

MINISTERIO DE INDUSTRIA,  
COMERCIO Y TURISMO



# CUADERNOS ECONÓMICOS

Número 103 • 2022/I

Desequilibrios exteriores y crisis  
de deuda soberana

*External imbalances and sovereign  
debt crisis*



FECYT-457/2021  
Fecha de certificación: 30 de julio de 2021 (1ª convocatoria)  
Válido hasta: 30 de julio de 2022

## EDITORIA

**María del Carmen Díaz Roldán**  
Universidad de Castilla-La Mancha

## CONSEJO CIENTÍFICO

**Michele Boldrin**, Washington University in St Louis  
**Mariam Camarero Olivas**, Universitat Jaume I  
**Álvaro Escribano**, U. Carlos III de Madrid  
**María Paz Espinosa**, U. del País Vasco  
**Jesús Gonzalo Muñoz**, U. Carlos III de Madrid  
**Andrew Jones**, University of York  
**Timothy J. Kehoe**, University of Minnesota  
**José María Labeaga**, UNED  
**Santiago Lago Peñas**, Universidad de Vigo  
**Inés Macho Stadler**, U. Autònoma de Barcelona  
**Inmaculada Martínez Zarzoso**, Universitat Jaume I  
**Matilde Mas Ivars**, Universitat de València  
**Franco Peracchi**, University of Rome Tor Vergata  
**Marta Rey García**, Universidade da Coruña  
**Joan Enric Ricart**, IESE, U. de Navarra

## CONSEJO EDITORIAL

**Carmen Arguedas Tomás**, U. Autónoma de Madrid  
**Luis Ayala Cañón**, UNED  
**Hugo Benítez-Silva**, Stony Brook University N.Y.  
**Florentino Felgueroso**, U. de Oviedo  
**Ángel López Nicolás**, U. Politécnica de Cartagena  
**Ana Lozano Vivas**, U. de Málaga  
**Javier Salinas Jiménez**, U. Autónoma de Madrid  
**Javier Suárez Pandiello**, U. de Oviedo

## DIRECCIÓN EJECUTIVA

**Bernardo Hernández San Juan**

## JEFE DE REDACCIÓN

**Antonio Alonso González**

## REDACCIÓN

**Ana Belén Rodríguez Rodríguez**

## EDICIÓN Y REDACCIÓN

Ministerio de Industria, Comercio y Turismo  
Secretaría de Estado de Comercio  
Paseo de la Castellana, 162. Planta 12. 28046 Madrid  
Teléfonos 91 349 6053 / 91 349 2548

## DISTRIBUCIÓN

Ministerio de Industria, Comercio y Turismo  
Centro de Publicaciones  
Calle Panamá, 1. Planta 0, despacho 3. 28036 Madrid  
Teléfonos: 91 349 5129 / 91 349 5133 / 91 349 4335  
CentroPublicaciones@mincotur.es  
[www.revistasice.com](http://www.revistasice.com)

Esta publicación se encuentra en las siguientes bases de datos bibliográficas:  
*REBIUN, ECONLIT, DIALNET, LATINDEX, DICE, InDICES CSIC e ISOC.*  
*Sus índices de impacto aparecen en IN-RECS.*

Los análisis, opiniones y conclusiones expuestos en los artículos de esta publicación son los de los autores y no representan opiniones oficiales de la Secretaría de Estado de Comercio, con las que no tienen por qué coincidir necesariamente.

Editor: S.G. de Estudios y Evaluación de Instrumentos de Política Comercial. Secretaría de Estado de Comercio  
Diseño de cubierta: TexTec  
Composición y maquetación: TexTec  
Impresión y encuadernación: Centro de Impresión Digital y Diseño de la Secretaría de Estado de Comercio  
Papel:

Exterior: estucado mate ecológico (250 g)  
Interior: offset ecológico FSC/TCF (80 g)

ECPMINCOTUR: 1.ª ed./200/0722  
PVP: 18 € + IVA  
DL: M 22392-1977  
NIPO: 112-19-008-4  
e-NIPO: 112-19-009-X  
ISSN: 0210-2633  
e-ISSN: 2340-9037

**Catálogo general de publicaciones oficiales:**

<https://cpage.mpr.gob.es/>

# CUADERNOS ECONÓMICOS DE ICE

MINISTERIO DE INDUSTRIA, COMERCIO Y TURISMO

NÚMERO 103 • 2022/I

## SUMARIO

• Presentación .....	Mariam Camarero y Timothy J. Kehoe	5
<i>Crisis de deuda soberana</i>		
• Riesgo de impago y su interacción con los fundamentales: el caso de Grecia .....	Marta García Rodríguez	13
• Las crisis de refinanciación en los mercados de deuda soberana .....	Juan Carlos Conesa y Timothy J. Kehoe	43
• Un modelo de riesgo soberano con recursos naturales .	Carlos Esquivel	69
• Reservas internacionales en modelos de deuda soberana .....	Agustin Samano	89
• Regulación bancaria e integración financiera: los desequilibrios en la eurozona .....	Jarosław Strzałkowski	117
<i>Desequilibrios exteriores</i>		
• US. external imbalances: an empirical approach .....	Alberto Fuertes	157
• Desequilibrios globales y pandemia. Impacto y perspectivas .....	Enrique Alberola, Ángel Estrada, Ivan Kataryniuk y Francesca Viani	177
• Recessions and external imbalances .....	Julia Estefanía-Flores, Davide Furceri, Pablo González-Domínguez y Daniel Jiménez	205
• Análisis de la sostenibilidad del sector exterior en la OCDE con técnicas de multicointegración.....	Mariam Camarero, Josep Lluís Carrion-i-Silvestre y Cecilio Tamarit	237
• Current account targeting hypothesis versus twin deficit hypothesis: the European Monetary Union experience of Portugal .....	António Afonso y José Carlos Coelho	273



# Presentación

## Desequilibrios exteriores y crisis de deuda soberana

Mariam Camarero  
Universidad Jaume I

Timothy J. Kehoe  
Universidad de Minnesota y Banco de la Reserva Federal de Mineápolis

Este número 103 de *Cuadernos Económicos de Información Comercial Española* tiene como objetivo proporcionar una aproximación a la medición y análisis de los desequilibrios externos. A pesar de que frecuentemente los desequilibrios externos se han considerado un fenómeno de corto plazo, la experiencia tanto de países emergentes como de economías avanzadas, especialmente en lo que llevamos de milenio, es que detrás de estos desequilibrios se esconden fenómenos estructurales, tanto reales como financieros, que son difíciles de corregir en ausencia de medidas de política económica. La globalización ha acentuado las interdependencias, mientras que las crisis sucesivas (comenzando con la financiera de 2008, pasando por la pandemia de la COVID-19 iniciada en 2020 y continuando con la invasión rusa de Ucrania) han demostrado cómo dichos desequilibrios pueden comprometer la recuperación si los países no cuentan con instrumentos o margen de maniobra que les permita una rápida salida de las crisis.

La cuenta corriente suele representar el primer mecanismo de alerta, ya que sólo en muy contadas ocasiones un déficit indicaría un proceso de *catching-up* de economías emergentes que se abren a la financiación internacional. Lo más frecuente es que los países con déficit tengan problemas de competitividad, de sostenibilidad de sus finanzas públicas o de carácter demográfico. Por ello, aun cuando la balanza por cuenta corriente pueda corregirse tras un déficit, es necesario que el análisis de la sostenibilidad exterior se centre también en las variables acumuladas (como la deuda soberana o la posición neta de activos exteriores).

Con el fin de profundizar en la dimensión, evolución y mecanismos de ajuste de los desequilibrios externos, los diez artículos que forman este número de *Cuadernos Económicos de ICE* están estructurados en dos partes.

En la primera de ellas, que contiene cinco artículos, presentados por invitación de Timothy Kehoe y editados por Kehoe y Carmen Díaz Roldán, constituyen un libro de lecturas sobre teoría y aplicaciones de modelos de crisis de deuda soberana. El enfoque común de estos artículos constituye lo que podemos llamar la Escuela de Mineápolis de crisis de deuda soberana porque se basa en investigaciones de economistas como Manuel Amador, Cristina Arellano, Javier Bianchi, Harold Cole, Juan Carlos Conesa, Timothy Kehoe y Juan Pablo Nicolini, que actualmente trabajan, o

que han trabajado en el pasado, en el Banco de la Reserva Federal de Mineápolis y/o en la Universidad de Minnesota. De hecho, tres de los cinco artículos fueron escritos por economistas que recientemente terminaron su doctorado en la Universidad de Minnesota y otro fue escrito por una alumna de doctorado de la Barcelona School of Economics que realizó dos cursos impartidos por Kehoe. Este grupo de cinco artículos está dirigido no solo a economistas profesionales, sino también a estudiantes avanzados de pregrado y estudiantes de maestría y doctorado interesados en estudiar crisis de deuda del tipo de las que ocurrieron no solo en México en 1994–95 y Argentina en 2001, sino también las que ocurrieron en Portugal, Irlanda, Italia, Grecia y España en 2010-13.

El artículo escrito por **Marta García Rodríguez** (Universitat Autònoma de Barcelona y la Barcelona School of Economics) proporciona una introducción de nivel de libro de texto avanzado a las implementaciones numéricas del modelo de deuda soberana desarrollado por Jonathan Eaton y Mark Gersovitz en su artículo de 1981. García Rodríguez se centra en el modelo numérico desarrollado por Cristina Arellano para estudiar la crisis de la deuda de 2001 en Argentina. El artículo de Arellano de 2008 se ha convertido en una referencia en la literatura sobre deuda soberana. García Rodríguez desarrolla una versión de este modelo para estudiar la crisis de la deuda de 2010-12 en Grecia. En este modelo, una pequeña economía abierta tiene ingresos que fluctúan estocásticamente en el tiempo. Cuando los ingresos son bajos, el gobierno del país pide prestado al resto del mundo para que pueda suavizar el consumo, sin embargo el país está restringido a endeudarse utilizando bonos que no pueden depender de los ingresos del país. Esto implica que, si un país se ve afectado por una serie de choques negativos consecutivos en su ingreso, puede optar por dejar de pagar su deuda, dependiendo de cuán severas sean las sanciones por incumplimiento. García Rodríguez muestra cómo calibrar los parámetros de su modelo para que los datos generados por el modelo se asemejen en el tiempo a los datos macroeconómicos griegos, y evalúa el desempeño del modelo al replicar estadísticos como correlaciones y desviaciones estándar de variables clave antes y después de una crisis de deuda. En esta calibración, el gobierno es más impaciente que los inversores internacionales para dar cuenta de los altos niveles de deuda soberana observados en los datos. En general, el modelo funciona bien, pero, como señala García Rodríguez, hay un amplio margen para la investigación que mejoraría el rendimiento del mismo. En términos de la colección de artículos en este número de *Cuadernos Económicos*, el artículo de García Rodríguez sirve como una introducción a la mecánica de cómo construir un modelo computable que genera crisis de deuda y de cómo evaluar el desempeño de este tipo de modelos.

En los modelos en la tradición de Eaton y Gersovitz, las crisis de la deuda se desencadenan por perturbaciones en los fundamentos económicos. En los modelos de Arellano y García Rodríguez, estos choques son choques al ingreso. En su artículo, **Juan Carlos Conesa** (Universidad de Stony Brook) y **Timothy J. Kehoe** (Universidad de Minnesota y Banco de la Reserva Federal de Mineápolis) estudian una clase de modelos en los que la ocurrencia o no de una crisis también puede depender de

los impactos en las expectativas de los inversores internacionales. Conesa y Kehoe desarrollan una versión de nivel de libro de texto avanzado del modelo utilizado por Harold Cole y el propio Kehoe en su artículo de 1996 para estudiar la crisis de la deuda de 1994-95 en México. En este modelo, algunas malas noticias pueden poner nerviosos a los inversores a la hora de comprar bonos del país. Si las noticias ponen a los inversionistas tan nerviosos que la subasta de bonos falla, entonces el gobierno puede verse obligado a incumplir sus obligaciones vencidas, o incluso elegir hacerlo. Para simplificar el modelo, Conesa y Kehoe siguen la literatura al suponer que las malas noticias no están conectadas con los fundamentos económicos. Cuando este es el caso, la mala noticia se conoce como una mancha solar. Si esta mancha solar no ocurre, entonces no hay crisis. A diferencia de los modelos en los que las crisis dependen solo de cambios en los fundamentos, el gobierno puede eliminar la posibilidad de que ocurra este tipo de crisis que dependen de las profecías autocumplidas de los inversores alargando el vencimiento de su deuda y, por lo tanto, reduciendo sus necesidades de refinanciamiento. Conesa y Kehoe discuten la evidencia de que el gobierno de República Dominicana pudo reducir la prima de riesgo de sus bonos al realizar operaciones financieras para alargar el vencimiento de su deuda en 2020 y 2022.

Mientras que los artículos de García Rodríguez y de Conesa y Kehoe se centran en la teoría básica de los modelos de crisis de deuda, los artículos de Carlos Esquivel y Agustín Sámano se centran en las aplicaciones de estas teorías. En su artículo, **Carlos Esquivel** (Universidad de Rutgers) construye un modelo para analizar una regularidad empírica que descubre en los datos: tras un importante descubrimiento de petróleo, un país experimenta aumentos en los diferenciales de sus bonos soberanos durante los cinco años o más que lleva comenzar a explotar ese descubrimiento. Esquivel construye un modelo, basado en el de Arellano, de equilibrio general dinámico y estocástico de tres sectores para evaluar las fuentes del aumento de los diferenciales. En este modelo, tras el descubrimiento de un importante campo petrolero, el país pide más dinero prestado en el extranjero e invierte más para poder extraer el petróleo en el futuro. Aquí, la estructura de tres sectores del modelo (extracción de petróleo, producción de bienes transables no petroleros y producción de bienes no transables) es esencial: el capital de los otros sectores no puede moverse sin fricción hacia la extracción de petróleo. Durante la transición a la extracción de petróleo, a medida que el país cambia los recursos entre sectores, experimenta la enfermedad holandesa en la que se aprecia el tipo de cambio real. También se expone a un mayor riesgo porque su deuda externa aumenta y el precio relativo del petróleo es más volátil que el precio relativo de los bienes transables internos no petroleros. La mayor volatilidad de los precios del petróleo implica que un gran descubrimiento de petróleo hace que el país sea más rico pero también más volátil.

En su artículo, **Agustín Sámano** (Banco Mundial) utiliza un modelo similar al de Arellano para estudiar la gestión óptima de las reservas en un entorno en el que los choques exógenos al producto pueden inducir al gobierno al incumplimiento. Toma como punto de partida el artículo de 2009 de Laura Alfaro y Fabio Kanczuk, pero

introduce una gran innovación al modelo que cambia radicalmente los resultados de Alfaro-Kanczuk: en lugar de tener un gobierno unificado que tome decisiones sobre endeudamiento, gasto y acumulación de reservas extranjeras, tiene dos entidades gubernamentales: un gobierno que toma decisiones sobre endeudamiento y gasto y un banco central independiente que toma decisiones sobre cómo aumentar o disminuir las reservas y qué parte de sus ingresos, que varían con la producción, transferir al gobierno. Tanto el gobierno como el banco central en el modelo de Sámano son benevolentes en el sentido de que actúan para maximizar una suma descontada de las utilidades del consumo de los agentes privados. Asume, al igual que Arellano y García Rodríguez, que el gobierno es impaciente en comparación a los agentes privados y los inversores internacionales. Estudia dos versiones de su modelo, en la primera, el banco central independiente es más paciente que el gobierno, y en la segunda, el banco central es impaciente y el gobierno y el banco central actúan como una sola entidad, obteniendo Sámano resultados similares a los de Alfaro-Kanczuk donde el gobierno-banco central no acumula reservas. Sin embargo, en el modelo con un banco central independiente, el banco central acumula reservas para deshacer parcialmente el endeudamiento del gobierno. Sámano encuentra que una versión calibrada de su modelo puede dar cuenta de una gran fracción de la acumulación de reservas que hemos visto en economías de mercados emergentes como México. También encuentra que hay ganancias significativas de bienestar en la independencia del banco central porque reduce la frecuencia de los incumplimientos.

En su artículo, **Jaroslav Strzalkowski** (Universidad Estatal de Nueva York en Plattsburgh) no se centra en la mecánica de una crisis de deuda, sino que se pregunta cómo España se hizo vulnerable a una crisis de deuda en 2011-2013. Se centra en el impacto de la integración del mercado europeo de préstamos interbancarios tras la implementación de la Unión Económica y Monetaria. En este contexto, plantea la hipótesis de que la característica crucial de esta integración en los resultados macroeconómicos en España y Alemania fue que la integración del mercado de préstamos interbancarios no estuvo acompañada de una armonización de las normas o regulaciones bancarias. En su modelo, a los bancos alemanes les resulta rentable prestar a los bancos españoles debido a las regulaciones más laxas en España. Strzalkowski modela las regulaciones más estrictas en Alemania como restricciones colaterales más estrictas para las empresas que necesitan pedir prestado a los bancos para financiar sus operaciones. Antes de la integración del mercado de préstamos interbancarios, estas restricciones colaterales más estrictas condujeron a tasas de interés más altas en Alemania que en España, tal y como se encuentran en los datos. La integración del mercado de préstamos interbancarios conduce a grandes préstamos interbancarios de bancos alemanes a bancos españoles, y a un auge económico en España pero con una menor productividad allí, características también consistentes con los datos. Strzalkowski cuantifica el modelo e identifica que los parámetros cruciales que gobiernan la fortaleza del marco regulatorio también controlan la dirección y magnitud de los flujos de capital que surgen después de la integración.

La segunda parte de este número también consta de cinco artículos, presentados por invitación de Mariam Camarero y editados con la colaboración de Carmen Díaz Roldán. El nexo común a todos ellos es el análisis de la evolución de los desequilibrios externos, su sostenibilidad y los procesos que los han generado y los explican. Se abordan no sólo los efectos de la crisis financiera y de la pandemia sobre ellos, sino las perspectivas de reequilibrio a largo plazo y las medidas de política económica que ayudarían a su corrección.

En el primero de los artículos, elaborado por **Alberto Fuertes**, del Banco de España, y titulado “U.S. external imbalances: an empirical approach”, se analizan las principales fuentes del elevadísimo desequilibrio externo que Estados Unidos viene acumulando desde el final de Bretton Woods. Siguiendo el enfoque de Gourinchas y Rey (2007), la explicación del desequilibrio se puede deber tanto a cuestiones reales (comerciales) como financieras. El autor utiliza una ecuación de valor presente para relacionar los desequilibrios externos con el diferencial en el rendimiento de activos y pasivos externos, por un lado, y las exportaciones netas, por otro. Obtiene como resultado que son las diferencias en los rendimientos de los activos netos lo que determina que se produzca el ajuste. En circunstancias favorables (mayores rendimientos de los activos extranjeros y depreciación del dólar), el ajuste tardaría aproximadamente 10 años. Concluye que no se dan actualmente las condiciones, especialmente tras la COVID-19, que ha retrasado la vuelta a una cierta normalidad en los mercados financieros internacionales.

Este último problema, los efectos de la pandemia sobre los desequilibrios externos, lo analizan **Enrique Alberola** (Banco de Pagos Internacionales), Ángel Estrada, **Ivan Kataryniuk** y **Francesca Viani** (los tres del Banco de España) en el siguiente artículo «Desequilibrios globales y pandemia. Impacto y Perspectivas». Parten de la misma premisa que el artículo anterior: después de la crisis financiera internacional se estaban ajustando los desequilibrios exteriores globales medidos en flujos, es decir, tanto los déficits como los superávits por cuenta corriente se estaban reduciendo, pero no los desequilibrios en la posición de inversión internacional (los stocks), que siguieron aumentando. La COVID-19 ha empeorado la situación y puede tener incidencia a largo plazo, puesto que los diferentes ritmos de recuperación y los cambios producidos en la economía mundial, volverán a afectar a las posiciones de inversión relativas. Entre dichos cambios los autores mencionan no sólo los que afectan a las cadenas globales de valor, sino también los de carácter demográfico, el aumento del teletrabajo y la digitalización (tanto financiera como en la producción de bienes y otros servicios). Decisiones sobre la fiscalidad aplicada a las empresas globales y la transición hacia la descarbonización y la economía verde son también susceptibles de provocar cambios estructurales en las posiciones externas. Es, sin embargo, complicado conocer en estos momentos su dirección.

Dado que los desequilibrios externos se remontan a varias décadas atrás, una cuestión clave que abordan en su artículo **Julia Estefanía-Flores**, **Davide Furceri**, **Pablo González-Domínguez** y **Daniel Jiménez** (todos ellos economistas del Fondo Monetario Internacional) es la relación entre crecimiento y desequilibrios externos

y el comportamiento cíclico de estos. En “Recessions and external imbalances”, su principal preocupación es si las recesiones se ven agravadas por dichos desequilibrios. En concreto, se preguntan por su papel en diversas crisis y recuperaciones, así como por la intensidad de sus efectos para diferentes grupos de países. Sus principales conclusiones, basadas en hechos estilizados y estimaciones en panel, es que las crisis y recesiones suelen estar precedidas por desequilibrios persistentes en la balanza por cuenta corriente, lo que genera, a continuación, rápidos y marcados ajustes. Por tanto, habría una relación procíclica entre expansiones/recesiones y desequilibrios. Sin embargo, el grado de esta relación varía de forma importante entre países, siendo más intensa en países avanzados, importadores de petróleo y con posiciones deficitarias en la cuenta corriente. Los autores detectan, no obstante, que la pandemia puede haber modificado esta relación procíclica, ya que en 2020 obtienen una relación negativa entre crecimiento y desequilibrios. La cuestión es si esto es una excepción o marca cambios más profundos. En cualquier caso, los desequilibrios externos constituyen uno de los principales canales de transmisión (amplificada) del estrés financiero y, por tanto, deben ser vigilados y, si fuera posible, reducirlos.

El artículo realizado por **Mariam Camarero** (Universidad Jaume I), **Josep Lluís Carrion-i-Silvestre**, de la Universidad de Barcelona y **Cecilio Tamarit** (Universidad de Valencia) titulado «Análisis de la sostenibilidad del sector exterior en la OCDE con técnicas de multicointegración» está también relacionado con los dos primeros artículos de este apartado. De igual forma que estos, la estrategia empírica adoptada parte de la hipótesis de que los desequilibrios acumulados (los stocks) son fundamentales para explicar los procesos de ajuste externo. Por tanto, el contraste de la sostenibilidad se realiza basado en la relación entre desequilibrios flujo y acumulados. En el contexto de series temporales (con el uso de raíces unitarias y cointegración para estudiar la sostenibilidad) es importante tener en cuenta que hay, potencialmente, dos niveles de sostenibilidad. En el primero, se analiza si existe una relación a largo plazo entre las variables flujo, mientras que en el segundo se relacionarían las variables flujo con las acumuladas. Además, los autores incluyen la presencia de cambios estructurales en estas relaciones, normalmente asociados a crisis o a cambios institucionales (creación del Mercado Interior europeo, introducción del euro, etc.). Los resultados apuntan a que, para la gran mayoría de países, los desequilibrios externos serían sostenibles. Además, para algunos de ellos, existiría un segundo nivel de cointegración. Estos son los casos de Nueva Zelanda, Portugal, España y Suiza. Para el resto, la globalización y la Unión Monetaria habrían hecho menos vinculante la restricción externa intertemporal. Cuando los desequilibrios son persistentes y se acumulan, sin embargo, se generan procesos de ajuste a partir de un cierto nivel. Este ha sido el caso de España y Portugal.

Precisamente es el caso de Portugal el que **António Afonso** y **José Carlos Coelho**, ambos afiliados a la Universidad de Lisboa, abordan en el artículo titulado “Current account targeting hypothesis versus twin deficit hypothesis: the EMU experience of Portugal”. En él estudian la relación entre el desequilibrio exterior y el de las cuentas públicas, centrándose en el período de Unión Monetaria Europea con

datos trimestrales. De la misma forma que en España, en Portugal se han acumulado tanto déficits externos como déficits públicos en los últimos años, por lo que resulta especialmente relevante saber si existe causalidad entre ambos, así como su dirección, tanto desde el punto académico como desde el de la decisión política. La cuestión es si las medidas fiscales restrictivas pueden también ayudar al ajuste externo. Esta relación no existiría si se cumple la Equivalencia Ricardiana. Por otro lado, según la hipótesis de *Current Account targeting* formulada por Poterba y Summers, el desequilibrio externo se transmitiría al exterior (a través de los estabilizadores automáticos) pero también la política fiscal podría corregir los déficits exteriores. Utilizando diversas metodologías de series temporales, los autores concluyen que existe causalidad bidireccional entre las dos magnitudes. Además, una reducción del déficit público ayudaría a mitigar el exterior, por lo que se verificarían las dos hipótesis propuestas. Sin embargo, el efecto es pequeño, por lo que no sería la política fiscal la herramienta adecuada para equilibrar las cuentas exteriores. Los autores diferencian consumo e inversión pública. Mientras que el consumo público crearía un importante deterioro en la cuenta corriente, políticas públicas que promuevan la inversión mejorarían el funcionamiento de la economía a largo plazo y, a pesar del efecto negativo en el equilibrio exterior a corto plazo, serían las medidas más recomendables.



# Riesgo de impago y su interacción con los fundamentales: el caso de Grecia\*

## *Default risk driven by fundamentals: the case of Greece*

Marta García Rodríguez  
Universitat Autònoma de Barcelona  
Barcelona School of Economics (BSE)

### **Resumen**

*Este artículo explica cómo implementar y calibrar un modelo de deuda con mercados incompletos, siguiendo la línea de Eaton y Gersovitz (1981) y Arellano (2008). Para mostrar cómo se puede calibrar dicho modelo, se utiliza un conjunto de datos de la economía griega como ejemplo. A lo largo del artículo, se discute el funcionamiento cuantitativo de dicho modelo, así como posibles extensiones y modificaciones que podrían llevarse a cabo en el mismo.*

**Palabras clave:** deuda soberana, prima de riesgo, coste de impago, quita de deuda.

**Clasificación JEL:** E21, E23, E32, E43, F34, O11, O19.

### **Abstract**

*This paper explains how to implement and calibrate a debt model with incomplete markets, following the line of Eaton and Gersovitz (1981) and Arellano (2008). Using data from the Greek economy as an example, I show how to calibrate the model. Throughout the paper, I discuss the quantitative performance of the model, as well as possible extensions and modifications that could be carried out on the model.*

**Keywords:** sovereign debt, risk premium, cost of default, haircut.

---

\* La autora desea agradecer a los dos evaluadores anónimos y a Timothy J. Kehoe los útiles comentarios y recomendaciones; y a María del Carmen Díaz Roldán, la excelente ayuda a la investigación.

## 1. Introducción

Un buen punto de partida cuando queremos iniciarnos en el estudio de modelos de deuda, son los modelos de deuda soberana con mercados incompletos. Estos modelos se centran en una pequeña economía abierta al exterior, que opera con un bono no contingente para protegerse contra los choques en su dotación o producción. La única contingencia estatal contemplada por los mercados de activos es la opción de impago. La estructura de activos incompleta permite analizar las primas de deuda que varían en el tiempo debido al incumplimiento en equilibrio. Estos modelos nos ofrecen un punto de partida natural para pensar en el impago, ya que vinculan el riesgo de impago con los fundamentales de la economía, como son la producción y la deuda externa de un país. Reflejando el hecho empírico de que el impago se produce con mayor frecuencia en países cuando sus fundamentales son malos.

El principal modelo para el análisis cuantitativo de la deuda soberana es el de Eaton y Gersovitz (1981), cuyas primeras versiones cuantitativas fueron exploradas por Hamann (2002), Aguiar y Gopinath (2006) y Arellano (2008). Este artículo se centra en el último. Arellano utiliza Argentina para la aplicación del modelo, en su artículo muestra cómo el modelo se ajusta estrechamente al ciclo económico de Argentina y a la dinámica observada en sus principales variables. Muestra que el impago llevado a cabo en Argentina en 2001 fue propiciado por una caída de su producto interior bruto y por unos niveles de deuda elevados.

Debido a que este tipo de modelos son muy buenos para estudiar algunos aspectos de las crisis de deuda, el objetivo de este artículo es revisar el uso de este modelo en el análisis de las crisis de deuda. Vamos a ilustrar esto construyendo un modelo siguiendo la línea de Eaton y Gersovitz (1981) y Arellano (2008) y calibrándolo para la economía griega, ya que fue el país más afectado por la reciente crisis de deuda sufrida en Europa.

La crisis financiera que tuvo lugar en Europa en septiembre de 2008 fue seguida por una crisis de deuda. Esta se caracterizó por un pronunciado aumento de los rendimientos en los mercados de deuda pública en Europa. La verdadera tensión no apareció hasta 2010, cuando Grecia se vio obligada a pedir ayuda externa ante la incapacidad de repagar su deuda. Grecia recibió en ese año el primer rescate financiero del Fondo Monetario Internacional (FMI) y de los acreedores europeos; a partir de ese momento, se le cerró el acceso a los mercados financieros. Grecia fue seguida de otros Estados miembros que no podían pagar o refinanciar su deuda pública sin la ayuda de terceros como el Banco Central Europeo, el FMI u otros países europeos.

El 25 de abril de 2012, Grecia concluyó el proceso de quita de parte de su deuda en manos privadas y anunció la cancelación de 106.000 millones de euros, el 96,9% de los inversores asumieron una quita de la deuda de aproximadamente 53,5% del valor nominal de los bonos, con una reestructuración que alargó los vencimientos y redujo los pagos de intereses, llevando a un recorte total del 75%, aproximadamente. Esa quita de deuda era una condición necesaria para recibir un segundo rescate que evitara la quiebra del país heleno. Esto coincidió con el momento en que la prima de riesgo alcanzó su valor más álgido.

Esta situación ocurrida en Europa recientemente nos ha hecho darnos cuenta de que los episodios de impago no ocurren solo en países subdesarrollados o en vías de desarrollo. Todo ello ha reavivado el interés de los investigadores por entender los determinantes que ponen a los Gobiernos en riesgo de impago y, por tanto, es un área de investigación muy activa en la actualidad.

Este modelo es importante, ya que es capaz de generar muy buenas dinámicas en torno a un episodio de impago. Antes del impago, la producción y consumo caen, mientras que se produce un incremento significativo de la prima de riesgo. Después del impago, la producción y el consumo comienzan a recuperarse.

Los resultados que obtenemos de simular el modelo adaptado a la economía griega sugieren que el modelo se ajusta bastante bien a dicha economía. En muchas dimensiones, el funcionamiento del modelo es realmente bueno. Es capaz de generar correlaciones de la balanza comercial y el consumo con la producción, y una prima de riesgo media, que se aproximan bastante a las observadas en los datos. Las principales discrepancias se producen en la volatilidad de la prima de riesgo, la volatilidad del consumo en relación con la producción y en la correlación entre la prima de riesgo y la balanza comercial.

Este modelo proporciona una idea cuantitativa sobre qué economías pueden ser propensas al impago y por qué, pero la simplicidad de este modelo no puede explicar algunos hechos empíricos o fenómenos económicos que se dan en algunos casos. Por ello, al final del artículo, se hace referencia a posibles extensiones y modificaciones del modelo, incluyendo: *i*) la vulnerabilidad a las crisis de deuda autocumplidas; *ii*) choques en el tipo de interés internacional y en términos reales de intercambio; *iii*) la inclusión de bonos de deuda a largo plazo en el modelo; y, finalmente, *iv*) el proceso de renegociación de la deuda tras declarar el impago.

El artículo está estructurado de la siguiente forma. La sección 2 presenta y describe en detalle el modelo principal. La sección 3 calibra el modelo y lo utiliza para analizar las crisis de la deuda europea, poniendo el foco en Grecia. Comparo los principales estadísticos obtenidos del modelo con los observados en los datos. La sección 4 incluye una guía de posibles extensiones del modelo y, finalmente, la sección 5 muestra las conclusiones del trabajo.

## 2. Modelo

Este modelo describe las interacciones entre el riesgo de impago, la producción y un tipo de interés de equilibrio, que incluye una prima por riesgo de impago endógeno. Asumiremos que tenemos una economía pequeña y abierta al exterior en la que el responsable de la toma de decisiones es un Gobierno. Este puede pedir prestado dinero en un mercado de crédito. Los prestamistas son neutrales al riesgo. Los contratos de deuda soberana no son ejecutables en el mercado financiero internacional. Esto implica que el Gobierno puede tomar una decisión de impago en cualquier momento sobre la deuda pendiente que tiene con sus prestamistas. Pero impagar, conlleva asumir unos costes: por un lado, costes de producción y, por otro

lado, se cierra el acceso a los mercados internacionales de crédito. Las recesiones prolongadas causadas por perturbaciones negativas de deuda aumentan el incentivo del Gobierno a incumplir.

### 2.1. Producción, consumo, deuda y mercados de activos

La pequeña economía abierta está dotada de un flujo estocástico exógeno  $z_t$ , que sigue un proceso de Markov con un núcleo de densidad estocástica  $p(z, z')$ . El bien de producción puede ser comercializado o consumido. Los hogares dentro del país son idénticos y adversos al riesgo, cuyas preferencias vienen dadas por la siguiente función:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t), 0 < \beta < 1 \quad [1]$$

Donde  $c$  es el consumo,  $\beta$  es el factor de descuento y  $u(\cdot)$  es una función de utilidad creciente y estrictamente cóncava. Existe una transferencia de bienes a suma fija del Gobierno al hogar. Las pautas de consumo que disfrutan los hogares se ven afectadas por la decisión del Gobierno de pedir o prestar internacionalmente. El Gobierno es benévolo; es decir, su objetivo es maximizar (Expresión [1]). Dado que los hogares son adversos a las fluctuaciones del consumo, el Gobierno tratará de suavizar el consumo pidiendo préstamos a los acreedores extranjeros.

El único instrumento de crédito del que dispone el Gobierno es un bono con maduración de un periodo. Este se negocia en los mercados internacionales de crédito, y es vendido al precio,  $q(z, b')$ . El bono no es contingente al estado de la economía, esta característica genera un entorno en el cual tenemos mercados incompletos. La única contingencia estatal que contemplan los mercados financieros es la opción de impago.

La compra de un bono con valor nominal  $b'$ , confiere un reclamo de  $b'$  unidades de bienes de consumo en el próximo periodo, incurriendo en un coste  $qb'$  hoy. Por vender  $b'$  unidades de bienes del próximo periodo, el vendedor gana  $qb'$  de bienes hoy. Si  $b' > 0$ , el Gobierno se está endeudando; por tanto, se reciben  $qb'$  unidades del bien en el periodo actual, con la promesa de devolver  $b'$  unidades en el siguiente periodo. La función que determina el precio del bono de equilibrio,  $q(z, b')$ , depende del nivel de endeudamiento y de la producción.

Cuando el Gobierno no está excluido de los mercados financieros, su restricción presupuestaria es la siguiente:

$$c \leq z + q(z, b')b' - b \quad [2]$$

Para evitar el esquema de Ponzi, la siguiente restricción tiene que ser satisfecha en cada periodo,  $b \leq -W$ . Donde  $W$  se elige de forma que sea lo suficientemente grande como para que la restricción nunca sea vinculante en equilibrio.

Por otro lado, si el Gobierno elige impagar, tiene que hacer frente a la siguiente restricción presupuestaria:

$$z - \varphi(z) \tag{3}$$

Donde  $\varphi(z)$  representa la pérdida directa en la producción procedente de la decisión de incumplimiento. Se asume que es positiva y no decreciente. Esta puede ser expresada de la siguiente manera:

$$\varphi(z) = \max \{0, a_0 + a_1 z_t + a_2 z_t^2\} \tag{4}$$

La simulación del modelo se va a realizar para dos casos. Uno en el que el coste de producción derivado de la decisión de impago es uniforme (Arellano, 2008); y el otro, en el que el coste es cuadrático (Chatterjee y Eyigungor, 2012). La economía vuelve a  $z$ , solo después de que el país recupere el acceso a los mercados de crédito internacionales.

## 2.2. Mercados financieros

Supongamos que los acreedores son neutrales al riesgo y asumamos que conocen el proceso estocástico de la producción nacional en el momento  $t$ , por lo que poseen información perfecta sobre el proceso de asignación de la economía. Los inversores pueden pedir o prestar sin límite en un mercado de crédito internacional. El retorno que obtiene de invertir 1\$ en dicho mercado es  $1 + r$ , donde  $r > 0$  es un tipo de interés internacional constante, que se toma como exógeno. Alternativamente, los inversores pueden invertir en bonos soberanos. El retorno esperado de invertir 1\$ en deuda soberana es  $(1 - \delta(z, b'))/q(z, b')$ . La condición de no arbitraje implica:

$$1 + r = \frac{1 - \delta(z, b')}{q(z, b')} \tag{5}$$

Esta es la ecuación que determina el precio del bono soberano en equilibrio.

## 2.3. Cronología

El Gobierno, los acreedores extranjeros y los hogares actúan secuencialmente. Quién actúa primero es importante, porque determina si estamos en un modelo con un equilibrio único como Eaton y Gersovitz (1981), Aguiar y Gopinath (2006) y Arellano (2008) o con equilibrios múltiples como Calvo (1988), Cole y Kehoe (2000), Ayres *et al.* (2018) o Lorenzoni y Werning (2019)<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Estos últimos serán explicados con mayor detalle en la sección 5.

El Gobierno entra en un periodo con una deuda inicial  $b$ , que debe pagar ahora. Observa la producción actual,  $z$ , y opta por incumplir o pagar sus obligaciones de deuda pendientes. Si el Gobierno decide reembolsar, entonces elige  $b'$  sujeto a la restricción de recursos, dado el esquema de precios. En caso contrario, el Gobierno es expulsado de los mercados internacionales durante un periodo de tiempo estocástico. En caso de reembolso, los acreedores eligen  $b'$ , tomando  $q$  como dado. A continuación, se produce el consumo de los hogares, que incluye la dotación y la transferencia del Gobierno desde los mercados financieros. Siguiendo a Eaton y Gersovitz (1981), Arellano (2008) y Aguiar y Gopinath (2006), los prestatarios actúan primero, antes que los prestamistas. Esto implica que existe un único equilibrio.

#### 2.4. Equilibrio

La economía se caracteriza mediante un equilibrio recursivo en el que las funciones de decisión de los consumidores  $c$ , del Gobierno  $b'$  y la función de precio de los bonos  $q$ , determinan dicho equilibrio, dados los estados agregados de la economía  $s = (z, b)$ . El Gobierno elige si reembolsar o incumplir sus obligaciones pendientes de deuda, dados sus activos exteriores iniciales  $b$ , y después de observar el nivel de producción  $z$ . Con la decisión de reembolsar las obligaciones de la deuda, el Gobierno tiene que decidir el nuevo nivel de deuda  $b'$ , dado el precio de los bonos  $q(z, b')$ .

$v(z, b)$  es la utilidad del Gobierno con solvencia; es decir, que no está en situación de impago. Entra en un periodo con  $(z, b)$ . Y  $v_d(z)$  es la utilidad que se deriva de impagar. Esta no depende de  $b$ , porque cuando finalmente se recupera el acceso al crédito, los activos exteriores netos son iguales a 0. Cuando el Gobierno decide entrar en impago, la economía entra en una situación de parálisis financiera durante un breve periodo de tiempo. Esto ocasiona una caída de la producción de  $\phi(z)$ . El valor del impago viene dado por la siguiente función:

$$v_d(z) = u(z - \phi(z)) + \beta E_{z'|z} [(1 - \theta)v_d(z') + \theta v(z', 0)] \quad [6]$$

Donde  $\theta$  es la probabilidad de recuperar el acceso al mercado financiero internacional. Por otro lado, el valor de devolver la deuda y cumplir el contrato viene dado por:

$$v_c(z, b) = \max_{b'} u(z - q(z, b')b' + b) + \beta E_{z'|z} [v(z', b')] \quad [7]$$

Las tres funciones se relacionan de la siguiente forma:

$$v(z) = \max[v_c(z, b), v_d(z)] \quad [8]$$

La decisión del Gobierno puede caracterizarse por conjuntos de reembolso y conjuntos de morosidad.  $R(b)$  es el conjunto de niveles de renta para los que la decisión óptima es el reembolso para un determinado  $b$ :

$$R(b) = \{z \in Z: v_d(z) \leq v_c(z, b)\} \quad [9]$$

El conjunto complementario es  $D(b)$ , que representa el conjunto de niveles de renta para los que la decisión óptima es el impago:

$$D(b) = \{z \in Z: v_d(z) \geq v_c(z, b)\} \quad [10]$$

Las probabilidades de impago y los conjuntos de impago se relacionan de la siguiente manera:

$$\delta(z, b') = \int_{D(b')} f(z', z) dz' \quad [11]$$

Las probabilidades de impago de equilibrio son iguales a cero cuando hay conjuntos de impago vacíos,  $D(b') = \emptyset$ . Esto se debe a que la elección óptima es reembolsar para todas las realizaciones de  $z$ , con activos  $b'$ . En cambio, las probabilidades de impago son iguales a uno cuando  $D(b') = Z$ . En el caso anterior, para cualquier realización de  $z$ , es óptimo impagar.

*Definición de equilibrio:* El equilibrio recursivo de la economía viene dado por: *i)* la función de precios de los bonos  $q(z, b')$ ; *ii)* tres funciones de utilidad ( $v_d(z)$ ,  $v_c(z, b)$ ,  $v(z)$ ); *iii)* la tenencia de activos del Gobierno, condicionada a la elección de no impagar,  $b'(z, b)$ ; *iv)* una regla de decisión indicando al Gobierno cuándo incumplir  $D(b)$  y cuándo pagar  $R(b)$ ; *y*, por último, *v)* la función de consumo  $c(z, b)$ , tal que:

1. Se satisfacen las tres ecuaciones para  $(v_d(z), v_c(z, b), v(z))$ .
2. Dada la función de precios  $q(z, b')$ , las funciones de decisión del Gobierno  $b'(z, b)$ , los conjuntos de impagos  $D(b)$  y los conjuntos de reembolsos  $R(b)$ , satisfacen el problema de optimización del Gobierno.
3. La función de precios  $q(z, b')$  satisface la Ecuación [5]; es decir, es consistente con las probabilidades de impago del Gobierno y los beneficios nulos esperados por los acreedores.
4. Dadas las decisiones del Gobierno, el consumo de los hogares  $c(z, b)$  satisface la restricción de recursos.

### 3. Análisis cuantitativo

En esta sección, calibramos el modelo con los datos de Grecia. Mostramos el funcionamiento del modelo derivado de la simulación del mismo, y lo utilizamos para analizar la crisis de la deuda europea. El modelo también podría calibrarse para otras economías europeas, como por ejemplo España, Portugal o Italia. Finalmente, comparamos determinados momentos obtenidos de la simulación de modelo con los momentos observados en los datos, así como las dinámicas de determinadas variables.

### 3.1. Calibración

Por un lado, utilizamos valores estándar de la literatura para asignar el valor de algunos parámetros no cuestionables. Por otro lado, se utiliza un ejercicio de equiparación de momentos para precisar los más problemáticos, como son el factor de descuento y los parámetros que intervienen en la función de pérdida de la producción. En términos generales, el número de momentos debe ser mayor (o igual) que el número de parámetros. La idea es hacer coincidir ciertas características generales de la trayectoria de Grecia hasta el momento donde se produjo la quita de deuda. Los momentos a equiparar son tres: 1) ratio medio de títulos de deuda externa sobre el PIB del 0,63; 2) dos impagos por siglo, es decir, dos impagos entre 1912 y 2012; y, por último, 3) una volatilidad de la ratio balanza comercial sobre el PIB en torno al 0,05<sup>2</sup>. Los parámetros que se utilizarán en el ejercicio de equiparación de momentos son tres:  $\beta$ ,  $a_0$  y  $a_1$ .

Establecemos dos calibraciones dependiendo de si asumimos una función de pérdida de producción fija o cuadrática. En el caso de una función de pérdida cuadrática (Expresión [4]), asumimos la siguiente forma funcional para el parámetro  $a_2$ ,  $a_2 = (1 - a_1)/(2\max(z))$ . Esto asegura que la producción autárquica es siempre creciente en la dotación, y la producción autárquica alcanza un máximo al final de la cuadrícula de la renta. Cuando utilizamos el modelo donde la función de pérdida es fija, el parámetro  $a_2$  tiene que tomar valor cero, si no la función de pérdida no sería lineal (Cuadro 1).

La función de utilidad del hogar representativo es una función con aversión relativa al riesgo constante. Su parámetro de aversión al riesgo se fija en el nivel de 2, que es un valor común utilizado en los estudios del ciclo económico real. El tipo de interés trimestral libre de riesgo se fija en 1 %, de acuerdo con Paluszynski (2017). La probabilidad de reingreso tras el impago se fija en 0,0385, en línea con Chatterjee y Eyigungor (2012). El proceso estocástico de los ingresos se estima a partir de las series temporales del PIB de Grecia. Estimamos el proceso cíclico autorregresivo de orden uno, desde el tercer trimestre de 1997 hasta el cuarto trimestre de 2020,  $\log(z_t) = \rho \log(z_{t-1}) + \rho_\epsilon \epsilon_t$ , con  $E[\epsilon] = 0$  y  $E[\epsilon^2] = 1$ . Los parámetros de persistencia y varianza estimados son 0,9672 y 0,0253, respectivamente. El proceso de sustracción de la tendencia se basa en el error de previsión a dos años vista, para el caso base de camino aleatorio, siguiendo a Hamilton (2018).

Con respecto a la discretización del espacio de estados<sup>3</sup>, el número de puntos para la cuadrícula de producción y deuda elegidos por Arellano (2008) son 21 y 251, respectivamente. Sin embargo, Hatchondo y Martínez (2010) encuentran que la solución numérica del modelo de Eaton y Gersovitz (1981) se deteriora significativamente cuando la cuadrícula de producción se define de manera gruesa. Basándonos en ese trabajo, se establece el número de puntos de la cuadrícula de la producción y de la deuda igual a 200. La cuadrícula de la producción y la matriz de probabilidad de transición se calculan siguiendo a Schmitt-Grohé y Uribe (2009) (Cuadro 2).

<sup>2</sup> Alternativamente, podría utilizarse como momento a equiparar la volatilidad de la prima de riesgo en lugar de la volatilidad de la balanza comercial sobre el PIB.

<sup>3</sup> En el Apéndice C se expone más detalladamente el método de discretización del espacio de estados.

**CUADRO 1**  
**CALIBRACIÓN DE LOS PARÁMETROS ESTRUCTURALES DEL MODELO**

<b>Símbolo</b>	<b>Significado</b>	<b>Valor</b>	<b>Fuente</b>
$\sigma$	Aversión al riesgo	2	Estándar en la literatura
$r$	Tipo libre de riesgo trimestral	0,01	Paluszynski (2020)
$\theta$	Probabilidad de readmisión	0,0385	Chatterjee y Eyigungor (2012)
$\rho, \sigma_\epsilon$	Proceso estocástico	0,9624, 0,0269	PIB Grecia
<b>Función de pérdida cuadrática</b>			
$\beta$	Factor de descuento	0,871	Ejercicio de equiparación de momentos
$a_0$	Coste impago	-0,015	Ejercicio de equiparación de momentos
$a_1$	Coste impago	-0,337	Ejercicio de equiparación de momentos
$a_2$	Coste impago	0,4403	Calibración siguiendo forma funcional
<b>Función de pérdida fija</b>			
$\beta$	Factor de descuento	0,897	Ejercicio de equiparación de momentos
$a_0$	Coste impago	-0,856	Ejercicio de equiparación de momentos
$a_1$	Coste impago	0,971	Ejercicio de equiparación de momentos
$a_2$	Coste impago	0	Supuesto función no cuadrática

FUENTE: Elaboración propia.

**CUADRO 2**  
**CÁLCULO: DISCRETIZACIÓN DEL ESPACIO DE ESTADOS**

<b>Símbolo</b>	<b>Significado</b>	<b>Valor</b>
$n_z$	Número de puntos de la cuadrícula de producción (igualmente espaciados en términos logarítmicos)	200
$n_b$	Número de puntos de la cuadrícula de la deuda (igualmente espaciados)	200
$[\underline{z} \bar{z}]$ , desviación estándar	Límites cuadrícula producción	[0,6523, 1,5330], 4,2
$[\underline{b} \bar{b}]$	Límites cuadrícula producción de deuda	[0, 1,5]

FUENTE: Elaboración propia.

### 3.2. Momentos estadísticos del ciclo económico

El Cuadro 3 muestra la comparación entre los momentos procedentes de los datos griegos y los obtenidos en las simulaciones del modelo. El modelo I representa el modelo cuando asumimos una función de pérdida cuadrática para la producción. En el modelo II utilizamos una función de pérdida fija. Los momentos de los datos son calculados desde el primer trimestre de 2001 hasta el primer trimestre de 2012, con dos excepciones: la deuda externa trimestral del Gobierno como ratio del PIB, que es calculada desde 2004 a 2012 debido a la disponibilidad de los datos; y la frecuencia de impagos, que se calcula a lo largo de un periodo de 100 años, concretamente en este caso, desde 1912 a 2012. El intervalo de tiempo que se ha tenido en cuenta abarca el periodo que va desde que Grecia se convirtió en el duodécimo Estado de la zona euro hasta el momento de finalizar el proceso de quita de deuda.

La variable  $b/z$  representa la deuda externa trimestral del Gobierno como ratio del PIB. La prima de riesgo está en porcentaje por año, y representa el ciclo de la producción trimestral. Por último,  $tb/z$  denota la ratio entre la balanza comercial y el PIB.

Como se puede observar en el Cuadro 3, a parte de los momentos objetivos que son los tres primeros, los modelos generan una prima de riesgo media y una correlación entre la prima de riesgo y la producción muy en línea con los datos. No obstante, la volatilidad de la prima de riesgo generada está por debajo que la que se observa en los datos. El modelo I explica el 54 % de la volatilidad observada de la prima griega y alrededor del 65,5 % si utilizamos el modelo II. La relación entre la balanza comercial y el diferencial es positiva, pero los datos nos dicen que no es tan fuerte como la generada por el modelo. En los modelos, es más del doble de fuerte que la que observamos en el periodo analizado. Los modelos generan una prima de riesgo anticíclica como en los datos.

El Cuadro 4 muestra otras estadísticas del ciclo económico. Podemos observar que, en este caso, la coincidencia entre las estadísticas generadas por el modelo y las del periodo en cuestión son realmente buenas, con la excepción del primer momento.

**CUADRO 3**  
**DATOS Y SIMULACIONES DE MODELOS: CÁLCULO MOMENTOS**

	Frecuencia impago	$E(b/z)$	$\sigma(tb/z)$	$E(pr)$	$\sigma(pr)$	$\text{corr}(pr, z)$	$\text{corr}(pr, tb/z)$
<b>Datos</b>	2	0,63	0,05	2,67	5,07	-0,88	0,27
<b>Modelo I</b>	2,1	0,63	0,06	2,68	2,74	-0,53	0,80
<b>Modelo II</b>	1,9	0,63	0,06	2,37	3,15	-0,43	0,82

NOTAS: Los símbolos y abreviaturas  $E$ ,  $\sigma$ ,  $\text{corr}$  y  $pr$  denotan la media, la desviación estándar, la correlación y la prima de riesgo, respectivamente.

FUENTE: Elaboración propia.

## CUADRO 4

## DATOS Y SIMULACIONES DE MODELOS: MOMENTOS ESTADÍSTICOS ADICIONALES DEL CICLO ECONÓMICO

	$\sigma(c)/\sigma(z)$	$\text{corr}(c, z)$	$\text{corr}(tb/z, z)$
<b>Datos</b>	0,96	0,96	-0,29
<b>Modelo I</b>	1,31	0,87	-0,21
<b>Modelo II</b>	1,33	0,87	-0,24

NOTA: Los símbolos  $\sigma$  y  $\text{corr}$  representan la desviación estándar y la correlación, respectivamente.

FUENTE: Elaboración propia.

El modelo no capta el exceso de volatilidad del PIB con respecto al consumo, que es algo que ocurrió en Grecia durante el periodo anterior analizado. No obstante, esto es de esperar debido a la estrategia de calibración elegida. Es bien conocido en la literatura de deuda soberana que el modelo de impago soberano con deuda a corto plazo produce un exceso de volatilidad en el consumo cuando se calibra para que genere la ratio media de deuda sobre la producción<sup>4</sup>. Una estrategia alternativa de calibrar este modelo es con el servicio de la deuda, que es el flujo real que paga el país. Calibrar el modelo para generar el servicio de la deuda medio que se observa en los datos reduce la volatilidad del consumo.

El modelo explica el signo y la magnitud de  $\text{corr}(tb/z, z)$ . Además, predice un tipo de interés anticíclico, lo que hace que el ahorro y, por tanto, la propia balanza comercial sean anticíclicos. Lo mismo ocurre con el signo y la fuerza de la relación entre el consumo y la renta.

### 3.3. La mecánica del modelo

Para entender cómo funciona el modelo, es interesante ver cómo cambian las decisiones óptimas del Gobierno con respecto a las variables de estado ( $z, b$ ).

La Figura 1 ilustra para qué valores de la deuda y la renta es óptimo que el Gobierno elija el impago en lugar del repago de la deuda pendiente. La zona blanca representa el conjunto de situaciones de impago; mientras que la zona negra muestra el conjunto de situaciones de devolución. Para valores bajos de ingresos a partir de ciertos niveles de endeudamiento, es óptimo que el gobernante opte por el impago  $v_d(z) \geq v_c(z, b)$ . Para los niveles más bajos de deuda, no importa el nivel de ingresos o para los niveles más altos de ingresos, sean cuales sean los niveles de deuda, es óptimo que el Gobierno pague la deuda pendiente,  $v_d(z) \leq v_c(z, b)$ .

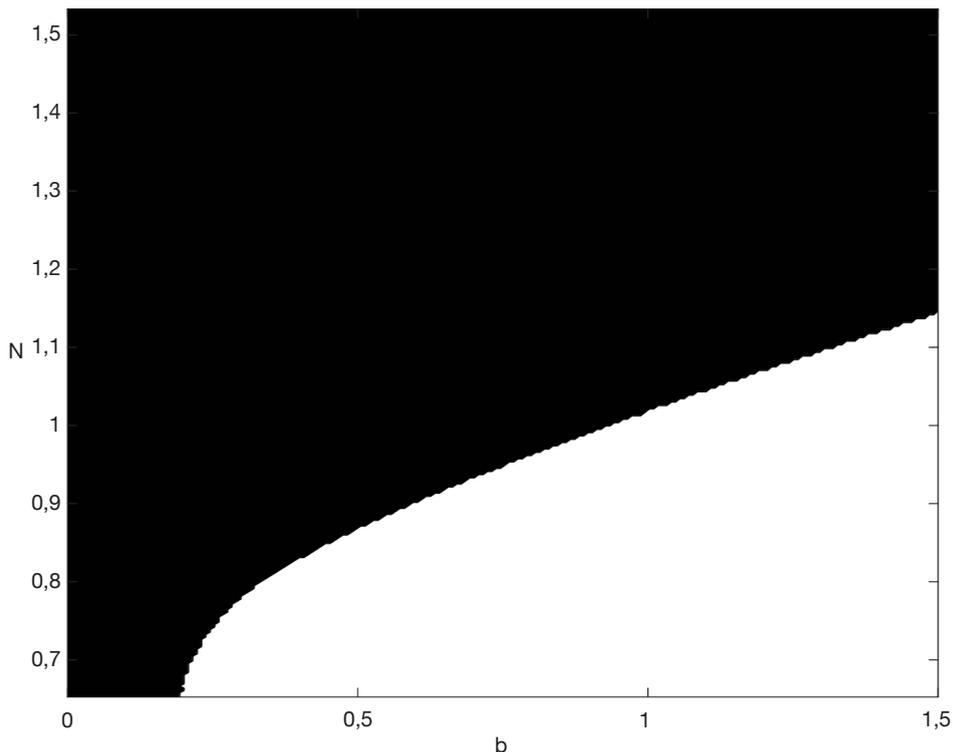
En la Figura 2 se analiza la política de endeudamiento para diferentes niveles de renta y deuda vigente. Unos niveles de deuda muy elevados, combinados con unos

<sup>4</sup> Véanse los cuadros 4 y 6 en Chatterjee y Eyigungor (2012).

niveles de deuda muy bajos, llevan al Gobierno a no pedir préstamos de activos porque no podrá devolverlos (zona negra). La economía se enfrenta a una recesión con niveles de deuda elevados. Dejando de lado ese caso extremo, para un valor dado de deuda, a medida que aumenta el nivel de renta, aumenta la cantidad de activos que el Gobierno toma prestados. Para un determinado nivel de renta, a medida que aumenta el nivel de deuda pendiente, aumenta la cantidad de activos que el Gobierno toma prestados para refinanciar la deuda pendiente.

Finalmente, es importante analizar cómo cambia el precio de los bonos para diferentes valores de la renta y la deuda para entender la dinámica de la prima de riesgo de los bonos soberanos. La Figura 3 muestra el esquema de precios de los bonos con respecto a la deuda y a diferentes niveles de renta. Se puede deducir que hay un fuerte descenso de los precios de los bonos durante las recesiones; es decir, para niveles bajos de renta a partir de un determinado nivel de endeudamiento (zona negra).

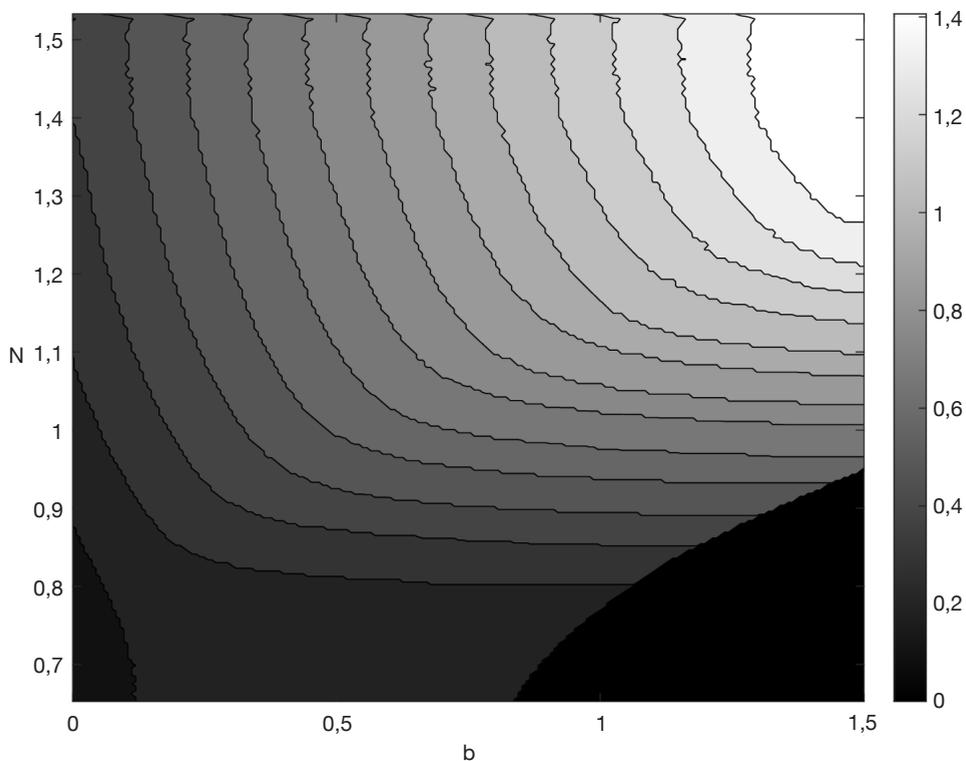
**FIGURA 1**  
**DECISIÓN ÓPTIMA DE IMPAGO EN FUNCIÓN DE LA DEUDA Y LOS INGRESOS**



NOTA: El color blanco representa el área donde es óptimo impagar y el negro el área de reembolso.

FUENTE: Elaboración propia.

**FIGURA 2**  
**DEUDA DEL PRÓXIMO PERIODO EN FUNCIÓN DE LA DEUDA ACTUAL Y DE LOS INGRESOS**

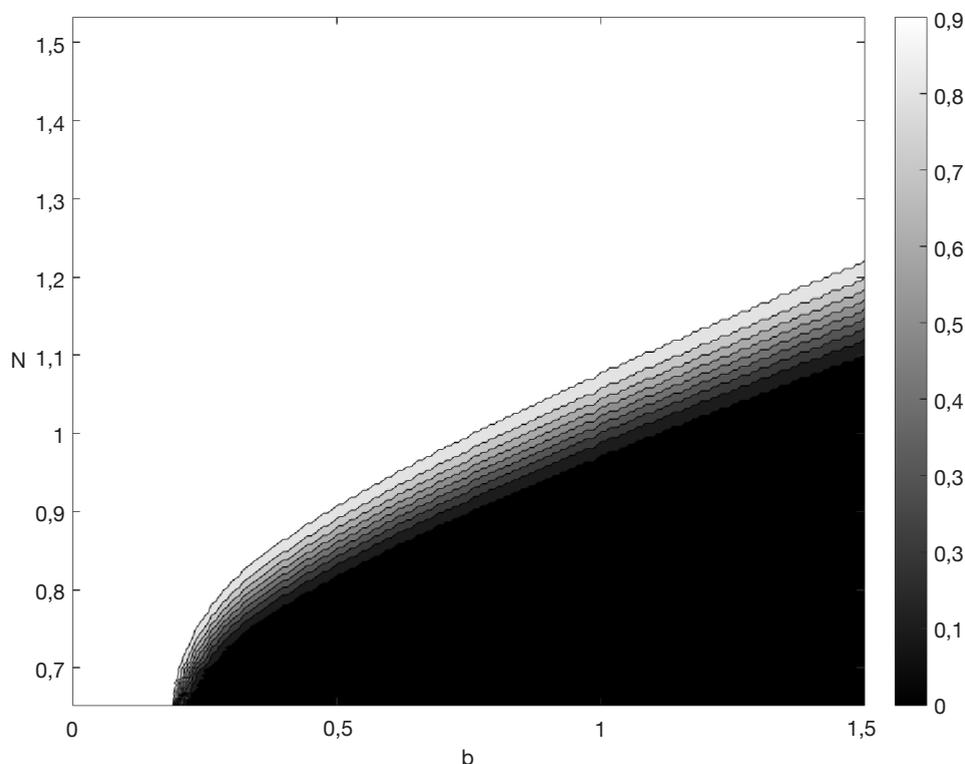


NOTA: Los valores de deuda del próximo periodo aparecen representados en la columna vertical. El negro indica valores bajos. Cuanto más claros son los colores, mayores son los niveles de deuda.

FUENTE: Elaboración propia.

Dado un nivel de renta, a medida que el valor de la deuda aumenta, el precio de los bonos cae y, por tanto, los tipos de interés aumentan. Dado un nivel de endeudamiento, a medida que aumenta el nivel de la renta, el precio de los bonos aumenta y los tipos de interés bajan. Durante la época de bonanza económica, es decir, cuando los niveles de renta son más altos, los precios de los bonos son altos para cualquier nivel de deuda.

**FIGURA 3**  
**ESQUEMA DEL PRECIO DEL BONO**



NOTA: Los valores del precio de los bonos aparecen representados en la columna vertical. El negro indica valores bajos. Cuanto más claros son los colores, mayor es el nivel de precios.

FUENTE: Elaboración propia.

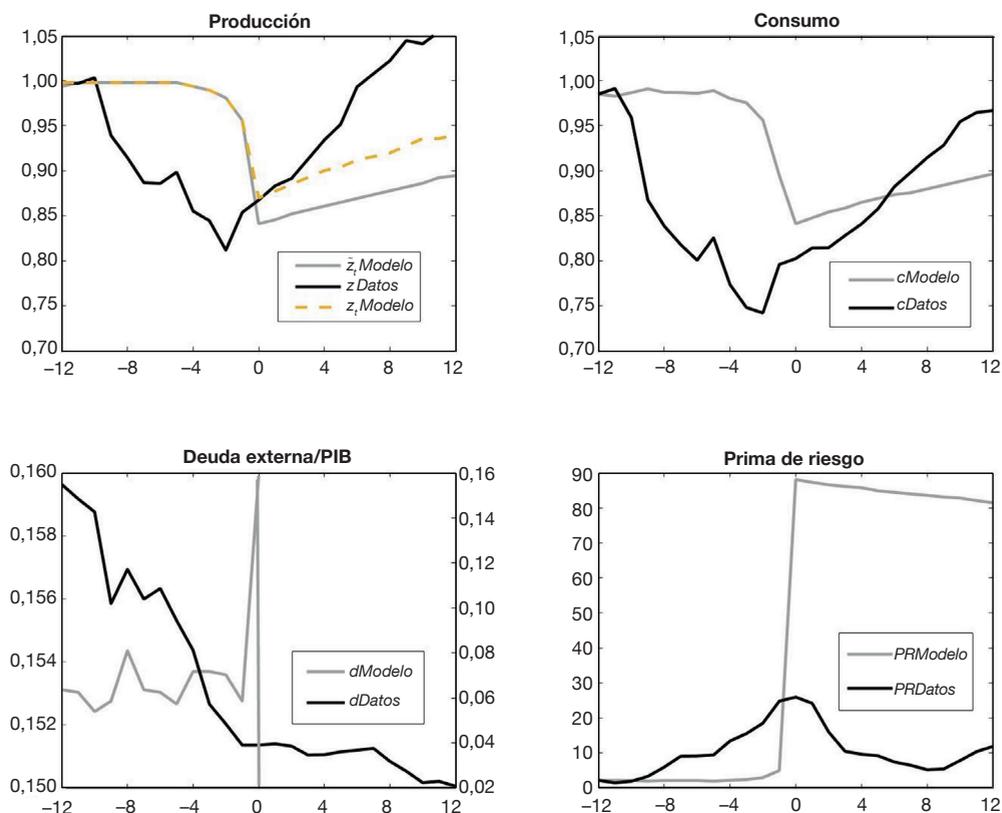
### 3.4. La dinámica en torno a un episodio incumplido de la deuda: modelo vs. datos

En esta sección se analiza el comportamiento de algunas variables clave, como el consumo, la deuda, la producción y la prima de riesgo, en torno al evento de impago. Particularmente, se analizan las dinámicas doce periodos antes del impago de deuda y doce periodos después. La dinámica procedente de los datos va desde el segundo trimestre de 2009 al segundo trimestre de 2015. Se compara la dinámica que observamos en Grecia, en el periodo mencionado anteriormente, con la generada por el modelo.

En términos generales, en los datos, podemos observar en la Figura 4 cómo se produce una clara disminución de la deuda pública externa en Grecia, tres años antes del impago. Este hecho no se observa en países como Italia, Portugal o España –véase Bocola *et al.* (2019)–. La producción y el consumo muestran una clara tendencia a la baja, alcanzando su límite mínimo dos cuatrimestres antes de producirse el impago. Por último, la prima de riesgo muestra una clara tendencia al alza desde 2010, aproximadamente.

El máximo nivel de la prima de riesgo se alcanza en el momento del impago. Esto se observa tanto en el modelo como en los datos. Podemos observar en la Figura 4, subgráfico inferior derecho, cómo antes de producirse el impago, la prima de riesgo generada por el modelo (línea gris) está por debajo de la observada en los datos (línea negra). Además, el modelo genera una prima de riesgo más elevada en el momento del impago. Esto se debe a que cuando se produce el impago, el precio del bono es casi cero y, por tanto, el tipo de interés se dispara. Para evitar que el precio del bono sea cero y el tipo de interés infinito, asumimos que el precio del bono en autarquía es igual a la ratio de utilidades marginales; es decir,  $q = \beta E[(1 - \theta)u'(c_{t+1}^A) + \theta u'(c_{t+1})]/u'(c_t^A)$ . Donde  $c_t^A$  es el consumo cuando el país está en autarquía.

**FIGURA 4**  
**DINÁMICA EN TORNO AL EPISODIO DE IMPAGO: MODELO I**



NOTAS: El modelo I supone que la función de pérdida de producción es cuadrática. La producción y el consumo se miden en niveles. El incumplimiento se normaliza a 0. Las líneas representan las medianas de las ventanas de 25 trimestres centradas en los episodios de incumplimiento que se producen en una serie temporal artificial de 1 millón de trimestres. Los datos están normalizados. Producción y consumo medidos en niveles. La línea amarilla del subgráfico de la producción muestra la dinámica de la producción si no hubiera un coste directo sobre ella, derivado de hacer impago. En el subgráfico de debajo a la izquierda, la ratio de deuda obtenida de los datos está medida en el eje de la derecha, mientras que la generada en el modelo está en el eje de la izquierda. Ambos se inician en el mismo punto.

FUENTE: Elaboración propia.

El modelo nos dice que el evento de impago ocurre después de una profunda contracción de la producción y el consumo (líneas grises), como se puede apreciar en los subgráficos superiores. El impago se produce al mismo tiempo que termina la recesión y comienza la recuperación. El consumo cae al mismo tiempo que la renta y en una ligera menor proporción. Este hecho, generado por el modelo, no se observa en los datos. La mayor contracción de la producción y el consumo se produjo antes de que la prima de riesgo alcance su valor máximo, como se comentó anteriormente. En el caso de Grecia, el punto máximo de la prima de riesgo se produjo cuando la producción y el consumo estaban en el periodo de recuperación (líneas negras). Además, se observa cómo el consumo cae en una mayor proporción que la producción.

Por último, como ya se ha comentado, podemos observar en el subgráfico inferior izquierdo como la deuda externa del Gobierno sobre la producción comienza a disminuir varios trimestres antes del evento de impago –línea negra, medida en el eje derecho–; es decir, muestra una clara dinámica decreciente<sup>5</sup>.

Por otro lado, si observamos la dinámica generada en el modelo, la deuda fluctúa periodos antes del impago, y, justo antes del episodio de impago, el modelo predice un aumento de la misma. Cuando se produce el impago es cuando la deuda cae, yendo a cero. Esto se debe a que asumimos que el Gobierno incumple el pago de toda la deuda; es decir, la quita de deuda es del 100%. No obstante, esto nunca se da en la realidad, ya que se produce el incumplimiento de una parte de la deuda pendiente<sup>6</sup>. La deuda se mantiene en cero hasta que el Gobierno recupera el acceso a los mercados financieros. Por tanto, el modelo no es capaz de generar la tendencia decreciente de la ratio de deuda externa sobre la producción que se observa en los datos doce periodos antes de producirse el evento de impago.

A la vista de estas simulaciones, podemos concluir que la lenta evolución de la crisis de deuda griega parece desconcertante desde el punto de vista de los modelos básicos de impago, donde los tipos de interés son muy sensibles a las perturbaciones de los ingresos y a la deuda.

#### 4. Extensiones

La simplicidad del modelo principal que presentamos en este artículo no puede abordar determinados hechos empíricos y cuestiones económicas. En esta sección vamos a hablar brevemente acerca de posibles modificaciones del modelo que pueden llevarse a cabo con el objetivo de enriquecer esta área de investigación, al incorporarlas en futuros modelos.

---

<sup>5</sup> En el subgráfico correspondiente a la ratio de deuda externa sobre la producción, la representación de la dinámica de deuda obtenida en el modelo y la procedente de los datos, se mide en distintos ejes, con el objetivo de poder ver claramente las dinámicas de la ratio de deuda generadas en el modelo. Ambas series se inician en mismo punto.

<sup>6</sup> En la sección 4.4 se expone esto en detalle.

#### 4.1. Crisis de deuda autorrealizadas

En el modelo de Eaton y Gersovitz (1981) o Arellano (2008), las crisis de deuda soberana son causadas únicamente por malos fundamentos de la economía. Hay investigadores que se preguntan si las expectativas pueden jugar un papel independiente e importante en dichas crisis de deuda. La literatura sobre crisis de deuda soberana es ambigua en cuanto al papel de las expectativas. En esta sección explicaremos cómo la literatura las ha incorporado a través de modelos que generan equilibrios múltiples.

Una primera versión de modelos de equilibrios múltiples con impagos soberanos aparece con Calvo (1988). En este modelo, la multiplicidad se genera debido a que el prestatario elige deuda actual en lugar de deuda al vencimiento. Para entender intuitivamente por qué esto propicia equilibrios múltiples, lo explicaremos a través de los pagos de los tipos de interés de la deuda. Como ya se mencionó, en el modelo de Calvo (1988) el prestatario elige la deuda actual  $b$  y los prestamistas determinan el tipo de interés al vencimiento  $R(z, b')$ . La condición de precios vendría dada por la siguiente ecuación:

$$1 + r = (1 - \delta(z, b'))R(z, b') \quad [12]$$

Si los prestamistas creen que el impago es probable,  $\delta(z, b')$  será elevado en la Ecuación [12]; por tanto, exigirán un tipo de interés más alto,  $R(z, b')$ . El Gobierno, al enfrentarse a un tipo de interés más alto en el próximo periodo, propicia que el pago al que tiene que hacer frente sea mayor y, por tanto, sea más probable que el Gobierno impague, justificando así la creencia inicial de los prestamistas. Este tipo de equilibrio se descarta en el modelo de Arellano (2008), porque el precio de la deuda no determina los pagos del soberano al vencimiento y, por tanto, no afecta a la probabilidad de impago en el siguiente periodo. Por ello, la elección del pago al vencimiento descarta la multiplicidad.

Siguiendo la línea de Calvo (1988), Lorenzoni y Werning (2019) analizan una versión dinámica del mismo, donde introducen el concepto de «crisis de deuda de movimiento lento». Estos son equilibrios autocumplidos en los que los tipos de interés elevados, debido al temor de futuros impagos, llevan a una acumulación gradual pero rápida de la deuda, validando el miedo de los inversores.

Un artículo de referencia, cuando hablamos de crisis de deuda autorrealizadas, es el de Cole y Kehoe (2000). La razón detrás de los equilibrios de tipos de interés altos impulsados por expectativas es diferente al expuesto en Calvo (1988). En este artículo, los autores construyen un modelo de equilibrio general dinámico con riesgo de refinanciación en el que las «manchas solares» desempeñan un papel exacerbado por los malos fundamentos. Estas crisis de deuda autorrealizadas se generan en el modelo debido a la existencia de múltiples equilibrios, que se consiguen, en este caso, realizando cambios en el supuesto cronológico.

Siguiendo a Cole y Kehoe (2000), la cronología en este modelo es la siguiente: el esquema de precios se ofrece antes de que el Gobierno tome su decisión de repago o impago de deuda; mientras que, en el modelo que se muestra en el cuerpo principal

de este artículo, el esquema de precios se ofrece después de que el Gobierno tome su decisión de incumplimiento o repago dentro del periodo. Por tanto, la distinción clave es si el esquema de precios, es decir, el precio como función de la nueva deuda emitida, es condicional o no al no-incumplimiento dentro del periodo. La idea es que, si los inversores eligen primero, puede ser óptimo pedir altos intereses. Esto conlleva una alta probabilidad de impago y, por tanto, confirma los altos intereses.

De este modo generan un modelo donde existen dos equilibrios (bueno y malo), con esquemas de precios distintos y que generan asignaciones de equilibrio distintas, si la deuda inicial se encuentra comprendida en un rango determinado,  $b \in [\underline{b}, \bar{b}]$ . En particular, uno de los equilibrios se caracteriza por la imposibilidad de renovar la deuda y conlleva un impago inmediato. El otro se caracteriza por la capacidad de emitir nuevos bonos y evitar el impago. En el rango de deuda mencionado con anterioridad, el Gobierno es vulnerable a las expectativas autocumplidas sobre su intención de reembolso; es decir, existe una probabilidad constante y estrictamente positiva de que dicha crisis se produzca. La respuesta del Gobierno es reducir su deuda para salir de la zona de crisis. Si el nivel de deuda inicial es suficientemente bajo,  $\bar{b} \leq b$ , el Gobierno está fuera de peligro.

Existen numerosas extensiones del modelo de Cole y Kehoe. Conesa y Kehoe (2017) incluyen choques en la producción. En este caso, el Gobierno puede optar por permanecer en la zona de crisis a la espera de que una recuperación llegue antes de una crisis de deuda. Chatterjee y Eyigungor (2012) introducen bonos de largo vencimiento en modelos donde existe el riesgo de producir crisis autorrealizadas. Muestran cómo ante cualquier probabilidad de que se produzca una crisis de refinanciación, el país trataría de limitar su deuda a corto plazo hasta que dicha probabilidad se reduzca a un valor pequeño. Además, muestran cómo el uso de bonos de largo vencimiento disminuye la dependencia de la reducción de la deuda como respuesta óptima a las posibles crisis de refinanciación.

En un trabajo reciente, Bianchi y Mondragon (2018) muestran cómo la incapacidad de utilizar la política monetaria para estabilizar la economía hace que un Gobierno sea más vulnerable a una crisis de refinanciación autocumplida. Además, afirman que esta falta de autonomía monetaria desempeñó un papel fundamental en la vulnerabilidad de España durante la crisis de deuda de la zona euro.

Para finalizar este punto y resumiendo la idea principal, para conseguir o no multiplicidad en estos modelos, hay que tener en cuenta dos cuestiones fundamentales:

1. Quién mueve primero: prestamista o prestatario. Dado que en este modelo los agentes actúan de forma secuencial, este supuesto hace referencia a si la decisión de impagar o no del Gobierno y la cantidad de deuda que elige en caso de no impagar, se toma antes o después de que los inversores decidan la cantidad de deuda que quieren comprar.
2. Qué elige el Gobierno: deuda actual o deuda al vencimiento.

El Cuadro 5 lo ilustra claramente y cita algún ejemplo.

**CUADRO 5**  
**SUPUESTOS CLAVE: EQUILIBRIOS MÚLTIPLES O ÚNICO**

		Elección Gobierno	
		Deuda actual	Deuda al vencimiento
<b>Primer movimiento</b>	Prestamista	Multiplicidad	Multiplicidad Cole y Kehoe (2000)
	Prestatario	Multiplicidad Calvo (1988)	Equilibrio único Arellano (2008) Aguar y Gopinath (2006)

FUENTE: Elaboración propia.

#### 4.2. Choques a la economía

¿Qué perturbaciones están detrás de los episodios de deuda que observamos? La respuesta a esta pregunta es crucial para el diseño de políticas.

El modelo de Arellano (2008), al igual que la mayoría de los modelos cuantitativos sobre deuda e impago, se centra en perturbaciones de la producción. Esto es un punto de partida natural para pensar sobre los impagos de deuda, pero existen estudios, como el de Tomz y Wright (2007), donde se muestra que más de una tercera parte de 169 episodios de impago que se dieron en la historia comenzaron cuando los ingresos estaban en la tendencia de la producción o por encima de ella. Por otro lado, frecuentemente, países que se encuentran por debajo de la tendencia de su producción no llegan a caer en el impago. Esto indica que una recesión no es necesaria ni suficiente para impagar la deuda.

Investigar qué variables económicas están sujetas a perturbaciones que hacen que aumenten significativamente los incentivos de impago o qué podría llevar a un país a la bancarrota, es una cuestión que está abierta. A continuación, hablaremos de algunos choques que pueden tener especial relevancia en el riesgo de impago en una economía abierta pequeña, que el modelo más simple expuesto en este artículo no aborda.

##### 4.2.1. Choques al tipo de interés mundial

El efecto de las perturbaciones de los tipos de interés mundiales sobre el impago están presentes en algunos trabajos empíricos, como Uribe y Yue (2006). Una forma de introducir este tipo de perturbaciones en el modelo de Arellano (2008) es la propuesta por Fernández-Villaverde *et al.* (2011). En ella incluyen perturbaciones al nivel del tipo de interés internacional y perturbaciones que afectan a la volatilidad del tipo de interés internacional. Esto lo modelan de la siguiente forma:

$$r_t = \bar{r} + \epsilon_{r,t} \quad [13]$$

Donde  $\bar{r}$  es la media y  $\epsilon_{r,t}$  representa desviaciones de la media que, a su vez, siguen un AR(1):

$$\epsilon_{r,t} = \rho_r \epsilon_{r,t-1} + e^{\sigma_{r,t}} u_{r,t} \quad [14]$$

Donde  $\sigma_{r,t}$  representa la desviación estándar, la cual sigue otro AR(1) independiente, y  $u_{r,t}$  es una perturbación ruido blanco.

Johri *et al.* (2020) incorporan esta forma de modelar el tipo de interés internacional en el modelo de Arellano (2008), con el objetivo de analizar su efecto en el riesgo de declarar un impago de deuda. En este artículo encuentran que, tanto en los datos como en el modelo, existe una relación significativamente positiva entre el nivel y la volatilidad del tipo de interés internacional y la prima de riesgo. También descubren una asociación positiva entre la volatilidad de la prima de riesgo y el nivel y la volatilidad del tipo de interés internacional. El modelo indica que la deuda es decreciente en ambas variables.

En la misma línea, Guimaraes (2011) analiza el impacto de perturbaciones en la producción y perturbaciones en el tipo de interés internacional en los niveles de deuda compatibles con los incentivos. Guimaraes encuentra que, mientras las perturbaciones en la producción no afectan significativamente a los niveles de deuda óptimos, las perturbaciones que afectan a los tipos de interés mundiales sí que podrían tener un gran impacto sobre la misma.

#### 4.2.2. Choques en los términos reales de intercambio

Por otro lado, otro choque importante que puede afectar al riesgo de impago, sobre todo en economías emergentes, y que no es tenido en cuenta en el modelo básico, es el que afecta a los términos reales de intercambio. Los términos reales de intercambio se definen como la ratio entre los precios de las exportaciones y de las importaciones de un país.

Una cuestión relevante a tratar es cómo este tipo de perturbaciones afectan a la imposibilidad de un país a repagar su deuda y a los tipos de interés de los bonos soberanos.

Un artículo que analiza una cuestión que va en esta línea es Cuadra y Sapriza (2006). Este artículo, tomando como modelo base el modelo de Arellano (2008), incorpora producción en la economía y choques en términos de intercambio. La principal diferencia es que ahora el precio de los bonos (Ecuación [5]) y la probabilidad de impago (Ecuación [11]) son una función de la deuda mañana,  $b'$ , y del término de intercambio,  $P$ .

El modelo muestra que, cuando el Gobierno está altamente endeudado, una perturbación negativa en los términos de intercambio lleva a este al impago.

### 4.3. Bonos con largo vencimiento

Uno de los supuestos principales en Eaton y Gersovitz (1981) o Arellano (2008) es que los bonos vencen en el periodo siguiente. Varios trabajos recientes han relajado esta hipótesis, incluyendo bonos con vencimientos más largos. La estructura de vencimientos de los bonos soberanos desempeña un papel importante en la determinación de las probabilidades de impago y los precios de los bonos. Por tanto, la incorporación de vencimientos más largos puede mejorar las propiedades cuantitativas de estos modelos.

Existen varios enfoques equivalentes para introducirlos en el modelo. Chatterjee y Eyigungor (2012) adaptan un marco de «perpetuidad» a los bonos, suponiendo que un bono vence el próximo periodo con un riesgo constante. Por otro lado, Hatchondo y Martínez (2010) suponen que los bonos pagan una secuencia geométrica decreciente de cupones de forma indefinida. Cualquiera de los dos enfoques de modelización hace que el vencimiento de los bonos sea una variable estacionaria, permitiendo duraciones más largas sin que los bonos emitidos en diferentes periodos tengan vencimientos heterogéneos.

En este caso, el rendimiento del bono no solo depende de si el Gobierno incumple, también depende del precio de los bonos en el siguiente periodo si no hay incumplimiento. Esto refleja la ganancia o pérdida de capital que experimenta el tenedor de un bono a lo largo de su vida.

Un elemento clave e interesante que introduce el marco de largo vencimiento es que los bonos que se emitieron en periodos anteriores están sujetos a dilución. La idea es que, si un soberano sigue aumentando el nivel de deuda, la probabilidad de impago también aumenta, y a veces conduce a un eventual impago. Por tanto, una mayor probabilidad de impago se ajusta a través de la reducción del valor de los bonos. Los tenedores de bonos que compraron bonos en periodos anteriores se ven afectados por la decisión de endeudamiento del soberano. El precio al que pueden vender los bonos que poseen en el mercado secundario es inferior al que habrían tenido sin un mayor endeudamiento por parte del soberano emisor de bonos. Incluso, si los tenedores de bonos mantienen sus bonos hasta el vencimiento, se enfrentan a un mayor riesgo de impago, debido al aumento del nivel de deuda mediante la emisión de más bonos por parte del Gobierno. Solo los nuevos tenedores de bonos obtienen la compensación del mayor riesgo de impago a través de un menor precio de los bonos.

Varios autores proponen diversas soluciones para mitigar el problema de la dilución de la deuda. Entre los más destacados se encuentran Hatchondo *et al.* (2016), que proponen imponer un límite máximo a la deuda externa total o sobre la relación deuda/PIB. Por otro lado, Chatterjee y Eyigungor (2015) proponen una especie de acuerdo de antigüedad relativa. Básicamente, la idea es que todos los acreedores pierden una cantidad igual de la deuda pendiente, pero se les paga en función de la antigüedad previamente decidida para la parte restante de la deuda, en caso de reorganización tras el incumplimiento del soberano prestatario.

Los bonos a largo plazo tienen diferentes propiedades de cobertura que la deuda a corto plazo. Arellano y Ramanarayanan (2012) construyen un modelo cuantitativo con deuda a corto y largo plazo. En ese artículo, muestran que el estado tiene más incentivos para reembolsar en el caso de la deuda a corto plazo, mientras que la deuda a largo plazo es una cobertura contra futuras fluctuaciones de los diferenciales. En la misma línea, Broner *et al.* (2013) documentan que los soberanos de los mercados emergentes emiten deuda con vencimiento más corto en periodos de crisis, mientras que la deuda a largo plazo se emite en tiempos normales.

Disponer de ambos bonos genera un modelo más rico y amplía la gama de fenómenos económicos que se pueden abordar con dicho modelo.

#### 4.4. *Renegociación de la deuda*

En la realidad, tras un episodio de impago, los países negocian las condiciones con los prestamistas para recuperar el acceso a los mercados financieros y, normalmente, los prestamistas recuperan una fracción de la deuda impagada. Los modelos como el de Arellano (2008) o Aguiar y Gopinath (2006) suponen que el reembolso de la deuda es nulo tras los impagos; por tanto, estos modelos no tienen en cuenta las implicaciones de una quita de la deuda.

Cruces y Trebesch (2013) construyen la primera base de datos completa sobre las pérdidas de los inversores –bancos extranjeros y demás tenedores de bonos–, que soportaron tras pasar procesos de restructuración de la deuda soberana desde 1979 hasta 2010, incluyendo 180 casos y 68 países. En este estudio empírico muestran cómo las reestructuraciones de deuda que implican mayores quitas de la deuda están asociadas a primas de riesgo posteriores más elevadas y a periodos más largos de exclusión de los mercados financieros. Por tanto, este trabajo proporciona evidencia empírica de que, ante una restructuración de deuda, el Gobierno se enfrenta a una disyuntiva entre lograr un mayor alivio de la deuda ahora, que conllevaría beneficios a corto plazo, pero a costa de que en el futuro tenga que enfrentarse a peores condiciones de endeudamiento.

En otro trabajo, Benjamin y Wright (2009) muestran que el proceso de negociación promedio cuando se produce un impago de deuda tarda más de 7 años en resolverse, dando lugar a pérdidas a los acreedores de aproximadamente un 40 % y dejando al país soberano más endeudado que cuando declaró el impago. Para explicar esta aparente gran ineficiencia en las negociaciones, presentan una teoría de la renegociación de la deuda soberana en la que el retraso surge de los mismos problemas de compromiso que conducen al impago en primer lugar. Una reestructuración de la deuda genera un superávit para las partes tanto en el momento del acuerdo como en el futuro. Pero desde el punto de vista privado, el deudor y el acreedor encuentran óptimo retrasar la reestructuración hasta que el riesgo de impago futuro sea bajo.

Su modelo, aparte de explicar hechos estándar en la literatura de deuda, puede explicar nuevos hechos sobre las reestructuraciones de deuda como: *i*) que los procesos

de reestructuración más largos están correlacionados con mayores quitas de deuda, o *ii*) que las negociaciones de deuda más prolongadas y las mayores quitas de deuda son más probables cuando las condiciones económicas del país moroso son más débiles en el momento de la declaración de impago.

Siguiendo esta línea, Yue (2010) incorpora tanto el impago como la renegociación de la deuda en un modelo de equilibrio dinámico con el objetivo de analizar la conexión entre el impago, la renegociación de la deuda y los tipos de interés en una pequeña economía abierta. Utiliza dicho modelo para estudiar la crisis de la deuda en Argentina. Muestra cómo la incorporación de la renegociación endógena de la deuda permite que los modelos de impago soberano se ajusten a las reducciones de la deuda de los países que llevan a cabo impagos de deuda.

En equilibrio, los bonos soberanos tienen un precio que compensa a los prestamistas tanto por el riesgo de impago como por el riesgo de reestructuración de la deuda. Los tipos de interés aumentan con el nivel de deuda, debido a la mayor probabilidad de impago y a la menor tasa de recuperación de la deuda.

El modelo produce un mayor nivel de deuda en equilibrio, en comparación con el modelo de Arellano (2008), proporciona una explicación teórica de la reducción de la deuda tras un impago de deuda y reproduce la relación entre las quitas de deuda y el endeudamiento del país moroso; esta relación no puede analizarse en los modelos de deuda soberana sin renegociación de la deuda.

Por tanto, incorporar este supuesto en el modelo no solo puede ayudar a aumentar la cantidad de deuda en equilibrio, sino que también puede explicar la existencia de crisis persistentes, ya que el Gobierno no tiene una deuda nula después de declarar el impago de deuda.

## 5. Conclusión

En los modelos estándar de impago soberano, como Eaton y Gersovitz (1981), Aguiar y Gopinath (2006) o Arellano (2008), el impago se debe exclusivamente a los fundamentos de la economía. Este modelo constituye un buen punto de partida para iniciarse en el estudio de modelos de deuda. Por ello, este artículo explica cómo construir y calibrar dicho modelo, utilizando como ejemplo la economía griega. Sin embargo, debido a su simplicidad, hay determinados fenómenos económicos que no pueden ser explicados por el mismo.

El modelo parece ajustarse bastante bien a muchos de los momentos estadísticos que observamos en la economía griega. Sin embargo, la evolución de su crisis de deuda parece un tanto desconcertante desde el punto de vista de este modelo estándar de impago. Como resultado de las simulaciones, obtengo un comportamiento rezagado de los aumentos de los diferenciales de los bonos griegos durante la Gran Recesión en Europa. Además, el modelo no puede explicar la alta volatilidad de la prima de riesgo desde 2001 hasta la quita de deuda.

No obstante, en el modelo presente en el trabajo, asumimos –siguiendo el enfoque convencional en la literatura de deuda– que la restricción presupuestaria del Gobierno y el sector privado están consolidadas y, por tanto, no se está teniendo en cuenta el papel de la deuda pública doméstica a parte de la deuda pública externa. En esta línea, Bocola *et al.* (2019) analizan el papel de la deuda pública doméstica en la crisis de deuda soberana para Portugal, España e Italia. Muestran que calibrar el modelo para igualar la ciclicidad de la deuda pública –en lugar de la deuda externa– permite a este captar mejor la distribución empírica de los diferenciales de tipos de interés y da lugar a una dinámica de crisis más realista. Esto sería una potencial línea interesante para explorar en el caso de la economía griega, ya que se observa cómo su deuda externa cae desde 2010 –no en el caso de Italia, España y Portugal–, sin embargo, la deuda pública total no cesó de aumentar.

La investigación futura debería explorar formas de abordar rompecabezas que surgen con el empleo de este modelo, donde las implicaciones del modelo teórico son inconsistentes con los datos económicos observados.

Por ello, al final del artículo hacemos referencia a varias extensiones que pueden llevarse a cabo en el modelo, cambiando alguno de sus supuestos principales, con el objetivo de enriquecer la investigación futura en el área. Introducir nuevos choques en la economía, a parte de los típicos choques a la producción, incorporar deuda a largo plazo o ir más allá de los fundamentales de la economía y otorgarle un papel a las expectativas, como hacen los modelos de crisis de deuda autorrealizadas, son algunas posibles extensiones que se pueden incorporar en el modelo.

Lo cierto es que existen todavía brechas y cuestiones abiertas en la literatura de la deuda soberana, que necesitan más investigación. Por ejemplo, los modelos cuantitativos suelen carecer de microfundamentos para los supuestos clave. Como, por ejemplo, el diseño de los contratos financieros óptimos teniendo en cuenta que existen asimetrías de información entre el gobernador y los prestamistas. Además, como explica Dias *et al.* (2014), es difícil agregar e interpretar los datos sobre bonos, bajo la óptica de estos modelos cuantitativos de deuda soberana.

Por último, una hipótesis que asumen todos los modelos de deuda hasta el momento es que los agentes tienen expectativas racionales. Desviarnos de este supuesto es un terreno que todavía no se ha explorado en esta literatura. Este supuesto impone enormes exigencias al conocimiento de los agentes sobre el funcionamiento de los mercados y fundamentales en el futuro, que ni siquiera los expertos en economía tienen. Por ejemplo, los inversores poseen detalles y conocimientos exactos sobre la decisión del Gobierno, la densidad de probabilidad de las variables externas y la ecuación de precios que se mantiene en equilibrio.

Para abordar esta cuestión en estos modelos, primero, habría que testear si tal supuesto se satisface empíricamente, mediante el uso de encuestas realizadas a inversores o a profesionales de predicción y ver si existen errores sistemáticos de predicción. En caso de que este supuesto de expectativas racionales no se satisfaga, podríamos analizar cómo las expectativas de los precios futuros de los bonos o la probabilidad de impago subjetiva pueden afectar al precio del bono hoy, mediante

un modelo con racionalidad interna en la línea propuesta por Adam y Marcet (2011). En estos modelos, los agentes tienen creencias subjetivas que no son exactamente iguales a la densidad objetiva de las variables externas que no están bajo su control. Esto constituiría una forma distinta de analizar el papel de las expectativas en este tipo de modelos.

## Referencias bibliográficas

- Adam, K., & Marcet, A. (2011). Internal rationality, imperfect market knowledge and asset prices. *Journal of Economic Theory*, 146(3), 1224-1252.
- Aguiar, M., & Gopinath, G. (2006). Defaultable debt, interest rates and the current account. *Journal of International Economics*, 69(1), 64-83.
- Arellano, C. (2008). Default risk and income fluctuations in emerging economies. *American Economic Review*, 98(3), 690-712.
- Arellano, C., & Ramanarayanan, A. (2012). Default and the maturity structure in sovereign bonds. *Journal of Political Economy*, 120(2), 187-232.
- Ayres, J., Navarro, G., Nicolini, J. P., & Teles, P. (2018). Sovereign default: The role of expectations. *Journal of Economic Theory*, 175, 803-812.
- Benjamin, D., & Wright, M. L. (2009). Recovery before redemption: A theory of delays in sovereign debt renegotiations. *SSRN 1392539*.
- Bianchi, J., & Mondragon, J. (2018). *Monetary independence and rollover crises* (NBER Working Paper Series n.º 25340). National Bureau of Economic Research.
- Bocola, L., Bornstein, G., & Dovis, A. (2019). Quantitative sovereign default models and the european debt crisis. *Journal of International Economics*, 118, 20- 30.
- Broner, F. A., Lorenzoni, G., & Schmukler, S. L. (2013). Why do emerging economies borrow short term? *Journal of the European Economic Association*, 11(suppl. 1), 67-100.
- Calvo, G. A. (1988). Servicing the public debt: The role of expectations. *American Economic Review*, 78(4), 647-661.
- Chatterjee, S., & Eyigungor, B. (2012). Maturity, indebtedness, and default risk. *American Economic Review*, 102(6), 2674-2699.
- Chatterjee, S., & Eyigungor, B. (2015). A seniority arrangement for sovereign debt. *American Economic Review*, 105(12), 3740-3765.
- Cole, H. L., & Kehoe, T. J. (2000). Self-fulfilling debt crises. *Review of Economic Studies*, 67(1), 91-116.
- Conesa, J. C., & Kehoe, T. J. (2017). Gambling for redemption and self-fulfilling debt crises. *Economic Theory*, 64(4), 707-740.
- Cruces, J. J., & Trebesch, C. (2013). Sovereign defaults: The price of haircuts. *American Economic Journal: macroeconomics*, 5(3), 85-117.
- Cuadra, G., & Sapriza, H. (2006). *Sovereign default, terms of trade, and interest rates in emerging markets* (Working Papers n.º 2006-01). Banco de México.
- Dias, D. A., Richmond, C., & Wright, M. L. (2014). The stock of external sovereign debt: Can we take the data at “face value”? *Journal of International Economics*, 94(1), 1-17.
- Eaton, J., & Gersovitz, M. (1981). Debt with potential repudiation: Theoretical and empirical analysis. *Review of Economic Studies*, 48(2), 289-309.

- Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P., Rubio-Ramírez, J. F., & Uribe, M. (2011). Risk matters: The real effects of volatility shocks. *American Economic Review*, 101(6), 2530-2561.
- Guimaraes, B. (2011). Sovereign default: which shocks matter? *Review of Economic Dynamics*, 14(4), 553-576.
- Hamann, F. (2002). Sovereign risk and macroeconomic fluctuations. *Borradores de Economía*, 225.
- Hamilton, J. D. (2018). Why you should never use the Hodrick-Prescott filter. *Review of Economics and Statistics*, 100(5), 831-843.
- Hatchondo, J. C., & Martinez, L. (2010). The politics of sovereign defaults. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 96(3), 291-317.
- Hatchondo, J. C., Martinez, L., & Sapriza, H. (2010). Quantitative properties of sovereign default models: solution methods matter. *Review of Economic dynamics*, 13(4), 919-933.
- Hatchondo, J. C., Martinez, L., & Sosa-Padilla, C. (2016). Debt dilution and sovereign default risk. *Journal of Political Economy*, 124(5), 1383-1422.
- Johri, A., Khan, S., & Sosa-Padilla, C. (2020). *Interest rate uncertainty and sovereign default risk* (NBER Working Paper Series n.º 27639). National Bureau of Economic Research.
- Lorenzoni, G., & Werning, I. (2019). Slow moving debt crises. *American Economic Review*, 109(9), 3229-3263.
- Paluszynski, R. (2017). Learning about debt crises. *Manuscript, University of Houston*.
- Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2009). Finite-state approximation of VAR processes: a simulation approach. *Columbia University*.
- Tomz, M., & Wright, M. L. (2007). Do countries default in “bad times”? *Journal of the European Economic Association*, 5(2-3), 352-360.
- Uribe, M., & Yue, V. Z. (2006). Country spreads and emerging countries: Who drives whom? *Journal of International Economics*, 69(1), 6-36.
- Yue, V. Z. (2010). Sovereign default and debt renegotiation. *Journal of International Economics*, 80(2), 176-187.

## APÉNDICE

### A. Variación del factor de descuento

En estos modelos, el papel del factor de descuento es importante. Cuando el valor del factor de descuento  $\beta$  varía, ocurren dos cosas en direcciones opuestas. Si disminuimos (aumentamos) el valor de  $\beta$ , los agentes se vuelven más impacientes (pacientes). Suceden dos cosas:

Por un lado, esto debería hacer que los países impaguen más (menos) a menudo. Estos se muestran más (menos) preocupados por los futuros daños que conlleva el impago. Por otro lado, se acumula más (menos) deuda. Prefieren consumir más hoy que mañana. En un modelo sin impago, cuanto más impacientes sean los agentes, mayor será el nivel de deuda.

En el equilibrio se determina la fuerza que domina. En el modelo presente en este trabajo, lo hace la primera, como se puede apreciar en el Cuadro A1.

**CUADRO A1**  
**VARIACIONES EN  $\beta$**

	Frecuencia impago	$E(b/z)$	$E(\text{prima de riesgo})$
<b>Datos</b>	2	0,63	2,67
$\beta = 0,85$	2,67	0,59	3,57
$\beta = 0,9$	1,41	0,71	1,66
$\beta = 0,95$	0,44	0,87	0,49
$\beta = 0,871$ (Referencia)	2,1	0,63	2,68

NOTA: Resultados de cambiar el valor de  $\beta$  en el modelo I, manteniendo todo lo demás constante.

FUENTE: Elaboración propia.

Un aumento de  $\beta$ , manteniendo los demás parámetros constantes, disminuye la frecuencia de impago y aumenta la media de la deuda, es decir, se puede soportar más deuda. Lo contrario ocurre cuando disminuimos el valor de  $\beta$ .

### B. Series de datos Grecia

1. PIB en términos reales: Datos recopilados por Hellenic Statistical Authority (ELSTAT), Atenas, y suministrados a la OCDE por Eurostat. Datos trimestrales. En dólares estadounidenses, millones, 2015.
2. Gasto en consumo final privado: Eurostat. Datos trimestrales. En dólares estadounidenses, millones, 2015.
3. Tipo de interés a largo plazo: OCDE (2021). Tipos de interés a largo plazo (indicador). <https://doi.org/10.1787/662d712c-en> (consultado el 20 de abril de 2021).

4. Valores de la deuda externa de las Administraciones públicas, expresados como fracción del PIB trimestral. Procedentes de la siguiente base de datos: World Bank's Quarterly External Debt Statistics. Datos trimestrales.
5. Exportaciones e importaciones: OCDE (2021). Comercio de bienes y servicios (indicador). <https://doi.org/10.1787/0fe445d9-en> (consultado el 20 de abril de 2021). Datos trimestrales.

### C. Método de solución

La ausencia de una solución definida en el problema de optimización presentado en la Expresión [8] significa que las funciones óptimas deben construirse calculando sus valores en una cuadrícula finita de posibles valores de las variables del estado. La mayoría de los trabajos en la literatura, como Arellano (2008), utilizan el método del espacio de estado discreto para resolver sus modelos.

Este método discretiza el espacio de estado a lo largo de todas las dimensiones y restringe las variables de elección y de estado para que se encuentren en esos puntos de cuadrícula predeterminados. En el modelo, las dos variables de estado son la dotación  $z$  y la deuda  $b$ , y las variables de elección son el impago y las tenencias de deuda del siguiente periodo  $b'$ . Se discretiza la dotación en  $n_z$  puntos de cuadrícula y la deuda en  $n_b$  puntos de cuadrícula, lo que da un total  $n_z n_b$  de puntos de cuadrícula en el espacio de estado. Para cada punto del espacio de estado, se resuelve el problema de optimización eligiendo el nuevo nivel de endeudamiento  $b'$  entre los mismos  $n_b$  puntos de cuadrícula para  $b$  de forma que el valor de la Expresión [8] sea el más alto. A continuación, se compara el valor del impago con el valor del reembolso y se decide la elección discreta del impago.

Este método es sencillo y fácil de aplicar, pero costoso desde el punto de vista computacional. El problema se agrava por el hecho de que muchos autores utilizan un algoritmo con dos bucles: el bucle interior itera sobre las funciones de valor para un precio de bono dado, y el bucle exterior itera sobre el precio del bono. El modelo no se resuelve hasta que las dos iteraciones convergen. Hatchondo *et al.* (2010) muestran que el algoritmo puede optimizarse más rápido si se utiliza un algoritmo de un bucle que itera sobre la función del precio del bono junto con las funciones de valor, que es lo que se lleva a cabo en este artículo.

### D. Algoritmo computacional

El algoritmo computacional está basado en Uribe y Yue (2006). A continuación, se explica con mayor detalle el algoritmo utilizado para resolver el modelo:

1. Comenzamos con una conjetura para los parámetros a calibrar que precisan de un ejercicio de equiparación de momentos, como son  $\beta$  y los parámetros que intervienen en la función de coste de producción en caso de impago,  $a_0$  y  $a_1$ .

2. Hacemos una conjetura de la función de valor  $v(b, z)$ , lo estándar es darle valor cero y hacer otra conjetura para la función de precios. En este caso  $q_t = 1/1 + r$ . Utilizamos un único bucle que itere la función de precio del bono junto con las funciones de valor.
3. Para cada par  $(b, z)$ : actualizamos la función de valor de impago,  $v_d(z)$ , y la función de valor de repagar,  $v_c(b, z)$ .
4. Se actualiza la función de valor  $v(b, z)$ , la decisión de impago, la probabilidad de impago *ex ante* implícita y la función de precios.
5. Comprobamos la convergencia. Si se cumple el criterio de convergencia, paramos y avanzamos al siguiente paso. Si no, volvemos al paso 3.
6. Calculamos políticas de decisión consumo y deuda.
7. Calculamos los momentos estadísticos de datos que no contienen el impago. Del total de la longitud de la simulación,  $10^{11}$ , nos deshacemos de las primeras  $10^5$  observaciones y nos quedamos con  $10^6$ , de esas calculamos los momentos. Si el modelo equipara los determinados momentos necesarios para calibrar los parámetros del paso 1, paramos; si no se ajustan los parámetros, repetimos todo el proceso.



# Las crisis de refinanciación en los mercados de deuda soberana\*

## *Rollover crisis in sovereign debt markets*

Juan Carlos Conesa  
Stony Brook University

Timothy J. Kehoe  
University of Minnesota, Federal Reserve Bank of Minneapolis  
y National Bureau of Economic Research

### **Resumen**

*Presentamos un modelo dinámico sencillo en el que el gobierno de una pequeña economía abierta puede experimentar una crisis financiera y acabar en una suspensión de pagos de la deuda soberana. Que ocurra o no una crisis puede depender de las expectativas de los inversores internacionales, así como de factores fundamentales como cambios en el ingreso nacional y cambios en el tipo de interés internacional. En nuestro modelo, si los inversores esperan una crisis, no compran las emisiones de deuda nueva y el gobierno no puede refinanciar la deuda que vence. Nos referimos a las crisis que dependen de factores fundamentales como crisis de solvencia y a las crisis que dependen de expectativas de los inversores que se autocumplen como crisis de refinanciación. Como en otros modelos de crisis de deuda, el gobierno puede eliminar la posibilidad de una crisis reduciendo el volumen total de deuda. A diferencia de los modelos en los que las crisis solo dependen de los fundamentales, el gobierno puede eliminar la posibilidad de una crisis de deuda incrementando la madurez de la deuda, reduciendo así la necesidad de refinanciación.*

**Palabras clave:** *deuda soberana, vencimiento de la deuda, crisis de liquidez, crisis de refinanciación, pánico financiero.*

**Códigos JEL:** *E44, F34, G15, H63.*

### **Abstract**

*We present a simple dynamic model in which the government of a small, open economy can experience a financial crisis during which it defaults on its sovereign debt. Whether or not a crisis occurs can depend on the expectations of international investors as well as on fundamental factors like changes in national income and changes in the international interest rate. In our model, if investors expect a crisis to occur, they do not purchase new bonds issued by the government and the government is unable to refinance its existing debt. We refer to the crises that depend on fundamentals as solvency crises and the crises that depend on self-fulfilling expectations of investors as rollover crises. As in other models of debt crises, the government can eliminate the possibility of a crisis by lowering its total stock of debt. Unlike in models in which crises depend only on changes in fundamentals, the government can eliminate the possibility of a liquidity crisis occurring by lengthening the maturity of its debt and thereby reducing its refinancing needs.*

**Keywords:** *sovereign debt, debt maturity, liquidity crisis, rollover crisis, financial panic.*

---

\* Los autores desean agradecer a Manuel Amador y Stelios Fourakis sus útiles discusiones y sugerencias. Las opiniones expresadas aquí son exclusivamente de los autores y no necesariamente las del Banco de la Reserva Federal de Mineápolis o las del Sistema de la Reserva Federal.

## 1. Introducción

En este artículo desarrollamos una versión sencilla del modelo de Cole y Kehoe (1996, 2000) para el análisis de las crisis de refinanciación (del inglés *rollover crisis*) en mercados de deuda. Este tipo de crisis de deuda es frecuente y aun así ha recibido mucha menos atención por parte de los investigadores que las crisis de deuda que dependen exclusivamente de factores fundamentales. Esta versión del modelo está basada a su vez en el trabajo de Conesa y Kehoe (2017). Nuestro modelo es sencillo en tanto que no tiene inversión privada y capital como es el caso en Cole y Kehoe (1996, 2000) y no tiene renta estocástica como en Conesa y Kehoe (2017).

En nuestro modelo, el gobierno de una pequeña economía abierta puede experimentar una crisis financiera que resulta en un impago de la deuda soberana. Que una crisis ocurra o no depende de las expectativas de los inversores internacionales, a diferencia de otros modelos en la tradición de Eaton y Gersovitz (1981), Hamann (2002), Aguiar y Gopinath (2006), Arellano (2009) y muchos otros, en los que factores fundamentales como cambios en la renta nacional o en los tipos de interés son los únicos determinantes de las crisis de deuda. García Rodríguez (2022) proporciona una excelente explicación de cómo funcionan estos modelos. En nuestro modelo, si los inversores esperan una crisis, no compran las emisiones de nueva deuda y el gobierno no puede refinanciar la deuda que vence. Nuestro modelo también permite crisis basadas en factores fundamentales. Nos referimos a las crisis que dependen de fundamentales como crisis de solvencia, y a las crisis que dependen de las expectativas autocumplidas de los inversores como crisis de refinanciación. Como en otros modelos, el gobierno puede reducir la probabilidad de una crisis de deuda reduciendo el volumen total de esta. A diferencia de otros modelos, el gobierno puede reducir la probabilidad de una crisis alargando la madurez de la deuda, reduciendo así las necesidades de refinanciación.

Una crisis de deuda ocurre cuando un gobierno soberano no hace frente a los pagos establecidos. En anticipación a esta posibilidad es natural que los deudores exijan una prima de riesgo, un mayor rendimiento de esa deuda que compense por la posibilidad de un impago. Por lo tanto, la prima de riesgo refleja la probabilidad que los inversores internacionales asignan a la posibilidad de un impago. De ahí se derivan las diferencias a lo largo del tiempo y entre países de la prima de riesgo. España paga una prima de riesgo más alta que Alemania porque los inversores internacionales estiman que la probabilidad de un impago es más alta en España que en Alemania. En el verano de 2012 la prima de riesgo española se disparó porque los inversores percibieron un aumento radical de la probabilidad de que en España se produjera una crisis de deuda. Por tanto, un aumento de la prima de riesgo no constituye una crisis de deuda, sino que es un indicador de que los inversores han aumentado sus expectativas de que ocurra una crisis de deuda.

Los elementos que hacen posible una crisis de deuda son:

- El gobierno no tiene la capacidad de comprometerse *ex-ante* a respetar los pagos establecidos. Si existiera esa capacidad de compromiso, o lo que es lo mismo, si el castigo por un impago fuera infinito, entonces nunca observaríamos impagos y en consecuencia no existiría la prima de riesgo en dichos contratos. En este punto es crucial la inexistencia de un poder jurídico que tenga jurisprudencia sobre todos los gobiernos soberanos y pueda imponer castigos y condiciones en caso de problemas de pago. Este aspecto marca una gran diferencia con respecto a los contratos de deuda entre particulares de una misma jurisdicción jurídica, donde el deudor puede reclamar legalmente el pago y los tribunales de justicia tienen jurisprudencia sobre los casos de impago.
- El gobierno no tiene la capacidad de escribir contratos de deuda contingentes en todas las potenciales eventualidades. Sería materialmente imposible escribir contratos de deuda que recogieran cual sería la estructura de pagos en caso de una recesión de determinado grado de severidad, una guerra en Ucrania de tantos meses, de que haya sequía en California y un gobierno de determinado signo llegue al poder en cualquier parte del mundo, y millones de circunstancias más. No es que todos esos eventos sean impredecibles, que lo son, sino que nunca se podría formular un contrato que recogiera todas esas potenciales eventualidades.

Los contratos de deuda son (con escasas excepciones) contratos nominales no contingentes. Estipulan un pago determinado en, por ejemplo, euros para una fecha futura estipulada, con independencia de las circunstancias que puedan darse en esa fecha. Eso abre la posibilidad a que en determinadas circunstancias el gobierno decida que no puede hacer frente a los pagos, o lo que es lo mismo que aun pudiendo hacer frente a estos es mejor para el propio gobierno y/o para la ciudadanía no hacer frente a dichos pagos.

Una peculiaridad adicional de los contratos de deuda es que son contratos a diferentes horizontes temporales. Los gobiernos subastan semanalmente letras del tesoro a 3 meses, un año, diez o treinta años. Incluso en algunos periodos históricos algunos países han emitido deuda a perpetuidad. La estructura de la deuda pre-existente (aquella que aún está pendiente de «madurar») condiciona la periodicidad y magnitud de los pagos, lo que denominamos el servicio de la deuda, que es el elemento clave para determinar si un país o una administración puede o quiere hacer frente a dichos pagos. Así, el servicio de la deuda depende de los tipos de interés, pero también depende crucialmente de la estructura de la deuda.

En la práctica, los gobiernos deben refinanciar continuamente una fracción no trivial del total de su deuda, y esto depende de su estructura. Cuanto más corta sea la madurez de la deuda, mayor es el servicio de la deuda y más frecuentemente hay que refinanciar dichas deudas. Más aun, no es lo mismo la madurez de la deuda que su duración. Un bono que paga 1 euro en un año, 1 euro a dos años, y 5 euros a tres años, genera una estructura de pagos distinta de un bono que paga una cuantía de 2 euros por año durante tres años. La madurez de ambos bonos es la misma (tres

años), pero el segundo bono representa una mayor concentración de los pagos en el futuro reciente en comparación con el primer bono, es decir, el segundo bono tiene una duración más baja, entendida como el número de años promedio ponderado de los pagos previstos.

Existen dos mecanismos distintos por los cuales se puede desencadenar una crisis de deuda:

- Las crisis de solvencia: Los inversores internacionales están dispuestos a re-financiar e incluso aumentar la deuda, al precio que les compense por la probabilidad de impagos futuros. Sin embargo, normalmente debido a una caída persistente en los recursos fiscales del gobierno, el servicio de la deuda presente y/o futura se vuelve excesivamente costoso para el gobierno y prefiere suspender los pagos.
- Las crisis de refinanciación: Estas ocurren cuando los recursos fiscales son suficientes para garantizar los pagos siempre y cuando los mercados de deuda estén operativos. Sin embargo, por alguna razón la desconfianza de los inversores internacionales limita el acceso habitual al crédito por parte del gobierno, y esto acaba generando impagos dada la imposibilidad de refinanciar la deuda preexistente.

Observemos cómo las crisis de solvencia ocurren por cambios en los fundamentales de la economía: una crisis económica severa y persistente, una caída de los ingresos fiscales o un aumento inesperado de las necesidades de gasto del gobierno. En cambio, las crisis de liquidez se pueden producir en ausencia de ningún cambio en los fundamentales de la economía. Por su propia naturaleza son crisis autocumplidas: los inversores no quieren invertir en deuda de este país por miedo a un impago, con lo cual el país pierde la capacidad de refinanciar la fracción de deuda que debe servir en un momento determinado, y eso puede acabar resultando en un impago. Es por esto que a este tipo de crisis se las denomina crisis de refinanciación.

En la práctica es difícil discernir un tipo de crisis de otro. Lo único que observamos es que un determinado país ha suspendido pagos, pero tenemos muy poca información acerca de la disponibilidad o no de los inversores internacionales para refinanciar esa deuda. Un aspecto que se suele utilizar es la existencia de subastas fallidas de deuda. En la mayoría de los países una parte importante de las nuevas emisiones de deuda se realizan en subasta pública. Una subasta fallida suele ser un indicador de pánico entre los inversores. En un trabajo reciente, Bocola y DAVIS (2019) proponen identificar los dos tipos de crisis a partir de la respuesta de los gobiernos en relación a las decisiones sobre la madurez de la nueva deuda emitida. El supuesto fundamental es que asumen que el gobierno (italiano, en su caso) está tomando decisiones sobre la madurez óptima de la deuda dada la naturaleza observable de distintas perturbaciones que se dan en la economía o los sentimientos de los inversores.

Las crisis de refinanciación pueden desencadenarse de forma inesperada en cualquier momento, sin que los fundamentales hayan empeorado sustancialmente. Al mismo tiempo, algo que cambie radicalmente las expectativas de los inversores internacionales puede erradicar de golpe la posibilidad de una crisis de liquidez. Esta es la interpretación que hacemos del impacto de la famosa declaración de Draghi en verano de 2012: «*whatever it takes*». Si los inversores internacionales perciben que una institución, en este caso el Banco Central Europeo, está absolutamente comprometida a proveer la liquidez necesaria para refinanciar la deuda de España, entonces dichos inversores cambian sus expectativas respecto a la posibilidad de una crisis de deuda y la prima de riesgo debería caer inmediatamente. Eso es exactamente lo que sucedió.

## 2. El modelo

En este modelo vamos a estudiar el comportamiento estratégico óptimo de un gobierno que no tiene capacidad de comprometerse a satisfacer los pagos y que vende deuda en mercados donde los inversores pueden entrar en pánico por razones exógenas en cualquier momento.

Los tres tipos de agentes que existen en este modelo son:

- Un gobierno, o mejor dicho unos gobiernos sucesivos.
- Un continuo de inversores internacionales en el intervalo  $[0, 1]$ .
- Un continuo de consumidores en el intervalo  $[0, 1]$ .

El gobierno actúa estratégicamente y escoge cuánto gastar en provisión de bienes públicos, cuánto tomar prestado y si declarar un impago. Asumimos que los ingresos fiscales son una fracción constante del producto. Nuestro análisis se centra en el problema de decisión del gobierno. Los inversores internacionales compran los bonos del gobierno. Asumimos que estos inversores son neutrales al riesgo y no tienen restricciones de liquidez. Los supuestos de neutralidad al riesgo y ausencia de restricciones de liquidez son compatibles con la existencia de inversores aversos al riesgo, pero con carteras bien diversificadas. Dado que el país es pequeño, las compras de deuda de este país constituyen una parte mínima de sus carteras. Los inversores internacionales coordinan sus expectativas con una variable estocástica del tipo de «mancha solar». Los consumidores valoran el consumo de bienes privados y públicos, y tienen una función de utilidad  $u(c, g)$  y una utilidad intertemporal de  $E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, g_t)$ , donde  $\beta \in (0, 1)$  es el factor de descuento.

Asumir un continuo de agentes es el procedimiento formal por el cual cualquier agente individual (el individuo 0,4317..., por ejemplo) tiene masa cero con respecto al total de individuos. Esto garantiza que sus decisiones individuales no afectan al agregado, y por tanto no existe la posibilidad de comportamiento estratégico por parte de estos agentes individuales. En este modelo solo el gobierno va a tener un

comportamiento estratégico, en el sentido de internalizar que sus acciones tienen un impacto sobre las acciones de los demás agentes. De hecho, la falta de compromiso del gobierno implica que el gobernante actual no tiene capacidad para comprometer a los gobernantes futuros a un determinado plan de acción, por lo que se trata de un juego dinámico estratégico entre gobiernos sucesivos.

El estado de la economía en un momento determinado del tiempo viene dado por el vector  $s = (B, z_{-1}, \zeta)$ , donde

- $B$  es la deuda viva existente.
- $z_{-1}$  es un indicador de la existencia de un impago en la deuda en el pasado o no:  $z_{-1} = 1$  no,  $z_{-1} = 0$  sí.
- $\zeta$  es la realización de una variable estocástica no relacionada con los fundamentales (lo llamamos una mancha solar, en traducción del término en inglés *sunspot*)

El total de producto disponible en esta economía es  $y(z) = Z^{1-Z}\bar{y}$ , donde  $1 > Z > 0$  es un parámetro y  $(1 - Z)$  se interpreta como la pérdida de producto derivada de un impago pasado de la deuda. Esta pérdida de productividad es permanente.

### 3. Las manchas solares

La variable «manchas solares» (del inglés *sunspot*) sirve para coordinar las expectativas de los inversores internacionales. Si el nivel de deuda es suficientemente bajo, el valor de la mancha solar no importa puesto que el gobierno hará frente a sus deudas con independencia de lo que hagan los inversores internacionales. En caso contrario las manchas solares tienen efectos reales. Piense, por ejemplo, en las calificaciones que las agencias del tipo Moody's, Fitch o S&P asignan a la deuda de distintos países (aunque no queremos implicar de ninguna manera que dichas calificaciones sean puramente aleatorias). Un cambio en dichas calificaciones puede coordinar las expectativas de los inversores internacionales, más allá del impacto que puedan tener los cambios en las variables fundamentales.

Supongamos que la variable manchas solares,  $\zeta \in U[0, 1]$ , sale de una distribución uniforme en el intervalo  $[0, 1]$ . Si el valor de dicha variable supera un cierto umbral,  $\zeta \geq 1 - \pi$ , es decir, si las noticias son suficientemente malas, entonces los inversores entran en pánico y esperan que pueda desencadenarse una crisis. Aquí  $\pi$ ,  $0 < \pi < 1$ , es un número arbitrario dado exógenamente, y es la probabilidad de que se desencadene un pánico entre los inversores. Que este pánico se autocumpla y acabe generando una crisis dependerá de las variables fundamentales. Si un individuo tiene la certeza de que un gobierno no va a declarar un impago aun si el conjunto de todos los inversores entra en pánico y no compran las nuevas emisiones de deuda de este país, entonces este individuo no tiene ninguna razón a nivel individual para no comprar dicha deuda. Si todos los inversores piensan igual (de ahí la coordinación de las expectativas) entonces el pánico no se autocumple. En cambio, si un individuo

sospecha que, si el gobierno fracasa en la refinanciación de su deuda va a declarar un impago, entonces el individuo no acudirá a la subasta de deuda. Si todos los inversores actúan de la misma manera, entonces se producirá un impago, validando las expectativas de los inversores.

Cass y Shell (1983) fueron los primeros en modelar este tipo de variables aleatorias en un modelo económico dinámico con la posibilidad de equilibrios múltiples. Lo llamaron una mancha solar en referencia al estudio de Jevons (1878) que, dada la escasa evidencia histórica disponible, había establecido una relación entre los ciclos económicos en el Reino Unido y la actividad de manchas solares. La referencia a dichas manchas solares es un tanto desafortunada: los aumentos sustanciales en la actividad de las manchas solares, que ocurren cada 11 a 14 años, afectan significativamente a la agricultura. Harrison (1976), por ejemplo, presenta evidencia de una relación entre la actividad de las manchas solares y el rendimiento de los cultivos agrícolas. Más aun, geofísicos como Xu *et al.* (2021) modelizan las manchas solares como el resultado de dinámicas complejas y no lineales, pero deterministas, y no como variables estocásticas.

#### 4. El problema que soluciona el gobierno

Suponemos que el gobierno es benevolente en el sentido de que maximiza la utilidad de los consumidores sujeto a su restricción presupuestaria y la reacción de los inversores internacionales. También asumimos que tanto el gobierno como los consumidores e inversores descuentan el futuro por el mismo factor. En este caso los consumidores juegan un papel pasivo, pero en otros trabajos hemos discutido extensiones en que los consumidores toman decisiones de oferta de trabajo frente a cambios en los tipos impositivos. También discutimos al final una generalización del modelo en que los agentes tienen distintos factores de descuento.

Considere el problema de optimización de un gobierno benevolente, que actúa en el mayor interés de sus ciudadanos. Expresamos esto mediante una función de utilidad,  $u(c, g)$ , que depende del consumo privado y del consumo público. Hacemos los supuestos de que la función  $u(c, g)$  es separable, cóncava y continuamente diferenciable, estrictamente creciente en ambos consumos, y estrictamente cóncava en el gasto público  $g$ . Estos supuestos son útiles para caracterizar el comportamiento óptimo del gobierno.

Dados unos ingresos fiscales de  $\theta y(z)$ , donde  $\theta$  es el tipo impositivo que consideramos como dado e  $y(z)$  es el nivel de producto, el gobierno elige  $c, g, B', z$  para solucionar el problema escrito en forma recursiva:

$$\begin{aligned} V(s) &= \max u(c, g) + \beta EV(s') \\ \text{s.a. } c &= (1 - \theta)y(z) \\ g + zB &= \theta y(z) + q(B', s)B' \\ z &\in \{0, 1\} \\ z &= 0 \text{ si } z_{-1} = 0 \end{aligned}$$

Aquí,  $V(s)$  representa la función de valor, como función de las variables de estado, que es la función de utilidad en este periodo más el valor esperado descontado de la función de valor en el periodo siguiente (como función del estado de la economía en el siguiente periodo,  $s'$ ), con  $\beta$ ,  $1 > \beta > 0$ , como factor de descuento.

Para empezar con el problema más sencillo hemos asumido que la deuda tiene madurez de un periodo. Estas simplificaciones hacen que el problema sea mucho más sencillo de solucionar. En realidad, los impagos rara vez implican la desaparición total de la deuda y la exclusión permanente de los mercados financieros. En la mayor parte de los casos de impago se abre un proceso de negociación con los acreedores o con instituciones internacionales que acaba resultando en una reestructuración de la deuda, que suele consistir en una reducción parcial de la cuantía de la deuda (en inglés un *haircut*) y la extensión de los pagos (se alarga la madurez). A su vez los países vuelven a tener acceso a crédito, a veces de forma inmediata y a veces después de algún tiempo. Existen muchos estudios sobre el tema de la renegociación de la deuda en caso de impago, véase Yue (2010), Cruces y Trebesch (2013), Arellano y Bai (2014), Almeida *et al.* (2018), entre otros.

## 5. Los inversores internacionales

Suponemos que existe un continuo (de medida 1) de inversores internacionales. Estos inversores tienen preferencias lineales y descuentan el futuro por el mismo factor  $\beta$ . De esta forma estarán dispuestos a aceptar comprar cualquier cantidad de deuda que tenga un rendimiento esperado igual al rendimiento que pueden obtener en un activo seguro con un rendimiento fijo.

Por tanto, la valoración de los bonos es

$$q(B', s) = \beta \times Ez(B', s', q(B'(s'), s'))$$

precio del bono = precio libre de riesgo  $\times$  probabilidad de repago

Aquí la función  $z(B, s, q)$  es la variable que toma valor 1 en caso de repago. Por lo que el valor esperado de esa función es la probabilidad de repago en el siguiente periodo, que es función de la cantidad de deuda en el periodo siguiente y el precio al cual el gobierno en el periodo siguiente puede tomar prestado,  $q' = q(B'(s'), s')$ .

## 6. La secuencia temporal en la toma de decisiones

En este tipo de problemas la secuencia temporal tiene un papel fundamental. En nuestro caso esta es la secuencia que suponemos dentro de un periodo:

1. Una vez conocido  $\zeta_t$ , el estado de la economía al inicio del periodo  $t$  es  $s_t = (B_t, z_{t-1}, \zeta_t)$
- ↓
2. El gobierno decide la cuantía de deuda para ofrecer en la subasta pública,  $B_{t+1}$
- ↓
3. Los inversores deciden si compran o no  $B_{t+1}$ , y el precio  $q_t$  se determina
- ↓
4. El gobierno decide si repaga la deuda o no,  $z_t$ , y esto determina  $(y_t, c_t, g_t)$

Cuando el gobierno decide en la fase 2 cuanta deuda ofrecer a la venta conoce la estructura de precios de la deuda, dado que es función de la deuda que se quiere colocar en el mercado y del estado de la economía. El gobierno decide si prefiere colocar un millón de euros al 2% o si colocar cinco millones de euros al 3%. Aquí el tipo de interés es  $1/q - 1$ , y es creciente en el nivel de deuda porque el precio  $q$  es decreciente. Por último, el gobierno no tiene la capacidad en fase 2 de comprometerse a no declarar un impago en la fase 4. Esto implica que el gobierno, una vez ha conseguido los recursos derivados de la venta de la deuda en la fase 3, podría declarar la suspensión de pagos en la fase 4. Justamente por eso en la fase 3 los inversores tienen que anticipar si el gobierno va a decidir el impago en la fase 4, y solo en caso de respuesta negativa los inversores estarán dispuestos a comprar la deuda ofrecida por el gobierno. Y los inversores, dada su información, anticipan perfectamente si el gobierno va a declarar un impago en la fase 4 o no.

Esta especificación de la secuencia temporal, propuesta por primera vez por Cole y Kehoe (1996), es muy conveniente para examinar las crisis de refinanciación. Los inversores prestan o no al gobierno en función de sus expectativas de un impago, y a su vez que el gobierno pueda o no vender deuda determina sus incentivos para declarar un impago. Esto ofrece la posibilidad de un doble equilibrio (bajo ciertos valores de las variables fundamentales) en que las expectativas se autocumplen y que ocurre dentro del mismo periodo bajo la misma información. No existe nueva información que sea necesaria para la existencia de ese doble equilibrio (inversores y gobiernos tienen toda la información necesaria).

En modelos donde el énfasis se pone en las crisis de solvencia la secuencia temporal suele ser distinta. Esto ocurre en los análisis de Eaton y Gersovitz (1981), Hamman (2002), Aguiar y Gopinath (2006), o Arellano (2008), y muchos otros estudios posteriores. En estos casos el gobierno observa el estado de la economía, decide si declarar o no un impago, y solo después decide cuanta deuda poner a la venta para el periodo siguiente. Esto no quiere decir que no puedan introducirse crisis de refinanciación con este tipo de secuencia temporal, pero entonces representan un problema intertemporal donde los inversores deben formar expectativas en este periodo acerca de eventos que determinarán la decisión de impago en el periodo siguiente.

## 7. La definición de un equilibrio recursivo

Dada la secuencia temporal, las decisiones constituyen un juego dinámico, donde el gobierno en la fase 2 tiene en cuenta como los inversores se van a comportar en la fase 3 y como el gobierno se va a comportar en la fase 4. Asimismo, los inversores en la fase 3 también tienen en cuenta cómo se va a comportar el gobierno en la fase 4. El concepto de equilibrio en juegos dinámicos es el equilibrio perfecto en subjuegos, y en general suele haber muchos de estos (o un continuo, dado que se trata de un juego dinámico con horizonte infinito). Como es habitual en esta literatura, vamos a restringir nuestro análisis a los equilibrios de Markov, que constituyen un caso especial de equilibrio perfecto en subjuegos donde restringimos las estrategias de los individuos a ser función exclusivamente del valor de las variables de estado en cada momento del tiempo. Esto elimina la posibilidad, sin duda interesante, de soluciones más complejas donde las acciones en un determinado momento sean función de la historia de acciones de los individuos, y donde los aspectos reputacionales juegan un papel crucial. Restringir el análisis a equilibrios de Markov tiene la ventaja de permitirnos definir y computar el equilibrio de forma recursiva.

En el equilibrio el valor de  $\pi$  es arbitrario, lo que implica que hay un continuo de equilibrios, uno para cada valor de  $\pi$ . Si dejamos que el vector de variables de estado incluya el nombre del año, hay aún más posibilidades: Podemos imaginar que un pánico puede ocurrir solamente en años de números impares o solamente en años de números primos.

**Definición:** Un equilibrio consiste en una función de valor  $V(s)$ , con funciones de política asociadas,  $B'(s)$ ,  $z(B', s, q)$  y  $g(B', s, q)$ , y una función de precios de la deuda  $q(B', s)$  tal que:

1. Al principio del periodo, dadas la función de precios de la deuda  $q(B', s)$  y las funciones de política del gobierno al final del periodo,  $z(B', s, q)$  y  $g(B', s, q)$ , la función de política  $B'(s)$  es la solución del problema del gobierno de escoger  $B'$  para resolver

$$\begin{aligned} V(s) &= \max u(c, g) + \beta EV(s') \\ \text{s.a } c &= (1 - \theta)y(z(B', s, q(B', s))) \\ g(B', s, q(B', s)) &+ z(B', s, q(B', s))B = \theta y(z) + q(B', s)B' \end{aligned}$$

2. La función de precios de la deuda  $q(B', s)$  vacía el mercado de bonos:

$$q(B'(s), s) = \beta E z(B'(s), s', q(B'(s'), s'))$$

3. Al final del periodo, dada la función de valor  $V(s') = V(B', z, \zeta')$ , el precio de bonos  $q = q(B'(s), s)$  y la oferta de deuda nueva  $B' = B'(s)$ , las funciones de

política  $z(B', s, q)$  y  $g(B', s, q)$  son la solución del problema del gobierno de escoger  $z$  y  $g$  para resolver

$$\begin{aligned} \max u(c, g) + \beta EV(B', a', z, \xi') \\ \text{s. a } c &= (1 - \theta)y(a, z) \\ g + zB &= \theta y(a, z) + q'B' \\ z &\in \{0, 1\}, z = 0 \text{ si } z_{-1} = 0 \end{aligned}$$

Algunas aclaraciones son pertinentes. En primer lugar, observe que en el apartado 2, el precio de la deuda que se vende este periodo,  $B'$ , es función del precio de la deuda que se va a vender en el periodo siguiente,  $q(B'(s'), s')$ . En segundo lugar, en el apartado 3,  $q$  y  $B'$  ya se han determinado, y por tanto se trata de números y no funciones.

## 8. La caracterización del equilibrio

Obsérvese que la condición de equilibrio de la parte 2 de la definición de un equilibrio hace difícil encontrar un punto fijo en el espacio de las funciones de precio de los bonos: la misma función aparece en ambos lados de la ecuación, en el lado izquierdo para el precio de este periodo y en el lado derecho para el precio esperado en el próximo periodo. Ahora mostramos que nuestro supuesto de que los inversionistas internacionales son neutrales al riesgo nos permite simplificar este problema para encontrar dos umbrales para la deuda, el umbral inferior  $\bar{b}$  y el umbral superior  $\bar{B}(\pi)$ .

La caracterización del equilibrio en términos de  $\bar{b}$  y  $\bar{B}(\pi)$  es la principal aportación teórica de este artículo, por lo que vale la pena repetirlo con otras palabras:

- Si la deuda es menor al umbral inferior,  $B \leq \bar{b}$ , entonces el gobierno no declara un impago en ningún caso, incluso si los inversores entran en pánico y el gobierno no puede refinanciar su deuda. Dado que los inversores internacionales entienden que el gobierno siempre paga la deuda si  $B \leq \bar{b}$  en equilibrio ignoran las manchas solares, incluso cuando  $\xi > 1 - \pi$ . Del mismo modo, si no hay crisis en el periodo actual, y si  $B' \leq \bar{b}$ , entonces los inversores están dispuestos a pagar el precio libre de riesgo  $q(B', s) = \beta$  en la subasta de deuda. Cole y Kehoe llaman a la zona de la deuda donde  $B \leq \bar{b}$  la zona segura.
- En el otro extremo, si la deuda es mayor que el umbral superior  $B \geq \bar{B}(\pi)$ , entonces para maximizar la función objetivo del gobierno es mejor declarar un impago incluso si hay inversores dispuestos a continuar prestándole a este gobierno. El servicio de la deuda es demasiado grande y el gobierno prefiere sufrir el costo de un impago para eliminar sus deudas.

- Para niveles intermedios de deuda,  $\bar{b} < B \leq \bar{B}(\pi)$ , el gobierno no declara un impago siempre y cuando siga teniendo acceso a crédito, pero declarará un impago si existe un pánico entre los inversores, lo que ocurre cuando la variable mancha solar  $\zeta > 1 - \pi$ . A esta área Cole y Kehoe (1996, 2000) la denominaron la zona de crisis, puesto que es la zona en que con probabilidad  $\pi$  los inversores entran en pánico y, dado el nivel de deuda, el pánico se autocumple.

Ahora caracterizamos la función de precios de la deuda  $q(B', s)$ . Una vez un gobierno ha declarado un impago no existe ningún incentivo a repagar deuda, esto es una consecuencia inmediata de que los costes de un impago son permanentes. Recordemos, el único motivo por el cual un gobierno sin capacidad de compromiso repaga la deuda es evitar los costes presentes y futuros de un impago. Una vez ya el gobierno ha pagado los costes, por tanto, nada provee ningún incentivo para que el gobierno pague sus deudas, y como consecuencia el precio de la deuda es cero:  $q(B', (B, 0, \zeta)) = 0$ , o dicho más llanamente, ningún inversor está dispuesto a dar prestado al gobierno.

Si el país entra en una crisis de deuda, es decir si  $B > \bar{b}$  y  $\zeta > 1 - \pi$ , entonces también  $q(B', (B, 1, \zeta)) = 0$ . Cuando la deuda pendiente de pago está dentro de la zona de crisis, si hay un pánico el gobierno no pagará, por lo que los inversores no están dispuestos a comprar ninguna cuantía de deuda nueva  $B'$ . En cualquier otro caso el precio de la deuda  $q$  depende exclusivamente de la cantidad de deuda que se quiera colocar en el mercado  $B'$ :

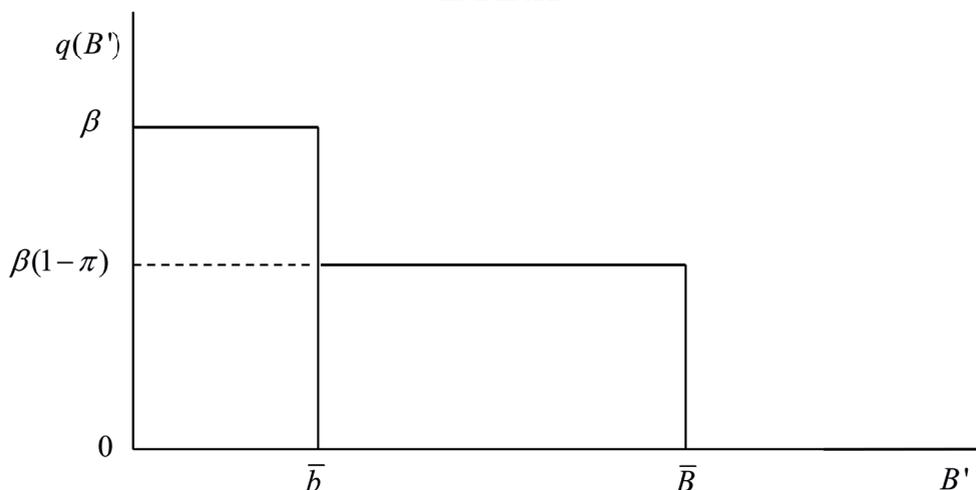
$$q(B', (B, 1, \zeta)) = \begin{cases} \beta & \text{si } B' \leq \bar{b} \\ \beta(1 - \pi) & \text{si } \bar{b} < B' \leq \bar{B}(\pi). \\ 0 & \text{si } \bar{B}(\pi) < B' \end{cases}$$

La intuición es muy sencilla. Si en el próximo periodo la deuda va a estar por debajo del umbral inferior, entonces el gobierno va a repagar con probabilidad uno. Esa deuda es perfectamente segura, y por tanto su precio es el factor de descuento, o dicho de otra manera, el tipo de interés es el tipo de interés sin riesgo:  $1/\beta - 1$  (la prima de riesgo es cero).

Si la cantidad de deuda vendida es superior al umbral superior  $\bar{B}(\pi)$ , el gobierno declara un impago aun en el caso de que no haya pánicos. Dado que el impago es un caso seguro el precio de la deuda es  $q = 0$ . Dicho de otra manera, los inversores no están dispuestos a comprar un nivel de deuda tan grande.

Por último, si el gobierno vende un nivel de deuda dentro de la zona de crisis, en el periodo siguiente el gobierno pagará solo en caso de que no se dé un pánico, lo que ocurre con probabilidad  $1 - \pi$ .

**FIGURA 1**  
**EL PRECIO DE LA DEUDA  $q(B', s)$  COMO FUNCIÓN DE LA CANTIDAD VENDIDA  $B'$**



FUENTE: Elaboración propia.

### 9. La política de deuda óptima

Dados los supuestos que hemos hecho, podemos calcular el umbral inferior explícitamente.

Primero, calculamos la función objetivo en caso de impago, si  $s = (B, z_{-1}, \zeta) = (B, 0, \zeta)$  entonces la función de valor es:

$$V(B, 0, \zeta) = \frac{u((1-\theta)\bar{Z}\bar{y}, \theta\bar{Z}\bar{y})}{1-\beta}$$

Se trata de la función de utilidad donde el consumo privado es igual a la renta neta de impuestos y el consumo público es igual a la recaudación fiscal. El producto es  $Z\bar{y} < \bar{y}$ . Esta situación es permanente, y de ahí el denominador de  $1-\beta = 1/\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t$ . De esa manera, el umbral inferior  $\bar{b}$  se puede calcular como:

$$u((1-\theta)\bar{y}, \theta\bar{y} - \bar{b}) + \frac{\beta u((1-\theta)\bar{y}, \theta\bar{y})}{1-\beta} = \frac{u((1-\theta)\bar{Z}\bar{y}, \theta\bar{Z}\bar{y})}{1-\beta}$$

Es decir,  $\bar{b}$  es el nivel máximo de deuda que el gobierno está dispuesto a pagar al 100 % para evitar una crisis de deuda si hay pánico entre los inversores. En caso de que los inversores no compren la nueva deuda  $B'$ , si el gobierno repaga el 100 % de su deuda  $B = \bar{b}$ , el gasto público en este periodo es  $g = \theta\bar{y} - \bar{b}$  y en el periodo siguiente la deuda es cero. En ese caso a partir del periodo siguiente la deuda sería siempre cero, dado que el gobierno no tiene ningún incentivo a emitir deuda para trasladar consumo futuro al presente (o viceversa) cuando  $q = \beta$ . Obsérvese que esto no puede ocurrir en equilibrio: los inversores saben que el gobierno va a repagar y no entran en pánico si  $B \leq \bar{b}$  aun si  $\zeta > 1 - \pi$ .

Si la deuda fuera un poquito mayor,  $B = \bar{b} + \varepsilon$ , la parte derecha sería mayor que la izquierda, indicando que en caso de un pánico de los inversores el gobierno preferiría un impago a repagar el 100% de la deuda. Dado ese umbral inferior, la política óptima para niveles de deuda inferior consiste en la refinanciación de esta deuda a perpetuidad. Cuando  $q = \beta$ , el gobierno quiere mantener el consumo privado y público constante. No existe incentivo a aumentar la deuda (consumo decreciente) o disminuirla (consumo creciente). Por tanto, si  $s = (B, z_{-1}, \zeta) = (B, 1, \zeta)$ , la política óptima es  $B'(B, 1, \zeta) = B$  y la función de valor es:

$$V(B, 1, \zeta) = \frac{u((1-\theta)\bar{y}, \theta\bar{y} - (1-\beta)B)}{1-\beta}.$$

En ese tramo las manchas solares son irrelevantes y no tienen consecuencias reales.

En comparación, la política óptima del gobierno en la zona de crisis es más compleja. La podemos caracterizar utilizando la condición de primer orden del gobierno para  $B_{t+1}$ :

$$q_t u_g(g_t) = \beta(1-\pi)u_g(g_{t+1}).$$

Nuestros supuestos sobre  $u(c, g)$  implican que mientras  $B_{t+1}$  esté en la zona de crisis es óptimo mantener  $g_t$  constante. Si el gobierno aumenta la deuda manteniendo  $g_t$  constante, eso implica que la deuda eventualmente llega al umbral superior, donde el gobierno declara un impago, y no puede ser óptimo. En consecuencia, el gobierno reduce su deuda hasta que llega a la zona segura o la mantiene constante. Es fácil comprobar que si reduce la deuda la reduce hasta  $\bar{b}$ , no a un nivel inferior en la zona segura. Supongamos que el gobierno reduce la deuda hasta  $\bar{b}$  en  $T$  periodos,  $T = 1, 2, \dots, \infty$ . La posibilidad de que  $T = \infty$ , permite al gobierno mantener la deuda constante. El nivel de gasto constante  $g_t$  a lo largo de la secuencia de tiempo es:

$$g_t = g^T(B_0)$$

Para calcular  $g^T(B_0)$ , usamos la secuencia de restricciones presupuestarias del gobierno:

$$\begin{aligned} g^T(B_0) + B_0 &= \theta\bar{y} + \beta(1-\pi)B_1 \\ g^T(B_0) + B_1 &= \theta\bar{y} + \beta(1-\pi)B_2 \\ &\vdots \\ g^T(B_0) + B_{T-2} &= \theta\bar{y} + \beta(1-\pi)B_{T-1} \\ g^T(B_0) + B_{T-1} &= \theta\bar{y} + \beta\bar{b} \end{aligned}$$

Obsérvese que en el periodo  $T-1$  el gobierno vende su deuda  $\bar{b}$  al precio  $\beta$  y no al precio  $\beta(1-\pi)$ , dado que no existe riesgo de impago para  $\bar{b}$ . Multiplicando cada restricción presupuestaria por  $(\beta(1-\pi))^t$  y sumando obtenemos:

$$\begin{aligned} \sum_{t=0}^{T-1} (\beta(1-\pi))^t g^T(B_0) + B_0 &= \sum_{t=0}^{T-1} (\beta(1-\pi))^t \theta \bar{y} + (\beta(1-\pi))^{T-1} \beta \bar{b} \\ \frac{1 - (\beta(1-\pi))^T}{1 - \beta(1-\pi)} g^T(B_0) + B_0 &= \frac{1 - (\beta(1-\pi))^T}{1 - \beta(1-\pi)} \theta \bar{y} + (\beta(1-\pi))^{T-1} \beta \bar{b} \\ g^T(B_0) &= \theta \bar{y} - \frac{1 - (\beta(1-\pi))}{1 - (\beta(1-\pi))^T} (B_0 - (\beta(1-\pi))^{T-1} \beta \bar{b}) \end{aligned}$$

Obsérvese que:

$$g^\infty(B_0) = \lim_{T \rightarrow \infty} g^T(B_0) = \theta \bar{y} - (1 - \beta(1 - \pi)) B_0$$

Entonces, computamos  $V^T(B_0)$  como:

$$\begin{aligned} V^T(B_0) &= (1 + \beta(1 - \pi) + (\beta(1 - \pi))^2 + \dots + (\beta(1 - \pi))^{T-1}) u((1 - \theta) \bar{y}, g^T(B_0)) \\ &+ (1 + \beta(1 - \pi) + (\beta(1 - \pi))^2 + \dots + (\beta(1 - \pi))^{T-2}) \frac{\beta \pi u((1 - \theta) Z \bar{y}, \theta Z \bar{y})}{1 - \beta} \\ &+ (\beta(1 - \pi))^{T-2} \frac{\beta u((1 - \theta) \bar{y}, \theta \bar{y} - (1 - \beta) \bar{b}(1))}{1 - \beta}, \\ V^T(B_0) &= \frac{1 - (\beta(1 - \pi))^T}{1 + \beta(1 - \pi)} u((1 - \theta) \bar{y}, g^T(B_0)) \\ &+ \frac{1 - (\beta(1 - \pi))^{T-1}}{1 + \beta(1 - \pi)} \frac{\beta \pi u((1 - \theta) Z \bar{y}, \theta Z \bar{y})}{1 - \beta} \\ &+ (\beta(1 - \pi))^{T-2} \frac{\beta u((1 - \theta) \bar{y}, \theta \bar{y} - (1 - \beta) \bar{b})}{1 - \beta}. \end{aligned}$$

Para calcular el umbral superior  $\bar{B}(\pi)$ , calculamos la expresión:

$$\begin{aligned} V(\bar{B}(\pi)) &= \max \left[ V^1(\bar{B}(\pi)), V^2(\bar{B}(\pi)), \dots, V^\infty(\bar{B}(\pi)) \right] \\ &= u((1 - \theta) Z \bar{y}, \theta Z \bar{y}) + \beta(1 - \pi) \bar{B}(\pi) + \beta \frac{u((1 - \theta) Z \bar{y}, \theta Z \bar{y})}{1 - \beta}. \end{aligned}$$

Es decir, el umbral superior es el nivel de deuda tal que el gobierno está indiferente entre repagar o cobrar el dinero de la emisión de deuda (al máximo posible) y después declarar un impago. Obsérvese que si el gobierno ofrece a subasta un nivel de deuda  $B' > \bar{B}(\pi)$ , los inversores internacionales no están dispuestos a comprarla y  $q(B', s) = 0$  con independencia de  $\zeta$ .

Resumiendo, podemos escribir la función de valor como

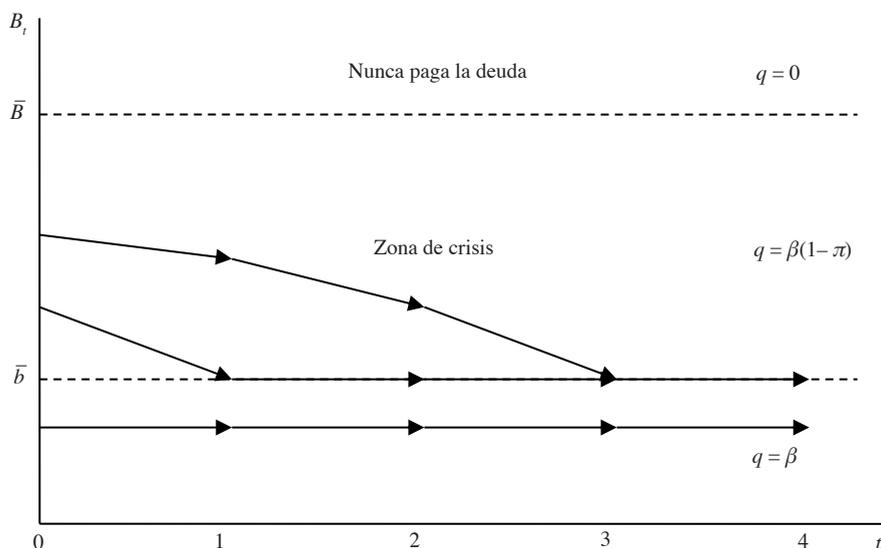
$$V(B, 1, \zeta) = \begin{cases} \frac{u((1 - \theta) \bar{y}, \theta \bar{y} - (1 - \beta) B)}{1 - \beta} & \text{si } B \leq \bar{b} \\ \max \left[ V^1(B), V^2(B), \dots, V^\infty(B) \right] & \text{si } \bar{b} < B \leq \bar{B}(\pi), \zeta \leq 1 - \pi \\ \frac{u((1 - \theta) Z \bar{y}, \theta Z \bar{y})}{1 - \beta} & \text{si } \bar{b} < B \leq \bar{B}(\pi), \zeta > 1 - \pi \\ \frac{u((1 - \theta) Z \bar{y}, \theta Z \bar{y})}{1 - \beta} & \text{si } \bar{B}(\pi) < B \end{cases}$$

La función de valor tiene una discontinuidad en  $B = \bar{B}(\pi)$ . Si  $B = \bar{B}(\pi) + \varepsilon$ , el gobierno declararía un impago aun si tuviera una subasta con éxito, pero, como los inversores internacionales saben eso, no comprarán la nueva deuda  $B'$ . Por tanto,

$$V(\bar{B}(\pi) + \varepsilon, 1, \zeta) = \frac{u((1-\theta)\bar{Z}\bar{y}, \theta\bar{Z}\bar{y})}{1-\beta} < u((1-\theta)\bar{Z}\bar{y}, \theta\bar{Z}\bar{y} + \beta(1-\pi)(\bar{B}(\pi) + \varepsilon)) + \beta \frac{u((1-\theta)\bar{Z}\bar{y}, \theta\bar{Z}\bar{y})}{1-\beta}$$

En la Figura 2 se representan las posibilidades de las políticas de deuda óptimas que dependen de la deuda inicial.

**FIGURA 2**  
**EL COMPORTAMIENTO ÓPTIMO DE LA DEUDA DEPENDIENDO**  
**EN LA DEUDA INICIAL  $B_0$**



FUENTE: Elaboración propia.

## 10. Una versión del modelo con bonos de madurez larga

Durante la crisis de la Unión Económica y Monetaria (UEM) en 2010–13, países como España tenían deuda de una madurez promedio de seis años o más. En contraste, durante la crisis de deuda mexicana en diciembre de 1994 y enero de 1995, la madurez media de la deuda era de tan solo nueve meses. Conesa y Kehoe (2017) presentan una versión del modelo calibrado a la economía española en el que un periodo es un año. Para modelar la madurez mayor a un periodo generalizan el modelo que hemos presentado hasta ahora con la técnica analítica introducida por Hatchondo y Martínez (2009) y Chatterjee y Eyigungor (2012).

Cole y Kehoe (1996) construyen un modelo de la economía mexicana en el cual un periodo es de nueve meses. Ellos argumentan que el gobierno mexicano podría

haber prevenido la crisis de 1994-95 comprando la deuda de corta madurez y emitiendo deuda de larga madurez. En el modelo Cole-Kehoe, el gobierno convierte sus bonos de madurez de un periodo,  $B$ , en cantidades iguales,  $B_N$  de bonos de madurez 1, 2, ...,  $N$  periodos. A partir de ese momento el gobierno mantiene constante la composición de la deuda repagando los  $B_N$  de bonos que maduran cada periodo y vendiendo  $B_N$  bonos de madurez  $N$ . Esta formulación es simple de analizar en estados estacionarios, que es el caso cuando  $B_N$  está en la zona segura o cuando  $\pi = 0$ . Cole y Kehoe (1996) examinan el caso en que  $\pi = 0$  y demuestran que si  $B > \bar{b}$ , entonces el gobierno puede escoger una madurez suficientemente larga de  $N$  tal que  $B_N$  financia el mismo nivel estacionario de gasto publico  $g$  pero con  $B_N \leq \bar{b}$ . Más aún, si  $\pi > 0$ , el gobierno puede refinanciar un nivel más alto de gasto  $g$  aumentando la madurez de la deuda. En vez de seguir este enfoque, aquí seguimos el enfoque de Hatchondo y Martinez (2009) y Chatterjee y Eyigungor (2012), consiguiendo resultados similares. El enfoque de Cole y Kehoe (1996) sirve para analizar estados estacionarios, pero las transiciones serían muy complejas puesto que habría  $N - 1$  variables de estado. La intuición es la misma con ambos enfoques: el umbral inferior  $\bar{b}$  aumenta porque el servicio de la deuda que madura es menor en caso de una subasta fallida, y el umbral superior  $\bar{B}(\pi)$  aumenta porque el beneficio de un impago es menor dado que la recaudación de una subasta de deuda es menor.

En el modelo de bonos de madurez larga, siguiendo el enfoque de Hatchondo y Martinez (2009) y Chatterjee y Eyigungor (2012), el problema del gobierno es escoger  $c, g, B', z$  para solucionar el problema:

$$\begin{aligned}
 V(s) &= \max u(c, g) + \beta EV(s') \\
 \text{s.a. } c &= (1 - \theta)y(z) \\
 g + z\delta B &= \theta y(z) + q(B', s)(B' - (1 - \delta)B) \\
 z &\in \{0, 1\} \\
 z &= 0 \text{ si } z_{-1} = 0.
 \end{aligned}$$

Aquí  $\delta, 0 < \delta \leq 1$ , es la fracción del total de la deuda que vence en cada periodo. Esta forma de introducir madurez más larga permite que el servicio de la deuda sea una fracción de esta, pero que a la vez no sea necesario tener en cuenta la estructura del conjunto de la deuda pública, lo que haría el problema intratable computacionalmente. La deuda de mayor madurez implica un menor valor de  $\delta$ . De hecho, el vencimiento medio de la deuda es  $1/\delta$ .

Esta formulación es particularmente atractiva porque proporciona una fórmula recursiva y manejable para calcular el precio de los bonos:

$$q(B', s) = \begin{cases} \beta [\delta + (1 - \delta)Eq(B'(B', s), s')] & \text{si } B' \leq \bar{b} \\ \beta(1 - \pi) [\delta + (1 - \delta)Eq(B'(B', s), s')] & \text{si } \bar{b} < B' \leq \bar{B}(\pi) \cdot \\ 0 & \text{si } \bar{B}(\pi) < B' \end{cases}$$

Observe que el precio de los bonos en el período actual depende del precio esperado de los bonos en el período subsiguiente.

En este caso, el modelo no tiene solución analítica, por lo que recurrimos a una solución numérica. Para ello, calibramos el modelo siguiendo la misma estrategia que en Conesa y Kehoe (2017). Para resolver el modelo elegimos la siguiente función de utilidad:

$$u(c, g) = \log(c) + \gamma \log(g - \bar{g}).$$

Un periodo corresponde a un año, y los parámetros que utilizamos son los de la Tabla 1.

**TABLA 1**  
**PARÁMETROS EN EL MODELO CUANTITATIVO**

Parámetro	Valor	Objetivo
$\bar{y}$	100	Normalización
$Z$	0,95	Coste de impago 5 % (Cole y Kehoe, 1996)
$\beta$	0,98	Tipo de interés libre de riesgo 2 %
$\pi$	0,04	Tipo de interés en la zona de crisis 6 %
$\gamma$	0,20	Valor arbitrario
$\theta$	0,36	Ingresos fiscales como fracción de producto
$\bar{g}$	25	Gasto público mínimo

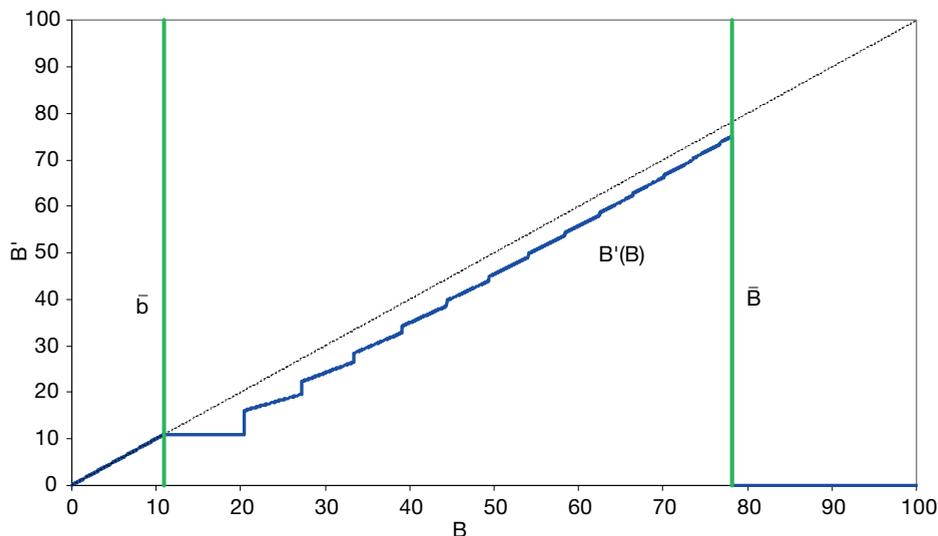
**FUENTE:** Elaboración propia.

**NOTA:** Véase Conesa y Kehoe (2017) para una discusión detallada de los valores escogidos.

Podemos variar  $\delta$  para comprender el impacto de aumentar el vencimiento de la deuda. Para ello evaluaremos los resultados numéricos para los valores de  $\delta \in \{1, 1/8, 1/30\}$  correspondientes a una deuda de uno, seis o treinta años de madurez, respectivamente. Escogemos seis años puesto que es la madurez media de la deuda de países como España o Italia.

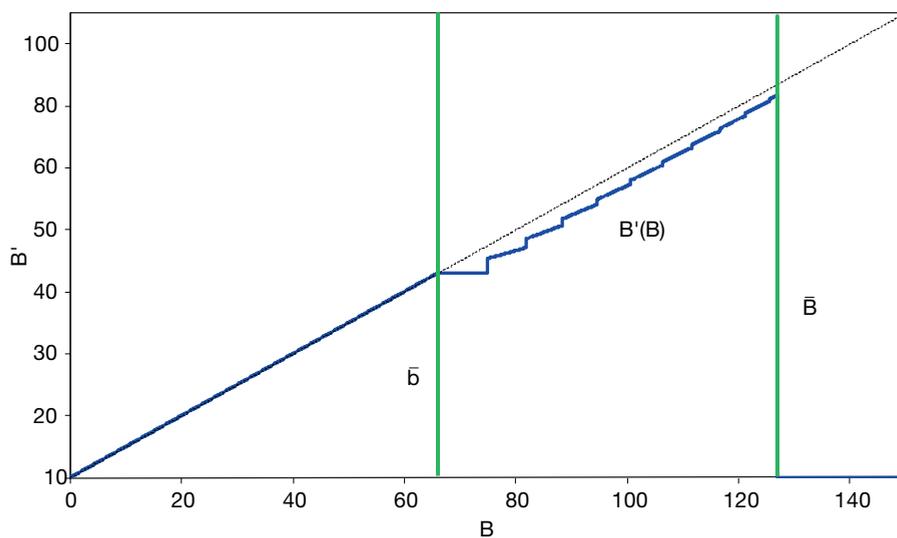
La Figura 3 muestra el umbral inferior  $\bar{b}$  y el umbral superior  $\bar{B}(\pi)$  en las líneas verticales en verde, y la política óptima de deuda en azul, que muestra la deuda en el periodo siguiente (en el eje de las Y) como función del nivel de deuda actual (en el eje de las X). Con una deuda de un año el umbral inferior es de poco más del 10% del producto, y el umbral superior está en casi un 80% del producto. Con niveles relativamente bajos de deuda esta economía estaría expuesta a crisis de refinanciación. Esto es normal, dado que en cada periodo el gobierno debe refinanciar el total de su deuda pública, por lo que aun niveles bajos de esta son imposibles de afrontar sin acceso a crédito. En la zona de crisis se ve claramente como la política óptima implica reducir la deuda en un número finito de periodos hasta el umbral inferior.

**FIGURA 3**  
**DEUDA ÓPTIMA Y UMBRALES DE EQUILIBRIO,  $\delta = 1$**



FUENTE: Elaboración propia.

**FIGURA 4**  
**DEUDA ÓPTIMA Y UMBRALES DE EQUILIBRIO CUANDO  $\delta = 1/6$**



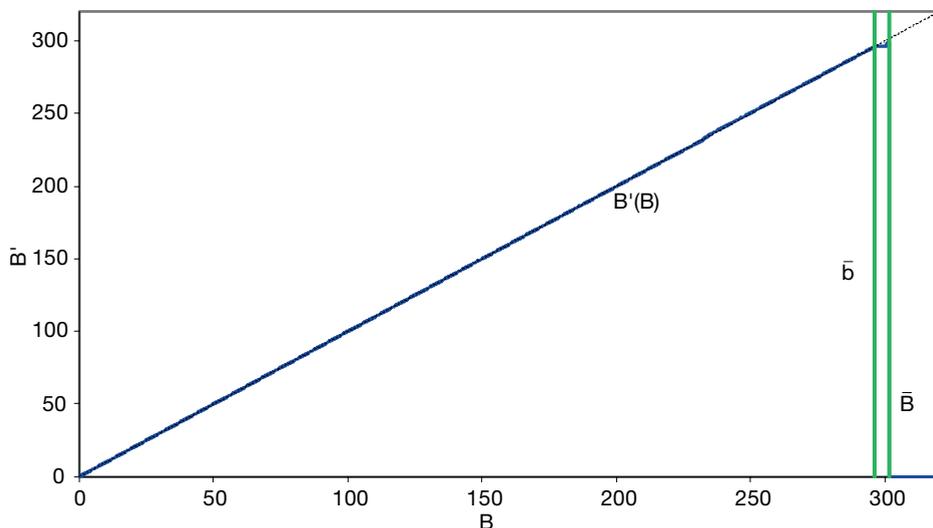
FUENTE: Elaboración propia.

En cambio, cuando la deuda tiene una madurez de seis años los umbrales cambian considerablemente. Observamos en la Figura 4 que el umbral inferior se sitúa alrededor del 65 % del producto, y el umbral superior llega hasta casi el 130 % del producto. Además, la zona de crisis es proporcionalmente menor que en el caso de  $\delta = 1$ .

Finalmente, con una madurez de la deuda de treinta años, observamos en la Figura 5 cómo el umbral inferior converge al umbral superior hacia un 300 % del producto. Esto es, con deuda a treinta o más años las crisis de refinanciación prácticamente desaparecen.

Manuel Amador ha explicado a los autores que la República Dominicana llevó a cabo operaciones financieras encaminadas a explotar las ventajas de extender la deuda, consistente con lo que hemos discutido en esta sección. El 1 de diciembre de 2020 el gobierno ofreció la recompra de bonos denominados en dólares por un valor de 3.500 millones que debían repagarse en 2021, 2024 y 2025 (Gobierno de la República Dominicana, 2020a). La oferta de recompra era condicional a la venta simultánea de bonos en dólares con madurez de 2032. El 8 de diciembre de 2020 el Gobierno de la República Dominicana (2020b) anunció que las operaciones se habían completado con éxito. Viendo el éxito de dichas operaciones, en febrero de 2022, la Presidencia de la República Dominicana (2022) ha llevado a cabo más operaciones para aumentar la madurez de su deuda y reducir el servicio de esta.

**FIGURA 5**  
**DEUDA ÓPTIMA Y UMBRALES DE EQUILIBRIO CUANDO**  
 $\delta = 1/30$



FUENTE: Elaboración propia.

Bocola y Dovis (2019) encuentran que gobiernos europeos, como el de Italia, no hicieron ningún esfuerzo por aumentar la madurez de la deuda soberana durante la crisis de deuda en la UEM durante el periodo 2010-2013, aunque Mario Draghi (2012) justificaba su promesa de «*Do whatever it takes*» para prevenir la crisis argumentando que había un componente de pánico de los inversores. ¿Es posible que operaciones del tipo que hizo la República Dominicana en 2020 y 2022 hubieran mejorado la situación en la crisis de la UEM? Esta cuestión merece un estudio específico.

## 11. Un gobierno más impaciente que los inversores

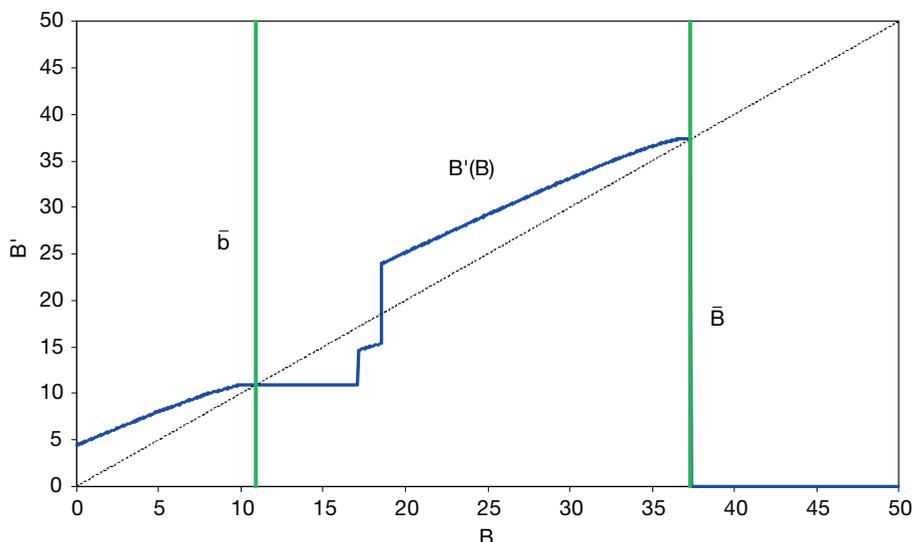
Si la política óptima del gobierno es reducir la deuda cuando está en la zona de crisis, la pregunta que surge naturalmente es como acaba el gobierno dentro de esta. Cole y Kehoe (1996) proveen una respuesta a esta pregunta: un gobierno que tiene un factor de descuento menor (es más impaciente) que los inversores y los consumidores quiere acumular más deuda. Conesa y Kehoe (2017) exploran otra respuesta: Un shock negativo y persistente en el producto puede hacer que un nivel de deuda que era seguro antes pueda estar ahora dentro de la zona de crisis. Mientras dura esa recesión el gobierno puede aumentar el nivel de deuda para suavizar la senda de consumo, apostando por una recuperación rápida. En esta sección estudiamos el enfoque de Cole y Kehoe (1996) modelando un gobierno impaciente, un enfoque que ahora se ha hecho habitual en la literatura sobre deuda soberana.

Supongamos entonces que el gobierno es sustancialmente más impaciente que los inversores internacionales. Esto puede ocurrir, por ejemplo, porque un determinado gobierno descuenta el futuro también por la probabilidad de ganar las próximas elecciones. Así, cuanto menor sea la probabilidad de ganar las próximas elecciones más impaciente será este gobierno (Fig. 6).

Asumimos que el gobierno tiene un factor de descuento de  $\beta = 0,90$ , muy inferior al de los inversores internacionales de 0,98. Al mismo tiempo mantenemos la madurez de la deuda en un periodo.

En este caso, observamos cómo el gobierno decide aumentar sus niveles de deuda tanto dentro de la zona segura, como en la parte alta de la zona de crisis. Tan solo para niveles de deuda muy cercanos al umbral inferior el gobierno encuentra óptimo reducir su nivel de deuda. Por último, observamos como el umbral superior cae sustancialmente, desde el casi 80 % del producto con un gobierno igual de paciente que los inversores hasta el 37 % con un gobierno impaciente.

**FIGURA 6**  
**DEUDA ÓPTIMA Y UMBRALES DE EQUILIBRIO CON GOBIERNO**  
**IMPACIENTE**



FUENTE: Elaboración propia.

## 12. Literatura relacionada

Antes de centrar la atención en la literatura de crisis de refinanciación y crisis que se autocumplen, merece la pena destacar el excelente libro de Aguiar y Amador (2021), que revisa la investigación en deuda soberana y crisis de deuda.

Existe una literatura extensa de crisis de refinanciación y crisis que se autocumplen. Muchos de los artículos en esta literatura utilizan el enfoque de Cole y Kehoe (1996, 2000), pero existen muchos artículos que utilizan el enfoque de Calvo (1988). En el modelo de Calvo un tipo de interés alto en el periodo  $t$  puede hacer que un impago sea más probable en el periodo  $t + 1$ , validando las expectativas de los inversores que provocaron el incremento del tipo de interés. Observe que el enfoque de Calvo tiene muchas similitudes con el de Cole y Kehoe, especialmente en tanto que alargar la madurez de la deuda puede eliminar la posibilidad de una crisis. Existe, sin embargo, una diferencia técnica importante, ya que en el modelo de Calvo un problema en el mercado de deuda este periodo puede generar una crisis en el periodo siguiente, mientras que en Cole y Kehoe los problemas de este periodo pueden causar una crisis en este mismo periodo. Los artículos recientes de Ayres *et al.* (2018) y Lorenzoni y Werning (2019) siguen el enfoque de Calvo, poniendo el énfasis en que dicho enfoque permite que las crisis se desarrollen de forma lenta en el tiempo.

El artículo de Aguiar *et al.* (2022) extiende el enfoque de Cole y Kehoe, y muestra como existen equilibrios adicionales. En particular, estudian un equilibrio de «acuerdo desesperado» en que las expectativas de los inversores no son que el gobierno declare suspensión de pagos sino que la probabilidad de un pánico  $p$  va a aumentar hasta el nivel máximo compatible con el gobierno no declarando un impago. Subsecuentemente, compatible con este valor de  $p$ , el gobierno puede declarar un impago, volver a la situación precrisis, o quedarse en una situación de «acuerdo desesperado». Este modelo genera impagos que evolucionan lentamente como en los modelos de Ayres *et al.* (2018) y Lorenzoni y Werning (2019).

En los modelos de crisis de deuda del estilo de Cole y Kehoe (1996, 2000) o Calvo (1988), aumentar la madurez de la deuda puede eliminar la posibilidad de una crisis y aumentar el precio de la deuda soberana. Sin embargo, en modelos donde la crisis depende solo de variables fundamentales Arellano y Ramanarayanan (2012) y Aguiar *et al.* (2019) argumentan que los gobiernos no debieran emitir deuda de madurez larga. La política de gestión de la deuda debiera depender fundamentalmente de la posibilidad de crisis autocumplidas. Como hemos explicado, Bocola y DAVIS (2019) argumentan que estas son relativamente poco importantes, mientras que una lectura de Draghi (2012) creía que eran muy relevantes, y la experiencia reciente de la República Dominicana también va en la misma dirección.

Aguiar y Amador (2020) han identificado una nueva forma de expectativas autocumplidas que puede generar una crisis en modelos con deuda multiperiodo. Si los inversores esperan que el gobierno va a emitir más deuda en el futuro reduciendo el valor de la deuda actual, estarán dispuestos a pagar menos por la deuda actual. Esto puede llevar al gobierno a aumentar la deuda futura, confirmando las expectativas de los inversores. En cambio, si los inversores no esperan ese comportamiento del gobierno están más dispuestos a pagar por la deuda actual y el gobierno no necesita emitir más deuda en el futuro. Denominan este fenómeno como la dilución autocumplida de la deuda.

Una serie de artículos recientes extienden el análisis de Cole y Kehoe (1996, 2000). Aguiar *et al.* (2013) desarrollan un modelo de crisis de refinanciación en tiempo continuo. Bianchi *et al.* (2018) muestran que los gobiernos tienen incentivos a acumular reservas exteriores con bajo rendimiento como seguro frente a crisis de refinanciación. Bianchi y Mondragon (2022) argumentan que la pertenencia a una unión monetaria como la UEM hizo que España fuera más vulnerable. Roch y Uhlig (2018) y Conesa y Kehoe (2014) evalúan el impacto de los rescates oficiales en caso de crisis.

Algunos autores han extendido el análisis de Cole y Kehoe (1996, 2000) para analizar las crisis de refinanciación en otros mercados financieros. Amador y Bianchi (2021) analizan mercados de crédito bancario, y Guntin (2022) analiza crisis de refinanciación en empresas privadas y su papel en la magnitud de las fluctuaciones económicas en los Estados Unidos de América.

## Referencias bibliográficas

- Aguiar, M., & Amador, M. (2020). Self-Fulfilling debt dilution: Maturity and multiplicity in debt models. *American Economic Review*, 110(9), 2783-2818.
- Aguiar, M., & Amador, M. (2021). *The Economics of Sovereign Debt and Default*. Princeton University Press.
- Aguiar, M., Amador, M., Farhi, E., & Gopinath, G. (2013). *Crisis and commitment: Inflation credibility and the vulnerability to sovereign debt crises*. (NBER Working Paper No 19516). National Bureau of Economic Research.
- Aguiar, M., Amador, M., Hopenhayn, H., & Werning, I. (2019). Take the short route: Equilibrium default and debt maturity. *Econometrica*, 87(2), 423-462.
- Aguiar, M., Chatterjee, S., Cole, H., & Stangebye, Z. (2022). Self-fulfilling debt crises, revisited. *Journal of Political Economy*, 130(5), 1147-1183.
- Aguiar, M., & Gopinath, G. (2007). Emerging market business cycles: The cycle is the trend. *Journal of Political Economy*, 115(1), 69-102.
- Almeida, V., Esquivel, C., Kehoe, T. J., & Nicolini, J.P. (2018). *Default and interest rate shocks: Renegotiation matters*. Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Amador, M., & Bianchi, J. (2021). *Bank-runs, fragility, and credit easing*. (NBER Working Paper No 29397). National Bureau of Economic Research.
- Arellano, C. (2008). Default risk and income fluctuations in emerging economies. *American Economic Review*, 98(3), 690-712.
- Arellano, C., & Ramanarayanan, A. (2012). Default and the maturity structure in sovereign bonds. *Journal of Political Economy*, 120(2), 187-232.
- Arellano, C., & Bai, Y. (2014). Renegotiation policies in sovereign defaults. *American Economic Review*, 104(5), 94-100.
- Ayres, J., Navarro, G., Nicolini, J.P., & Teles, P. (2018). Sovereign Default: The Role of Expectations. *Journal of Economic Theory*, 175(C), 803-812.
- Bianchi, J., Hatchondo, J. C., & Martinez, L. (2018). International Reserves and Rollover Risk. *American Economic Review*, 108(9), 2629-2670.
- Bianchi, J., & Mondragon, J. (2022). Monetary Independence and Rollover Crises. *Quarterly Journal of Economics*, 137(1), 435-491.
- Bocola, L., & Dovis, A. (2019). Self-fulfilling debt crises: A quantitative analysis. *American Economic Review*, 109(12), 4343-4377.
- Calvo, G. (1988). Servicing the Public Debt: The Role of Expectations. *American Economic Review*, 78(4), 647-661.
- Cass, D., & Shell, K. (1983). Do sunspots matter?. *Journal of Political Economy*, 91(2), 193-227.
- Chatterjee, S., & Eyigungor, B. (2012). Maturity, indebtedness, and default risk. *American Economic Review*, 102(6), 2674-2699.
- Cole, H. L., & Kehoe, T. J. (1996). A self-fulfilling model of Mexico's 1994-1995 debt crisis. *Journal of International Economics*, 41(3-4), 309-330.
- Cole, H. L., & Kehoe, T. J. (2000). Self-fulfilling debt crises. *Review of Economic Studies*, 67(1), 91-116.
- Conesa, J. C., & Kehoe, T. J. (2014). Is it too late to bail out the troubled countries in the Eurozone? *American Economic Review*, 104(5), 88-93.

- Conesa, J. C., & Kehoe, T.J. (2017). Gambling for redemption and self-fulfilling debt crises. *Economic Theory*, 64(4), 707-740.
- Cruces, J. J., & Trebesch, C. (2013). Sovereign defaults: The price of haircuts. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 5(3), 85-117.
- Draghi, M. (2012). *Introductory statement to the press conference (with Q&A)*. European Central Bank. <https://www.ecb.europa.eu/press/pressconf/2012/html/is120906.en.html>.
- Eaton, J., & Gersovitz, M. (1981). Debt with potential repudiation: Theoretical and empirical analysis. *Review of Economic Studies*, 48(2), 289-309.
- García Rodríguez, M. (2022). Riesgo de impago y su interacción con los fundamentales: El caso de Grecia. *Cuadernos Económicos de I.C.E.*, 103.
- Gobierno de la República Dominicana. (2020a). *The Dominican Republic announces an offer to purchase existing notes*. <https://www.prnewswire.com/news-releases/the-dominican-republic-announces-an-offer-to-purchase-existing-notes-301182710.html>.
- Gobierno de la República Dominicana. (2020b). *The Dominican Republic announces aggregate principal amount of tenders received*. <https://www.prnewswire.com/news-releases/the-dominican-republic-announces-aggregate-principal-amount-of-tenders-received-301188366.html>.
- Presidencia de la República Dominicana. (2022). *Gobierno logra reducción de US\$1,100 millones de servicio de deuda para los años 2022-2024*. <https://www.presidencia.gob.do/noticias/gobierno-logra-reduccion-de-us1100-millones-de-servicio-de-deuda-para-los-años-2022-2024>.
- Guntin, R. (2022). *Firms' Rollover Risk and Macroeconomic Dynamics*. New York University.
- Hamann, F. (2002). *Sovereign risk and macroeconomic fluctuations*. Banco de la República de Colombia, Borradores de Economía 225.
- Harrison, V. L. (1976). *Do sunspot cycles affect crop yields?* Economic Research Service, U.S. Department of Agriculture, Agricultural Economic Report No. 327.
- Hatchondo, J. C., & Martinez, L. (2009). Long-duration bonds and sovereign defaults. *Journal of International Economics*, 79(1), 117-125.
- Jevons, W. S. (1878). Commercial crises and sun-spots. *Nature*, 19(472), 33-37.
- Lorenzoni, G., & Werning, I. (2019). Slow moving debt crisis. *American Economic Review*, 109(9): 3229-3263.
- Roch, F., & Uhlig, H. (2018). The dynamics of sovereign debt crises and bailouts. *Journal of International Economics*, 114(C), 1-13.
- Xu, H., Fei, Y., Li, C., Liang, J., Tian, X., & Wan, Z. (2021). The North-South Asymmetry of Sunspot Relative Numbers Based on Complex Network Technique. *Symmetry*, 13(11), 2228.
- Yue, V. Z. (2010). Sovereign default and debt renegotiation. *Journal of International Economics*, 80(2), 176-187.



# Un modelo de riesgo soberano con recursos naturales\*

## *A sovereign default model with natural resources*

Carlos Esquivel  
Rutgers University

### **Resumen**

*Este artículo propone un modelo para estudiar cómo la explotación de recursos naturales afecta al riesgo soberano de países emergentes. El modelo incluye inversión, producción en tres sectores y recursos naturales. En la presencia de un mayor acervo de recursos naturales, el Gobierno incrementa la inversión para explotarlos y aumenta el consumo, ya que el ingreso permanente es mayor. Tanto la mayor inversión como el consumo adicional son financiados con un aumento de deuda externa. Adicionalmente, hay una reasignación de factores de la producción hacia bienes no comerciables, lo cual aprecia el tipo de cambio real y aumenta la volatilidad del ingreso comerciable. Los incrementos en volatilidad y deuda generan un aumento en la probabilidad de impago y, con ello, un incremento en la tasa de interés. Asimismo, la volatilidad del consumo también aumenta, lo cual puede disminuir las ganancias de bienestar provenientes de una mayor riqueza de recursos naturales.*

**Palabras clave:** riesgo soberano, enfermedad holandesa, tipo de cambio real.

**Clasificación JEL:** F34, F41, Q33.

### **Abstract**

*This paper develops a model to study how the exploitation of natural resources affects sovereign risk in emerging economies. The model features investment, production in three sectors, and natural resources. In the presence of a higher stock of natural resources, the government increases investment in order to exploit them and also increases consumption since permanent income is higher. Both investment and consumption are financed with the issuance of external debt. In addition, there is a reallocation of production factors towards non-traded goods, which appreciates the real exchange rate and increases the volatility of tradable income. Both the increase in volatility and the debt level raise the probability of default and the interest rates the government pays for its debt. Consumption volatility also increases, which lowers the welfare gains from higher natural resource wealth.*

**Keywords:** sovereign risk, Dutch disease, real exchange rate.

---

\* Este artículo presenta una versión simplificada del modelo en el primer capítulo de mi tesis doctoral. Agradezco a Manuel Amador y Tim Kehoe por su mentoría. También agradezco a dos dictaminadores anónimos por sus comentarios y sugerencias.

## 1. Introducción

La «maldición de los recursos naturales» es un término acuñado por Auty (1994) para referirse a la observación de que países en desarrollo que son relativamente ricos en recursos naturales tienen tasas de crecimiento menores que las de otros países similares con menos recursos naturales. Esta observación ha sido ampliamente documentada –véase, por ejemplo, Gelb (1988), Auty (1990), Sachs y Warner (2001), entre otros– y diversas teorías se han desarrollado para estudiarla –véase, por ejemplo, Sachs y Warner (1995) y Alberola y Benigno (2017)–. Recientemente, gracias al desarrollo de modelos de *default* soberano en equilibrio general, autores como Hamann *et al.* (2018) y Esquivel (2021) han puesto énfasis en el efecto que los recursos naturales tienen en los incentivos de los Gobiernos para el pago de su deuda. En particular, estos autores documentan una relación contra-intuitiva entre recursos naturales y riesgo de *default*, que da una sensación de sorpresa similar a la maldición de los recursos naturales: mayor abundancia de recursos se relaciona con mayor riesgo de *default*.

Este artículo presenta un modelo de *default* soberano en equilibrio general para estudiar la relación entre recursos naturales, endeudamiento y la incidencia de episodios de *default*. El objetivo es presentar un modelo parsimonioso que exponga los elementos fundamentales y que pueda servir de base para modelos cuantitativos más complejos. En este sentido, el modelo es una versión simplificada del desarrollado en Esquivel (2021), el cual, además de exponer el mecanismo principal, incluye detalles que elevan la complejidad del modelo (y la dificultad de solución) pero que le permiten alinearlos de manera cuantitativa con los datos. El modelo en este artículo se enfoca en la exposición del mecanismo y, por tanto, prescinde de dichos detalles que para estos fines resultan secundarios.

El modelo cuenta con producción en tres sectores intermedios. Por un lado, hay un sector comerciable y otro no-comerciable que compiten por factores de la producción (en este caso, por simplicidad, solo trabajo, aunque el modelo puede extenderse para tener capital en estos sectores). Adicionalmente, hay un sector que produce materias primas combinando capital y una dotación de recursos naturales que se mantiene fija<sup>1</sup>. Esta estructura productiva está inmersa en un modelo de *default* soberano que sigue la formulación presentada primero en Eaton y Gersovitz (1981), donde un Gobierno relativamente impaciente puede emitir deuda en mercados financieros internacionales y no puede comprometerse a pagar<sup>2</sup>.

---

<sup>1</sup> La dotación de recursos naturales puede extenderse a variar de forma exógena, como los descubrimientos de grandes yacimientos de petróleo en Esquivel (2021), o de forma endógena, como la administración de reservas petroleras en Hamann *et al.* (2018). El detalle fundamental es que este sector se diferencia de los demás por requerir recursos naturales para la producción.

<sup>2</sup> Arellano (2008) y Aguiar y Gopinath (2006) desarrollaron para versiones del modelo en una economía donde la producción es exógena. Gordon y Guerron-Quintana (2018) desarrollaron una versión del modelo con producción, acumulación de capital y deuda de largo plazo. Por otro lado, Arellano *et al.* (2018) desarrollan una versión del modelo con acumulación de capital y producción en sectores comerciables y no-comerciables.

El modelo permite una disección de los distintos mecanismos a través de los cuales más recursos naturales generan mayor incidencia de episodios de *default*. Por un lado, la economía con más recursos naturales tiene un ingreso permanente mayor. Un Gobierno relativamente impaciente elige endeudarse más para invertir en el sector de materias primas y adelantar más consumo de mayores ingresos futuros, lo cual incrementa las probabilidades de observar un *default* por el elevado nivel de endeudamiento. Por otro lado, la economía con más recursos naturales asigna más factores de producción al sector no-comerciable. Dado que la deuda externa tiene que financiarse con exportaciones, esto implica que la fracción del ingreso con la que se puede pagar el servicio de deuda se vuelve más dependiente de las exportaciones de materias primas.

Un supuesto fundamental en el modelo es que el precio internacional de materias primas tiene una elevada varianza, lo cual implica una mayor varianza de ingreso comerciable para economías con mayores dotaciones de recursos naturales. Está ampliamente documentado que los precios internacionales de materias primas son relativamente más volátiles que los precios de otros bienes comerciables (como, por ejemplo, manufacturas). Jacks *et al.* (2011) documentan este hecho estilizado. Drechsel y Tenreyro (2018) estudian cómo la volatilidad de materias primas afecta los ciclos reales de negocios en economías pequeñas y abiertas. Ayres *et al.* (2020) estudian cómo la volatilidad de ciertas materias primas afecta las propiedades cíclicas del tipo de cambio real en economías avanzadas.

Esta mayor varianza del ingreso comerciable implica una mayor probabilidad de observar estados en los cuales le es más conveniente al Gobierno no pagar el servicio de su deuda (por ejemplo, estados en los que el precio de materias primas es bajo), lo cual también incrementa la incidencia de episodios de *default*.

La sección 2 presenta el entorno del modelo, el concepto de equilibrio y discute la intuición de los principales mecanismos. La sección 3 discute el método de solución del modelo. La sección 4 presenta el análisis cuantitativo. Finalmente, la sección 5 presenta las conclusiones y algunas avenidas para futuros proyectos de investigación.

## 2. Modelo

Consideramos una economía pequeña y abierta. El modelo pertenece a la clase de modelos de *default* soberano basados en el trabajo de Eaton y Gersovitz (1981). Hay producción en tres sectores intermedios, emisión de deuda externa, *default*, y acumulación de capital para materias primas. Modelar la acumulación de capital en materias primas es importante por dos razones. La primera es que permite capturar el hecho de que las dotaciones de recursos naturales desvían factores de la producción hacia estas actividades. La segunda es que existe un vínculo empírico entre esta asignación de factores y las tasas de interés a través del efecto de las primeras en los incentivos de *default* en el futuro –véase Hamann *et al.* (2018) y Esquivel (2021)–. La asignación de capital en un periodo para ser utilizado en el siguiente le permite al modelo capturar este vínculo dinámico entre la inversión y las tasas de interés. Este

vínculo dinámico no puede ser capturado con un modelo de solo dotaciones de recursos naturales o solo producción con trabajo (ya que el trabajo típicamente se modela como un factor no-dinámico cuya asignación puede decidirse dentro del mismo periodo).

Por simplicidad, asumimos que el Gobierno es capaz de elegir todas las asignaciones de recursos en la economía, ya que el objetivo principal del modelo es ilustrar cómo la presencia de recursos naturales afecta los incentivos de pago de deuda.

## 2.1. Entorno

Hay una economía pequeña y abierta. El hogar representativo tiene preferencias por consumo a lo largo del tiempo descritas por:

$$E_0 = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, l_t)$$

Donde  $c_t$  es consumo de un bien final no comerciable,  $l_t$  es trabajo,  $u(c, l) = \frac{(c - v(l))^{1-\sigma}}{(1-\sigma)}$  es la utilidad del periodo y  $v(l) = \psi \frac{l^{1+\epsilon}}{1+\epsilon}$  es la desutilidad por trabajo. Esta es la formulación de preferencias propuesta por Greenwood *et al.* (1988), bajo la cual no hay efecto de la riqueza en la oferta laboral (es decir, la oferta laboral no depende del consumo presente). El bien final es un agregado de bienes intermedios comerciables  $c_N$  y no comerciables  $c_T$ , que se produce con la tecnología:

$$Y = \left( \omega c_N^{\frac{\chi-1}{\chi}} + (1-\omega) c_T^{\frac{\chi-1}{\chi}} \right)^{\frac{\chi}{\chi-1}} \quad [1]$$

Donde  $\chi$  es la elasticidad de sustitución entre bienes comerciables y no comerciables. Cada uno de estos bienes intermedios se produce con trabajo utilizando las tecnologías:

$$y_N = z l_N^{1-\alpha_N} \quad [2]$$

$$y_T = z l_T^{1-\alpha_T} \quad [3]$$

Donde  $l_N$  y  $l_T$  son las cantidades de trabajo asignadas a cada uno de los sectores intermedios,  $1 - \alpha_N$  y  $1 - \alpha_T$  son las participaciones del trabajo en el valor agregado y  $z$  es un choque aleatorio de productividad que sigue un proceso de Markov<sup>3</sup>. Dentro de cada periodo, el trabajo puede moverse libremente entre un sector y otro siempre y cuando  $l_N + l_T = l$ .

La economía cuenta con una dotación de recursos naturales  $R$  que, por ahora, supondremos que está fija. Estos recursos pueden ser explotados para la producción de materias primas  $y_c$  que pueden ser vendidas al resto del mundo por un precio  $p_C$  en términos del bien comerciable  $T$  (que es el numerario). Dado que la economía es pequeña, el Gobierno toma  $p_C$  como dado y, por simplicidad, asumimos que se

<sup>3</sup> Estas tecnologías con retornos decrecientes a escala suponen la existencia de una unidad de capital en cada sector, la cual, por simplicidad, suponemos está fija.

determina de manera aleatoria siguiendo un proceso de Markov. La explotación de recursos naturales requiere de capital específico a ese sector  $k$  y se realiza utilizando la tecnología  $y_C = k^{\alpha_C} R^{1-\alpha_C}$ .

Hay un Gobierno benevolente que elige todas las asignaciones de recursos en la economía. La ley de movimiento de capital es:

$$k_{t+1} = i_t + (1 - \delta)k_t + \frac{\phi}{2} (k_{t+1} - k_t)^2 \quad [4]$$

Donde  $i_t$  es la inversión,  $\delta$  es la tasa de depreciación del capital y  $\frac{\phi}{2} (k_{t+1} - k_t)^2$  es el costo de ajuste de capital. El Gobierno puede emitir deuda externa de un periodo en la forma de bonos no contingentes  $b_{t+1}$  por un precio de mercado  $q_t$ . La deuda está denominada en términos del bien  $T$ . A diferencia del precio de materias primas, el Gobierno no toma  $q_t$  como dado sino la función inversa de demanda  $q(\cdot, b)$ , ya que ser el único emisor de su propia deuda le otorga poder monopólico en el sentido de que puede controlar el precio de esta deuda como función de su oferta  $b$ .

Al principio de cada periodo, el Gobierno puede decidir entre pagar o no pagar la deuda. Si el Gobierno decide pagar la deuda, la balanza de pagos es:

$$b_t - q_t b_{t+1} = x_{T,t} + p_{C,t} y_{C,t} \quad [5]$$

Donde  $x_{T,t} = y_{T,t} - c_{T,t}$  son las exportaciones del bien comerciable. La Ecuación [5] muestra cómo el pago de deuda, neto de nuevas emisiones (lado derecho), se financia con exportaciones totales (lado izquierdo). Por otro lado, si el Gobierno decide no pagar, entra en estado de *default* y queda inmediatamente excluido de los mercados financieros internacionales (aunque aún puede intercambiar bienes con el resto del mundo). En este caso, la balanza de pagos es:

$$0 = x_{T,t} + p_{C,t} y_{C,t} \quad [6]$$

La cual indica que el Gobierno *aún puede exportar materias primas para importar el bien comerciable*; sin embargo, la balanza comercial tiene que ser igual a 0. Durante los periodos siguientes al *default*, el Gobierno continúa en ese estado pero cada periodo tiene una probabilidad  $\theta$  de ser readmitido a los mercados financieros con toda la deuda perdonada. Adicionalmente, la productividad  $z$  sufre un costo mientras el Gobierno permanece en estado de *default*  $z_D = z - \max\{0, d_0 z + d_1 z^2\}$ , donde  $d_0 < 0 < d_1^4$ . Esto implica un costo asimétrico de permanecer en *default*, el cual es 0 para valores bajos de productividad  $z \leq -d_0/d_1$  y positivo y creciente cuando  $z > -d_0/d_1$ . Esta estructura es crucial en esta clase de modelos para generar dinámicas

<sup>4</sup> La introducción de un costo exógeno a la productividad simplifica mucho la exposición del modelo. Mendoza y Yue (2012) desarrollan un modelo de equilibrio general en donde la producción y la productividad total de los factores caen de manera endógena durante los episodios de *default*. En su modelo, la producción de bienes intermedios requiere de la importación de materiales, algunos de los cuales deben ser pagados por adelantado mediante crédito privado. Cuando el Gobierno está en estado de *default*, el sector privado pierde acceso a este crédito, lo cual provoca una mezcla ineficiente de materiales y, por consiguiente, una caída en el producto y la productividad total de los factores.

de *default* y endeudamiento consistentes con los datos, en particular que la cuenta corriente y los diferenciales de tasa de interés sean contracíclicos<sup>5</sup>.

## 2.2. PIB, enfermedad holandesa y tipo de cambio real

Para el cálculo del PIB y la definición del tipo de cambio real, consideramos la versión descentralizada de la economía. El PIB a precios de mercado en el periodo  $t$  es  $PIB_t = P_t Y_t + X_t$ , donde  $X_t = b_t - q_t b_{t+1}$  son las exportaciones netas,  $P_t$  es el índice de precios correspondiente a la función de producción CES:

$$P_t = ((\omega)^\chi p_{N,t}^{1-\chi} + (1-\omega)^\chi)^{\frac{1}{\chi-1}} \quad [7]$$

Y  $p_{N,t}$  es el precio relativo del bien no-comerciable. El tipo de cambio real se define como  $rer_t = 1/P_t$ , que es el precio relativo del bien de consumo en el exterior (por simplicidad asumimos que el resto del mundo solo consume el bien comerciable  $T$ ) en términos del bien de consumo doméstico. De las condiciones de primer orden de la empresa productora del bien final, obtenemos las demandas por  $c_T$  y  $c_N$ . Combinando dichas demandas y las condiciones de vaciado de mercado obtenemos que el precio relativo del bien no-comerciable es:

$$p_N = \frac{\omega}{1-\omega} \left( \frac{c_T}{c_N} \right)^{\frac{1}{\chi}} = \frac{\omega}{1-\omega} \left( \frac{z l_T^{1-\alpha_T} + p_C k^{\alpha_C} R^{1-\alpha_C} - X}{z l_N^{1-\alpha_N}} \right)^{\frac{1}{\chi}} \quad [8]$$

Donde  $l_N$  y  $l_T$  son las asignaciones óptimas de trabajo a los sectores no-comerciable y comerciable, respectivamente (para facilitar la exposición, abandonamos los subíndices  $t$  en lo que resta de esta subsección, ya que nos referiremos únicamente a asignaciones estáticas dentro del mismo periodo). Por otro lado, las condiciones de primer orden de las empresas productoras de bienes intermedios son:

$$\frac{z(1-\alpha_N)}{l_N^{\alpha_N}} = w = \frac{z(1-\alpha_T)}{l_T^{\alpha_T}} \quad [9]$$

Donde  $w$  es el salario por unidad de trabajo. Combinando las Ecuaciones [8] y [9] junto con la condición de vaciado de mercado del trabajo  $l_N + l_T = l$  obtenemos una ecuación no lineal que determina la asignación  $l_T$ :

$$\left( \frac{1-\omega}{\omega} \frac{1-\alpha_T}{1-\alpha_N} \frac{(1-l_T)^{1-\alpha_N}}{l_T^{\alpha_T}} \right)^\chi z (l-l_T)^{1-\alpha_N} = z l_T^{1-\alpha_T} + p_C k^{\alpha_C} R^{1-\alpha_C} - X \quad [10]$$

Donde, claramente, el lado derecho es creciente en  $l_T$  y el lado izquierdo es decreciente. Por el teorema del valor intermedio, existe una única asignación  $\hat{l}_T$  que resuelve la Ecuación [10].

<sup>5</sup> Para una discusión más detallada, véase Arellano (2008) y Chatterjee y Eyigungor (2012).

Es fácil ver que la asignación de trabajo en el sector comerciable es decreciente en  $R$ . Al incrementar el acervo de recursos naturales, el lado derecho de [10] aumenta, lo cual se compensa con una menor asignación de factores de la producción (en este caso trabajo) al sector comerciable y una mayor asignación al sector no-comerciable. Intuitivamente, un mayor ingreso por exportaciones de recursos naturales le permite a la economía incrementar las importaciones de otros bienes comerciables y reasignar factores de producción al sector no-comerciable. Esto, a su vez, permite aumentar el consumo de estos bienes que no pueden comprarse del exterior. Esta es la llamada «enfermedad holandesa». Finalmente, combinando [8] y [10] obtenemos:

$$P_N = \frac{1 - \alpha_T}{1 - \alpha_N} \frac{(l - \hat{l}_T)^{1 - \alpha_N}}{\hat{l}_T^{\alpha_T}}$$

Donde  $\hat{l}_T$  es la asignación que satisface [10]. Cuando el acervo de recursos naturales  $R$  se incrementa, el valor de  $\hat{l}_T$  disminuye, por lo que  $P_N$  aumenta. Intuitivamente, ante una mayor demanda por bienes no-comerciables, el precio que vacía ese mercado debe ser mayor para sostener un mayor nivel de producción. Con un mayor  $P_N$ , el índice de precios  $P$  definido en [7] aumenta, con lo cual el tipo de cambio real  $rer = 1/P$  se aprecia.

### 2.3. Formulación recursiva del problema del Gobierno

El estado de la economía se compone del vector de choques exógenos  $s = (z, p_C)$ , del estado del Gobierno en los mercados financieros (*default* o *no-default*), del nivel de deuda externa  $b$  y del acervo de capital  $k$ .

Siguiendo el orden de eventos en Eaton y Gersovitz (1981), la función de valor del Gobierno que inicia el periodo en estado de *no-default* es:

$$V(s, k, b) = \max_{d \in \{0, 1\}} \{(1 - d)V^p(s, k, b) + dV^d(s, k)\} \quad [11]$$

Donde  $d$  es la decisión de *default*,  $V^p$  es el valor de pagar y  $V^d$  es el valor de *default*. Si el Gobierno decide no pagar la deuda, queda de inmediato excluido de los mercados financieros y la productividad sufre el costo de *default*. Entonces, dadas estas condiciones, el Gobierno elige el capital para el siguiente periodo,  $k'$ , la oferta laboral  $l$ , la asignación de trabajo en los sectores intermedios,  $L = (l_N, l_T)$  y el consumo de bienes intermedios  $C = (c_N, c_T)$  para resolver:

$$V^d(s, k) = \max_{\{l, k', L, c, C\}} \{u(c, l) + \beta E[\theta V(s', k', 0) + (1 - \theta)V^d(s', k')]\} \quad [12]$$

Sujeto a la ley de movimiento de capital, [4], a la restricción de factibilidad del bien final  $c + i + \frac{\phi}{2}(k_{t+1} - k_t)^2 \leq Y$ , a la restricción de factibilidad del bien intermedio

no-comerciable  $c_N \leq y_N$ , a la restricción  $l_N + l_T = l$  y a la balanza de pagos en *default* [6].

Si el Gobierno decide pagar, entonces puede, además, decidir el nivel de endeudamiento para el siguiente periodo  $b'$ . El valor de pagar la deuda es entonces:

$$V^p(s, k, b) = \max_{\{l, k', b', L, c, C\}} \{u(c, l) + \beta E[V(s', k', b')]\} \quad [13]$$

Sujeto a la ley de movimiento de capital, a la balanza de pagos en buen estado [5] y a todas las restricciones de factibilidad.

#### 2.4. Acreedores internacionales y precio de la deuda

El Gobierno emite deuda externa al mercado financiero internacional, el cual está compuesto por un continuo de inversionistas neutrales al riesgo que se comportan de manera competitiva. Cada inversionista tiene acceso ilimitado a endeudarse o ahorrar en un bono libre de riesgo con retorno  $1 + r^*$ . Los inversionistas saben que el Gobierno no puede comprometerse a pagar y que los incentivos de *default* en el siguiente periodo dependen del estado de la economía entonces. Si el Gobierno no optó por el *default* al principio del periodo, los inversionistas observan el estado  $s$  y las decisiones de inversión y emisión de deuda del Gobierno,  $(k', b')$ . Dado esto, la función de demanda inversa por los bonos del Gobierno es:

$$q(s, k', b') = \frac{E[1 - d(s', k', b')]}{1 + r^*} \quad [14]$$

Donde  $d$  es la decisión de *default* en el siguiente periodo dado el estado  $(s', k', b')$ <sup>6</sup>.

#### 2.5. Equilibrio

Nos enfocaremos en un equilibrio de Markov, donde los objetos solo dependen de variables relevantes para los pagos. Un equilibrio son funciones de valor y de política para el Gobierno, y una función inversa de demanda por los bonos del Gobierno tales que:

<sup>6</sup> La función  $k$  depende del estado exógeno de hoy  $s$  ya que los dos choques siguen procesos de Markov. Depende de las decisiones de política  $(k', b')$  porque el orden de eventos en Eaton y Gersovitz (1981) asumimos de manera implícita que el Gobierno puede comprometerse dentro del mismo periodo a sus decisiones de inversión y emisión de deuda. Alternativamente, podríamos asumir que, dado el estado, los inversionistas primero forman expectativas sobre inversión y emisión de deuda y, dadas estas expectativas, le ofrecen una función de demanda al Gobierno. Esta cronología alternativa fue propuesta por Cole y Kehoe (2000) y da lugar a multiplicidad de equilibrios, con algunas crisis de *default* generadas por «profecías autocumplidas» –véase Galli (2021)– para un ejemplo en una economía con capital.

1. Dada la función inversa de demanda, las funciones de valor satisfacen las ecuaciones de Bellman y las funciones de política resuelven los problemas de maximización en dichas funciones.
2. Dadas las funciones de política del Gobierno, la función inversa de demanda satisface [14].

### 3. Solución del modelo

La discusión de la solución numérica del modelo se divide en tres partes. Primero, la subsección 3.1 analiza la asignación de capital entre los sectores comerciables y no comerciables, dado el estado de la economía. Dicha asignación es función también de las decisiones de inversión y endeudamiento del Gobierno, de forma que esta caracterización permite una reformulación del problema recursivo. Luego, la subsección 3.2 replantea el problema de programación dinámica del Gobierno y discute el algoritmo de solución. Finalmente, la subsección 3.3 presenta la calibración utilizada para los ejercicios numéricos en la sección 4.

#### 3.1. Asignaciones estáticas

Alternativamente, podemos formular el problema del Gobierno en buen estado como:

$$V^p(s, k, b) = \max_{\{l, k', b', \lambda\}} \{u(c, l) + \beta E[V(s', k', b')]\}$$

Donde  $\lambda \in [0, 1]$  es la fracción de trabajo asignada al sector comerciable. De la condición de primer orden con respecto a  $\lambda$  obtenemos una ecuación análoga a [10]:

$$\begin{aligned} \left( \frac{1 - \omega}{\omega} \frac{1 - \alpha_T}{1 - \alpha_N} \frac{(1 - \lambda)^{1 - \alpha_N}}{\lambda^{\alpha_T}} l^{\alpha_N - \alpha_T} \right)^{\chi} z((1 - \lambda)l)^{1 - \alpha_N} = \\ = z(\lambda l)^{1 - \alpha_T} + p_C k^{\alpha_C} R^{1 - \alpha_C} - X \end{aligned} \quad [15]$$

Donde  $X$  es la balanza comercial definida arriba.

Primero, es fácil notar que, dado el estado de la economía y un valor de endeudamiento, existe una única asignación  $\lambda$  que satisface [15]. El lado derecho es creciente para cualquier  $\lambda \in (0, 1)$  y el lado izquierdo es decreciente. Además, cuando  $\lambda \rightarrow 0$  el lado izquierdo se aproxima a  $+\infty$  y el lado derecho a  $p_C y_C - X$ . De igual forma, cuando  $\lambda \rightarrow 1$  el lado izquierdo se aproxima a 0 y el lado derecho a  $z(l)^{1 - \alpha_T} + p_C y_C - X$ . Por el teorema del valor intermedio, hay un único valor de cualquier  $\lambda \in (0, 1)$  que satisface la ecuación.

Intuitivamente, dado el estado y un valor de endeudamiento, el Gobierno elige la asignación sectorial de capital de manera eficiente. Más aún, esta asignación solo

depende del nivel de inversión de manera indirecta a través del efecto que el capital para el siguiente periodo tiene en el precio  $q$ . De esta forma, podemos definir la función:

$$F(s, l, k, X) = \max_{\lambda} \left( \omega c_N^{\frac{\chi-1}{\chi}} + (1-\omega)c_T^{\frac{\chi-1}{\chi}} \right)^{\frac{\chi}{\chi-1}} \quad [16]$$

Donde  $c_N = z((1-\lambda)l)^{1-\alpha_N}$  y  $c_T = z(\lambda l)^{1-\alpha_T} + p_C k^{\alpha_C} c R^{1-\alpha_C} - X$ . La función en [16] determina la producción eficiente del bien final, dado el estado de la economía y la balanza comercial. De igual forma, cuando el Gobierno está en estado de *default* podemos definir la función correspondiente:

$$F^D(s, l, k) = \max_{\lambda} \left( \omega c_N^{\frac{\chi-1}{\chi}} + (1-\omega)c_T^{\frac{\chi-1}{\chi}} \right)^{\frac{\chi}{\chi-1}} \quad [17]$$

La cual toma en cuenta el costo en productividad de estar en el estado de *default* y el hecho de que la balanza comercial está en 0.

Finalmente, el supuesto de preferencias GHH nos permite calcular la oferta laboral directamente sin necesidad de calcular el consumo final. En el caso de estar en buen estado, la oferta laboral está dada por:

$$l = \left( \frac{F_l(s, l, k, X)}{\psi} \right)^{\frac{1}{\epsilon}} \quad [18]$$

Donde  $F_l$  es la derivada parcial de [16] con respecto a  $l$ . La oferta laboral en el estado de *default* se resuelve de manera análoga.

### 3.2. Reformulación recursiva

En función del análisis anterior, podemos reescribir el problema del Gobierno en estado de no *default* como:

$$V^p(s, k, b) = \max_{\{c', b'\}} \{u(c, l) + \beta E[V(s', k', b')]\}$$

Sujeto a la ley de movimiento del capital, a la restricción de factibilidad del bien final utilizando la función definida en [16] y a la oferta laboral [18]. En el estado de *default*, la función de valor es ahora:

$$V^D(s, k) = \max_{\{k'\}} \{u(c, l) + \beta E[\theta V(s', k', 0) + (1-\theta)V^D(s', k')]\} \quad [12]$$

Sujeto a la ley de movimiento del capital, a la restricción de factibilidad del bien final utilizando la función definida en [17] y a la oferta laboral para el caso de *default*, que es análoga a la obtenida en [18].

Estas ecuaciones de Bellman se pueden resolver con herramientas estándar de programación dinámica. Para encontrar el equilibrio definido en la subsección 2.5, seguimos el siguiente algoritmo basado en el propuesto por Arellano (2008):

1. Consideramos una conjetura inicial  $V_0^D$  y  $V_0^P$ .
2. Calculamos la función  $q_0$  correspondiente utilizando [14].
3. Resolvemos los problemas de maximización en [19] y [20] usando  $V_0^D$ ,  $V_0^P$  y  $q_0$ .
4. Usamos [19] y [20] para actualizar la conjetura  $V_1^D$  y  $V_1^P$ .
5. Calculamos la función  $q_1$  utilizando la política de *default* implicada por  $V_1^D$  y  $V_1^P$ .
6. Revisamos las distancias entre los precios y las funciones de valor utilizando la norma infinito  $\|\cdot\|_\infty$ . Si el máximo de estas distancias es menor a  $10^{-6}$ , hemos encontrado una solución; si no, volvemos al paso 1.

### 3.3. Calibración

El objetivo principal del análisis cuantitativo es explorar los diferentes mecanismos mediante los cuales el acervo de recursos naturales  $R$  afecta los incentivos de *default* y el valor de los diferenciales de tasa de interés. Para ello utilizamos valores estándar de la literatura para calibrar los parámetros del modelo. Si bien el ejercicio de calibración no reproduce el comportamiento de una economía específica, los parámetros elegidos son similares a los que resultarían de un ejercicio de calibración más riguroso (el cual va más allá de los objetivos del artículo).

El Cuadro 1 resume todos los valores elegidos en la calibración. Un periodo en el modelo es un año. El factor de descuento es  $\beta = 0,82$ , que es consistente con el valor en Arellano (2008)<sup>7</sup>. La tasa de interés libre de riesgo es  $r^* = 0,04$ . El parámetro de aversión al riesgo es  $\sigma = 2$ , que es un valor estándar en la literatura.

El valor de  $\epsilon = 0,455$  es consistente con una elasticidad de Frisch de  $1/\epsilon = 2,2$ , que es el valor común utilizado en la literatura de ciclos reales de negocio en economías abiertas –véase Mendoza (1991), Neumeyer y Perri (2005) y Mendoza y Yue (2012)–. El valor de  $\psi = 0,27$  normaliza la oferta laboral en el estado estacionario sin deuda y con  $R = 1$  a ser  $l_{ss} = 1$ . Siguiendo a Bianchi (2011), la elasticidad de sustitución entre bienes comerciables y no comerciables es  $\chi = 0,83$  y el peso de bienes no comerciables es  $\omega = 0,69$ . Las participaciones del trabajo en el valor agregado de los sectores no-comerciable y comerciable son  $(1 - \alpha_N) = 0,33$  y  $(1 - \alpha_T) = 0,43$ , respectivamente, siguiendo los valores en Mendoza (1995). La participación del capital en el sector de materias primas es  $\alpha_C = 0,49$ , siguiendo el valor asignado en Arezki *et al.* (2017) para el sector petrolero. Para el costo de ajuste del capital usamos  $\phi = 7,9$  siguiendo el valor en Gordon y Guerron-Quintana (2018). La tasa de depreciación del capital es  $\delta = 0,05$ , el cual es un valor estándar en la literatura. Para los parámetros del costo de *default* utilizamos  $d_0 = -0,18$  y  $d_1 = -0,24$ , que son los valores utilizados por Chatterjee y Eyigungor (2012). La probabilidad de readmisión a los mercados financieros es  $\theta = 0,4$  para

<sup>7</sup> El valor del factor de descuento es 0,953 para una frecuencia trimestral.

**CUADRO 1**  
**CALIBRACIÓN**

Parámetro		Valor	Fuente
Factor de descuento	$\beta$	0,82	Arellano (2008)
Tasa libre de riesgo	$r^*$	0,04	valor estándar
Aversión al riesgo	$\sigma$	2,00	valor estándar
Elasticidad de Frisch	$1/\varepsilon$	2,20	Mendoza (1991)
Escala de desutilidad del trabajo	$\psi$	0,27	lss = 1
Elasticidad de sustitución entre N y T	$\chi$	0,83	Bianchi (2011)
Peso del sector no-comerciable	$\omega$	0,69	Bianchi (2011)
Participación del trabajo en el sector N	$1 - \alpha_N$	0,33	Mendoza (1995)
Participación del trabajo en el sector T	$1 - \alpha_T$	0,43	Mendoza (1995)
Participación del trabajo en el sector C	$1 - \alpha_C$	0,49	Arezki <i>et al.</i> (2017)
Costo de ajuste del capital	$\phi$	7,90	Gordon y Guerron-Quintana (2018)
Tasa de depreciación del capital	$\delta$	0,05	valor estándar
Costo de <i>default</i>	$d_0$	-0,18	Chatterjee y Eyigungor (2012)
Costo de <i>default</i>	$d_1$	0,24	Chatterjee y Eyigungor (2012)
Probabilidad de readmisión	$\theta$	0,40	exclusión promedio de 2,5 años
Persistencia de la productividad	$\rho_z$	0,91	valor estándar
Desviación estándar de la productividad	$\sigma_z$	0,02	valor estándar
Persistencia del precio de materias primas	$\rho_p$	0,92	mayor a $\rho_z$
Desviación estándar del precio de materias primas	$\sigma_p$	0,06	mucho mayor a $\sigma_z$

FUENTE: Elaboración propia.

una duración promedio del estado en *default* de 2,5 años, siguiendo la calibración en Aguiar y Gopinath (2006). Finalmente, asumimos que los choques de productividad y precio de materias primas siguen procesos AR(1)  $\log z_t = \rho_z z_{t-1} + \eta_{z,t}$  y  $\log p_t = \rho_p p_{t-1} + \eta_{p,t}$ , donde  $\eta_{z,t} \sim N(0, \sigma_z^2)$  y  $\eta_{p,t} \sim N(0, \sigma_p^2)$  son iid (independientes e idénticamente distribuidas). Aproximamos estos procesos de manera discreta con una cadena de Markov utilizando el método de Tauchen (1986). En cuanto al acervo de recursos naturales  $R$ , la siguiente sección explora las implicaciones de distintos valores. Los valores de  $\rho_p$  y  $\sigma_p$  capturan el hecho de que, relativo al precio internacional de otros bienes (que en el modelo son isomorfos a los choques de productividad), los precios de materias primas son más volátiles y más persistentes. Esto se ha documentado ampliamente en la literatura; véase, por ejemplo, Jacks *et al.* (2011).

#### 4. Análisis cuantitativo

Consideramos como referencia el caso de  $R = 1$  y calculamos distintos estadísticos de endeudamiento y ciclo económico. El Cuadro 2 muestra los estadísticos promedio de 500 simulaciones de 200 periodos cada una.

**CUADRO 2**  
**ESTADÍSTICOS DE SIMULACIONES CON  $R = 1$**

<b>Variable</b>	<b>Promedio</b>	
Pr( <i>default</i> )	0,02	
100*( $r - r^*$ )	1,3	
100*b/PIB	12,3	
Pk/PIB	0,25	
<b>Momentos del ciclo económico</b>		
<b>Variable</b>	<b>Desviación estándar</b>	<b>Correlación con PIB</b>
100*( $r - r^*$ )	0,73	-0,46
PIB	3,50	1,00
c	3,70	0,94
i	0,10	0,01
l	2,00	0,84
rer	2,20	-0,80
BC/PIB	2,50	-0,70
CC/PIB	2,50	-0,72

NOTA: Para los momentos del ciclo económico, se le aplicó el filtro de Hodrick y Prescott con parámetro de suavizamiento de 100 al logaritmo natural de los datos simulados de PIB, consumo, inversión, trabajo y tipo de cambio real.

FUENTE: Elaboración propia.

Podemos argumentar que la calibración presentada en la subsección 3.3 es razonable ya que los momentos reproducen las siguientes regularidades observadas en los datos de economías emergentes pequeñas y abiertas<sup>8</sup>:

- Probabilidad positiva de eventos de *default*.
- Diferencial de tasas de interés.
- Posición deudora con el resto del mundo.
- Diferenciales de tasas de interés y tipos de cambio contracíclicos.
- Balanza comercial y cuenta corriente contracíclicas.
- Volatilidad de consumo mayor a la del PIB.

La volatilidad de la inversión es bastante menor que la presente en otros modelos de ciclos reales. Es importante recordar que en este modelo la inversión se refiere únicamente al sector de extracción de recursos naturales, la cual tiene una fluctuación cíclica menor que la inversión agregada de la economía. Por ejemplo, en países exportadores de petróleo, la intensidad de extracción es la variable que fluctúa con el ciclo económico –véase Hamann *et al.* (2018)–. Esto, en parte, debido al costo enorme de instalar capital para extraer petróleo. Un argumento similar se puede construir para otros recursos como metales, minerales, gas y diamantes.

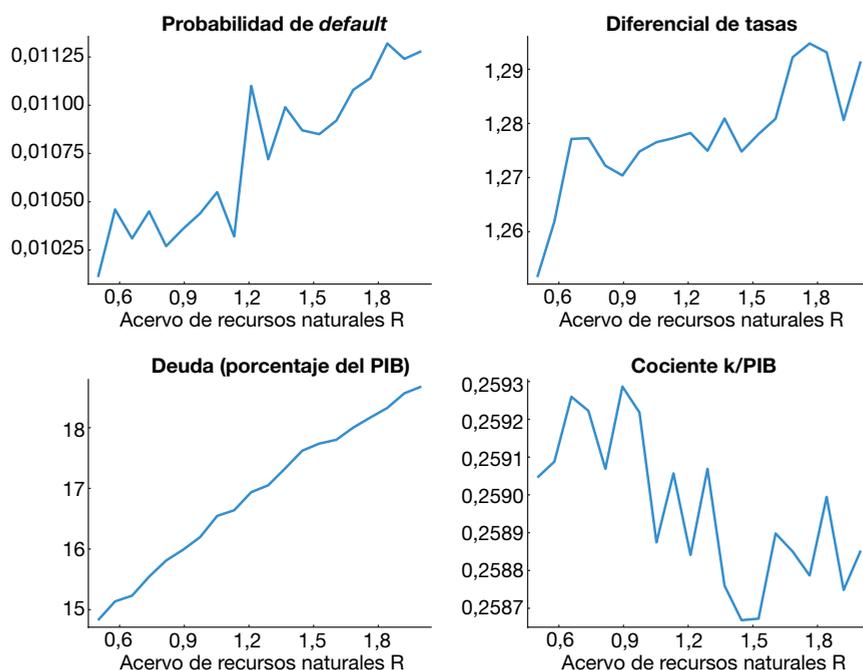
<sup>8</sup> Véase Schmitt-Grohé y Uribe (2003) para un resumen de estas regularidades empíricas.

Para explorar el efecto del acervo de recursos naturales sobre las distintas variables consideramos 20 economías idénticas en todo excepto en el valor de  $R$ , el cual varía entre 0,5 y 2. Para cada una de estas economías simulamos 500 series de tiempo de 200 periodos cada una y calculamos los mismos momentos que en el Cuadro 2. La Figura 1 muestra cómo los estadísticos de *default*, endeudamiento y capacidad de pago cambian al aumentar el acervo de recursos naturales.

Más recursos naturales implican un mayor nivel de ingreso permanente. Dado que el Gobierno es relativamente impaciente ( $\beta(1 + r^*) < 1$ ), este mayor nivel de ingreso permanente implica un mayor nivel de endeudamiento. Asimismo, observamos que la frecuencia de eventos de *default* aumenta y, por lo tanto, también el diferencial de tasas de interés. Estos aumentos son generados por el incremento en la deuda y el incremento en la volatilidad del ingreso. Finalmente, podemos observar que el cociente de capital sobre PIB disminuye ligeramente.

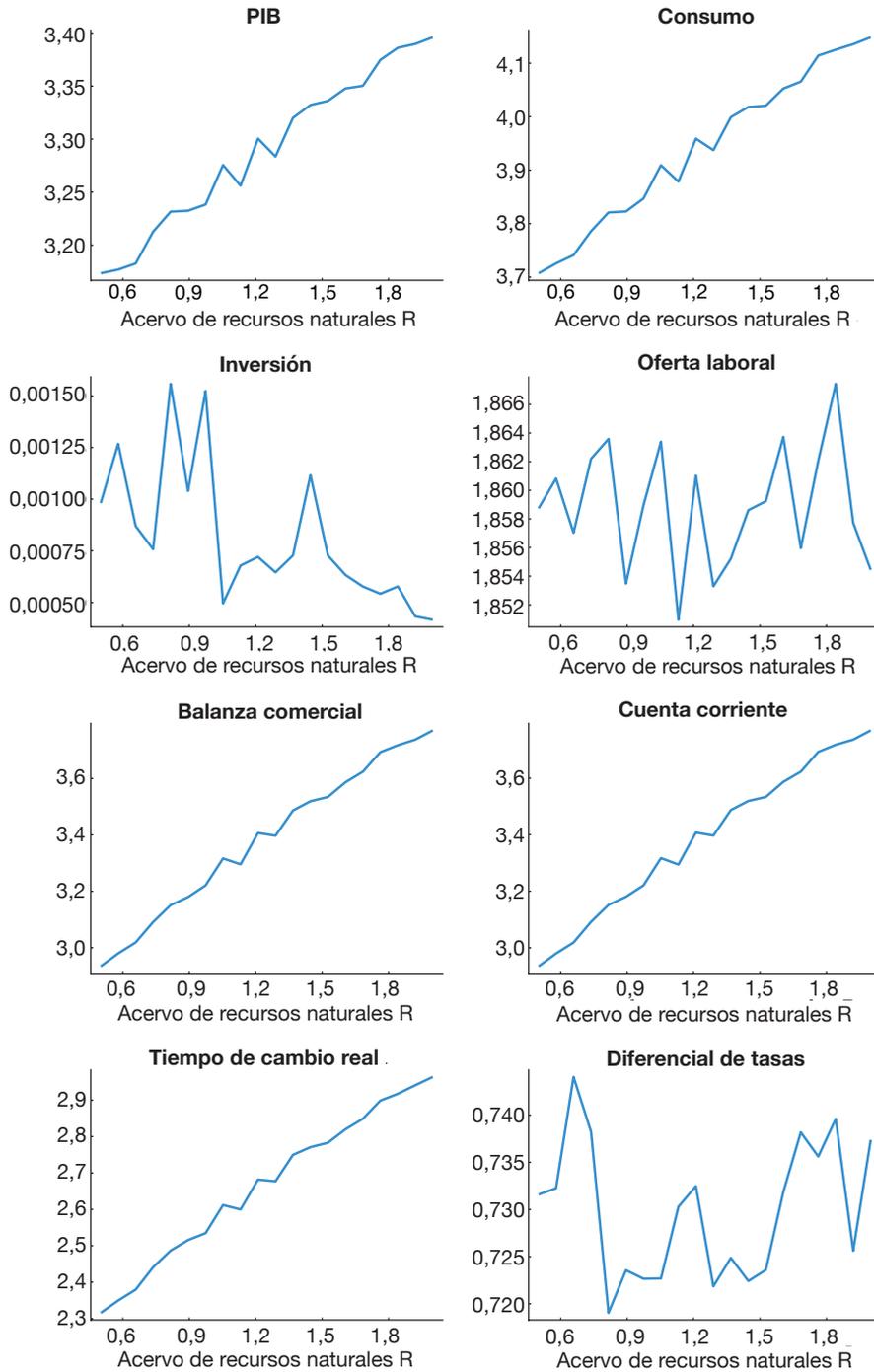
La Figura 2 muestra cómo economías con más recursos naturales tienen una volatilidad más elevada en el producto, el consumo, la balanza comercial, la cuenta corriente y el tipo de cambio real. Estos resultados son importantes ya que la mayor volatilidad del consumo puede disminuir las ganancias de bienestar debido a la aversión al riesgo de los agentes (modelada por la concavidad de la función de utilidad).

**FIGURA 1**  
**MOMENTOS RELACIONADOS CON *DEFAULT***



FUENTE: Elaboración propia.

**FIGURA 2**  
**DESVIACIÓN ESTÁNDAR DEL COMPONENTE DE CICLO**

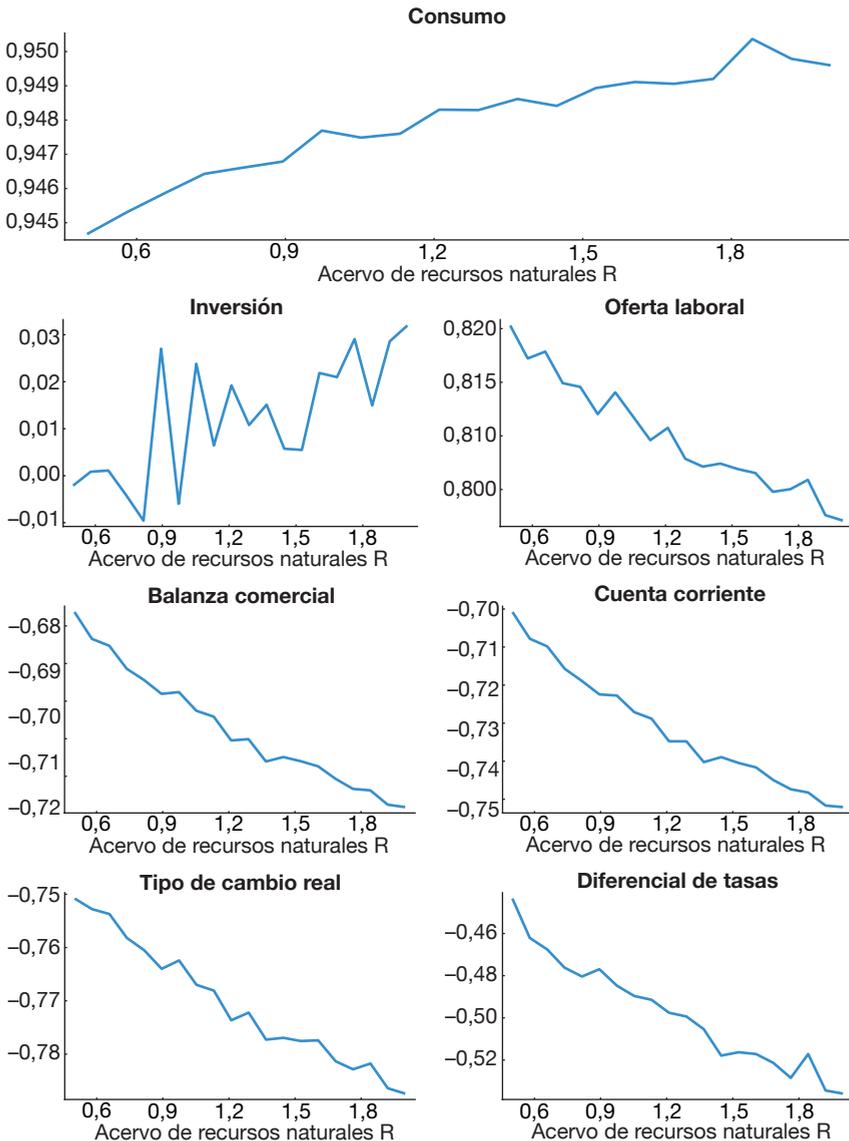


**FUENTE:** Elaboración propia.

Finalmente, la Figura 3 muestra el efecto que los recursos naturales tienen en la pro- (contra-) ciclicidad de las distintas variables.

Para todas las variables, excepto la oferta laboral, la correlación con el PIB se acentúa. Consumo e inversión se vuelven más procíclicos y la cuenta corriente, balanza comercial, tipo de cambio real y el diferencial de tasas se vuelven más contracíclicos.

**FIGURA 3**  
**CORRELACIÓN CON EL COMPONENTE CÍCLICO DEL PIB**



FUENTE: Elaboración propia.

## 5. Conclusiones

Este artículo presentó un modelo de *default* soberano en equilibrio general para estudiar la relación entre recursos naturales, endeudamiento y la incidencia de episodios de *default*. La formulación del modelo permite utilizar herramientas estándar de programación dinámica para obtener una solución. En las simulaciones numéricas encontramos que incrementos en los acervos de recursos naturales generan una mayor incidencia de episodios de *default*, mayores niveles de endeudamiento, tasas de interés más elevadas y una economía más volátil. De igual forma, las relaciones cíclicas de las principales variables macroeconómicas se acentúan:

1. El consumo y la inversión se vuelven más procíclicos.
2. Los diferenciales de tasas, el tipo de cambio real, la cuenta corriente y la balanza comercial se vuelven más contracíclicos.

Estos resultados son interesantes, ya que sugieren que podemos esperar más volatilidad y crisis de deuda soberana en economías que incrementan sus acervos de recursos naturales (por ejemplo, economías que descubren minas de diamantes). En primera instancia, uno esperaría que un aumento de riqueza de este tipo (con el consiguiente aumento en el ingreso permanente) implicaría que la economía está en una mejor situación. Sin embargo, las ganancias de bienestar por la mayor riqueza pueden reducirse significativamente por la mayor volatilidad e incidencia de episodios de *default* (los cuales son costosos).

La investigación futura en estos temas debería profundizar sobre las causas de la mayor incidencia de episodios de *default* para poder realizar análisis de costo-beneficio rigurosos sobre la conveniencia de contar con grandes reservas de recursos naturales. De igual forma, sería importante explorar distintas medidas de política para aminorar los mecanismos a través de los cuales la riqueza de recursos naturales incrementa la frecuencia de episodios de *default*. Extensiones del modelo con estructuras de producción más ricas podrían brindar mayor flexibilidad para ajustar el modelo mejor a los datos y permitirle también considerar un menú más amplio de posibles instrumentos de política.

## Referencias Bibliográficas

- Aguiar, M., & Gopinath, G. (2006). Defaultable debt, interest rates and the current account. *Journal of International Economics*, 69(1), 64-83.
- Alberola, E., & Benigno, G. (2017). Revisiting the commodity curse: A financial perspective. *Journal of International Economics*, 108(1), S87-S106.
- Arellano, C. (2008). Default risk and income fluctuations in emerging economies. *American Economic Review*, 98(3), 690-712.

- Arellano, C., Bai, Y., & Mihalache, G. (2018). Default risk, sectoral reallocation, and persistent recessions. *Journal of International Economics*, 112, 182-199.
- Arezki, R., Ramey, V. A., & Sheng, L. (2017). News shocks in open economies: Evidence from giant oil discoveries. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(1), 103-155.
- Auty, R. M. (1990). *Resource-based industrialization: sowing the oil in eight developing countries*. Oxford University Press.
- Auty, R. M. (1994). Industrial policy reform in six large newly industrializing countries: The resource curse thesis. *World Development*, 22(1), 11-26.
- Ayres, J., Hevia, C., & Nicolini, J. P. (2020). Real exchange rates and primary commodity prices. *Journal of International Economics*, 122, 103261.
- Bianchi, J. (2011). Overborrowing and systemic externalities in the business cycle. *American Economic Review*, 101(7), 3400-3426.
- Chatterjee, S., & Eyigungor, B. (2012). Maturity, indebtedness, and default risk. *American Economic Review*, 102(6), 2674-2699.
- Cole, H. L., & Kehoe, T. J. (2000). Self-fulfilling debt crises. *The Review of Economic Studies*, 67(1), 91-116.
- Drechsel, T., & Tenreyro, S. (2018). Commodity booms and busts in emerging economies. *Journal of International Economics*, 112, 200-218.
- Eaton, J., & Gersovitz, M. (1981). Debt with potential repudiation: Theoretical and empirical analysis. *The Review of Economic Studies*, 48(2), 289-309.
- Esquivel, C. (2021). The sovereign default risk of giant oil discoveries. Unpublished manuscript.
- Galli, C. (2021). Self-fulfilling debt crises, fiscal policy and investment. *Journal of International Economics*, 131, 103475.
- Gelb, A. (1988). *Oil windfall: Blessing or curse?* Oxford University Press.
- Gordon, G., & Guerron-Quintana, P. A. (2018). Dynamics of investment, debt, and default. *Review of Economic Dynamics*, 28, 71-95.
- Greenwood, J., Hercowitz, Z., & Huffman, G.W. (1988). Investment, capacity utilization, and the real business cycle. *The American Economic Review*, 78(3), 402-417.
- Hamann, F., Mendoza, E. G., & Restrepo-Echavarría, P. (2018). *Resource curse or blessing? Sovereign risk in resource-rich emerging economies* (Working Papers n.º 2018-32). Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Jacks, D. S., O'Rourke, K. H., & Williamson, J. G. (2011). Commodity price volatility and world market integration since 1700. *The Review of Economics and Statistics*, 93(3), 800-813.
- Mendoza, E. G. (1991). Real business cycles in a small open economy. *The American Economic Review*, 81(4), 797-818.
- Mendoza, E. G. (1995). The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations. *International Economic Review*, 36(1), 101-137.
- Mendoza, E. G., & Yue, V. Z. (2012). A general equilibrium model of sovereign default and business cycles. *Quarterly Journal of Economics*, 127(2), 889-946.
- Neumeyer, P. A., & Perri, F. (2005). Business cycles in emerging economies: the role of interest rates. *Journal of Monetary Economics*, 52, 345-380.
- Sachs, J. D., & Warner, A. M. (1995). *Natural resource abundance and economic growth* (NBER Working Paper n.º 5398). National Bureau of Economic Research.

- Sachs, J. D., & Warner, A. M. (2001). The curse of natural resources. *European Economic Review*, 45(4-6), 827-838.
- Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2003). Closing small open economy models. *Journal of International Economics*, 61(1), 163-185.
- Tauchen, G. (1986). Finite state markov-chain approximations to univariate and vector autoregressions. *Economic Letters*, 20(2), 177-181.



# Reservas internacionales en modelos de deuda soberana\*

## *International reserves in models of sovereign debt*

Agustin Samano  
Banco Mundial

### **Resumen**

*Este artículo estudia y contrasta dos formas de introducir la posibilidad de acumular reservas internacionales en un modelo de deuda soberana. Por un lado, se describe a detalle el modelo, la calibración y los resultados de Samano (2021), el cual muestra un banco central independiente que acumula reservas internacionales para contrarrestar la acumulación de deuda del Gobierno. Por otro lado, se explica cómo al cambiar el valor de un solo parámetro en el modelo de Samano (2021) se puede obtener un modelo equivalente al presentado en Alfaro y Kanczuk (2009), el cual es el punto de partida natural para estudiar la acumulación de reservas en modelos de deuda soberana. Cuantitativamente, se compara el funcionamiento de ambos modelos y se explica a detalle el mecanismo que le permite a Samano (2021) racionalizar niveles cercanos a los observados de deuda y reservas, en contraste con Alfaro y Kanczuk (2009). En contraste con Samano (2021), en este artículo se calibra el modelo para la economía argentina y se asume que el banco central es tan paciente como el resto del mundo. El resultado principal es que el nivel de reservas que racionaliza el modelo (21,7%) es tres veces mayor al observado en Argentina de 1993 a 2017. Este ejercicio cuantitativo nos brinda un contrafactual del nivel de reservas observado en caso de que el banco central fuera totalmente aislado de presiones políticas.*

**Palabras clave:** reservas internacionales, deuda soberana, banco central independiente.

**Clasificación JEL:** E58, F32, F34, F41.

### **Abstract**

*This article studies and compares two ways of introducing the possibility of international reserves accumulation in a model of sovereign debt. I describe in detail the model, the calibration procedure and the results of Samano (2021), a paper that features an independent central bank that accumulates international reserves to offset government debt accumulation. I explain that a change in value of a sole parameter in the model of Samano (2021) allows to obtain an equivalent model to the one found in Alfaro y Kanczuk (2009), a model that constitutes a natural starting point to study reserves accumulation in models of sovereign debt. Quantitatively, I compare the working of both models and explain in detail the mechanism that allows Samano (2021) to rationalize similar levels to the ones observed in real-world data in debt and reserves, unlike Alfaro y Kanczuk (2009). In this paper, I calibrate the model for the Argentinian economy, assuming that the central bank is as patient as the rest of the world. The main result is that the level of reserves that rationalizes the model (21.7%) is three times higher than the one observed in Argentina from 1993 to 2017. This quantitative model provides a counterfactual of the level of observed reserves in a scenario in which the central bank would be completely isolated from political pressure.*

**Keywords:** international reserves, sovereign debt, independent central bank.

---

\* Este artículo presenta una versión modificada del primer capítulo de la tesis doctoral del autor, quien desea agradecer a Manuel Amador, Javier Bianchi y Tim Kehoe su valiosa mentoría. También desea agradecer los comentarios y sugerencias de dos dictaminadores anónimos, ya que han permitido mejorar este artículo. Los hallazgos, las interpretaciones y las conclusiones expresadas en este artículo son exclusivas del autor. Estos no reflejan necesariamente la opinión del Banco Mundial, de sus directivos o de los Gobiernos a los que representa. Todos los errores son responsabilidad del autor.

## 1. Introducción

Los modelos de deuda soberana con mercados incompletos –Eaton y Gersovitz (1981), Aguiar y Gopinath (2006) y Arellano (2008)– son un punto de partida natural para estudiar los motivos que llevan a algunos países a incumplir con el pago de su deuda, así como para analizar el comportamiento del riesgo soberano a través del tiempo. Sin embargo, estos modelos también pueden utilizarse para estudiar los motivos por los cuales economías emergentes, que pagan altas tasas de interés debido al riesgo soberano, prefieren acumular reservas internacionales que pagan bajas tasas de interés, en lugar de utilizar las reservas para liquidar su deuda<sup>1</sup>. Al introducir un activo libre de riesgo en un modelo de deuda soberana, es posible estudiar de manera endógena las dinámicas conjuntas del riesgo soberano, la deuda soberana y las reservas internacionales; así como cuantificar el efecto de la acumulación de reservas internacionales sobre el bienestar social.

Este artículo estudia y contrasta dos formas de introducir la posibilidad de acumular reservas internacionales en un modelo de deuda soberana a lo Arellano (2008). En primer lugar, se describe a detalle el modelo, la calibración y los resultados principales de Samano (2021), el cual estudia la acumulación de reservas internacionales en una economía con un banco central independiente en donde no existe coordinación perfecta entre el Gobierno y el banco central. En segundo lugar, se explica cómo al cambiar el valor de un solo parámetro en el modelo de Samano (2021), se puede obtener un modelo equivalente al presentado en Alfaro y Kanczuk (2009), el cual fue el primer artículo en utilizar un modelo de deuda soberana para estudiar la acumulación de reservas en economías emergentes<sup>2</sup>. En tercer lugar, se compara el funcionamiento cuantitativo de ambos modelos y se explica a detalle el mecanismo que le permite a Samano (2021) racionalizar niveles de deuda y reservas cercanos a los observados, en contraste con Alfaro y Kanczuk (2009). Finalmente, se contrastan ambos modelos para cuantificar las implicaciones en bienestar social de tener un banco central independiente que puede acumular reservas internacionales.

Samano (2021) introduce un banco central independiente que puede acumular reservas en un modelo de deuda soberana a lo Arellano (2008). En este modelo, Gobierno y banco central tienen como función objetivo maximizar la utilidad de los hogares, pero difieren en su factor de descuento. En particular, Samano (2021) asume que el banco central es más paciente que el Gobierno para introducir la idea de que un banco central puede ser aislado de presiones y ciclos políticos a través de su independencia<sup>3</sup>.

---

<sup>1</sup> El debate en torno a la acumulación de reservas internacionales en economías emergentes existe tanto en el ámbito académico como en el político. En el ámbito académico, véase Samano (2021) para una revisión exhaustiva de la literatura. En el ámbito político, el caso de Argentina en 2010, cuando la presidenta Cristina Fernández de Kirchner anunció un plan para usar las reservas internacionales para pagar la deuda pública y este fue rechazado por el entonces presidente del Banco Central Martín Redrado, ilustra claramente el debate sobre la conveniencia de mantener niveles positivos de reservas internacionales.

<sup>2</sup> Alfaro y Kanczuk (2009) asumen implícitamente coordinación perfecta entre el Gobierno y el banco central al suponer que el Gobierno elige simultáneamente los niveles de deuda y reservas de la economía.

<sup>3</sup> Grilli *et al.* (1991) y Walsh (2003).

Esta diferencia en el factor de descuento induce un desacuerdo entre el Gobierno y el banco central sobre la senda de consumo de los hogares. Por un lado, el Gobierno prefiere incrementar el consumo presente y emitir más deuda de la que es socialmente óptima. Por otro lado, el banco central prefiere acumular reservas internacionales y reducir el costo social del endeudamiento público excesivo<sup>4</sup>. El principal hallazgo de Samano (2021) es que la capacidad del banco central para disciplinar la deuda neta de la economía a partir de la acumulación de reservas depende de que el Gobierno enfrente tasas de interés crecientes en la emisión de deuda. De lo contrario, el Gobierno sería capaz de emitir más deuda para cualquier nivel de reservas y, por tanto, el banco central no tendría ningún control sobre la posición financiera neta de la economía.

El modelo es resuelto numéricamente para evaluar sus predicciones con respecto a los niveles de reservas internacionales, deuda pública y *spreads* soberanos. En contraste con Samano (2021), para la calibración se utilizaron datos de la economía argentina, debido a que el objetivo es obtener un contrafactual del nivel de reservas observado en caso de que el Banco Central argentino estuviera completamente aislado de presiones políticas. En general, se replicó la estrategia de calibración con excepción del factor de descuento del banco central<sup>5</sup>. A diferencia de Samano (2021), este artículo asume que el banco central y los hogares son tan pacientes como el resto del mundo. La principal implicación de asumir un banco central tan paciente como el resto del mundo es que el modelo racionaliza un nivel de reservas igual al 21,7 % del PIB, lo cual es más de tres veces superior al nivel promedio observado en Argentina de 1993 a 2017 (6,9 % del PIB). Este resultado puede interpretarse como el nivel de reservas que elegiría un banco central completamente aislado de presiones políticas, mientras que la estrategia de calibración en Samano (2021) sugiere que el banco central sigue influenciado por la coyuntura aun cuando es independiente.

Dado que la acumulación de reservas en Samano (2021) se explica, principalmente, por los diferentes factores de descuento del Gobierno y del banco central, resulta interesante estudiar las implicaciones de relajar este supuesto. En particular, en este artículo se exploran dos alternativas al supuesto de que el Gobierno es más impaciente que el banco central. En primer lugar, se asume que el banco central es tan impaciente como el Gobierno y se muestra que, bajo este supuesto, el modelo es equivalente al presentado en Alfaro y Kanczuk (2009). En segundo lugar, se asume que tanto Gobierno como banco central son tan pacientes como los hogares, lo cual es equivalente a suponer un planificador central que elige óptimamente los niveles de deuda y reservas de la economía. Al realizar estos ejercicios de manera cuantitativa, y contrastarlos con Samano (2021), encontramos que tener un banco central independiente en una economía con un Gobierno impaciente incrementa el bienestar social en 0,78 %, mientras que tener un planificador central benevolente, en lugar de un Gobierno impaciente, incrementa el bienestar social en 2,08 %.

---

<sup>4</sup> Aguiar *et al.* (2020) identifican y cuantifican el costo social del gasto público excesivo que resulta de un Gobierno impaciente que emite más deuda de la que es socialmente óptima.

<sup>5</sup> Samano (2021) calibra el factor de descuento del banco central aproximando la tasa de interés promedio del mercado monetario doméstico.

Alfaro y Kanczuk (2009) resultan un punto de referencia natural, ya que los estudios previos sobre acumulación de reservas internacionales tomaban como dado el nivel de deuda soberana, lo cual impedía estudiar los incentivos para acumular reservas en lugar de liquidar la deuda. Para estudiar la acumulación conjunta de reservas internacionales y deuda pública, Alfaro y Kanczuk (2009) extienden el modelo de Arellano (2008) agregando la posibilidad de que el Gobierno acumule un activo libre de riesgo por motivos precautorios (*i.e.*, la posibilidad de suavizar el consumo ante un choque negativo al ingreso). Su principal hallazgo es que, cuantitativamente, el motivo precautorio no es suficiente para racionalizar los niveles de reservas internacionales observados en economías emergentes. En otras palabras, Alfaro y Kanczuk (2009) muestran que un modelo de deuda soberana a lo Arellano (2008) no puede racionalizar simultáneamente niveles de reservas y deuda observados en economías emergentes<sup>6</sup>. Este resultado se explica por el hecho de que ambos instrumentos financieros, deuda y reservas, maduran en un periodo y, por tanto, la política de autoseguro ante un choque negativo en el ingreso viene de la posibilidad de incumplir con el pago de la deuda y no de suavizar consumo con el uso de las reservas. La subsección 3.3 explora a detalle el mecanismo que explica este resultado y lo contrasta con el modelo de Samano (2021).

El resto del artículo se estructura de la siguiente manera. La sección 2 presenta el modelo, la calibración y los resultados principales de Samano (2021). La sección 3 describe los paralelismos, compara el funcionamiento cuantitativo y explica el mecanismo de Samano (2021) en contraste con Alfaro y Kanczuk (2009). La sección 4 concluye este artículo.

## 2. Samano (2021)

Esta sección describe, calibra y presenta los principales resultados de un modelo dinámico para una economía pequeña y abierta, en donde los hogares reciben una dotación estocástica, el Gobierno emite deuda no contingente y el banco central puede acumular un activo libre de riesgo. El modelo extiende Arellano (2008) agregando un banco central que acumula reservas internacionales.

### 2.1. Detalles del modelo

**Dotaciones.** El tiempo es discreto y representado por  $t \in \{0, 1, \dots\}$ . Las dotaciones del único bien comerciable de la economía están representadas por  $y \in \mathfrak{R}_{++}$ . El proceso estocástico de las dotaciones está dado por:

$$\log(y_t) = \rho \log(y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad [1]$$

Donde  $|\rho| < 1$  y  $\varepsilon_t \sim N(0, \eta^2)$ .

<sup>6</sup> En el Apéndice A, Alfaro y Kanczuk (2009) muestran que para racionalizar niveles de reservas consistentes con lo observado en economías emergentes, es necesario asumir un factor de descuento suficientemente alto, lo cual implica que el Gobierno es lo suficientemente paciente para no endeudarse ni incumplir con el pago de su deuda, y por tanto el modelo no puede racionalizar simultáneamente los niveles de deuda y episodios de impago observados.

**Hogares.** El hogar representativo tiene preferencias dadas por:

$$\mathbb{E}_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \right\}$$

Donde  $\mathbb{E}$  representa el operador de expectativas condicional en la información del periodo  $t = 0$ ,  $\beta$  es el factor de descuento de los hogares y  $c$  representa el consumo privado. La función de utilidad  $u: \mathfrak{R}_+ \rightarrow \mathfrak{R}$  es estrictamente creciente y estrictamente cóncava. La restricción presupuestal de los hogares está dada por:

$$c_t = (1 - \tau^\pi)y_t + T_t \quad [2]$$

Donde  $T_t \in \mathfrak{R}$  denota transferencias de suma fija del Gobierno y  $\tau^\pi \in \mathfrak{R}_{++}$  representa un impuesto inflacionario que es recaudado por el banco central.

**Gobierno y banco central.** La economía está poblada por un Gobierno y un banco central. Ambos maximizan la función de utilidad de los hogares, pero difieren en su factor de descuento. Por tanto, la función objetivo de Gobierno y banco central está dada por:

$$\mathbb{E}_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^j)^t u(c_t) \right\} \quad j \in \{F, M\}$$

Donde  $\beta^F$  y  $\beta^M$  denota el factor descuento del Gobierno y del banco central, respectivamente. En particular, el Gobierno es más impaciente que el banco central y los hogares, *i.e.*,  $\beta^F < \beta^M = \beta$ . Este supuesto pretende capturar la idea de que un banco central independiente puede ser más prudente que el Gobierno con respecto al uso de reservas para financiar el déficit público<sup>7</sup>. Mientras el alto grado de impaciencia es un supuesto razonable para el Gobierno dados los hallazgos de estudios previos –por ejemplo, Alesina y Tabellini (1990) y Persson y Svensson (1989) para economías cerradas, y Cuadra y Saprizza (2008) y Aguiar y Amador (2011) para economías abiertas–, este supuesto no es razonable para un banco central independiente que opera en un marco institucional que lo aísla de presiones políticas y que alinea los incentivos del banco central con los de los hogares<sup>8</sup>.

**Restricción presupuestal del banco central.** El banco central puede usar señoreaje,  $\tau^\pi y$ , para transferir recursos al Gobierno,  $\Omega \in \mathfrak{R}_{++}$ , y para comprar un activo libre de riesgo,  $A \in \mathfrak{R}_+$ , que paga una unidad de consumo en el próximo periodo y que se comercia a un precio constante que está determinado internacionalmente  $q^*$ <sup>9</sup>.

<sup>7</sup> Por ejemplo, en diciembre del 2010, la presidenta argentina Cristina Fernández de Kirchner anunció un plan para utilizar las reservas internacionales para pagar la deuda pública. Sin embargo, el presidente del Banco Central, Martín Redrado, se negó a apoyar su plan.

<sup>8</sup> Véase Grilli *et al.* (1991) y Walsh (2003).

<sup>9</sup> En la práctica, el banco central transfiere el remanente de operaciones al Gobierno. Sin embargo, la mayoría de los bancos centrales también pueden transferir recursos al Gobierno a través de la compra de deuda pública. Este modelo omite esta distinción y captura cualquier forma de transferencia del banco central al Gobierno en la variable  $\Omega$ .

Samano (2021) asume que el impuesto inflacionario es lo suficientemente grande para financiar la acumulación de reservas<sup>10</sup>. Por tanto, la restricción presupuestal del banco central está dada por:

$$q^*A_{t+1} + \Omega_t = \tau^x y_t + A_t \quad [3]$$

Donde  $A_t$  denota las reservas al inicio del periodo  $t$  y  $A_{t+1}$  representa el nuevo nivel de reservas.

**Restricción presupuestal del Gobierno.** El Gobierno puede emitir bonos  $B \in \mathfrak{R}_+$  al precio  $q$ , que en equilibrio depende del nivel de deuda emitida, el nuevo nivel de reservas y choques exógenos al ingreso y a la prima de riesgo. En línea con los modelos de deuda soberana, el Gobierno puede incumplir con el pago de su deuda en cualquier periodo. Finalmente, el Gobierno puede usar las transferencias del banco central para pagar parte de su deuda o para transferir recursos a los hogares. Por tanto, la restricción presupuestal del Gobierno está dada por:

$$T_t + B_t = q_t B_{t+1} + \Omega_t \quad [4]$$

Donde  $B_t$  denota las obligaciones al principio del periodo  $t$  y  $B_{t+1}$  representa la deuda emitida.

**Restricción de recursos.** Al consolidar la restricción presupuestal de los hogares, del banco central y del Gobierno –Ecuaciones [2], [3] y [4]– es posible obtener una expresión para la restricción de recursos equivalente a la de otros estudios que asumen que el Gobierno elije ambos instrumentos financieros –por ejemplo, Alfaro y Kanczuk (2009).

$$c_t = y_t - B_t + A_t + q_t B_{t+1} - q^* A_{t+1} \quad [5]$$

**Impago.** Cuando el Gobierno incumple con el pago de su deuda, este queda excluido de los mercados de deuda y su probabilidad de reingreso está dada por  $\vartheta \in (0, 1)$ ; además, la economía incurre en un costo de impago exógeno y la quita para los prestamistas es del 100% (*i.e.*, el porcentaje de la deuda que los prestamistas no pueden recuperar)<sup>11</sup>. Al igual que Arellano (2008) y Chatterjee y Eyingungor (2012), el costo exógeno captura los costos de impago (*i.e.*, reputación, sanciones

<sup>10</sup> Este supuesto es relevante ya que, dada la ausencia de dinero en el modelo, el banco central no tiene un ingreso endógeno para financiar la acumulación de reservas. Al asumir un impuesto inflacionario exógeno es posible introducir una fuente de ingreso para el banco central. Alternativamente, puedo seguir a la literatura asumiendo soporte fiscal. En ambos casos, los parámetros asociados al impuesto inflacionario,  $\tau$ , y al soporte fiscal,  $\Omega$ , no aparecen en la restricción de recursos y, por tanto, la restricción de recursos de la economía es la misma y los resultados no cambian.

<sup>11</sup> Estos tres supuestos sobre las implicaciones del impago son comunes en la literatura de deuda soberana. El supuesto de que, al incumplir el pago de la deuda, el Gobierno queda excluido de los mercados financieros pero el banco central aún puede acceder a ellos y conservar sus reservas se explica a detalle en la sección 2.3 de Samano (2021).

y mala asignación de recursos) como una pérdida creciente en el ingreso  $\varphi(y)$ . Por tanto, la restricción de recursos cuando el Gobierno incumple su deuda está dada por:

$$c_t = y_t - \phi(y_t) + A_t - q^*A_{t+1} \quad [6]$$

**Prestamistas y prisma de riesgo.** Existe un continuo de prestamistas que viven fuera de la economía doméstica y tienen medida unitaria. Ellos tienen información perfecta con respecto al proceso estocástico de la economía doméstica y pueden observar el nivel de ingreso, deuda y reservas en cada periodo. Para capturar choques estocásticos exógenos a las condiciones domésticas, el factor de descuento de los prestamistas está dado por:

$$m_{t,t+1} = e^{-r^* - (\kappa_t \varepsilon_{t+1} + 0.5\kappa_t^2 \eta^2)} \quad [7]$$

Donde  $\varepsilon$  y  $\eta$  representan los parámetros que gobiernan el proceso estocástico del ingreso,  $r^*$  denota la tasa de descuento y  $\kappa_t \geq 0$  representa los choques a la prima de riesgo<sup>12</sup>. El choque a la prima de riesgo sigue un proceso de Markov de dos estados con valores  $\kappa_L = 0$  y  $\kappa_H > 0$ , y probabilidades de transición dadas por  $\pi_L$  y  $\pi_H$ . En tiempos normales,  $\kappa_t = \kappa_L = 0$ , los prestamistas son neutrales al riesgo como en Arellano (2008). En otro caso,  $\kappa_t = \kappa_H > 0$ , los prestamistas se vuelven aversos al riesgo y requieren un retorno esperado mayor para comprar bonos del Gobierno.

**Secuencia de las acciones.** La secuencia de acciones en cada periodo es la siguiente:

1. Los choques se realizan  $s_t = (y_t, \kappa_t)$ , y el estado de la economía está dado por  $(s_t, B_t, A_t)$ .
2. El Gobierno elige si paga o no la deuda,  $D_t = \{0, 1\}$ .
  - a) Si el impago ocurre,  $D_t = 1$ , el Gobierno queda excluido de los mercados financieros y el banco central elige el nuevo nivel de reservas,  $A_{t+1}$ .
  - b) En otro caso,  $D_t = 0$ , Gobierno y banco central mueven simultáneamente: el Gobierno emite deuda,  $B_{t+1}$ , tomando como dado el precio de los bonos,  $q_t(s_t, B_{t+1}, A_{t+1})$ , y el banco central elige el nuevo nivel de reservas,  $A_{t+1}$ .
3. Los hogares consumen,  $c_t$ .

<sup>12</sup> Esta especificación del factor de descuento de los prestamistas es la versión discreta de Vasicek (1977) y ha sido utilizada en otros modelos de deuda soberana como Arellano y Ramanarayanan (2012) y Bianchi *et al.* (2018).

## 2.2. Problemas recursivos

El concepto de solución que estudia Samano (2021) es el equilibrio perfecto de Markov, en el cual las estrategias de los jugadores dependen únicamente de los pagos de los estados relevantes. Dado que los hogares únicamente consumen sus dotaciones más transferencias y los prestamistas proveen el monto de deuda demandado por el Gobierno siempre y cuando el retorno esperado de los bonos domésticos sea equivalente al retorno del activo libre de riesgo,  $1/q^*$ , los únicos dos agentes estratégicos en el modelo son el Gobierno y el banco central. Por tanto, es posible interpretar este modelo como un juego simultáneo en donde el Gobierno toma la decisión de pagar la deuda y emitir nueva deuda tomando como dada la estrategia del banco central, y viceversa, el banco central elige el nuevo nivel de reservas tomando como dada la estrategia del Gobierno. De aquí en adelante, omitimos los subíndices asociados al periodo y adoptamos la notación recursiva en donde  $x$  y  $x'$  denotan, respectivamente, presente y futuro valor de la variable  $x$ .

**Gobierno.** Sea  $V^F(s, B, A)$  la función valor del Gobierno que enfrenta el estado  $(s, B, A)$  y tiene la opción de incumplir el pago de su deuda. Dado el precio de los bonos  $q$ , la función  $V^F$  satisface la siguiente ecuación funcional:

$$V^F(s, B, A) = \max_D \{(1 - D) \cdot V_r^F(s, B, A) + D \cdot V_d^F(s, A)\} \quad [8]$$

Donde  $V^F$  es el valor de pago del Gobierno y está dado por:

$$V_r^F(s, B, A) = \max_{B'} \{u(c) + \beta^F \mathbb{E}[V^F(s', B', A')|s]\}$$

Sujeto a:

$$\begin{aligned} c &= y + A - B - q^*A' + q(s, B', A')B' \\ A' &= \hat{A}_r(s, B, A) \end{aligned}$$

Y  $V_d^F$  representa el valor de impago del Gobierno dado por:

$$V_d^F(s, A) = u(c) + \beta^F(\vartheta \mathbb{E}[V^F(s', 0, A')|s] + (1 - \vartheta) \mathbb{E}[V_d^F(s', A')|s])$$

Sujeto a:

$$\begin{aligned} c &= y - \varphi(y) + A - q^*A' \\ A' &= \hat{A}_d(s, A) \end{aligned}$$

Donde  $\hat{A}_r(s, B, A)$  y  $\hat{A}_d(s, A)$  denotan las funciones de política del banco central para la acumulación de reservas en estados de pago e impago, respectivamente.

La solución a la Ecuación [3] genera funciones de política para la decisión de impago,  $\hat{D}(s, B, A)$ , y emisión de deuda,  $\hat{B}(s, B, A)$ . La función de impago es 1 si el Gobierno incumple y 0 en otro caso.

En el equilibrio recursivo, los prestamistas usan las funciones de política del Gobierno, así como las del banco central, para determinar el precio de los bonos. Las funciones de política del banco central resuelven los problemas recursivos del banco central que se presentan a continuación.

**Banco central.** La política de acumulación de reservas depende de la situación de impago del Gobierno. Si el Gobierno cumplió con el pago de la deuda, la función valor del banco central está dada por:

$$V_r^M(s, B, A) = \max_{A' \geq 0} \{u(c) + \beta^M \mathbb{E}[(1 - D')_r \cdot V_r^M(s', B', A') + D' \cdot V_d^M(s', A') | s]\} \quad [9]$$

Sujeto a:

$$c = y + A - B - q^*A' + q(s, B', A')B'$$

$$B' = \hat{B}(s, B, A)$$

$$D' = \hat{D}(s', B', A')$$

Donde  $\hat{B}(s, B, A)$  denota la decisión de deuda de hoy,  $\hat{D}(s', B', A')$  representa la decisión de impago de mañana, y  $V_d^M$  es la función valor del banco central en estados de impago dada por:

$$V_d^M(s, A) = \max_{A' \geq 0} \{u(c) + \beta^M (\vartheta \mathbb{E}[V_r^M(s', 0, A') | s] + (1 - \vartheta) \mathbb{E}[V_d^M(s', A') | s])\} \quad [10]$$

Sujeto a:

$$c = y - \varphi(y) + A - q^*A'$$

La solución a la Ecuación [9] genera funciones de política para la acumulación de reservas cuando el Gobierno cumple con el pago de la deuda,  $\hat{A}_r(s, B, A)$ . La tercera y cuarta línea de esta ecuación ilustran que, si el Gobierno tiene acceso a los mercados financieros, el banco central toma como dada la estrategia del Gobierno. Consecuentemente, el consumo de los hogares depende de la posición financiera neta de la economía, la cual es determinada por la interacción de las funciones de política de Gobierno y banco central. En contraste, la Ecuación [10] ilustra que, si el Gobierno es excluido de los mercados financieros, el consumo es determinado exclusivamente por el banco central a partir de la función de política de acumulación de reservas en situaciones de impago,  $\hat{A}_d(s, A)$ .

**Precio de los bonos.** El precio de los bonos debe compensar el riesgo de los prestamistas, de manera que:

$$q(s, B', A') = \mathbb{E}[m(s, s') \cdot (1 - \hat{D}(s', B', A'))|s] \quad [11]$$

La sección 3.3 muestra que la composición del portafolio es relevante para determinar el precio de los bonos y que no depende únicamente del nivel de deuda neta como en el trabajo de Arellano (2008). Finalmente, el factor de descuento estocástico de los hogares y la condición del precio de los bonos –Ecuaciones [7] y [11]– permiten obtener una expresión para el precio de los bonos libres de riesgo, que está dado por:

$$q^* = e^{-r^*} \quad [12]$$

### 2.3. Equilibrio recursivo

Un equilibrio perfecto de Markov para esta economía es definido como *i*) un conjunto de funciones valor  $V^F$ ,  $V_r^M$  y  $V_d^M$ ; *ii*) funciones de política para las decisiones de impago  $\hat{D}$ , deuda  $\hat{B}$ , reservas en impago  $\hat{A}_d$ , reservas en pago  $\hat{A}_r$  y consumo  $\hat{c}$ ; y *iii*) una función de precio de los bonos  $q$  tal que:

1. Dado  $q$ ,  $\hat{A}_d$  y  $\hat{A}_r$ , las funciones  $\{\hat{D}, \hat{B}\}$  resuelven el problema recursivo del Gobierno –Ecuación [3].
2. Dado  $q$ ,  $\hat{B}$  y  $\hat{D}$ , la función  $\hat{A}_r$  resuelve el problema recursivo del banco central en pago –Ecuación [9].
3. La función  $\hat{A}_d$  resuelve el problema recursivo del banco central en impago –Ecuación [10].
4. Dadas las funciones de política del Gobierno y del banco central, la función  $\hat{c}$  satisface la restricción de recursos de la economía.
5. Dadas las funciones de política del Gobierno y del banco central,  $q$  satisface la condición de no arbitraje de los prestamistas –Ecuación [11].

### 2.4. Calibración

**Formas funcionales.** La función de utilidad con aversión al riesgo relativa constante está dada por:

$$u(c) = \frac{c^{(1-\sigma)}}{1-\sigma}$$

Con  $\sigma \neq 1$ . Además, siguiendo la línea de Chatterjee y Eyingungor (2012), el costo exógeno de impago está dado por:

$$\varphi(y) = \max\{0, d_0 y + d_1 y^2\}$$

**Valores de parámetros.** El modelo es resuelto numéricamente para evaluar predicciones cuantitativas con respecto al nivel de reservas internacionales, deuda pública y *spreads* soberanos. El Apéndice describe el algoritmo que se utilizó para resolver el modelo. En contraste con Samano (2021), este artículo calibra el modelo utilizando datos de la economía argentina de 1993 a 2017<sup>13</sup>. A pesar de que episodios como el de 2010 ponen en cuestionamiento la independencia del Banco Central de la República Argentina, el modelo fue calibrado para Argentina porque el objetivo del ejercicio cuantitativo es obtener un contrafactual del nivel de reservas observado en caso de que el banco central estuviera completamente aislado de presiones políticas<sup>14</sup>. Un periodo en el modelo equivale a un año. En general, se siguió la estrategia de calibración de Samano (2021), con excepción del factor de descuento del banco central. El artículo seminal calibra el factor de descuento del banco central a partir de la tasa de interés real del mercado monetario doméstico<sup>15</sup>. Esto implica un factor de descuento tal que el banco central y los hogares son relativamente más impacientes que el resto del mundo, aun cuando son más pacientes que el Gobierno. Dado que la impaciencia relativa de los hogares con respecto al resto del mundo no es observable, en este artículo asumimos que el banco central y los hogares son tan pacientes como el resto del mundo. En el Cuadro 1 se presenta un conjunto de parámetros cuyos valores se obtuvieron directamente de los datos. En el Cuadro 2 se presenta un conjunto de parámetros cuyos valores se obtuvieron a partir de simulaciones que aproximan ciertos aspectos observados en los datos. Siguiendo la literatura, se excluyeron los años en que Argentina ha estado en situación de impago (2001-2014).

El valor del parámetro asociado a la aversión al riesgo ( $\sigma = 2$ ) es estándar en modelos de ciclos económicos y deuda soberana. La tasa de interés libre de riesgo se eligió para aproximar el promedio de la tasa de interés real de los Bonos del Tesoro de Estados Unidos de 1980 a 2017, el cual es equivalente a 1,1 % ( $r^* = 0,011$ ). Para parametrizar el factor de descuento estocástico de los prestamistas, se utilizaron datos del EMBI+. Un periodo con alta aversión al riesgo equivale a aquellos periodos en donde el EMBI+ está una desviación estándar por arriba de la mediana del periodo. Con este procedimiento, se obtienen 6 episodios de alta aversión cada 20 años con una duración promedio de 0,7 años, lo cual implica  $\pi_{LH} = 0,3$  y  $\pi_{HL} = 0,8$ . Los valores de los parámetros que gobiernan el proceso estocástico de las dotaciones son elegidos para aproximar el comportamiento del componente cíclico del PIB. Al utilizar el filtro de Hodrick-Prescott se obtiene  $\rho = 0,945$  y  $\eta = 0,025$ . El parámetro que gobierna la probabilidad de reingreso a los mercados financieros es elegido para aproximar una duración de 14 años en exclusión financiera, lo cual corresponde a los años que Argentina fue excluida en su último episodio concluso de impago (2001-2014). Esto implica  $\vartheta = 0,07$ . Finalmente, el factor de descuento del banco central es elegido para aproximar la tasa de interés mundial, lo cual asume que el banco central

<sup>13</sup> Samano (2021) utiliza datos de México para la calibración debido a que es una economía emergente típica con un banco central independiente.

<sup>14</sup> El periodo inicia en 1993 porque el Banco Central obtuvo su independencia jurídica en 1992.

<sup>15</sup> Véase Samano (2021).

es igual de paciente que los hogares domésticos y que el resto del mundo. Este procedimiento implica  $\beta^M = 0,988$ <sup>16</sup>.

Los cuatro parámetros calibrados por simulación son: el factor de descuento del Gobierno  $\beta^F$ , los dos parámetros asociados al costo de impago  $d_0$  y  $d_1$  y el parámetro asociado a la aversión al riesgo  $\kappa_H$ . Estos valores son elegidos para aproximar cuatro momentos en los datos: *i*) deuda pública promedio de 38,8 % del PIB; *ii*) *spread* promedio de 5,6 %; *iii*) un incremento en los *spreads* de 9,3 % durante los periodos de alta aversión al riesgo; y *iv*) una probabilidad histórica de impago igual a 2 %, que corresponde a dos episodios de impago observados en el caso argentino durante los últimos 100 años, de acuerdo con Catao y Mano (2017).

**CUADRO 1**  
**PARÁMETROS CALIBRADOS POR LOS DATOS**

Parámetro	Descripción	Valor	Fuente/Objetivo
$\sigma$	Aversión al riesgo	2	Alfaro y Kanczuk (2009)
$r^*$	Tasa de interés libre de riesgo	0,011	Bonos del Tesoro EE.UU.=1,1 %
$\pi_{LH}$	Prob. transición de baja a alta aversión al riesgo	0,30	EMBI + Global
$\pi_{HL}$	Prob. transición de alta a baja aversión al riesgo	0,80	EMBI + Global
$\rho$	Autocorrelación de $y$	0,945	PIB de Argentina
$\eta$	Varianza de $y$	0,025	PIB de Argentina
$\vartheta$	Probabilidad de reingreso	0,07	14 años en exclusión (2001-2014)
$\beta^M$	Factor de descuento del banco central	0,988	Tasa de interés internacional = 1,1 %

FUENTE: Elaboración propia.

**CUADRO 2**  
**PARÁMETROS CALIBRADOS POR SIMULACIÓN**

Parámetro	Descripción	Valor	Objetivo
$\beta^F$	Factor de descuento del Gobierno	0,904	Deuda/PIB = 38,8 %
$d_0$	Parámetro asociado al costo de impago	-0,719	<i>Spread</i> promedio = 5,6 %
$d_1$	Parámetro asociado al costo de impago	0,890	Incremento en el <i>spread</i> = 9,3 %
$\kappa_H$	Parámetro asociado a la aversión al riesgo	3,34	Probabilidad de impago = 2 %

FUENTE: Elaboración propia.

<sup>16</sup> En contraste con esta estrategia de calibración, Samano (2021) calibra el factor de descuento del banco central para aproximar una tasa de interés real igual a 3,5 %, la cual corresponde a la tasa de interés promedio del mercado monetario. Este procedimiento implica  $\beta^M = 0,966$ .

## 2.5. Resultados principales: modelo vs. datos

Esta sección presenta momentos de largo plazo en los datos y las simulaciones del modelo<sup>17</sup>. El Cuadro 3 muestra los momentos en los datos que fueron elegidos para disciplinar los parámetros del modelo y los compara con el valor que se obtiene a partir de las simulaciones del modelo. En general, el modelo hace un buen trabajo aproximando el comportamiento de la deuda, los *spreads* soberanos y la probabilidad de impago. El Cuadro 4 muestra los momentos en los datos que no fueron seleccionados para la calibración. A diferencia de Samano (2021), el modelo no hace tan buen trabajo aproximando otros estadísticos que no fueron seleccionados como objetivos para la calibración. Esto puede explicarse debido a que la economía argentina no es un ejemplo típico de una economía con un banco central independiente, sin embargo, el ejercicio es ilustrativo ya que presenta un contrafactual donde

**CUADRO 3**  
**MOMENTOS SELECCIONADOS PARA**  
**LA CALIBRACIÓN**

	Datos	Modelo
Promedio $B/y$ (%)	38,8	38,8
Promedio $r_s$ (%)	5,6	5,4
$\Delta(r_s)$ para $\kappa = \kappa_H$ (%)	9,3	8,5
Prob. de impago (%)	2,0	2,2

FUENTE: Elaboración propia.

**CUADRO 4**  
**MOMENTOS NO SELECCIONADOS PARA**  
**LA CALIBRACIÓN**

	Datos	Modelo
<b>Promedio (<math>A/y</math>) (%)</b>	<b>6,9</b>	<b>21,7</b>
Correlación ( $A/y, B/y$ )	0,1	0,8
Correlación ( $A/y, y$ )	0,6	-0,2
Correlación ( $c, y$ )	0,8	0,8
Correlación ( $r_s, y$ )	0,5	0,0
Correlación ( $r_s, B/y$ )	-0,4	0,1
Correlación ( $r_s, A/y$ )	0,2	0,1
$\sigma(c)/\sigma(y)$	1,0	1,2

FUENTE: Elaboración propia.

<sup>17</sup> Los momentos en el modelo se obtienen al simular 1.000 economías con 500 periodos y computar estadísticas utilizando los últimos 50 periodos en las simulaciones, donde el último episodio de impago fue observado al menos 25 periodos antes de que empiece la muestra.

el banco central puede ser completamente aislado de presiones políticas. En particular, nuestros resultados muestran que al asumir que el banco central es tan paciente como el resto del mundo, el modelo racionaliza un nivel de reservas igual a 21,7% del PIB, lo cual es más de tres veces superior a lo observado en los datos (6,9% del PIB)<sup>18</sup>. Este resultado sugiere que el Banco Central de la República Argentina no ha podido ser aislado de las presiones políticas a pesar de su independencia jurídica.

La principal anomalía del modelo, con respecto a los datos y a Samano (2021), es la correlación negativa entre reservas y el componente cíclico del PIB. Esto puede explicarse debido a los motivos precautorios del banco central para acumular reservas en estados de la naturaleza que no son tan favorables, pero, al ser tan paciente, prefiere acumular ahorros para suavizar consumo en los estados menos favorables. Al igual que en Samano (2021), el modelo racionaliza una correlación positiva entre reservas y deuda. Esta correlación positiva es consistente con los datos, pero difiere en su magnitud. Una posible explicación es que al excluir los años en que la economía argentina estuvo en impago perdimos información valiosa sobre la serie de tiempo. Al considerar el periodo que va de 2001 a 2014, la correlación entre deuda y reservas es igual a 0,5, lo cual es cercano a lo que arroja el modelo. Con respecto a los *spreads*, las correlaciones en las simulaciones son bajas pero los signos son consistentes con estudios previos a excepción de la correlación positiva entre *spreads* y reservas. Sin embargo, la correlación positiva entre *spreads* y reservas es consistente con los datos de la economía argentina, lo cual resulta una excepción a la regla. Esto puede explicarse debido a que un mayor nivel de reservas reduce los incentivos del Gobierno a cumplir con el pago de su deuda, ya que puede utilizar las reservas para suavizar consumo en caso de exclusión financiera. En la subsección 3.3 se muestra que este es el caso en el modelo. Finalmente, el modelo hace un buen trabajo generando una correlación positiva entre consumo e ingreso, que es consistente con estudios previos de deuda soberana que no consideran la acumulación de reservas internacionales.

### 3. Coordinación perfecta entre Gobierno y banco central

El modelo presentado en la sección 2 asume que a pesar de que el Gobierno y el banco central maximizan la misma función objetivo de los hogares, estos difieren en su factor de descuento. Este supuesto implica coordinación imperfecta entre el banco central y el Gobierno y, por tanto, existe un desacuerdo sobre cuál debe ser la senda de consumo de los hogares. Este desacuerdo, junto con el límite de deuda implícito por el precio de los bonos, permite que el modelo racionalice niveles positivos de deuda y reservas en equilibrio. Esta sección explora dos alternativas al supuesto

---

<sup>18</sup> El principal resultado cuantitativo de Samano (2021) es que el modelo racionaliza un nivel de reservas que equivale al 6,5% del PIB, el cual corresponde al 75% del nivel promedio de reservas observado en México de 1994 a 2017 (8,7% of GDP).

de que el Gobierno es más impaciente que el banco central, las cuales suponen coordinación perfecta entre Gobierno y banco central. La subsección 3.1 muestra que, si el banco central es tan impaciente como el Gobierno, el modelo es equivalente al presentado en Alfaro y Kanczuk (2009). La subsección 3.2 muestra que asumir que el banco central y el Gobierno son tan pacientes como los hogares y el resto del mundo es equivalente a suponer una economía con un planificador central que elige óptimamente los niveles de deuda y reservas. La subsección 3.3 contrasta el mecanismo en Samano (2021) con estas dos economías y la subsección 3.4 explora las implicaciones en bienestar social.

### 3.1. De Samano (2021) a Alfaro y Kanczuk (2009)

Alfaro y Kanczuk (2009) resulta un punto de referencia natural al estudiar la acumulación de reservas internacionales, ya que fue el primer artículo en permitir la acumulación de un activo libre de riesgo (*i.e.* reservas internacionales) en un modelo de deuda a lo Arellano (2008). El Apéndice B describe el problema recursivo en Alfaro y Kanczuk (2009) y el Apéndice C detalla la estrategia de calibración. El resultado principal es que un modelo de deuda soberana con bonos de corto plazo y un activo libre de riesgo no es suficiente para racionalizar los niveles de reservas internacionales observados en economías emergentes<sup>19</sup>. Este resultado se explica por el hecho de que ambos instrumentos financieros, deuda y reservas, maduran en un periodo y, por tanto, la política de autoseguro ante un choque negativo en el ingreso viene de la posibilidad de incumplir con el pago de la deuda y no de suavizar consumo a través del uso de las reservas internacionales<sup>20</sup>.

Otro supuesto clave en Alfaro y Kanczuk (2009) es que, implícitamente, el modelo asume coordinación perfecta entre el Gobierno y el banco central al suponer que el Gobierno elige la deuda y las reservas. En la práctica, el banco central administra las reservas internacionales y el Gobierno emite deuda pública. Por tanto, omitir el modelaje del banco central implica que el Gobierno y el banco central tienen la misma función objetivo<sup>21</sup>. La ausencia de desacuerdo, así como la madurez de la deuda, explican por qué este modelo no es capaz de racionalizar niveles positivos de deuda y reservas, simultáneamente. A continuación, explicamos cómo obtener un modelo equivalente a Alfaro y Kanczuk (2009) al cambiar el valor del factor de descuento del banco central en Samano (2021).

---

<sup>19</sup> Bianchi *et al.* (2018) muestran que al introducir deuda de largo plazo es posible racionalizar niveles positivos de deuda y reservas.

<sup>20</sup> Alfaro y Kanczuk (2009) muestran que para racionalizar niveles de reservas consistentes con los datos, es necesario asumir un factor de descuento suficientemente alto, lo cual implica un Gobierno relativamente paciente y, por tanto, el modelo no puede racionalizar niveles de deuda y episodios de impago observados en economías emergentes.

<sup>21</sup> Este supuesto es común en la literatura que utiliza modelos de deuda soberana para estudiar la acumulación de reservas, con excepción de Samano (2021).

Dado que la acumulación de reservas en Samano (2021) se explica por el desacuerdo entre el Gobierno y el banco central, los factores de descuento en este modelo son un parámetro clave. Este modelo asume que el Gobierno es más impaciente que el banco central, es decir  $\beta^F < \beta^M = \beta$ .

Sin embargo, al asumir que el banco central es tan impaciente como el Gobierno,  $\beta^F = \beta^M < \beta$ , es posible obtener un modelo equivalente a Alfaro y Kanczuk (2009)<sup>22</sup>. Al igualar los factores de descuento, la función objetivo del banco central es la misma que la del Gobierno y, por tanto, podemos reescribir el juego entre Gobierno y banco central como un solo problema recursivo en donde el Gobierno es el único jugador estratégico y toma las decisiones de deuda y reservas<sup>23</sup>.

El Cuadro 5 compara estadísticos que resultan de simular la economía de Samano (2021) y una economía con un Gobierno impaciente que elige reservas y deuda. El principal resultado de este ejercicio es consistente con Alfaro y Kanczuk (2009), y muestra que un modelo a lo Arellano (2008) con un Gobierno que puede acumular reservas internacionales no puede racionalizar niveles cercanos a los observados en economías emergentes. A diferencia de Samano (2021), el estadístico con respecto a la probabilidad de impago es mayor en una economía donde el banco central no es independiente del Gobierno y no acumula reservas. Si bien es cierto que, en el modelo, las reservas aumentan los incentivos del Gobierno a incumplir con el pago de la deuda, ya que es posible utilizar las reservas para suavizar consumo en caso de impago, también es cierto que dados los altos *spreads* que enfrenta la economía argentina y debido a la persistencia de su ingreso, tener reservas ayuda a pagar deuda en los malos tiempos y por ende la probabilidad de impago es menor.

**CUADRO 5**  
**BANCO CENTRAL INDEPENDIENTE VS. ALFARO Y KANCZUK (2009)**

	Datos	Samano (2021) $\beta^F < \beta^M = \beta$	Alfaro y Kanczuk (2009) $\beta^F = \beta^M < \beta$
Promedio $A/y$ (%)	6,9	21,7	0,2
Promedio $B/y$ (%)	38,8	38,8	3,8
Promedio $r_s$ (%)	5,6	5,4	5,5
Prob. de impago (%)	2,0	2,2	4,6

FUENTE: Elaboración propia.

<sup>22</sup> Alfaro y Kanczuk (2009) no asumen explícitamente que el Gobierno es más impaciente que los hogares. Sin embargo, para poder aproximar los niveles de deuda y la frecuencia de los episodios de impago, ellos asumen un bajo factor de descuento para el Gobierno que no es consistente con las tasas de interés domésticas.

<sup>23</sup> Véase el problema recursivo del Gobierno en el Apéndice.

A continuación, estudiamos las implicaciones de un supuesto alternativo en donde el Gobierno es tan paciente como el banco central y los hogares,  $\beta^F = \beta^M = \beta$ .

### 3.2. De Samano (2021) a un planificador central benevolente

Alfaro y Kanczuk (2009) no asumen explícitamente que el Gobierno es más impaciente que los hogares. Sin embargo, omiten cualquier supuesto sobre el factor de descuento de los hogares al suponer que estos únicamente consumen lo que les da el Gobierno y no toman ninguna decisión sobre su consumo intertemporal<sup>24</sup>. Por tanto, asumir que los hogares tienen el mismo factor de descuento que el Gobierno en Alfaro y Kanczuk (2009),  $\beta^F = \beta^M = \beta = 0,904$ , implicaría una tasa de interés real que no es consistente con los datos. Más aún, este supuesto implica que los hogares domésticos (*i.e.*, los argentinos) son más impacientes que el resto del mundo, lo cual es un supuesto fuerte y difícil de corroborar en los datos ya que la impaciencia relativa de los agentes no es observable. Por esta razón, una interpretación del supuesto de Alfaro y Kanczuk (2009) es que el Gobierno es más impaciente que el resto del mundo debido a los ciclos políticos, mientras que los hogares son tan pacientes como el resto del mundo. A continuación, estudiaremos un supuesto alternativo en donde el Gobierno se comporta como un planificador social benevolente que tiene el mismo factor de descuento que los hogares y el resto del mundo, es decir  $\beta^F = \beta^M = \beta = 0,989$ <sup>25</sup>. El Cuadro 6 compara estadísticos que resultan de simular la economía de Samano (2021) y una economía con un planificador central benevolente. El principal resultado de este ejercicio es que un Gobierno que es tan paciente como el resto del mundo no solo no acumula altos niveles de deuda, sino que acumula reservas por motivos precautorios. En particular, las simulaciones del modelo muestran un nivel de reservas igual a 16,8% del PIB y un nivel de deuda igual a 2,3% del PIB. La poca acumulación de deuda en este caso se explica debido a que los *spreads* siguen siendo muy altos y, por tanto, acumular deuda resulta costoso. Asimismo, los altos *spreads* soberanos se explican debido a que asumimos una prima de riesgo alta que pudiera aproximar los altos *spreads* soberanos observados<sup>26</sup>. Al relajar el supuesto de la prima de riesgo, observaríamos *spreads* soberanos igual a cero para niveles de deuda cercanos a 0,0% del PIB. Sin embargo, en ese caso, acumular deuda y reservas simultáneamente no implicaría ningún costo y, por lo tanto, el nivel de deuda y reservas en equilibrio estaría indeterminado. En tal caso,

<sup>24</sup> Véase Aguiar *et al.* (2020) para una discusión sobre las implicaciones en el bienestar social de omitir el valor del factor de descuento de los hogares.

<sup>25</sup> Un desafío técnico de este supuesto alternativo es que en modelos estocásticos en donde el Gobierno es tan paciente como el resto del mundo, en equilibrio, el Gobierno acumulará tantas reservas como sea posible por motivos precautorios y, por tanto, el modelo no puede converger. Por tanto, es necesario asumir que el Gobierno es  $\varepsilon$  más impaciente que el resto del mundo, en donde  $\varepsilon \rightarrow 0$ .

<sup>26</sup> Dado que la probabilidad de impago necesaria para replicar los *spreads* soberanos observados no permitiría sostener altos niveles de deuda en un modelo de deuda soberana con bonos de un periodo, es necesario imponer una prima de riesgo que refleje condiciones exógenas en el mercado financiero.

**CUADRO 6**  
**BANCO CENTRAL INDEPENDIENTE VS. PLANIFICADOR CENTRAL**  
**BENEVOLENTE**

	Datos	Samano (2021) $\beta^F < \beta^F = \beta$	Planificador central $\beta^F = \beta^F = \beta$
Promedio $(A/y)$ (%)	6,9	21,7	16,8
Promedio $B/y$ (%)	38,8	38,8	2,3
Promedio $r_s$ (%)	5,6	5,4	6,0
Prob. de impago (%)	2,0	2,2	0,0

FUENTE: Elaboración propia.

el estadístico relevante sería la deuda neta como en Arellano (2008). Finalmente, el estadístico asociado con la probabilidad de impago nos muestra que un planificador benevolente no tiene incentivos a endeudarse y, por tanto, a incumplir con el pago de su deuda.

### 3.3. Comparando el mecanismo en Samano (2021)

Las subsecciones 3.1 y 3.2 muestran que un modelo de deuda soberana a lo Arellano (2008) no puede racionalizar simultáneamente niveles altos de reservas internacionales y deuda pública. Por un lado, en una economía a lo Alfaro y Kanczuk (2009), el Gobierno es impaciente en relación al resto del mundo y no tiene incentivos para acumular reservas, ya que ambos instrumentos financieros, deuda y reservas, tienen la misma madurez y, por tanto, la política de autoseguro ante un choque negativo en el ingreso viene de la posibilidad de incumplir con el pago de la deuda y no de suavizar consumo con el uso de las reservas. Por otro lado, en una economía poblada por un planificador central benevolente no es posible racionalizar altos niveles de deuda, ya que el planificador central es lo suficientemente paciente en relación con el resto del mundo. Más aún, esta paciencia relativa implica que, en equilibrio, el planificador central acumule bajos niveles de deuda y altos niveles de reservas internacionales por motivos precautorios. En ambos casos, el supuesto de coordinación perfecta entre banco central y Gobierno explica por qué un modelo a lo Arellano (2008) no es capaz de racionalizar altos niveles de deuda y reservas, simultáneamente. En cambio, el modelo de Samano (2021) introduce un desacuerdo entre el banco central y el Gobierno al asumir diferentes factores de descuento. Este desacuerdo, junto con el límite de deuda implícito por el precio de los bonos, permite que el modelo racionalice niveles positivos de deuda y reservas. Para ilustrar cómo este desacuerdo puede racionalizar niveles de reservas y deuda observados, esta sección contrasta el modelo de Samano (2021) con los presentados en las dos subsecciones anteriores. Sean  $\{\bar{A}^F(s, B, A), \bar{B}^F(s, B, A)\}$  y  $\{\bar{A}^M(s, B, A), \bar{B}^M(s, B, A)\}$

las funciones de política de una economía a lo Alfaro y Kanczuk (2009) y de una economía con un planificador central benevolente, respectivamente. Dado el estado agregado de la economía, el consumo de los hogares en la economía de Alfaro y Kanczuk (2009) puede expresarse de la siguiente manera:

$$c^{-F}(s, B, A) = y - B + A + q(s, B', A')B' - q^*A' \quad [13]$$

Donde  $B' = \bar{B}^F(s, B, A)$  y  $A' = \bar{A}^F(s, B, A)$ ; mientras que en la economía con un planificador central benevolente el consumo está dado por:

$$c^{-M}(s, B, A) = y - B + A + q(s, B', A')B' - q^*A' \quad [14]$$

Donde  $B' = \bar{B}^M(s, B, A)$  y  $A' = \bar{A}^M(s, B, A)$ .

La Figura 1 presenta la diferencia entre estos dos niveles de consumo para ilustrar el desacuerdo entre el Gobierno y el banco central en el modelo de Samano (2021). El panel (a) muestra que, dado el estado agregado de la economía, un Gobierno impaciente prefiere mayor consumo presente que un banco central benevolente. El panel (b) ilustra que este desacuerdo sobre el consumo intertemporal de los hogares se traduce en un desacuerdo sobre la posición financiera neta de la economía. En Samano (2021), el banco central y el Gobierno no difieren únicamente sobre la senda de consumo de los hogares, sino también en sus herramientas para afectar la posición financiera neta de la economía. En particular, el Gobierno impaciente prefiere adelantar consumo utilizando los mercados de deuda y el banco central prefiere transferir recursos al futuro a través de la acumulación de reservas internacionales. Por tanto, el beneficio de acumular reservas en el modelo depende de la habilidad del banco central para reducir la deuda neta de la economía y afectar el consumo de los hogares en equilibrio. Para ilustrar este punto, resulta conveniente analizar la derivada del consumo con respecto a la acumulación de reservas internacionales:

$$\frac{\partial \hat{c}(s, B, A)}{\partial A'} = -q^* + \frac{\partial q(s, \hat{B}(s, B, A), A')}{\partial A'} \hat{B}(s, B, A) \quad [15]$$

Donde el primer término,  $-q^*$ , ilustra que el banco central tiene que sacrificar  $q^*$  unidades de consumo el día de hoy para comprar un bono libre de riesgo, y el segundo término ilustra que la acumulación de reservas internacionales también afecta el precio al que el Gobierno puede emitir deuda pública,  $B'$ , y afectar el consumo de los hogares. En este sentido, también resulta conveniente analizar la derivada del consumo con respecto a la emisión de deuda:

$$\frac{\partial \hat{c}(s, B, A)}{\partial B'} = q(s, B', A') + \frac{\partial q(s, B', \hat{A}'(s, B, A))}{\partial B'} \hat{B}(s, B, A) \quad [16]$$

Donde el primer término ilustra que cuando el Gobierno emite un bono, este puede incrementar el consumo de los hogares en  $q(s, B', A')$  unidades de consumo. Por otro lado, el segundo término ilustra que la capacidad del Gobierno para incrementar

el consumo de los hogares a partir de la emisión de deuda es limitada debido a que el precio de los bonos es decreciente en el nivel de deuda,  $\frac{\partial q(s, B', \hat{A}_r(s, B, A))}{\partial B'} < 0$ . Las

Ecuaciones [15] y [16] ilustran que la interacción entre el precio de los bonos y los niveles de deuda y reservas son cruciales para entender el mecanismo del modelo. La Figura 2 muestra que el precio de los bonos es decreciente en el nivel de deuda y casi constante en el nivel de reservas<sup>27</sup>. Este resultado se explica porque, en contraste con el nivel de deuda, el nivel de reservas afecta tanto el valor de impago como el valor de pago del Gobierno. Por tanto, un cambio en el nivel de reservas no cambia sustancialmente los incentivos para incumplir el pago de la deuda y el precio de los bonos es casi constante en el nivel de reservas. La Figura 3 contrasta la función valor del Gobierno como función del nivel de deuda y de reservas internacionales, y muestra que tanto la función valor de impago y pago son crecientes en el nivel de reservas, casi a la misma tasa, lo cual no cambia los incentivos del Gobierno a hacer impago.

Para mostrar por qué el riesgo soberano es crucial para que el banco central tenga la habilidad de disciplinar la deuda neta de la economía a partir de la acumulación de reservas, a continuación, discutimos que pasaría en el modelo si no hubiera riesgo soberano. En este caso, el precio de los bonos doméstico sería igual al precio de los bonos libres de riesgo para cualquier estado de la economía,  $q(s, B', A') = q^*$ , y ninguno de los dos instrumentos financieros afectaría el precio de los bonos, es decir:

$$\frac{\partial q(s, \hat{B}(s, B, A), A')}{\partial A'} = \frac{\partial q(s, B', \hat{A}_r(s, B, A))}{\partial B'} = 0$$

Lo cual significa que emitir un bono implica que el consumo aumente en  $q^*$  unidades de consumo, y viceversa, el banco central transfiere una unidad de consumo del periodo  $t$  al periodo  $t + 1$  comprando un bono libre de riesgo al precio  $q^*$ . Esto es:

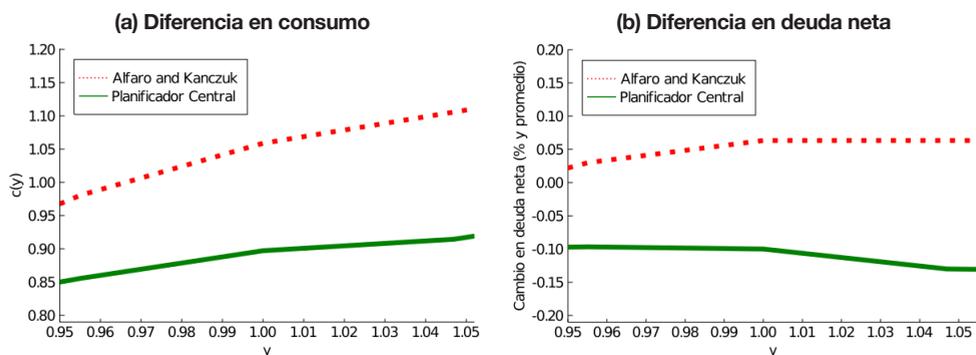
$$\frac{\partial \hat{c}(s, B, A)}{\partial A'} = \frac{\partial \hat{c}(s, B, A)}{\partial B'} = q^*$$

Por tanto, los *spreads*  $r_s = 1/q - 1/q^*$ , son clave para el mecanismo del modelo ya que incrementan el costo para el Gobierno de deshacer el efecto de las reservas en el consumo emitiendo más deuda. La Figura 4 muestra distintos portafolios de reservas y deuda que implican el mismo nivel de consumo en equilibrio. Los puntos sólidos representan los niveles de reservas y deuda en equilibrio,  $(\hat{A}_r(s, B, A), \hat{B}(s, B, A))$ , dado el estado agregado de la economía  $(s, B, A)$ . El panel (a) ilustra que para cualquier nivel de reservas, el Gobierno puede emitir más deuda para deshacer el efecto

<sup>27</sup> La Figura 2 muestra que el precio de los bonos es creciente para altos niveles de reservas, sin embargo, el incremento en el precio de los bonos por bono libre de riesgo acumulado es menor al decremento en el precio de los bonos por bono doméstico emitido, y, por tanto los *spreads* son crecientes en portafolios con mayores niveles de reservas y deuda.

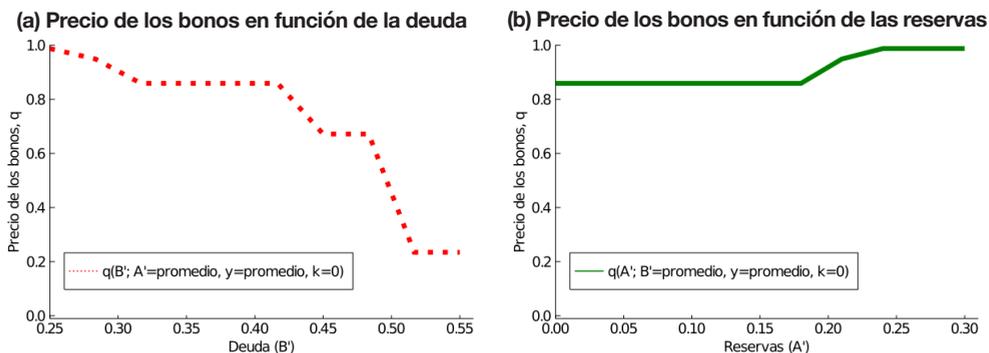
de la acumulación de reservas en la deuda neta, y viceversa, el banco central puede acumular reservas para deshacer el efecto de la emisión de deuda sobre el consumo de equilibrio. Esta figura también ilustra que el Gobierno emite más deuda en periodos con altos ingresos  $y$ , y por tanto, el banco central reacciona acumulando más reservas internacionales en periodos con altos ingresos. Mientras que el comportamiento procíclico de la deuda es una característica común de los modelos de deuda soberana, el comportamiento procíclico de las reservas se explica porque el banco central acumula más reservas cuando el endeudamiento del Gobierno es mayor. El panel (b) muestra que los *spreads* son crecientes en portafolios con un alto nivel de reservas y deuda, lo cual incrementa el costo para el Gobierno de deshacer la política de acumulación de reservas del banco central.

**FIGURA 1**  
**DESACUERDO ENTRE EL BANCO CENTRAL Y EL GOBIERNO**



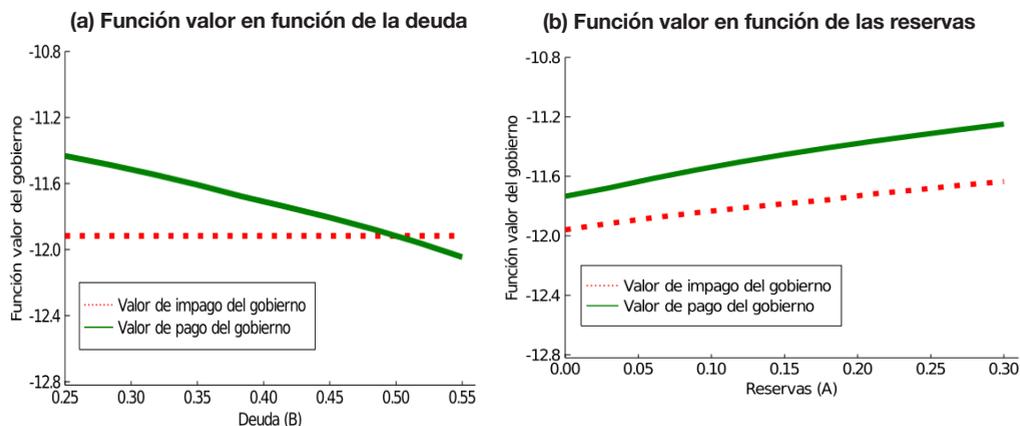
FUENTE: Elaboración propia.

**FIGURA 2**  
**PRECIO DE LOS BONOS SOBERANOS**



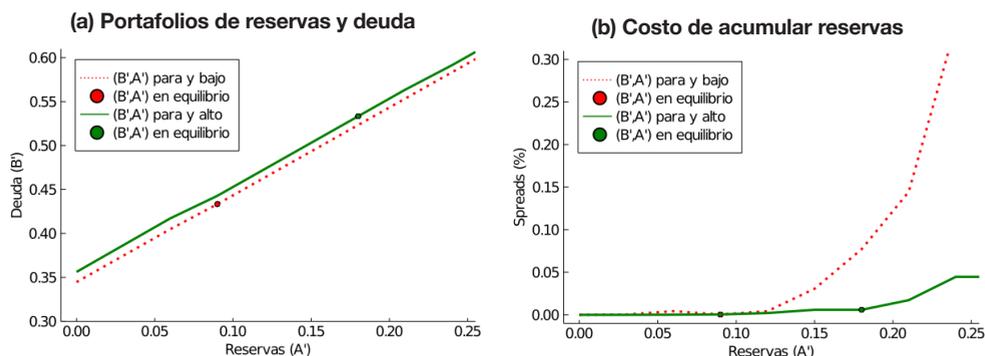
FUENTE: Elaboración propia.

**FIGURA 3**  
**FUNCIÓN VALOR DEL GOBIERNO**



FUENTE: Elaboración propia.

**FIGURA 4**  
**DECISIONES DE RESERVAS Y DEUDA**



FUENTE: Elaboración propia.

En resumen, la acumulación de reservas internacionales en Samano (2021) le permite al banco central transferir recursos a periodos futuros de una manera que el Gobierno no puede deshacer emitiendo más deuda debido a los crecientes *spreads* soberanos. Este mecanismo no está presente en Alfaro y Kanczuk (2009), ya que el supuesto de coordinación perfecta entre banco central y Gobierno implica que no hay desacuerdo sobre el nivel de reservas y deuda de la economía.

### 3.4. Análisis de bienestar social

Esta sección utiliza las tres economías que hemos definido anteriormente para responder a la pregunta de cuál es el efecto de la acumulación de reservas sobre el bienestar social. Para ello, contrastamos las economías de Samano (2021) y Alfaro y

Kanczuk (2009), así como la economía del planificador central, para dar una referencia del óptimo social. El Cuadro 7 muestra que, al acumular reservas internacionales, un banco central independiente puede reducir la deuda neta de la economía, ya que transfiere recursos al futuro de una manera tal que no puede ser deshecha por el Gobierno emitiendo más deuda, lo cual incrementa el bienestar social ya que reduce el costo de anticipar el gasto público<sup>28</sup>. Por otro lado, la primera y tercera columna muestran que, a pesar de que la posición neta de la economía en Samano (2021) está lejos del óptimo social, las ganancias en bienestar social de tener un banco central independiente representan cerca de 2/3 de lo que serían si Gobierno y banco central fueran benevolentes.

Para calcular las ganancias en bienestar asociadas a tener un banco central independiente que puede acumular reservas internacionales, se siguió el mismo procedimiento que en Samano (2021). Al seguir este procedimiento, estimamos  $\lambda^* = 0,0078$ , lo cual es considerablemente mayor a lo que estima Samano (2021) para la economía mexicana ( $\lambda^* = 0,0007$ ). Al repetir este procedimiento contrastando la economía de Alfaro y Kanczuk (2009) con la del planificador central, estimamos  $\lambda^* = 0,0208$ . Por tanto, tener un banco central independiente que puede acumular reservas para disciplinar la deuda neta de la economía incrementa el bienestar en 0,78 %, lo cual representa cerca de 1/3 de las ganancias en bienestar social de tener un planificador central benevolente (2,08 %).

**CUADRO 7**  
**GANANCIAS EN BIENESTAR SOCIAL**

	Samano (2021) $\beta^F < \beta^M = \beta$	Alfaro y Kanczuk (2009) $\beta^F = \beta^M < \beta$	Planificador central $\beta^F = \beta^M = \beta$
Promedio B/y (%)	38,8	38,8	2,3
Promedio A/y (%)	21,7	0,2	16,8
Deuda neta (%)	17,1	38,6	-14,5
<b>Cambio en bienestar (%)</b>	<b>0,78</b>	<b>0,0</b>	<b>2,08</b>

FUENTE: Elaboración propia.

#### 4. Conclusión

Este artículo estudia y contrasta dos formas de introducir la posibilidad de acumular reservas internacionales en un modelo de deuda soberana. En primer lugar, describimos a detalle el modelo, la calibración y los resultados de Samano (2021), el cual muestra un banco central independiente que acumula reservas para contrarrestar la acumulación de deuda del Gobierno. En segundo lugar, explicamos cómo al cambiar el valor de un solo parámetro en el modelo de Samano (2021) se puede obtener

<sup>28</sup> Véase Aguiar *et al.* (2020).

un modelo equivalente al presentado en Alfaro y Kanczuk (2009), el cual es un punto de referencia natural para estudiar la acumulación de reservas en un modelo de deuda soberana. En tercer lugar, comparamos el funcionamiento de ambos modelos y cuantificamos las implicaciones en bienestar de tener un banco central independiente que puede acumular reservas internacionales.

Este artículo se diferencia de Samano (2021) en dos cuestiones fundamentales. Primero, este artículo calibra el modelo para la economía argentina con el objetivo de obtener un contrafactual del nivel de reservas observado en caso de que el Banco Central de la República Argentina estuviera completamente aislado de presiones políticas. Segundo, este artículo asume que el banco central y los hogares son tan pacientes como el resto del mundo. El principal resultado es que el modelo racionaliza un nivel de reservas igual al 21,7% del PIB, lo cual es más de tres veces superior al nivel promedio observado en Argentina de 1993 a 2017 (6,9% del PIB). Este resultado puede interpretarse como el nivel de reservas que elegiría un banco central completamente aislado de presiones políticas, mientras que la estrategia de calibración en Samano (2021) sugiere que el banco central sigue influenciado por la coyuntura aun cuando es independiente jurídicamente.

En resumen, este artículo revisa dos modelos que son un buen punto de partida para estudiar la acumulación simultánea de reservas internacionales y deuda pública. Sin embargo, omite otros artículos relevantes que estudian la acumulación de reservas en un modelo de deuda soberana como Bianchi *et al.* (2018), Hernández (2018), Tavares (2018), Bianchi y Sosa-Padilla (2020) y Sosa-Padilla y Sturzenegger (2021). En mi opinión, una futura investigación podría estudiar las implicaciones de relajar el supuesto de coordinación perfecta entre el banco central y el Gobierno en otros estudios sobre acumulación de reservas. Más aún, otra idea interesante sería extender el modelo de Samano (2021) agregando saldos monetarios y estudiar la relación entre la acumulación de reservas internacionales y tasas de inflación.

## Referencias bibliográficas

- Aguiar, M., & Amador, M. (2011). Growth in the Shadow of Expropriation. *Quarterly Journal of Economics*, 126(2):651-97.
- Aguiar, M., Amador, M., & Fourakis, S. (2020). On the Welfare Losses from External Sovereign Borrowing. *IMF Economic Review*, 68, 163-194.
- Aguiar, M., & Gopinath, G. (2006). Defaultable debt, interest rates and the current account. *Journal of International Economics*, 69(1), 64-83.
- Alesina, A., & Tabellini, G. (1990). A Positive Theory of Fiscal Deficits and Government Debt in Democracy. *Review of Economic Studies*, 57(3), 403-414.
- Alfaro, L., & Kanczuk, F. (2009). Optimal reserve management and sovereign debt. *Journal of International Economics*, 77(1), 23-36.
- Arellano, C. (2008). Default Risk and Income Fluctuations in Emerging Economies. *American Economic Review*, 98(3), 690-712.

- Arellano, C., & Ramanarayanan, A. (2012). Default and the Maturity Structure in Sovereign Bonds. *Journal of Political Economy*, 120(2).
- Bianchi, J., Hatchondo, J. C., & Martinez, L. (2018). International Reserves and Rollover Risk. *American Economic Review*, 108(9), 2629-2670.
- Bianchi, J., & Sosa-Padilla, C. (2020). *Reserve Accumulation, Macroeconomic Stabilization and Sovereign Risk* (NBER Working Paper n.º 27323). National Bureau of Economic Research.
- Catao, L. A. V., & Mano, R. C. (2017). Default Premium. *Journal of International Economics*, 107, 91-110.
- Chatterjee, S., & Eyingungor, B. (2012). Maturity, indebtedness, and default risk. *American Economic Review*, 102(6), 2674-2699.
- Cuadra, G., & Sapriza, H. (2008). Sovereign Default, Interest Rates and Political Uncertainty in Emerging Markets. *Journal of International Economics*, 76(1).
- Eaton, J., & Gersovitz, M. (1981). Debt with Potential Repudiation: Theoretical and Empirical Analysis. *The Review of Economic Studies*, 48(2), 289-309.
- Grilli, V., Masciandaro, D., & Tabellini, G. (1991). Political and Monetary Institutions and Public Financial Policies in the Industrial Countries. *Economic Policy*, 6(13), 341-92.
- Hernández, J. (2018). *How International Reserves Reduce the Probability of Debt Crises* (IDB Discussion Paper n.º IDB-DP-579). Inter-American Development Bank.
- Persson, T., & Svensson, L. E. O. (1989). Why a Stubborn Conservative Would Run A Deficit: Policy with Time-Inconsistent Preferences. *Quarterly Journal of Economics*, 104(2), 325-345. .
- Samano, A. (2021). *International Reserves and Central Bank Independence* (World Bank Policy Research Working Paper n.º 9832). World Bank Group.
- Sosa-Padilla, C., & Sturzenegger, F. (2021). *Does it Matter How Central Banks Accumulate Reserves? Evidence from Sovereign Spreads* (NBER Working Paper n.º 28973). National Bureau of Economic Research.
- Tavares, T. (2018). *The Role of International Reserves in Sovereign Debt Restructuring under Fiscal Adjustment* (MPRA Paper n.º 87423). Munich Personal RePEc Archive.
- Vasicek, O. (1977). An equilibrium characterization of the term structure. *Journal of Financial Economics*, 5(2), 177-188.
- Walsh, C. E. (2003). *Monetary Theory and Policy*. The MIT Press.

## APÉNDICE

### A. Algoritmo computacional

El siguiente algoritmo fue usado para resolver el modelo:

1. Comenzar con una conjetura para el precio de los bonos tal que  $q(s, B', A') = e^{-r^*}$  para todo  $(s, B', A')$ .
2. Comenzar con una conjetura para el valor de pago del banco central tal que  $V_r^M(y, \kappa, B, A) = V_r^M(1, 0, B, A)$  para todo  $(y, \kappa, B', A')$ , donde  $V_r^M(1, 0, B, A)$  es la función valor que resuelve el problema recursivo del banco central en el caso determinístico del modelo.
3. Resolver el problema recursivo del banco central en estado de impago, usando el método de iteración de la función valor, y obtener la función de política para la acumulación de reservas en impago  $\hat{A}_d(s, A)$ .
4. Resolver el problema recursivo del Gobierno y obtener funciones de política para la decisión de impago y emisión de deuda,  $\hat{D}(s, B, A)$  y  $\hat{B}(s, B, A)$ .
5. Resolver el problema recursivo del banco central en estado de pago, usando el método de iteración de la función valor, y obtener la función de política para la acumulación de reservas en pago  $\hat{A}_r(s, B, A)$ .
6. Repetir los pasos del 2 al 6 hasta que la conjetura converja con el valor de pago del banco central.
7. Estimar el precio de los bonos usando la probabilidad de impago a lo Arellano (2008).
8. Repetir los pasos del 2 al 7 hasta que la conjetura converja con el precio de los bonos.

### B. Problema recursivo en Alfaro y Kanczuk (2009)

Al igual que en el modelo base presentado en este artículo, el concepto de solución que estudian Alfaro y Kanczuk (2009) es el equilibrio perfecto de Markov. Dado el supuesto de coordinación perfecta entre el Gobierno y el banco central, es posible omitir el modelaje del segundo y asumir que el Gobierno elige simultáneamente deuda y reservas. Por tanto, en este modelo el Gobierno es el único jugador estratégico. A continuación, presentamos el problema recursivo del Gobierno, así como la definición de equilibrio recursivo.

Sea  $V^G(s, B, A)$  la función valor del Gobierno que enfrenta el estado  $(s, B, A)$  y tiene la opción de incumplir el pago de su deuda. Dado el precio de los bonos  $q$ , la función  $V^G$  satisface la siguiente ecuación funcional:

$$V^G(s, B, A) = \max_D \{ (1 - D) \cdot V_r^G(s, B, A) + D \cdot V_d^G(s, A) \} \quad [17]$$

Donde  $V^G$  es el valor de pago del Gobierno y está dado por:

$$V_r^G(s, B, A) = \max_{B', A'} \{u(c) + \beta^F \mathbb{E}[V^G(s', B', A')|s]\}$$

Sujeto a:

$$c = y + A - B - q^*A' + q(s, B', A')B'$$

Y  $V_d^G$  representa el valor de impago del Gobierno dado por:

$$V_d^G(s, A) = \max_{A'} \{u(c) + \beta^F(\vartheta \mathbb{E}[V^G(s', 0, A')|s]) + (1 - \vartheta) \mathbb{E}[V_d^G(s', A')|s]\}$$

Sujeto a:

$$c = y - \varphi(y) + A - q^*A'$$

La solución a la Ecuación [17] genera funciones de política para la decisión de impago,  $\tilde{D}(s, B, A)$ , emisión de deuda,  $\tilde{B}(s, B, A)$ , y acumulación de reservas en estados de pago e impago,  $\tilde{A}_r(s, B, A)$  y  $\tilde{A}_d(s, A)$ . El precio de los bonos se determina de la misma manera que en el modelo base presentado en la sección 2. A continuación, presentamos la definición de equilibrio recursivo.

Un equilibrio perfecto de Markov para esta economía es definido como: *i*) una función valor para el Gobierno  $V^G$ ; *ii*) funciones de política para las decisiones de impago  $\tilde{D}$ , deuda  $\tilde{B}$ , reservas en impago  $\tilde{A}_d$ , reservas en pago  $\tilde{A}_r$ , y consumo  $\tilde{c}$ ; y *iii*) una función de precio de los bonos  $q$  tal que:

1. Dado  $q$ , las funciones  $\{\tilde{D}, \tilde{B}, \tilde{A}_r, \tilde{A}_d\}$  resuelven el problema recursivo del Gobierno –Ecuación [17].
2. Dadas las funciones de política del Gobierno, la función  $\tilde{c}$  satisface la restricción de recursos de la economía.
3. Dadas las funciones de política del Gobierno,  $q$  satisface la condición de no arbitraje de los prestamistas –Ecuación [11].

### C. Calibración en Alfaro y Kanczuk (2009)

**Valores de parámetros.** La estrategia de calibración es análoga a la presentada en la subsección 2.4. El conjunto de parámetros cuyos valores se obtuvieron directamente de los datos es igual al Cuadro 1, con excepción del factor de descuento del banco central (Cuadro C1). En el Cuadro C2 se presentan los parámetros cuyos valores se obtuvieron a partir de simulaciones.

**CUADRO C1**  
**PARÁMETROS CALIBRADOS POR LOS DATOS**

Parámetro	Descripción	Valor	Fuente / Objetivo
$\sigma$	Aversión al riesgo	2	Alfaro y Kanczuk (2009)
$r^*$	Tasa de interés libre de riesgo	0,011	Bonos del Tesoro EE. UU. = 1,1 %
$\pi_{LH}$	Prob. transición de baja a alta aversión al riesgo	0,30	EMBI + Global
$\pi_{HL}$	Prob. transición de alta a baja aversión al riesgo	0,80	EMBI + Global
$\rho$	Autocorrelación de $y$	0,945	PIB de Argentina
$\eta$	Varianza de $y$	0,025	PIB de Argentina
$\theta$	Probabilidad de reingreso	0,07	14 años en exclusión (2001-2014)
$\beta^M$	Factor de descuento del banco central	0,904	Factor de descuento del Gobierno = $\beta^F$

FUENTE: Elaboración propia.

**CUADRO C2**  
**PARÁMETROS CALIBRADOS POR SIMULACIÓN**

Parámetro	Descripción	Valor	Objetivo
$\beta^F$	Factor de descuento del Gobierno	0,904	Deuda/PIB = 38,8 %
$d_0$	Parámetro asociado al costo de impago	-0,736	<i>Spread</i> promedio = 5,6 %
$d_1$	Parámetro asociado al costo de impago	0,890	Incremento en el <i>spread</i> = 9,3 %
$\kappa_H$	Parámetro asociado a la aversión al riesgo	3,57	Probabilidad de impago = 2 %

FUENTE: Elaboración propia.

El Cuadro C3 muestra los momentos que fueron elegidos para disciplinar los parámetros del modelo, y los compara con el valor que se obtiene a partir de las simulaciones del modelo. En general, el modelo hace un buen trabajo aproximando el comportamiento de la deuda y los *spreads* soberanos, mientras que sobrestima la probabilidad de impago.

**CUADRO C3**  
**MOMENTOS SELECCIONADOS PARA LA CALIBRACIÓN**  
**DE ALFARO Y KANCZUK (2009)**

	Datos	Alfaro y Kanczuk (2009)
Promedio $B/y$ (%)	38,8	38,2
Promedio $r_s$ (%)	5,6	5,5
$\Delta(r_s)$ para $\kappa = \kappa_H$ (%)	9,3	8,2
Prob. de impago (%)	2,0	4,6

FUENTE: Elaboración propia.

# Regulación bancaria e integración financiera: los desequilibrios en la eurozona\*

## *Bank regulation and financial integration: imbalances in the euro area*

Jarosław Strzałkowski  
State University of New York, Plattsburgh

### **Resumen**

*En este artículo se analiza el impacto de los diferentes entornos nacionales de regulación financiera de los flujos financieros en el sector bancario de la eurozona en el periodo 1998-2006. Tras la creación del euro, el mercado de préstamos interbancarios estaba plenamente integrado entre los países, pero el préstamo a las empresas siguió estando sujeto a las regulaciones locales. El periodo posterior a la integración se caracterizó por grandes flujos de capital desde los países del Norte hacia los del Sur, siendo el mayor de Alemania a España, lo que provocó una acumulación de desequilibrios en sus posiciones de inversión internacionales netas. España experimentó un considerable crecimiento económico, impulsado por la acumulación de capital y acompañado de un gran aumento del volumen de préstamos a empresas no financieras, sin que se produjeran cambios en la productividad medida. Se argumenta que el principal mecanismo que impulsó estos patrones fue una regulación financiera más estricta en Alemania que en España. Después del euro, los bancos alemanes utilizaron el mercado interbancario para prestar a los españoles. Para analizar estos patrones, se emplea un modelo de equilibrio general internacional de dos países con empresas heterogéneas que se enfrentan a un acceso friccional a los préstamos. El modelo se calibra para dos economías cerradas, Alemania y España, para igualar los momentos anteriores a la creación de la zona del euro. Tras la integración, el modelo genera flujos de capital y patrones de contabilidad del crecimiento en línea con los observados en los datos, incluyendo el deterioro de la posición de inversión financiera de España, el aumento de la relación capital/producto, así como un ligero descenso de la productividad medida en España. Con los valores de los parámetros constantes en sus niveles de 1998, el modelo reproduce alrededor del 20% de los flujos netos totales entre Alemania y España. Suponiendo una mayor relajación de las restricciones financieras en España tras la creación del euro, el modelo puede replicar la de los flujos, al tiempo que se ajusta cuantitativamente a los patrones de comportamiento del capital y de la producción en ambos países.*

**Palabras clave:** flujos de capital, Europa, integración financiera.

**Códigos JEL:** E21, F32, F36, F45.

---

\* Este artículo se basa en el capítulo 2 de la tesis doctoral del autor en la Universidad de Minnesota. Agradece a Cristina Arellano, Hannes Malmberg, Juliana Salomao, Esteban Jait, Filip Premik, Vladimir Smirnyagin y a los participantes del taller de Comercio Internacional y Desarrollo de la Universidad de Minnesota por su apoyo, sus útiles comentarios y sus consejos de investigación. También agradece a dos evaluadores anónimos cuyos valiosos comentarios ayudaron a mejorar y clarificar este trabajo, a María del Carmen Díaz Roldán por coordinar esta edición especial de la revista, y a Marta García Rodríguez por traducir este trabajo al español. Sobre todo, da las gracias a Tim Kehoe y a Manuel Amador por sus excelentes consejos de investigación y su orientación en este proyecto.

## Abstract

*In this article, it is analyzed the impact of different national financial regulatory environments on the patterns of financial flows in the banking sector in the euro area over the period of 1998-2006. After the creation of the euro, the interbank borrowing market was fully integrated between countries, but lending to firms remained subject to local regulations. The period after the integration was characterized by large capital flows from Northern to Southern countries, the largest being from Germany to Spain, which led to a build-up of imbalances on their net international investment positions. Spain experienced sizeable economic growth, driven by capital accumulation and accompanied by a large increase in the volume of lending to non-financial firms, with no changes to measured productivity. I argue that the main mechanism driving these patterns was stricter financial regulation in Germany than in Spain. After the euro, German banks used the interbank market to lend to the Spanish ones. To analyse these patterns, a two-country international general equilibrium model with heterogeneous firms facing frictional access to borrowing is used. The model is then calibrated for two closed economies, Germany and Spain, to match moments from before the creation of the euro area. After the integration, the model generates capital flows and growth accounting patterns in line with the ones observed in the data, including the deterioration in Spain's financial investment position, increase in capital/output ratio as well as a slight decrease in measured productivity in Spain. With the values of parameters kept constant at their 1998 levels, the model replicates about 20% of total net flows between Germany and Spain. Assuming further loosening of financial constraints in Spain after the creation of the euro, the model can replicate the entire size of flows, while quantitatively matching patterns of capital and output behaviour in both countries.*

**Keywords:** capital flows, Europe, financial integration.

## 1. Introducción

Tras la creación de la zona euro el 1 de enero de 1999, las economías europeas integraron plenamente no solo sus monedas, sino también sus mercados de capitales. Tras la integración, los flujos internacionales de capital entre los países de la zona monetaria alcanzaron niveles sin precedentes. Esto se reflejó en las balanzas por cuenta corriente de los distintos países de la eurozona, ya que varios países, sobre todo Alemania, registraron superávits por cuenta corriente, mientras que muchos otros países, siendo España el más importante, empezaron a registrar déficits por cuenta corriente. En conjunto, sin embargo, la balanza por cuenta corriente de la eurozona se mantuvo cercana a cero. La integración del mercado de capitales no fue acompañada de una unificación de la regulación bancaria. La regulación se mantuvo en gran medida a nivel nacional, y los Estados miembros seguían siendo responsables de la regulación de las actividades bancarias en sus países. La mayor parte de los préstamos a las empresas también se realizaban a nivel nacional, y las empresas españolas obtenían créditos principalmente de los bancos españoles, las alemanas de los bancos alemanes, etc. Por tanto, la mayor parte de los flujos de capital internacionales significativos entre los países de la eurozona pasaron por los mercados interbancarios, hasta la crisis financiera mundial. Con el paso del tiempo, los superávits y déficits de estos flujos se convirtieron en importantes *stocks* de posiciones de inversión internacional neta (PIIN), ya sean positivas o negativas. En términos absolutos, Alemania, y concretamente los bancos alemanes, se convirtieron

en el mayor prestamista neto de la eurozona, y España, y los bancos españoles, en el mayor prestatario neto.

Estos grandes flujos del «Norte» al «Sur» europeo se explicaron en un principio como flujos impulsados por simples diferencias de renta, que permitían a los países pobres acelerar su proceso de convergencia con los miembros ricos de la zona del euro (por ejemplo, Blanchard y Giavazzi (2002)). Sin embargo, a principios de la década de 2000 surgieron algunos patrones nuevos: junto con los grandes flujos de capital y el consiguiente aumento del stock de capital y de la producción, el crecimiento de la productividad en los países prestatarios se volvió lento o incluso negativo (Blanchard, 2007). Esto puso en duda la hipótesis de utilizar simplemente los flujos de capital para financiar la inversión más productiva en los países «periféricos». En su lugar, planteó cuestiones sobre la posible mala asignación de recursos en los países de entrada de capital. Sin embargo, si los sectores financieros son mucho menos eficientes en los países deficitarios, ¿por qué el capital fluye de los usos «eficientes» en los países con superávit a los países deficitarios «ineficientes»? En este artículo, se sugiere que la razón de la dirección de los flujos fue debida a las diferencias en el grado de rigor de la regulación financiera y de los préstamos bancarios en los distintos países de la eurozona. En concreto, mi hipótesis es que los países con superávit tenían unos límites relativamente estrictos en materia de préstamos, entendidos como lo estrictas que eran sus restricciones en materia de garantías para las empresas, y los países deficitarios, unos relativamente laxos. Para mostrar cómo estas diferencias regulatorias podrían haber contribuido a los flujos de capital en la eurozona, me centro en las mayores economías prestamistas y prestatarias de la unión monetaria, es decir, Alemania y España.

Este artículo presenta dos puntos importantes. En primer lugar, se aporta evidencia de que las diferencias en las regulaciones fueron las razones de las diferencias en la intermediación financiera y en la financiación de las empresas entre los dos países incluso antes de la creación de la unión monetaria. En segundo lugar, se muestra que estas diferencias en el desarrollo financiero ayudan a explicar no solo los patrones de los flujos de capital y las posiciones de inversión entre Alemania y España, sino que también explican el comportamiento observado de las variables macroeconómicas como el aumento del *stock* de capital y de la producción en España, todo ello sin el correspondiente aumento de la productividad.

El análisis se centra en la financiación del crédito, y más concretamente en la financiación bancaria a las empresas. La razón es que en ambos países, los préstamos bancarios han sido, con diferencia, el canal de financiación más importante para las empresas no financieras. En 2005, según la base de datos de Desarrollo Financiero Global del Banco Mundial, el 32,6% de las empresas españolas utilizaban los bancos para financiar sus inversiones y el 35,8% para financiar el capital circulante. En el caso de Alemania, estas cifras eran aún más elevadas: el 45,0% y el 42,2%, respectivamente. Según la misma encuesta, el 21,8% de todas las inversiones de las empresas en España fueron financiadas por los bancos, mientras que en Alemania fueron el 22,6%. La financiación en acciones tuvo un papel relativamente pequeño,

ya que solo se utilizó para financiar el 1,8 % de las inversiones en España y el 9,3 % en Alemania. El mercado de bonos corporativos también desempeñó un papel relativamente menor: el *stock* de bonos en circulación emitidos por empresas no financieras no superó el 5 % del producto interior bruto (PIB) en Alemania y el 2 % en España durante toda la década de los 2000, según los datos del Banco de Pagos Internacionales (BPI).

Para analizar la rigidez de los préstamos bancarios, primero examinamos la estructura general del crédito bancario a las empresas en Alemania y España antes de la creación de la eurozona. A pesar de su menor nivel de producción per cápita, España experimentó un periodo de desarrollo financiero y desregulación en los años noventa. En consecuencia, cuando se creó la eurozona, España ya tenía un nivel de crédito a las empresas en relación con el PIB superior al de Alemania, a pesar del mayor nivel de los tipos de interés, tanto en el mercado interbancario como en el crédito a las empresas.

Para analizar estos hechos y explicar los patrones que surgieron tras la integración de estas economías, se construye un modelo de equilibrio general de dos países con empresas y hogares heterogéneos en el que las empresas se enfrentan a restricciones colaterales sobre la cantidad de capital que pueden instalar. Cada país está compuesto por un continuo de hogares y empresarios, un productor de bienes finales representativo y un banco representativo que actúa como intermediario en el mercado de capitales. Los empresarios producen bienes intermedios de forma monopolísticamente competitiva. Están sujetos a choques (*shocks*) de productividad idiosincrásicos, y a choques de salida, que generan la necesidad de reasignar el capital entre las empresas.

Cada vez que una empresa se ve afectada por un choque de salida, una nueva empresa entra en su lugar. Cada empresa está limitada en cuanto a la cantidad de capital que puede instalar en cada periodo, mediante una restricción de apalancamiento dada como múltiplo del valor neto de la empresa. Dado que las empresas se enfrentan a una probabilidad de salida constante, no pueden superar la restricción. El modelo también presenta trabajadores heterogéneos como en Aiyagari (1994), que se enfrentan a choques idiosincrásicos en sus dotaciones laborales. Los trabajadores pueden ahorrar en el banco, pero no pueden pedir préstamos. Como resultado, el ahorro preventivo de los trabajadores da lugar a una curva de oferta de capital con pendiente ascendente. El productor de bienes finales combina los bienes intermedios de los empresarios y produce un bien final que se utiliza para el consumo y la inversión y que sirve de numerario en el modelo. Por último, el banco representativo de cada país recoge los depósitos de los trabajadores y empresarios y presta a los empresarios que quieren instalar más capital que su patrimonio neto actual. Los préstamos bancarios se producen dentro de cada período tras la realización de los choques de productividad y, por tanto, no presentan riesgo.

A continuación, se analiza el estado estacionario de dos economías cerradas, calibradas respectivamente con datos alemanes y españoles para 1998. Aunque hay algunas diferencias en la dinámica de las empresas entre los dos países, concretamente que las empresas alemanas tienen menores tasas de mortalidad, resulta que

para dar cuenta de las diferencias en la financiación de las empresas es necesario que la restricción de garantías para las empresas españolas sea más flexible que para las alemanas, en consonancia con que los bancos alemanes están más estrictamente regulados que los españoles. El modelo se ajusta bien a otras características de la financiación de las empresas, incluida la diferencia en los tipos de interés reales entre los dos países, más bajos en Alemania y más altos en España, así como las diferencias en los ratios de capital/producción en ambos.

En esta parte del análisis, se tratan a ambas economías (Alemania y España) como cerradas. En el modelo, las dos economías no interactúan con el mundo exterior, no comercian y no participan en préstamos y empréstitos internacionales. Aunque obviamente esto no es cierto en los datos, se trata de una suposición simplificada que refleja una apertura mucho mayor de las dos economías al flujo financiero internacional tras la creación del euro. Esto puede verse en el aumento significativo de los tamaños absolutos de las posiciones de inversión internacional netas de ambas economías durante ese periodo. En 1998, la PIIN era del  $-37,4\%$  en España y solo del  $-1,3\%$  del PIB en Alemania. En 2006, estas aumentaron hasta el  $-69,8\%$  del PIB en España y el  $20,2\%$  del PIB en Alemania. Si bien es cierto que ninguna de las dos economías estaba en autarquía financiera antes de la creación del euro, la adopción de la moneda común redujo significativamente las barreras a los flujos internacionales de capital entre ellas. Esto también se refleja en las medidas de apertura financiera comúnmente utilizadas, como el índice Chinn-Ito (2006). Este índice se basa en las variables binarias ficticias que codifican una serie de restricciones a las transacciones financieras transfronterizas y es una medida comúnmente utilizada de la apertura de la economía a los flujos internacionales de capital. La versión estandarizada del índice toma el valor de 1 para la ausencia de restricciones legales a los flujos internacionales de capital, y de 0 para su nivel máximo. Según la actualización del índice en 2019, mientras que el índice de apertura de Alemania fue siempre igual a 1 desde el comienzo de la serie de datos del índice en 1970, el índice de apertura financiera de España era solo de 0,42 a principios de los años noventa, y aumentó rápidamente a 1 (apertura total) en 1998. Dado que el valor medio del índice para 185 países en 1998 era de 0,48, esto sugiere que España era una economía relativamente abierta ya a principios de los años noventa, lo que probablemente repercutió en el estado de la economía en 1998. En nuestra opinión, el rápido aumento del valor del índice refleja la rápida apertura de la economía española a los flujos internacionales de capital en la década de 1990. Al trasladar esta apertura a los supuestos de nuestro modelo, se opta por modelar ambas economías en 1998 como cerradas, y en 2006 como totalmente abiertas a los flujos financieros. Aunque esta suposición es claramente dura, creemos que añade claridad al objetivo de este trabajo y a sus conclusiones.

Seguidamente, se realiza un ejercicio cuantitativo permitiendo que los sectores bancarios de los dos países se presten y pidan prestado mutuamente a nivel internacional, manteniendo los préstamos a las empresas a nivel nacional y sujetos a las limitaciones nacionales de las garantías. A continuación, calculamos el estado estacionario de esta economía mundial integrada por dos países. El modelo genera

posiciones de inversión internacional neta en los dos países equivalentes a aproximadamente una sexta parte de las observadas en los dos países pocos años después de la creación de la eurozona. También predice cambios en el capital, la producción, la productividad y el crédito a las empresas que coinciden con los observados en los datos. Esto sugiere que las diferencias en la regulación podrían ser un factor importante a la hora de explicar los flujos de capital y las posiciones de inversión internacional netas observadas en Europa a principios de la década de los 2000. Además, dado que el análisis se realiza para un nuevo estado estacionario, esto sugiere que una parte importante de los desequilibrios observados entre Alemania y España no son un fenómeno meramente transitorio, sino una característica permanente de un nuevo equilibrio internacional cuando se integran dos sectores financieros diferentes. En el primer ejercicio, se analiza el caso en el que ambas economías se integran, pero manteniendo todos los parámetros en sus niveles de 1998. Sin embargo, esto no es lo que observamos en la realidad. Tras la creación del euro, España experimentó un *boom* crediticio. Para analizar este episodio, se realiza un ejercicio en el que se permite una mayor relajación de la restricción del colateral de las empresas españolas tras la integración financiera. El modelo con restricciones más laxas para las empresas españolas puede generar casi la totalidad de los flujos financieros observados entre los bancos alemanes y españoles. También refuerza los resultados sobre el comportamiento del capital y la producción en ambos países, aumentando el crédito a las empresas y la relación capital/producto en España, mientras que disminuyen ambos parámetros en Alemania, en línea con los patrones observados en los datos. Por último, se realiza un experimento contrafactual en el que se permite la integración financiera junto con la adopción por ambas economías de los mismos parámetros de restricción de garantías. El modelo no genera flujos de capital ni posiciones de inversión internacional neta de una magnitud siquiera cercana a las del ejercicio de referencia, y varias variables también se mueven en una dirección cualitativamente equivocada. Esto demuestra que los flujos de capital fueron impulsados por los cambios en las condiciones financieras nacionales, y no por las diferencias en las características de las empresas o en los niveles de productividad.

Las conclusiones del documento se basan en el análisis de los estados estables en las economías anteriores y posteriores a la integración. Obviamente, esto deja de lado la cuestión de las trayectorias de transición al pasar de un estado estacionario a otro. La modelización de las trayectorias de transición, junto con los flujos de capital asociados, y el análisis del bienestar serían una extensión muy interesante de este artículo. Sin embargo, suponemos que en la versión del modelo que se presenta aquí, es poco probable que las trayectorias de transición sean de gran interés. Aparte de las restricciones de apalancamiento en el lado de la empresa, el modelo no presenta ningún elemento que pueda ralentizar las transiciones, como los costes de ajuste o el tiempo de construcción. En consecuencia, parece plausible que en la versión del modelo presentada en este artículo, las transiciones sean relativamente rápidas y no presenten una dinámica muy rica.

Este artículo está relacionado con diferentes temas en la literatura. El estudio de la integración financiera internacional y los flujos de capital fue analizado por Mendoza *et al.* (2009), que examinaron el impacto del desarrollo financiero en las posiciones de inversión internacional neta entre Estados Unidos y el resto del mundo utilizando un modelo de equilibrio general de dos países con fricciones financieras. Otro análisis de equilibrio general de la integración financiera fue desarrollado por Gourinchas y Jeanne (2006) o más recientemente por Kumhof *et al.* (2020). La mayoría de los demás trabajos que tratan de la integración financiera internacional se centran en técnicas econométricas, utilizando métodos estadísticos en lugar de un modelo de equilibrio general para evaluar el impacto económico global de la integración de los mercados de capitales –como ejemplo, véase Lane y Milesi-Ferretti (2003) o Bekaert *et al.* (2017). Este trabajo amplía este análisis analizando el impacto de la regulación financiera en la integración de los mercados de capitales en la eurozona utilizando un entorno de equilibrio general.

El impacto de las fricciones financieras en la dinámica de las empresas se ha analizado ampliamente en la literatura, empezando por Banerjee y Duflo (2005), que muestran cómo las restricciones crediticias pueden dar lugar a una mala asignación de capital. El tema de la mala asignación de capital ha sido desarrollado y medido por Hsieh y Klenow (2009), que lo aplicaron a la discrepancia de la productividad en China e India, y por Mendoza (2010), que examinó el impacto de las fricciones financieras en los episodios de parada repentina. Arellano *et al.* (2012) se centraron más específicamente en las implicaciones microeconómicas de las fricciones financieras en la dinámica de las empresas. En trabajos más recientes, Buera *et al.* (2011), Moll (2014) y Midrigan y Xu (2014) han relacionado el comportamiento de la productividad de un país con su nivel de desarrollo financiero. Un análisis más reciente de los efectos de los cambios en las condiciones financieras sobre la economía en general, incluyendo y específicamente desagregando el crédito a los consumidores, así como la dinámica de las empresas, fue realizado por Mian *et al.* (2020).

En el contexto de Europa, Benigno y Fornaro (2014) y, específicamente para España, Gopinath *et al.* (2017) utilizan un escenario de equilibrio parcial para analizar el impacto de que un país acceda a tipos de interés más bajos desde una fuente externa y lo utilizan para explicar el comportamiento de las economías del sur de Europa –Benigno y Fornaro, también Saffie *et al.* (2021)–, mediante la reasignación del sector comerciable (manufactura) al no comerciable (servicios y consumo), Gopinath *et al.* (2017) mediante un modelo con empresas heterogéneas con restricciones de apalancamiento que varían en tamaño. El trabajo de Gopinath *et al.* (2017) utiliza en realidad un escenario algo similar al de este trabajo, centrándose en el papel de la heterogeneidad de las empresas y las fricciones financieras en el comportamiento de la economía española tras la creación de la eurozona. Su objetivo es explicar la ralentización de la tasa de crecimiento de la productividad a principios de la década de 2000, y lo hace explotando el aumento de la varianza de la productividad medida a nivel de empresa causado por el descenso de los tipos de interés. Este aumento se debe a que la restricción de apalancamiento es más estricta para las

empresas pequeñas (o de bajo valor neto) que para las grandes. En consecuencia, las pequeñas empresas tardan más en ajustar su capital a los nuevos niveles de tipos de interés que las grandes empresas, lo que provoca un aumento temporal de la varianza de la productividad medida a nivel de empresa. Gopinath *et al.* (2017) se centran por tanto en la dinámica transitoria y en las observaciones detalladas a nivel de empresa. Sin embargo, el análisis solo se lleva a cabo en un entorno de equilibrio parcial, ya que la disminución de los tipos de interés y las entradas de capital se dan de forma exógena. Por tanto, este trabajo puede considerarse como una forma de llenar el vacío mediante la aplicación de un marco similar de empresas heterogéneas en un entorno de equilibrio general internacional, y explicar tanto la disminución de los tipos de interés como los flujos de capital hacia la economía española.

El resto de este documento está organizado de la siguiente forma: en la sección 2 se describen los datos utilizados y se establecen los hechos estilizados que se pretenden explicar. La sección 3 presenta el modelo. La sección 4 trata de la calibración y la selección de los parámetros. La sección 5 presenta los resultados, primero para el escenario de economía cerrada, antes de la integración, y luego para las economías integradas, incluyendo la posible explicación de los flujos financieros que se produjeron tras la creación del euro. También se lleva a cabo un experimento destinado a explicar los patrones de asignación de capital tras el *boom* crediticio en España. La sección 6 concluye el artículo.

## 2. Eurozona: España y Alemania

La eurozona se creó el 1 de enero de 1999, incluyendo primero once países y aumentando el número desde entonces. El euro se introdujo por primera vez como moneda interbancaria, y los billetes y monedas sustituyeron a las monedas nacionales a partir del 1 de enero de 2002.

Paralelamente a la integración monetaria y a la creación del Banco Central Europeo, se produjo la integración de los mercados de crédito interbancario: los mercados interbancarios locales fueron sustituidos por un mercado único para toda la zona del euro, con un tipo de interés único (Euribor), y sin restricciones para los préstamos entre bancos de diferentes países de la eurozona. Poco después de su creación, este mercado único canalizó grandes cantidades de préstamos internacionales. Los sistemas bancarios de algunos países se convirtieron en grandes prestamistas netos, Alemania en primer lugar, mientras que otros se convirtieron en prestatarios netos. Entre estos últimos, España fue el más importante.

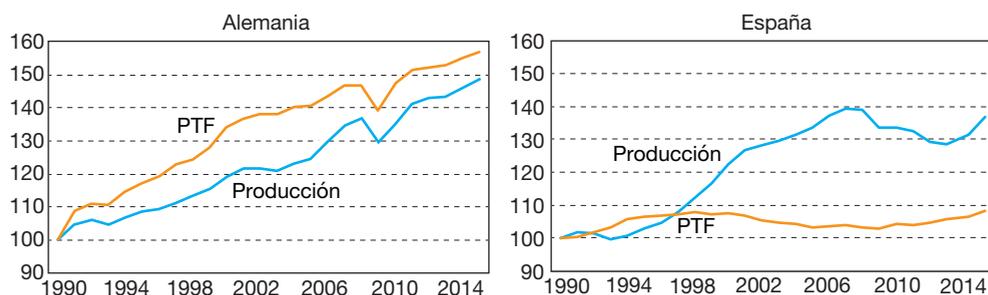
### 2.1. Contabilidad del crecimiento

Tras la creación de la zona euro, la mayoría de las economías europeas experimentaron un periodo de crecimiento económico significativo a principios de la década

de los 2000. Este fue también el caso de Alemania y España, tanto en términos absolutos como por persona en edad de trabajar. Sin embargo, la composición del crecimiento en ambos países fue bastante diferente durante ese periodo, especialmente el comportamiento de su crecimiento de la productividad total de los factores (PTF). Se descompone la producción por persona en edad de trabajar siguiendo a Kehoe (2002), utilizando los mismos valores de los parámetros que utilizamos posteriormente para el modelo: la proporción de capital  $\alpha$  es igual a 0,3 y la tasa de depreciación  $\delta$  es igual a 0,08, ambas estándar en la literatura. Según el documento, para una economía en su senda de crecimiento equilibrado la producción debería crecer al mismo ritmo que la PTF medida elevada a la potencia  $\frac{1}{1-\alpha}$ ,  $A_t^{\frac{1}{1-\alpha}}$ , que es la serie de la productividad total de los factores, representada en la Figura 1. Como muestra la Figura 1, tras la creación de la zona euro, Alemania se mantuvo cerca de la senda de crecimiento equilibrado, y ambas variables se mantuvieron relativamente juntas tras el periodo de los años noventa en el que la productividad creció más rápido que la producción.

Sin embargo, como se muestra en la Figura 1, este no fue el caso de España. A pesar de que el PIB por persona en edad de trabajar aumentó significativamente, la PTF en realidad había disminuido durante el periodo 2000-2008. En términos de descomposición del crecimiento, el crecimiento de la producción durante este periodo fue impulsado principalmente por un aumento de las horas de trabajo por persona en edad de trabajar, debido sobre todo a la gran inmigración, y en menor medida por la acumulación de capital. Una gran parte del descenso de la productividad se ha acreditado, sobre todo por Gopinath *et al.* (2017), a una entrada de capital tras el descenso de los tipos de interés reales y el consiguiente aumento de la dispersión de la productividad entre las empresas del sector manufacturero.

**FIGURA 1**  
**PRODUCCIÓN Y PTF EN ALEMANIA Y ESPAÑA, 1990=100**



NOTA: La producción se expresa en términos reales, por persona trabajadora. La PTF se eleva a  $1/(1-\alpha)$  por coherencia con la senda de crecimiento equilibrado.

FUENTE: OCDE y Eurostat.

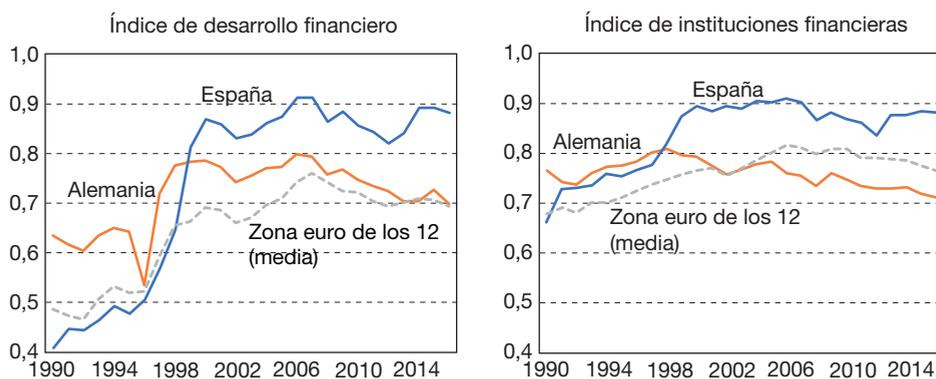
## 2.2. Desarrollo y regulación financiera

Definir la exigencia de la regulación bancaria es un problema multidimensional, y suele hacerse mediante múltiples indicadores (por ejemplo, Barth *et al.* (2013)). Otro índice sencillo que resume el nivel de desarrollo financiero ha sido construido en el FMI por Svirydzenka (2016). Este índice de desarrollo financiero utiliza una serie de indicadores que incluyen el crédito/PIB, los activos de diferentes instituciones financieras como compañías de seguros y fondos de inversión, algunos parámetros del mercado de valores, así como una serie de indicadores sobre el sistema bancario, como los márgenes de interés, los diferenciales de préstamos/depositos o los rendimientos de la inversión y el capital. El índice describe el nivel global de desarrollo financiero, y consta de dos subíndices para las instituciones financieras y los mercados financieros, respectivamente. El comportamiento del índice de desarrollo financiero y del índice de instituciones financieras en España y Alemania se muestra en la Figura 2.

Según el índice global y el de instituciones, España ha pasado por un periodo de rápido desarrollo de su sector financiero a finales de los años noventa, hasta el punto de tener instituciones financieras más desarrolladas que Alemania. Según el índice del FMI, el nivel medio de desarrollo financiero de España en el momento de la creación del euro era en realidad superior no sólo al de Alemania, sino también al de la media de los doce países que formaron parte primero de la zona del euro, a pesar de que España tenía entonces un PIB per cápita inferior.

Otra medida sencilla y comúnmente utilizada para medir el desarrollo de los bancos es el volumen del crédito a las empresas como porcentaje de la producción. Esta medida ha mostrado una dinámica interesante a lo largo del periodo analizado. Las cifras de crédito bancario/PIB se muestran en la Figura 3. Curiosamente, España presentaba una mayor cantidad de crédito a las empresas/PIB que Alemania, incluso antes

**FIGURA 2**  
**ÍNDICE DE DESARROLLO FINANCIERO DEL FMI**



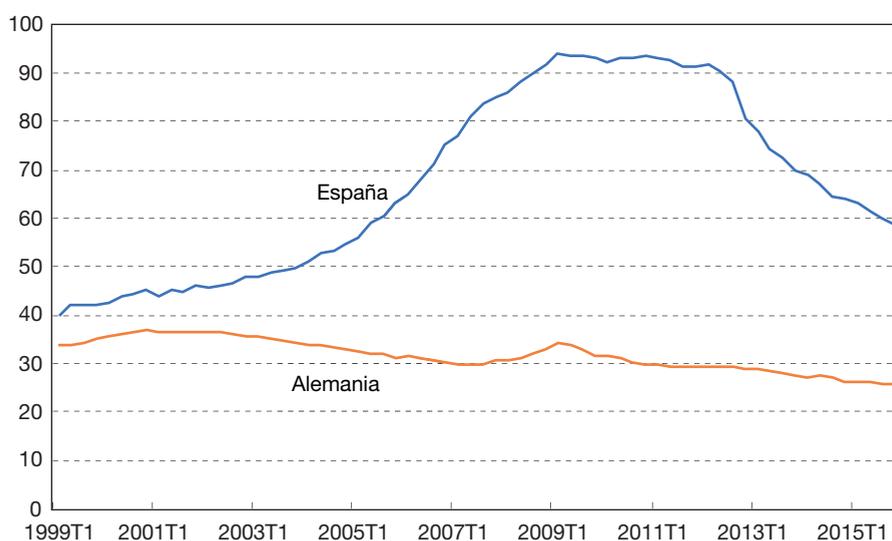
FUENTE: Svirydzenka (2016).

de que comenzaran los flujos internacionales y a pesar de tipos de interés más altos, con un *stock* igual al 39,8% del PIB a principios de 1999, en comparación con solo el 33,8% en Alemania en la misma época. Sin embargo, tras la creación de la zona euro, el *stock* de préstamos bancarios en España creció significativamente en relación con el tamaño de la economía, mientras que en Alemania se produjo un modesto descenso.

Al mismo tiempo, el tamaño del mercado de bonos corporativos para empresas no financieras siguió siendo pequeño en ambas economías: el *stock* nominal de bonos en circulación emitidos por empresas no financieras solo equivalía a alrededor del 4-5% del PIB en Alemania y al 1-2% en España durante todo el periodo analizado, según los datos del BIP. Por tanto, no perdemos mucho al omitir las cifras de los bonos corporativos.

Cabría preguntarse por las razones del relativamente bajo desarrollo financiero de Alemania. Aunque ni el índice ni las cifras de los préstamos a las empresas explican las fuentes del mismo, parece plausible que este nivel más bajo en Alemania no se deba al peor cumplimiento de los contratos o al sistema jurídico, que son las razones habituales que se aducen para un menor nivel de desarrollo financiero. Una explicación interesante podría ser una estructura diferente de la distribución de las empresas en ambos países, siendo las empresas alemanas posiblemente más longevas y estables y, por tanto, más propensas a depender de la autofinanciación que del crédito bancario. Aunque hay algunos indicios de que esto es cierto, ya que las tasas de mortalidad de las empresas alemanas son aproximadamente un punto porcentual

**FIGURA 3**  
**PRÉSTAMOS BANCARIOS A EMPRESAS NO FINANCIERAS**  
(En % del PIB)



FUENTE: BCE, Deutsche Bundesbank y Banco de España.

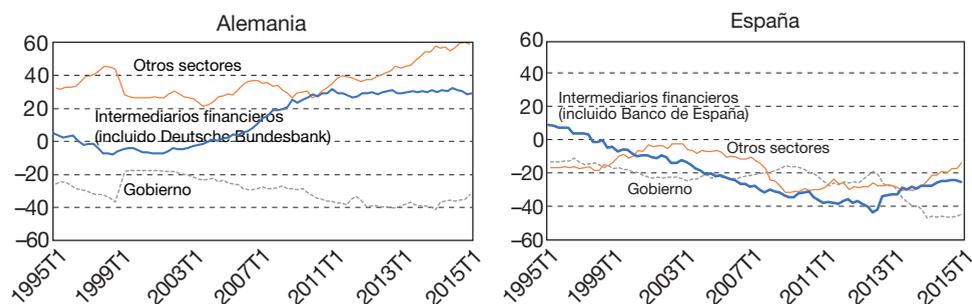
más bajas que las españolas (una media del 8 % frente al 9 % en España, concentrada sobre todo en las grandes empresas), no bastan para explicar cuantitativamente las diferentes pautas de los préstamos.

En el resto del artículo, partimos de la base de que, aparte de las diferencias en la distribución de las empresas, fue una regulación más estricta y, posiblemente, unas prácticas crediticias más conservadoras de los bancos alemanes las que condujeron a un menor volumen de préstamos a las empresas incluso antes de la creación de la eurozona, siendo el principal factor que explicó los flujos de capital observados tras la integración financiera.

### 2.3. Posición de inversión internacional neta

El aumento del crédito a las empresas por parte de los bancos españoles fue financiado en gran medida por los bancos españoles que se endeudaron en los mercados internacionales de deuda bancaria. Aunque los depósitos en el sector bancario habían crecido, la relación préstamos/depósitos en el sector bancario en su conjunto pasó de 0,91 a finales de 1998 a 1,09 a finales de 2006, según los datos del Banco de España. El aumento financiado por el endeudamiento internacional se desprende de las cifras de la posición de inversión internacional neta como porcentaje de la producción que se muestran en la Figura 4. Antes de la creación de la zona euro, el sector financiero español era en realidad un prestamista neto frente al resto del mundo. Sin embargo, tras la integración financiera, los bancos españoles comenzaron a endeudarse a gran escala en los mercados internacionales. Esto llevó a un deterioro de la PIIN de las instituciones financieras españolas hasta el  $-32,6\%$  del PIB a finales de 2016. También cabe señalar que el endeudamiento de los bancos se produjo a una escala mucho mayor que el de otros sectores, incluido el endeudamiento internacional de los hogares y las empresas no financieras.

**FIGURA 4**  
**POSICIÓN FINANCIERA INTERNACIONAL NETA POR SECTORES**  
(En %)



FUENTE: Deutsche Bundesbank, Banco de España y Eurostat.

El deterioro de la posición de inversión internacional neta de los bancos españoles se vio casi reflejado en una mejora de la PIIN de los intermediarios financieros alemanes. De ser un prestatario ligeramente negativo en el momento de la creación de la eurozona, los bancos alemanes pasaron a ser un gran prestamista neto, ya que su PIIN mejoró del  $-5,8\%$  del PIB al  $+17,1\%$  del PIB a finales de 2006. De nuevo, en términos de tamaño del movimiento, los cambios en las posiciones de los bancos fueron los mayores entre los diferentes sectores de la economía. Curiosamente, el tamaño absoluto de las PIIN de los bancos alemanes y españoles fue bastante similar, ya que el ahorro neto alemán se situó en 420.000 millones de euros y el endeudamiento neto español en 318.000 millones de euros a finales de 2006. El tamaño similar de estos saldos respectivos permite limitar el análisis de los patrones de los flujos de capital a solo estos dos países.

#### 2.4. Resumen: hechos empíricos

Para resumir las conclusiones empíricas, pueden establecerse algunos hechos característicos a raíz de la integración monetaria y financiera tras la creación del euro:

1. Tanto Alemania como España experimentaron crecimiento económico, pero en el caso de España el crecimiento de la producción se produjo sin un crecimiento correspondiente de la productividad.
2. España tenía un sector de intermediación de los mercados financieros relativamente bien desarrollado, en comparación con Alemania, en el momento de la creación de la eurozona. Tras la integración, la cantidad de préstamos bancarios a las empresas en España aumentó significativamente, sin un crecimiento correspondiente en Alemania.
3. Gran parte del aumento de los préstamos de los bancos españoles se financió con préstamos en los mercados internacionales de deuda, como muestran los datos de la PIIN. Al mismo tiempo, los bancos alemanes se convirtieron en prestamistas netos en estos mismos mercados.

En la siguiente sección se desarrolla un modelo para explicar estos hechos.

### 3. Modelo

El tiempo es discreto y su horizonte es infinito. Hay dos países,  $i \in \{1, 2\}$ . Cada economía está poblada por dos tipos de agentes heterogéneos, los trabajadores y los empresarios (productores de bienes intermedios), cada uno de los cuales tiene medida uno en cada país. En cada país hay también un banco representativo y un productor de bienes finales representativo. Los trabajadores suministran inelásticamente trabajo al mercado laboral, ganan salarios y están sujetos a choques idiosincrásicos

y aleatorios de sus dotaciones laborales, como en Aiyagari (1994). Para protegerse del riesgo de los ingresos, los trabajadores pueden ahorrar en los bancos, pero están restringidos a pedir préstamos.

Los empresarios dirigen empresas monopolísticamente competitivas que producen bienes intermedios. Para ello, emplean capital y mano de obra. Los empresarios pueden ahorrar o pedir préstamos al banco representativo. También están sujetos a choques de salida y a choques idiosincrásicos de productividad. El choque de salida puede interpretarse como la recepción de un choque irreversible que pone su productividad indefinidamente a cero, pero por lo demás no está correlacionado con los choques temporales de productividad. Cada vez que un empresario recibe un choque de salida, un nuevo empresario que produce la misma variedad del bien intermedio entra en el modelo. Los activos de los empresarios que salen se distribuyen uniformemente entre los nuevos. Dado que no existe la condición de libre entrada, esto permite mantener constante la medida de los empresarios. Al mismo tiempo, la competencia monopolística y el riesgo de un *shock* de desaparición impiden a los empresarios crecer indefinidamente. Los trabajadores y los empresarios tienen los mismos factores de descuento y la misma función de utilidad de consumo CRRA (*constant relative risk aversion*) separable en el tiempo. Debido a la existencia de choques idiosincrásicos, los empresarios y los trabajadores tienen un incentivo para intercambiar sus activos en el mercado de crédito –por razones de precaución para asegurarse contra choques adversos de propiedad del trabajo (trabajadores), o de productividad (empresarios). Los empresarios también pueden querer pedir préstamos para alcanzar más rápidamente el *stock* de capital óptimo. Sin embargo, el endeudamiento de los empresarios está sujeto a una restricción de garantías, que limita la cantidad que cada empresario puede pedir prestada a un determinado múltiplo de su patrimonio neto. El rigor de la restricción puede interpretarse como el rigor de la regulación bancaria sobre el crédito. El análisis se limita al estado estacionario de cada economía antes de la integración y al estado estacionario de las economías integradas. Antes de la integración, cada economía puede considerarse cerrada y analizarse por separado.

### 3.1. Productores de bienes intermedios

En cada país existe un continuo de productores de bienes intermedios de medida uno. Son monopolísticamente competitivos, y cada empresario produce su propia variedad de un bien intermedio. El estado individual del empresario viene dado por su productividad  $z$  y por su patrimonio neto  $a$ . La productividad tiene dos componentes, uno permanente  $z_p$  y otro temporal  $z_T$ . En cada periodo, el empresario contrata mano de obra y capital para la producción, lo que genera beneficios  $\pi$ , y puede depositar parte de su patrimonio neto en un banco al tipo de interés  $r$ . Para simplificar el análisis, se adopta el supuesto utilizado, entre otros, por Buera *et al.* (2011) o por Moll (2014), de que los choques exógenos a la productividad son conocidos por los

empresarios cuando toman sus decisiones sobre la contratación de capital y mano de obra. Como resultado, las decisiones sobre la contratación de mano de obra y capital se mantienen dentro de cada periodo y no tienen efectos intertemporales. Los empresarios están limitados en su elección de capital a un determinado múltiplo de su patrimonio neto a través de una restricción colateral. Tras la producción y el pago a los trabajadores y a los propietarios del capital, el empresario elige entre el consumo y los activos (patrimonio neto) que asigna para el siguiente periodo.

Al principio de cada periodo, antes de que se tomen las decisiones de producción y ahorro, el empresario también se enfrenta a un riesgo de choque de desaparición, que llega con probabilidad  $\xi$ . La probabilidad de recibir un *shock* de desaparición es independiente del valor del componente de productividad temporal del  $z_p$ , pero puede depender del valor del componente de productividad permanente del empresario  $z_p$ —en la práctica, supondremos que la probabilidad de salida es menor para las empresas con valores más altos de  $z_p$ .

Si un empresario recibe el choque de la desaparición, recibe un valor de utilidad  $U(a)$  igual a la utilidad de una corriente constante de consumo con valor presente igual a su patrimonio neto. Por último, tras la apertura del mercado internacional de préstamos y empréstitos, asumimos que los bienes intermedios no son comercializables. Dado que todos los productores de bienes intermedios se enfrentan a problemas idénticos y la medida de los mismos es constante a lo largo del tiempo, se eliminan los subíndices que denotan la variedad particular que produce la empresa.

La ecuación de Bellman del empresario viene dada, por:

$$V(a, z) = \xi_{z_p} U(a) + (1 - \xi_{z_p}) \{ \max_{c, k, l, a'} u(c) + \beta \mathbb{E}_{z'} V(a', z') \}$$

Sujeta a:

$$c + a' = \pi(k, l, a, z) + (1 + r)a$$

Donde  $U(a)$  es la utilidad que obtiene el empresario si recibe un *shock* de desaparición, y  $\pi$  es el beneficio obtenido por la empresa. Ambos componentes se describen con más detalle a continuación.

### 3.1.1. Problema intraperiódico

Dentro del periodo, con la condición de no recibir el *shock* de la desaparición y después de conocer el valor de su componente temporal de productividad, el empresario contrata el capital  $k$  y el trabajo  $l$  para maximizar los beneficios de la empresa que dirige. El precio del trabajo es el salario, denotado como  $w$ . El precio de alquiler del capital es igual al tipo de interés  $r$ . Además, durante la producción, el capital se deprecia a la tasa  $\delta$ . Dado que los empresarios son monopolísticamente competitivos, también eligen el precio de su variedad de bienes intermedios  $p$ , sujeto a su

función de demanda. La función de demanda de una variedad procede de la solución del problema del productor del bien final (véase abajo), y es conocida por el empresario. El problema del empresario en el periodo viene dado por:

$$\pi = \max_{\{y, k, l, p\}} \{py - wl - (r + \delta)k\}$$

sujeta a la función de producción (FP), la función de demanda (DF) y la restricción de garantía (CC):

$$(PF) \quad y = zf(k, l)$$

$$(DF) \quad y = \frac{Y}{P} \cdot \left(\frac{p}{P}\right)^{-\gamma}$$

$$(CC) \quad k \leq \bar{k}(a, \lambda, w, r)$$

Las empresas son monopolísticamente competitivas como en el modelo Dixit-Stiglitz, con la elasticidad de la demanda igual a  $\gamma$ .  $Y = \left[ \int y(i)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} di \right]^{\frac{\gamma}{\gamma-1}}$  es la producción agregada de la economía, y  $P = \left[ \int p(i)^{1-\gamma} di \right]^{\frac{1}{1-\gamma}}$  es el nivel de precios agregado. Ambos están implícitos en el estado agregado de la economía y son constantes en el estado estacionario, pero pueden diferir entre las economías y antes y después de la integración financiera. Esta situación de competencia monopolística conduce a una fijación de precios estándar, en la que el precio es un margen sobre el coste marginal (Cmg) de la empresa,  $p = \frac{\gamma}{\gamma-1} Cmg$ . Sin embargo, la restricción de las garantías limita la cantidad de capital que los empresarios pueden contratar dentro del periodo y les impide alcanzar las asignaciones socialmente óptimas. La restricción se obtiene de la siguiente manera: para cualquier préstamo, que se define como el exceso de capital instalado sobre los activos propios de la empresa,  $k - a$ , la cantidad que el empresario tiene que devolver por su préstamo se limita a un múltiplo del patrimonio neto de la empresa:

$$(1 + r + \delta)(k - a) \leq \lambda a$$

Esto lleva a que la cantidad de capital que la empresa puede instalar sea un múltiplo de los activos de la empresa:

$$\frac{k}{a} \leq \frac{1 + r + \delta + \lambda}{1 + r + \delta}$$

Con  $\lambda \geq 0$ , donde  $\lambda = 0$  corresponde a un cierre total del mercado de alquiler de capitales y  $\lambda \rightarrow +\infty$  corresponde a mercados de capitales perfectos.

En el Apéndice A se pueden encontrar más detalles sobre el problema intraperíodo.

Por último, el componente temporal de la productividad  $z_t$ , evoluciona según un proceso AR(1) en logaritmos con parámetro de autocorrelación  $\rho_z$  y un término de error normalmente distribuido con media cero y desviación típica  $\sigma_z$ :

$$\log z_{t,t+1} = (1 - \rho_z)\bar{z}_t + \rho_z \log z_{t,t} + \epsilon_t^z$$

### 3.1.2. Salida y entrada

Si la empresa recibe el choque de muerte, recibe la utilidad  $U(a)$ , donde  $U$  es la utilidad de una corriente de consumo constante con valor presente igual a  $a$ , es decir, igual a la utilidad de una corriente de consumo constante igual a  $\frac{a}{r}$ . Esta utilidad viene dada por:

$$U(a) = \frac{1}{1 - \beta} u\left(\frac{a}{r}\right)$$

Por cada empresa que recibe el choque de desaparición, nace una nueva empresa que produce la misma variedad. El nuevo participante recibe una dotación inicial de activos  $a_0$ , y un nivel de productividad  $z$ , dado por el producto de una extracción de la distribución de productividad permanente  $F(z_p)$  y una extracción de la distribución invariante de la distribución de productividad temporal  $G(z_t)$ . Se supone que el componente de productividad permanente sigue la distribución de Pareto con el parámetro de forma  $\eta$ . Estos supuestos sobre la distribución de la productividad de las empresas entrantes garantizan que la distribución de los parámetros de productividad en la economía permanezca constante a lo largo del tiempo y, por tanto, eliminan cualquier riesgo agregado en la economía.

Los activos de las empresas que salen se distribuyen uniformemente entre los nuevos entrantes. Así, la dotación inicial de activos  $a_0$  de cada entrante viene determinada por la siguiente condición:

$$a_0 \int dF(z_p) dG(z_t) = \int \xi_{z_p} a d\Phi(a, z)$$

Donde  $\Phi(a, z)$  representa la distribución conjunta en estado estacionario de las tenencias de activos y los niveles de productividad. Tras su nacimiento, la empresa entra inmediatamente en los mercados de trabajo y de alquiler de capital. Por tanto, la medida de las empresas en la economía se mantiene constante a lo largo del tiempo.

### 3.2. Productor de bienes finales

La economía cuenta con un productor de bienes finales representativo y competitivo. El productor toma las variedades producidas por los productores de bienes intermedios y las combina en un bien de consumo final utilizando una función de producción de elasticidad de sustitución constante (CES):

$$Y = \left[ \int_0^1 y(i)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} di \right]^{\frac{\gamma}{\gamma-1}}$$

Donde  $\gamma$  es la elasticidad de sustitución entre las distintas variedades. El precio del bien final se normaliza a uno. El productor del bien final resuelve el problema de minimizar los costes de producción de una cantidad determinada del bien final:

$$\min_{y(i)} \int_0^1 y(i)p(i)di$$

A condición de que la producción del bien final sea  $Y = \left[ \int_0^1 y(i)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} di \right]^{\frac{\gamma}{\gamma-1}}$ . Esta especificación del problema da lugar al álgebra estándar de Dixit-Stiglitz (1977) para las funciones de demanda de las variedades individuales, con la función de demanda para la variedad individual dada por:

$$y(i) = \frac{Y}{P} \cdot \left( \frac{p(i)}{P} \right)^{-\gamma}$$

Donde  $P = \left[ \int p(i)^{1-\gamma} \right]^{\frac{1}{1-\gamma}}$  es el nivel de precios agregado.

Sin embargo, debido a las perturbaciones idiosincrásicas que reciben los productores de bienes intermedios y a la imperfección de los mercados financieros de la economía, la distribución conjunta de los activos y la productividad solo puede obtenerse numéricamente. En consecuencia, la producción agregada de la economía,  $Y$ , solo puede calcularse mediante métodos numéricos.  $Y$  se utiliza como medida del PIB en la economía. Para las economías con diferentes parámetros, y porque el bien final es el numerario, el índice de precios de los bienes intermedios también puede diferir entre países.

Es importante señalar que el bien final es el numerario en el modelo. También es el bien en el que se realizan los préstamos y empréstitos, y una vez que las dos economías se integran, también es el bien que se comercia entre los países.

### 3.3. Trabajadores

Los trabajadores tienen una vida infinita y son similares a los hogares descritos por Aiyagari (1994). En cada periodo los trabajadores reciben una dotación estocástica de trabajo,  $l$ , que luego ofertan inelásticamente en el mercado laboral que paga

un salario  $w$  por unidad de trabajo. Para protegerse de este riesgo idiosincrático para sus ingresos laborales, los trabajadores pueden acumular activos  $n$ , y ahorrarlos en el banco representativo a la tasa de renta  $r$ . Los trabajadores se enfrentan a mercados financieros de renta y están restringidos a pedir préstamos. La dotación de trabajo evoluciona estocásticamente siguiendo un proceso AR(1) en logaritmos:

$$\log l_{t+1} = (1 - \rho_l)\bar{l} + \rho_l \log l_t + \epsilon_t^l$$

La media de la dotación de trabajo se normaliza para asegurar que la oferta de trabajo agregada es igual a uno en cada período.

La ecuación de Bellman del trabajador viene dada por:

$$W(n, l; w, r) = \max_{c, n'} \{u(c) + \beta \mathbb{E}_{l'} V(n', l'; w', r')\}$$

Sujeta a la restricción presupuestaria:

$$\begin{aligned} (1 + r)n + wl &= c + n' \\ n' &\geq 0 \end{aligned}$$

Al igual que en Aiyagari (1994), dados los precios y el proceso estocástico de las dotaciones de trabajo, existe una distribución conjunta en estado estacionario de los hogares sobre su patrimonio neto y sus dotaciones de trabajo. Dado que los trabajadores están limitados para pedir préstamos, su patrimonio neto agregado es positivo para cualquier tipo de interés  $r$ . Como resultado, los trabajadores acaban siendo el proveedor neto de ahorros al sector bancario. Además, dado que el papel principal del ahorro de los trabajadores en el modelo es el ahorro por precaución, la curva de oferta de capital por parte de los hogares va a ser una función de pendiente ascendente del tipo de interés  $r$ , y va a ser no degenerada y positiva para diferentes valores de  $r$ .

### 3.4. Bancos

Los bancos actúan como intermediarios en el mercado de capitales. En la versión de economía cerrada del modelo, en cada período recogen depósitos de los hogares y las empresas nacionales, y conceden préstamos a las empresas nacionales. Se supone que los bancos son competitivos y no obtienen beneficios. Por tanto, el tipo de interés de los depósitos es igual a  $r$ , y el tipo de interés de los préstamos es igual a  $r + \delta$ , ya que los bancos tienen que ser compensados por la depreciación del capital prestado a los empresarios. El balance del banco representativo del país  $i$  viene dado por:

$$\int n d\Gamma_i(n, l_s) + \int 1_{a \geq k} (a - k) d\Phi_i(a, z) = \int 1_{k > a} (k - a) d\Phi_i(a, z)$$

El lado izquierdo es la suma de los depósitos de los hogares y de las empresas, y el lado derecho es el total de los préstamos bancarios a las empresas; nótese que la empresa se considera depositante si su patrimonio neto es superior al capital social que instala, es decir,  $k < a$ , y prestataria si ocurre lo contrario, es decir,  $k > a$ .

Tras la integración financiera, asumimos que los bancos de los distintos países también pueden prestarse y endeudarse entre sí. Sin embargo, los depósitos y los préstamos a los empresarios siguen manteniéndose a nivel nacional y están sujetos a las limitaciones locales de las garantías. Esto imita las pautas de integración financiera tras la creación del euro, con préstamos interbancarios generalizados, pero sin muchos préstamos o depósitos transfronterizos entre empresas, hogares y bancos. Dado que los bancos son competitivos en cada país, los tipos de interés seguirán siendo iguales entre los dos países, aunque las empresas y los hogares de cada uno no puedan acceder directamente a los bancos del extranjero. Los préstamos concedidos por el banco representativo del país  $i$  a los bancos del extranjero se denominan  $PII_i$  y corresponden a la posición de inversión internacional neta del sector bancario. Tras la integración, el balance del banco representativo del país  $i$  pasa a ser:

$$\int n d\Gamma_i(n, l_s) + \int 1_{a \geq k} (a - k) d\Phi_i(a, z) = \int 1_{k > a} (k - a) d\Phi_i(a, z) + PII_i$$

Por último, la suma de los préstamos y empréstitos internacionales debe ser igual a cero:

$$\sum_i PII_i = 0$$

Es decir, para un modelo de dos países, los préstamos de los bancos del primer país deben ser los préstamos de los bancos del segundo país.

### 3.5. Equilibrio en una economía cerrada

Ahora podemos reunir todos los elementos y definir el equilibrio competitivo en una economía cerrada.

**Definición:** El estado individual del productor de bienes intermedios viene dado por  $s(i) = (a(i), z(i))$ . El estado individual de los hogares viene dado por  $t(j) = (n(j), l_s(j))$ . El estado agregado  $S$  viene dado por las distribuciones de las empresas  $\Phi(a, z)$  y los hogares  $\Gamma(n, l_s)$ . El equilibrio competitivo estacionario en esta economía viene dado por:

- Precios  $(r, w, p(j)_{i=0}^1)$ .
- Funciones de valor de los agentes  $(V(S, s), W(S, t))$ , funciones de decisión de las empresas  $(d(S, s), a'(S, s), k(S, s), l(S, s))$  y hogares  $(c(S, t), n'(S, t))$ .
- Condiciones agregadas: nivel de precios  $P$  y producción agregada  $Y$ .

- Activos de los nuevos participantes  $a_0$ .
- Distribución de los agentes en los estados  $\Phi(a, z)$  para empresarios y  $\Gamma(n, l_s)$  para trabajadores.

Tal que:

1. Dado su estado individual, los precios y la ley de movimiento del estado agregado, las funciones de valor y decisión de cada trabajador resuelven el problema del trabajador.
2. Dado su estado individual, los precios ( $r, w$ ), su función demanda, las condiciones agregadas y la ley de movimiento del estado agregado, las funciones de valor y decisión de cada empresario resuelven el problema del empresario.
3. Dados los precios, el productor del bien final resuelve su problema de minimización de costes.
4. El mercado laboral se despeja y la ecuación del balance del sector bancario se cumple:

$$\int l(a, z) d\Phi(a, z) = \int l_s d\Gamma(n, l_s)$$

$$\int n d\Gamma_i(n, l_s) + \int 1_{a \geq k} (a - k) d\Phi_i(a, z) = \int 1_{k > a} (k - a) d\Phi_i(a, z)$$

5. Los activos de las empresas salientes se redistribuyen entre los nuevos participantes:

$$\int a \xi_{z_p} d\Phi_i(a, z) = a_0 \int \xi_{z_p} d\Phi_i(a, z)$$

6. El estado agregado dado por la distribución de las empresas y los hogares evoluciona según:

$$\Phi(a', z') = F(\Phi(a, z))$$

$$\Gamma(n', l'_s) = G(\Gamma(n, l_s))$$

7. La producción agregada y el nivel de precios son coherentes con las decisiones individuales de los productores de bienes intermedios:

$$Y = \left[ \int_0^1 y(i)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} di \right]^{\frac{\gamma}{\gamma-1}}$$

$$P = \left[ \int p(i)^{1-\gamma} \right]^{\frac{1}{\gamma-1}}$$

8. La economía se mantiene en el equilibrio estacionario:

$$F(\Phi(a, z)) = \Phi(a, z)$$

$$G(\Gamma(n, l_s)) = \Gamma(n, l_s)$$

Obsérvese que, en el mercado de capitales, las empresas son las únicas del lado de la demanda, ya que no hay préstamos de los hogares. Sin embargo, en el lado de la oferta de capital, una parte del mismo está formada por el capital suministrado por las empresas y otra parte por el capital suministrado por los hogares. La suma de las diferencias entre el capital instalado por las empresas y los activos de estas se utiliza entonces como medida de la cantidad de crédito en la economía. Esto incluye dos componentes: el ahorro de los hogares y la reasignación de activos entre empresas –por ejemplo, entre las empresas que recibieron un choque de productividad desfavorable y las que recibieron uno bueno.

### 3.6. *La integración económica*

Se define la integración económica o financiera como el hecho de que dos economías comienzan a compartir un mercado de capitales común. Dado que no hay riesgo agregado, esto implica que el precio del capital en el mercado de alquiler es ahora el mismo en todas partes y es igual a  $r$ . Además, las empresas individuales siguen estando sujetas a las mismas tasas de desaparición y a las mismas restricciones de garantías, lo que equivale a que las empresas siguen estando sujetas a las regulaciones locales y a los préstamos de sus sectores bancarios nacionales. Dado que los agentes económicos pueden ahora poseer activos en otros países y obtener ingresos de estos activos, esto implica que los mercados del bien final en ambas economías se integran –ya que el bien final es idéntico en ambos países, el flujo comercial neto del bien final es idéntico al flujo neto de ingresos. Los mercados laborales y los mercados de variedades individuales de bienes intermedios también permanecen cerrados. La segunda decisión cierra las complicaciones relacionadas con el aumento del número de variedades disponibles en cada país, lo que complicaría significativamente el análisis y quedaría fuera del alcance de este documento.

Permitimos que dos economías integradoras sean diferentes en tamaño: dejemos que el tamaño de una economía venga dado por  $N_1$ , y el de la otra por  $N_2$ . El tamaño relativo de ambas economías solo juega un papel en la condición de compensación del mercado, pero no afecta al número de variedades de bienes intermedios producidos en cada economía –este se establece igual a uno en cada una.

En general, hay tres parámetros que pueden ser diferentes en las dos economías:

- La productividad media de los productores de bienes intermedios.
- Las tasas de desaparición de las empresas.
- Parámetros de las restricciones colaterales.

Además, cada economía permanece con una distribución separada de los precios de los bienes intermedios  $p_i(j)_{i \in \{1,2\}}$  y de los salarios  $w_i$ . La definición de equilibrio en la economía global (integrada) sigue siendo muy similar a la de dos economías separadas, salvo que no hay un solo tipo de interés  $r$ , que proviene de una condición

de compensación del mercado común para ambos países. Esto se puede resumir en la igualdad de balances para el banco representativo del país  $i$ :

$$\int n d\Gamma_i(n, l_s) + \int 1_{a \geq k} (a - k) d\Phi_i(a, z) = \int 1_{k > a} (k - a) d\Phi_i(a, z) + PII_i$$

Con la condición adicional de que la posición de inversión internacional neta de la economía binacional integrada sea igual a cero:

$$\sum_i N_i \cdot PII_i = 0$$

Dado que los préstamos internacionales son la única parte en la que importa el tamaño relativo de los dos países, esta es la única ecuación en la que entran estos tamaños relativos.

#### 4. Calibración

En el siguiente paso, el modelo se calibra para que coincida con los momentos relevantes de los datos. Un periodo del modelo equivale a un año en los datos. El Cuadro 1 muestra los valores de estos parámetros del modelo. Para las formas funcionales específicas, se elige la función de utilidad isoelástica (CRRA) estándar con el parámetro de aversión al riesgo  $\sigma$  y el factor de descuento  $\beta$ , ambos idénticos tanto para los hogares como para los empresarios. El valor elegido de  $\beta$  es relativamente bajo (0,92), pero como el ahorro se produce sobre todo por motivos de precaución, acaba siendo suficiente para generar las cantidades de ahorro y los tipos de interés previstos. La elección del parámetro de aversión al riesgo  $\sigma$  de 2 es relativamente

**CUADRO 1**  
**CALIBRACIÓN: VALORES DE LOS PARÁMETROS**

Var.	Valor	Descripción	Comentarios
$\sigma$	2,0	Aversión al riesgo	
$\beta$	0,92	Preferencia de tiempo	
$\alpha$	0,3	Cuota capital	
$\delta$	0,08	Ratio de depreciación	
$\gamma$	3,0	La elasticidad de la demanda para los productores competitivos	
$\eta$	3,0	Parámetro de cola de la distribución de la componente permanente de $z$	
$\rho_z$	0,6	Persistencia del término temporal de $z$	Gopinath <i>et al.</i> (2017)
$\sigma_z$	0,1	Desviación típica del término temporal de $z$	Gopinath <i>et al.</i> (2017)
$\rho_l$	0,9	Persistencia de la dotación de trabajo	
$\sigma_l$	0,2	Desviación típica de la dotación de trabajo	90/10 ratio ingresos del trabajo 3,5

FUENTE: Elaboración propia.

conservadora y mantiene el ahorro por precaución en niveles razonables. Por tanto, los resultados presentados para el comportamiento del ahorro de los hogares y de las empresas deben considerarse más bien como un límite inferior. La función de producción de los productores de bienes intermedios es Cobb-Douglas con el parámetro de participación del capital. La elasticidad de la demanda de las variedades individuales producidas por los productores de bienes intermedios viene dada por  $\gamma$ . Se supone que los parámetros  $(\alpha, \delta, \gamma)$  toman valores estándar en la literatura.

Para los procesos de productividad de la empresa, asumimos que el componente permanente sigue una distribución de Pareto con el parámetro de la cola  $\eta$  igual a 3. Debido a la competencia monopolística y a que las empresas individuales se comportan como si se enfrentaran a rendimientos decrecientes a escala, la distribución del empleo es (en el caso no distorsionado) cercana a la observada empíricamente, con colas significativamente más gruesas que las implicadas por la distribución de los componentes de productividad permanente. Se supone que el componente transitorio sigue un proceso AR(1) en logaritmos, con los parámetros  $\rho_z$  y  $\sigma_z$  fijados en niveles idénticos a los de Gopinath *et al.* (2017).

La dotación laboral del hogar sigue un proceso AR(1) en logaritmos, con coeficiente de correlación  $\rho_l$  y desviación estándar  $\sigma_l$ . Los parámetros del proceso de los hogares se han fijado en  $\rho_l = 0,9$  y  $\sigma_l = 0,2$ , de acuerdo con Guvenen (2009). La desviación estándar se fija para generar la relación entre el percentil 90 y el percentil 10 de la renta laboral de alrededor de 3,5, similar a la observada en los datos de Alemania y España en el periodo. La media del proceso de dotación de mano de obra se ajusta para que sea igual a uno en la métrica original –esto establece la oferta de mano de obra agregada igual a uno en cada economía.

Se permite que haya tres parámetros en el modelo que sean específicos de cada país: la tasa de mortalidad o desaparición de la empresa  $\zeta$ , la productividad media de la empresa  $\bar{z}$  y la restricción colateral  $\lambda$ . Se permite que la tasa de desaparición no solo sea específica de cada país, sino que también se permite que varíe dependiendo del valor del componente permanente de la productividad del empresario  $z_p$ . Dado que el componente permanente se discretiza para tomar cinco valores diferentes, esto deja cinco valores diferentes de  $\zeta_{z_p}$  para calibrar. Dado que el empleo de las empresas está muy correlacionado con el valor del componente permanente de la productividad, establecemos las tasas de mortalidad utilizando la media de las tasas de nacimiento y de mortalidad de empresas de distinto tamaño (por el empleo) indicadas por Eurostat. Sus valores se presentan en el Cuadro 2. Estas diferencias reflejan la distribución más estable de las empresas en Alemania (tasas de mortalidad más bajas para las empresas de todos los tamaños, excepto las más pequeñas), y tener en cuenta otra fuente potencial de niveles de crédito más bajos para las empresas en Alemania: como las empresas en Alemania tienen en general menos probabilidades de desaparecer, hay un menor número de entrantes. Dado que hay un número relativamente menor de empresas que entran en el modelo con un alto nivel de productividad permanente, pero con activos iniciales bajos, el sector empresarial en su conjunto tiene menos necesidad de financiación externa para alcanzar su nivel óptimo de capital.

**CUADRO 2**  
**TASAS DE EXTINCIÓN DE LAS EMPRESAS**

Percentil por tamaño de la empresa	Valor	
	ES	AL
0-50	0,12	0,12
50-80	0,06	0,05
80-90	0,04	0,015
90-97	0,015	0,005
97-100	0,015	0,005

FUENTE: Eurostat.

Para obtener los valores del resto de parámetros específicos de cada país, hay que resolver el modelo para calcular los momentos objetivo. Para la media del nivel de productividad de todas las empresas del país, nos fijamos en la relación de los salarios reales relativos en ambos países. Para obtener el valor del parámetro de restricción de garantías  $\lambda$  en cada país, nos fijamos en la proporción del crédito bancario a las empresas como porcentaje de la producción. Tanto el coeficiente salarial como el crédito bancario se fijan en sus niveles de 1998, es decir, justo antes de la introducción del euro. Los valores obtenidos de los parámetros específicos de cada país se muestran en el Cuadro 3. Los valores de los momentos a los que apuntan estos parámetros se muestran en el Cuadro 4. En general, parece que, tras la calibración, el modelo capta razonablemente bien las pautas de financiación de ambas economías.

**CUADRO 3**  
**PARÁMETROS ESPECÍFICOS DE CADA PAÍS**

Parámetros	Valor		Descripción
	AL	ES	
$\bar{z}$	1,00	1,19	Productividad media empresa
$\lambda$	0,369	0,278	Restricción de garantía

FUENTE: Elaboración propia.

**CUADRO 4**  
**MOMENTOS OBJETIVO**

Momentos	Modelo		Datos (1998)	
	AL	ES	AL	ES
Ratio de salario real medio	1,275		1,28	
Crédito empresas, % PIB	33,8	39,8	33,8	39,8

FUENTE: Eurostat, Banco de España, Deutsche Bundesbank y elaboración propia.

Tomando los parámetros específicos de cada país conjuntamente, podríamos caracterizar las dos economías de la siguiente manera: Alemania tiene un sector empresarial más estable, como indica la menor tasa de desaparición de empresas. Las empresas son también significativamente más productivas. Al mismo tiempo, las normas de préstamo bancario en Alemania son más restrictivas que en España. En conjunto, la mayor restricción de las garantías y la menor probabilidad de extinción hacen que las empresas alemanas tengan que recurrir a la autofinanciación en mayor medida que las españolas. Las empresas alemanas tienen menos capacidad para apalancarse de forma significativa, pero también hay menos necesidad de reasignar capital de las empresas que salen a las que entran, simplemente porque Alemania tiene menos de ambas.

## 5. Resultados

### 5.1. Preintegración

Para comprobar la validez del modelo y de los parámetros elegidos, primero se calculan algunos momentos adicionales, que no están fijados, generados por el modelo para las dos economías antes de la integración financiera. Los resultados de los dos momentos sin fijar se presentan en el Cuadro 5. En general, el modelo se ajusta relativamente bien a los momentos que caracterizan los mercados de crédito y la cantidad agregada de capital utilizada en ambas economías. En el caso de los tipos de interés, la parte crucial es la diferencia entre los tipos de los dos países y no el nivel absoluto de estos tipos de interés, ya que este último suele estar determinado por la elección de la tasa de descuento  $\beta$ . Como se supone que es idéntica entre las dos economías, la diferencia entre los tipos de interés reales en las dos economías viene determinada por parámetros específicos de cada país, sobre todo por las restricciones de las garantías. Además de ajustarse al tamaño objetivo del crédito en relación con el PIB, el modelo reproduce con éxito la diferencia de tipos de interés reales no objetivo entre Alemania y España –el modelo genera una diferencia de 0,55 puntos porcentuales, frente a los 0,70 puntos porcentuales de 1998 observados en los datos. Esto sugiere la validez de la forma elegida de restricciones financieras que difieren entre los dos países.

**CUADRO 5**  
**MOMENTOS NO OBJETIVO (ANTES DE LA INTEGRACIÓN)**

Momentos	Modelo		Datos (1998)	
	España	Alemania	España	Alemania
Tipos de interés reales	2,05 %	2,5 %	1,8 %	2,5 %
Ratio K/Y relativo	1,023		1,13	

FUENTE: Eurostat, Banco de España, Deutsche Bundesbank y elaboración propia.

Las restricciones de garantías más estrictas y las menores tasas de desaparición de empresas en Alemania también hacen que las empresas alemanas acumulen más capital en relación con su producción. Comparamos los ratios relativos de capital/producción en dos países. Hay que reconocer que, aunque cuantitativamente es correcto, el modelo no reproduce los valores absolutos de los *stocks* de capital/producción en ambas economías. Una posible razón para ello podría ser el hecho de que el modelo se centra sobre todo en el sector de la economía y no tiene en cuenta el sector de la vivienda u otras formas de capital. Aun así, según el modelo, la relación capital/producto de las empresas alemanas es aproximadamente un 2 % mayor que en España, a pesar de que los tipos de interés son más bajos en Alemania. Esto subestima la diferencia real medida en los datos, donde la relación capital/producto estimada en 1998 en Alemania ha sido aproximadamente un 13 % mayor que en España.

## 5.2 Después de la integración

Tras calibrar y resolver el modelo para dos economías por separado, reflejando sus estados estables previos al euro, resuelvo el modelo para un equilibrio integrado descrito en la sección 3.5. Para igualar el tamaño relativo de las dos economías, establezco que el tamaño de Alemania es el doble que el de España, en consonancia con sus poblaciones en edad de trabajar a finales de la década de 1990. Tras la integración, el nuevo estado estacionario presenta un tipo de interés ligeramente inferior a la media ponderada por la población de las dos economías cerradas, siendo el nuevo tipo de interés real igual al 2,19 %. Los momentos del equilibrio general integrado de los dos países se presentan en el Cuadro 6.

**CUADRO 6**  
**DESPUÉS DE LA INTEGRACIÓN**

Momentos	Modelo		Datos (2006)	
	AL	ES	AL	ES
Bancos PIIN, % PIB	+2,1	-5,4	+12,2	-30,7
% cambio en K/Y ratio	-0,9	+2,6	-3,4	+4,6
Pp. cambio en el crédito empresarial % PIB	-0,5	+1,4	-3,9	+37,5
% cambio en el <i>stock</i> de capital	-1,3	+2,8		
% cambio en la producción	-0,4	+0,7		
% cambio en la PTF	0,0	-0,1		
Tipo de interés real	2,19			

FUENTE: Eurostat, Banco de España, Deutsche Bundesbank y elaboración propia.

En esta forma, el modelo genera aproximadamente una sexta parte de los cambios en las posiciones financieras internacionales netas observados durante el periodo 1998-2006. Sin embargo, genera los movimientos que cualitativamente coinciden con la mayoría de las tendencias observadas en los datos durante ese periodo. Alemania se convierte en prestamista neto y España en prestatario neto. En términos secundarios, este resultado se debe sobre todo a los cambios en el ahorro de los hogares, que disminuye significativamente en España como reacción a la bajada de los tipos de interés y aumenta en consecuencia en Alemania. El patrimonio neto de las empresas en ambos países no cambia significativamente. El modelo también genera parte del aumento de la relación capital/producto observado en España durante el periodo analizado.

En otras variables, el impacto es relativamente pequeño, pero coincide con todas las características cualitativas de los fenómenos observados tras la creación de la zona euro. El *stock* de capital aumenta en España y disminuye en Alemania, España observa un aumento de la producción de alrededor del 0,7 %, con la PTF medida disminuyendo ligeramente. Esto ocurre porque, debido a los menores tipos de interés de estado estacionario, las empresas acumulan más capital, lo que, en ausencia de cambios en la tecnología de producción, se traduce en una menor productividad medida a nivel de la economía. Aun así, el aumento de la producción debido a la acumulación de capital compensa con creces el cambio negativo de la PTF.

Aunque los resultados sobre los cambios en la producción y la PTF medida pueden parecer pequeños, es importante recordar que el análisis realizado aquí aborda el estado estacionario, y no la dinámica de transición. Como sugieren Gopinath *et al.* (2017), la mayor parte del descenso de la PTF medida en España tras la creación de la zona del euro se debió a la dinámica de transición y a que las empresas más pequeñas tardaron más en ajustarse a un nuevo equilibrio. Nuestro análisis sugiere que, incluso dejando de lado este efecto, es probable que la PTF en España sea menor a largo plazo tras la integración económica, en relación con su contrafactual de economía cerrada. Además, tras la integración, mantenemos constantes las restricciones de las garantías en los dos países. Como resultado, el crédito a las empresas se mueve en la dirección observada por los datos, pero no cambia significativamente –según el modelo, el crédito a las empresas en España aumenta del 39,8 al 41,2 % del PIB, frente a alcanzar más del 70 % en los datos. Permitir simplemente que dos economías se integren, sin tener en cuenta los cambios que se produjeron en ellas después de 1998, es suficiente para que coincidan los patrones cualitativos observados en los datos después de la integración, pero no es suficiente para explicarlo cuantitativamente. En particular, tenemos que considerar el posible impacto de una mayor relajación de la restricción de las garantías en España después de la integración, en consonancia con el auge del crédito que experimentó el país en ese periodo de tiempo.

Los resultados del modelo sugieren que una parte relativamente grande de los *stocks* de posiciones de inversión internacional netas tras la integración no son un fenómeno transitorio, sino que forman parte de un nuevo equilibrio a largo plazo. En el equilibrio de dos países, el capital acumulado por los hogares es prestado por los bancos de las economías altamente reguladas a los bancos de las economías

poco reguladas, y luego prestado a las empresas de esas economías. Esto conduce a cambios en el *stock* de capital, la producción y la productividad que van en la misma dirección que los observados en los datos.

### 5.3. Experimento: la liberalización financiera en España

El ejercicio descrito anteriormente es relativamente restringido. Toma las dos economías en sus niveles de 1998 y analiza únicamente los resultados de una posible integración de sus mercados interbancarios, manteniendo todos los demás parámetros constantes. Sin embargo, en realidad no todos los parámetros se mantuvieron constantes después de 1998. Lo más importante es que España experimentó un importante auge del crédito, que podría interpretarse como una mayor relajación del apalancamiento de las empresas españolas por encima de su nivel de 1998. Desde el punto de vista del modelo, esto correspondería a un aumento del valor de  $\lambda$  en España por encima de su valor originalmente asumido de 0,369.

Para comprobarlo, se ha ejecutado el modelo de la economía integrada de dos países dos veces más, suponiendo primero un aumento de  $\lambda$  en España hasta 0,6 y luego hasta 0,9. Los resultados de ese ejercicio se presentan en el Cuadro 7.

Aumentar el valor de  $\lambda$  mejora claramente el ajuste del modelo. La integración económica, unida a la liberalización financiera en España, genera patrones que coinciden cuantitativamente con los observados en la década posterior a la creación del euro. La relación capital/producto aumenta en España, mientras que disminuye en Alemania. El crédito a las empresas aumenta significativamente en España, mientras que disminuye ligeramente en Alemania. Esta expansión del crédito se debe principalmente al endeudamiento internacional de los bancos españoles con sus homólogos alemanes: la PIIN del sector financiero generada por el modelo se aproxima mucho a la observada en los datos en 2006.

**CUADRO 7**  
**INTEGRACIÓN ECONÓMICA CON LIBERALIZACIÓN FINANCIERA**  
**EN ESPAÑA**

Momentos	Modelo con $\lambda_{ES} = 0,6$		Modelo con $\lambda_{ES} = 0,9$		Datos (2006)	
	AL	ES	AL	ES	ES	AL
Bancos PIIN, % PIB	+6,7	-17,2	+11,1	-28,1	-30,7	+12,2
% cambio en K/Y ratio	-2,7	+1,8	-4,2	+1,6	+4,6	-3,4
Pp. cambio en el crédito empresarial % PIB	-1,5	+17,4	-2,3	+32,5	+37,5	-3,9
% cambio en el stock de capital	-1,3	+2,8	-3,8	+2,8		
% cambio en la producción	-1,1	+1,0	-1,7	+1,3		
Tipo de interés real	2,48		2,74			

NOTA: Los valores indicados corresponden al estado estacionario previo a la integración.

FUENTE: Eurostat, Banco de España, Deutsche Bundesbank y elaboración propia.

Una observación potencialmente contrafactual generada por el modelo es un aumento de los tipos de interés tras la liberalización financiera. Con la integración financiera, el tipo de interés base generado por el modelo era del 2,19%. Tras aumentar el parámetro de restricción de garantías  $\lambda$  en España a 0,6, y luego a 0,9, el tipo de interés de equilibrio en la economía integrada aumenta hasta el 2,48% y el 2,74%, respectivamente. El segundo nivel es incluso superior al que existía en España antes de que se produjera la integración financiera. Esto contrasta con la caída del tipo de interés real que siguió a la creación del euro, y con la tendencia mundial a la baja de los tipos de interés que se produce desde los años ochenta. Las razones de ese descenso están fuera del alcance de este artículo.

El aumento de los tipos de interés que genera el modelo es la clave para explicar la dinámica del mismo. Tras la liberalización financiera en España, más empresas españolas están dispuestas a pedir préstamos para alcanzar su nivel óptimo de capital. Este aumento de la demanda de préstamos en España conduce a un aumento de los tipos. Con unos tipos de interés más altos, aumenta el ahorro de los hogares españoles, pero sobre todo aumenta el endeudamiento de los bancos españoles con los bancos alemanes. El aumento de los tipos de interés en Alemania conduce a una disminución del endeudamiento de las empresas alemanas (puesto que nada ha cambiado en el mercado de crédito alemán para las empresas, el aumento de los tipos de interés conduce a un menor endeudamiento), y a un aumento del ahorro de los hogares alemanes. En términos de flujos reales, la mayor parte del aumento del crédito a las empresas en España se financia con un aumento del ahorro de los hogares alemanes, que sustituyen en gran medida los fondos propios de las empresas españolas.

#### *5.4 Experimento: la integración financiera y estandarización de la regulación bancaria*

Para comprobar si los resultados presentados en las secciones anteriores se deben realmente a las diferencias en el parámetro de la restricción de las garantías, se realizó un ejercicio adicional. En este caso volvimos a permitir la integración financiera entre los dos países, pero esta vez la integración va acompañada de la unificación de las restricciones de las garantías, es decir, ambas se fijan en el nivel de preintegración calibrado para la economía española, en  $\lambda = 0,369$  en ambos países. Este escenario se corresponde con el contrafactual cuando no solo las dos economías integran sus sectores financieros, permitiendo la libertad de los flujos de capital, sino que también estandarizan la regulación bancaria. En este escenario, no habría ninguna diferencia en las restricciones de garantías a las que se enfrentan las empresas en ninguna de las dos economías. En esta situación, las únicas diferencias entre las dos economías son sus niveles medios de productividad (más altos en Alemania), así como las tasas de desaparición de las empresas (más bajas en Alemania). Los resultados del experimento se presentan en el Cuadro 8.

**CUADRO 8**  
**INTEGRACIÓN ECONÓMICA CON REGULACIÓN FINANCIERA**  
**ESTANDARIZADA**

Momentos	Modelo de referencia		Modelo con $\lambda_{ES} = \lambda_{AL} = 0,369$		Datos (2006)	
	ES	AL	ES	AL	ES	AL
Bancos PIIN, % PIB	-5,4	+2,1	+0,7	-0,3	-30,7	+12,2
% cambio en el ratio K/L	+2,6	-0,9	-0,3	-2,3	+4,6	-3,4
Pp. cambio en el crédito empresarial % PIB	+1,4	-0,5	-0,3	+6,6	+37,5	-3,9
% cambio en el stock de capital	+2,8	-1,3	-0,4	-3,2		
% cambio en la producción	+0,7	-0,4	-0,1	-0,9		
Tipo de interés real	2,19		2,54			

FUENTE: Eurostat, Banco de España, Deutsche Bundesbank y elaboración propia.

Los resultados del ejercicio contrastan fuertemente con los datos. La integración de las dos economías, junto con la estandarización de su regulación bancaria a nivel español, hace que los flujos financieros vayan en la dirección opuesta a la observada en los datos: los flujos de capital de España a Alemania, y no al revés. Como resultado, en el nuevo estado estacionario España se convierte en el prestamista neto, y Alemania en el prestatario neto. Esto puede explicarse probablemente por las diferencias en la dinámica de las empresas entre las dos economías. Con las menores tasas de desaparición de empresas que se observan en Alemania, las empresas de este país pueden aumentar su capital y crecer más hacia su tamaño óptimo antes de verse afectadas por el choque de la muerte. Otros resultados (el aumento del crédito de las empresas en Alemania y la disminución real de su *stock* de capital) se deben a que el experimento conlleva una liberalización financiera significativa en Alemania en comparación con su estado estacionario anterior a la integración, como demuestra el hecho de que el nuevo tipo de interés de equilibrio en el mercado de capitales integrado converge a un nivel muy cercano al tipo de interés anterior a la integración en España. En cualquier caso, el experimento proporciona pruebas sólidas de que los resultados de este artículo se deben principalmente a las limitaciones de las garantías a las que se enfrentan las empresas en las dos economías, y no a otras diferencias entre ellas.

## 6. Conclusión

El objetivo de este artículo es contribuir a explicar el impacto de las diferentes regulaciones del sector financiero en las economías de la eurozona sobre los patrones de los flujos financieros, el crédito a las empresas y otras variables macroeconómicas

tras la creación del euro. La primera contribución es aportar pruebas del grado relativamente menor de regulación y conservadurismo de los bancos en los países deficitarios, sobre todo en España, en relación con los de los países excedentarios, como Alemania. Estas diferencias en la regulación pueden explicar las diferencias entre los patrones de financiación de las empresas observados en los datos antes de la creación de la eurozona y la integración de los mercados de capitales. En segundo lugar, se muestra que estas diferencias en la regulación ayudan a explicar los patrones observados en los flujos internacionales de capital, con Alemania convirtiéndose en un país excedentario y España convirtiéndose en uno deficitario, explicando también los patrones observados en su producción y *stocks* de capital. Nuestros resultados sugieren que, mientras existan diferencias regulatorias, es probable que persistan las significativas posiciones financieras internacionales absolutas entre los países de la eurozona.

El artículo deja algunas áreas importantes sin explorar. En particular, no proporciona una justificación de cuál debe ser el nivel óptimo de las restricciones de las garantías. En la versión actual, estas restricciones tienen efectos claramente adversos para la economía y le dificultan alcanzar su asignación óptima de capital. En consecuencia, cuanto más laxas sean, mejor para la economía. Sin embargo, la expansión financiera ilimitada tiene sus límites, lo que quedó claramente demostrado con los acontecimientos de la crisis de la deuda europea. Los bancos españoles se vieron gravemente afectados por los efectos de su expansión crediticia posterior a la integración y anterior a la crisis, lo que provocó una crisis económica en España y turbulencias financieras en toda la zona del euro. Como resultado, se eliminó una parte de las grandes posiciones de inversión internacional netas observadas antes de la crisis de la deuda europea, y las economías de la zona del euro redujeron parcialmente la integración financiera observada antes de la crisis. En este documento no existen mecanismos para este tipo de «exceso de deuda» o inversión parcial de la integración financiera. Incorporar a este marco la posibilidad de que se produzcan expansiones crediticias excesivas y los efectos adversos de las grandes posiciones de inversión internacional netas sería una ampliación muy interesante y un área prometedora para futuros trabajos.

## Referencias bibliográficas

- Aiyagari, R. S. (1994). Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving. *Quarterly Journal of Economics*, 109(3), 659-684.
- Arellano, C., Bai, Y., & Zhang, J. (2012). Firm Dynamics and Financial Development. *Journal of Monetary Economics*, 59, 533-549.
- Banerjee, A. V., & Duflo, E. (2005). Growth theory through the lens of development economics. *Handbook of economic growth*, 1, 473-552.
- Barth, J. R., Caprio, G., & Levine, R. (2013). *Bank Regulation and Supervision in 180 Countries from 1999 to 2011* (NBER Working Paper No. 18733). National Bureau of Economic Research.

- Bekaert, G., Campbell, H. R., Lundblad C. T., & Siegel, S. (2017). *Economic and Financial Integration in Europe*. Columbia Business School Research Paper No. 17-42
- Benigno, G., & Fornaro, L. (2014). The Financial Resource Curse. *Scandinavian Journal of Economics*, 116(1), 58-86.
- Blanchard, O., & Giavazzi, F. (2002). *Current Account Deficits in the Euro Area: The End of the Feldstein-Horioka Puzzle?* Brookings Papers on Economic Activity, 2002(2), 147-186.
- Blanchard, O. (2007). Adjustment within the Euro. The Difficult Case of Portugal. *Portuguese Economic Journal*, 6(1), 1-21.
- Buera, F., Kaboski, J. P., & Shin, Y. (2011). Finance and Development: A Tale of Two Sectors. *American Economic Review*, 101(5), 1964-2002.
- Chinn, M. D., & Ito, H. (2006). What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions. *Journal of Development Economics*, 81(1), 163-192.
- Dixit, A. K., & Stiglitz, J.E. (1977). Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. *American Economic Review*, 67(3), 297-308.
- Gopinath, G., Kalemli-Ozcan S., Karabarbounis L., & Villegas-Sanchez, C. (2017). *Capital Allocation and Productivity in South Europe*. Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper 728.
- Gourinchas, P. O., & Jeanne, O. (2006). The Elusive Gains from International Financial Integration. *The Review of Economic Studies*, 73(3), 715-741.
- Güvenen, F. (2009). An Empirical Investigation of Labor Income Processes. *Review of Economic Dynamics*, 12, 58-79.
- Hsieh, C. T., & Klenow, P. (2009). Misallocation and Manufacturing TFP in China and India. *Quarterly Journal of Economics*, 124(4), 1403-1448.
- Kehoe, T. J. (2003). What can we learn from the current crisis in Argentina?. *Scottish Journal of Political Economy*, 50(5), 609-633.
- Kopeccky, K., & Suen, R. (2010). Finite state Markov-chain approximations to highly persistent processes. *Review of Economic Dynamics*, 13(3), 701-714.
- Kumhof, M., Rungcharoenkitkul, P., & Sokol, A. (2020). *How does international capital flow?* Bank of England Staff Working Paper No. 884.
- Mendoza, E. G. (2010). Sudden Stops, Financial Crises, and Leverage. *American Economic Review*, 100(5), 1941-1966.
- Mendoza, E. G., Quadrini, V., & Rios-Rull, J. V. (2009). Financial integration, financial development, and global imbalances. *Journal of Political economy*, 117(3), 371-416.
- Mian, A., Sufi, A., & Verner, E. (2020). How Does Credit Supply Expansion Affect the Real Economy? The Productive Capacity and Household Demand Channels. *The Journal of Finance*, 75(2), 949-994.
- Midrigan, V., & Xu, D. Y. (2014). Finance and Misallocation: Evidence from Plant-Level Data. *American Economic Review*, 104(2), 422-458.
- Moll, B. (2014). Productivity Losses from Financial Frictions: Can Self-Financing Undo Capital Misallocation? *American Economic Review*, 104(10), 3186-3221.
- Rouwenhorst, K. G. (1995). Asset Pricing Implications of Equilibrium Business Cycle Models. In T. F. Cooley, *Frontiers of Business Cycle Research* (pp. 294-330). Princeton University Press.
- Saffie, F., Varela, L., & Yi, K. M. (2021). *The Micro and Macro Dynamics of Capital Flows*. (NBER Working Paper No. 27371). National Bureau of Economic Research.
- Svirydzenka, K. (2016). *Introducing a New Broad-based Index of Financial Development*. IMF Working Paper 16/5.

## APÉNDICE A

### Más detalles sobre la competencia monopolística y los productores de bienes intermedios

#### Problema del productor de bienes finales

El problema del productor de bienes finales sigue el problema estándar de equilibrio monopolístico de Dixit-Stiglitz. Consideremos un productor que fabrica un bien final. El precio del bien final es el numerario de la economía. El productor utiliza variedades producidas por productores de bienes intermedios monopolísticamente competitivos y las agrega utilizando una función de producción CES:

$$Y = [\int y(i)^\rho di]^{1/\rho}$$

Donde  $\frac{1}{1-\rho}$  es la elasticidad de sustitución entre variedades.

El problema del productor del bien final se puede presentar como la minimización del coste de producir el producto  $y$ , donde el coste viene dado por:

$$\int y(i)p(i)di$$

Sujeta a producir la cantidad de producto  $y$ , y la condición de beneficio cero:

$$Y = \int y(i)p(i)di$$

La condición de primer orden para un  $y(i)$  arbitrario viene dada por:

$$p(i) = \lambda [\int y(i)^\rho di]^{(1/\rho)-1} y(i)^{\rho-1}$$

Tomando dos variedades arbitrarias,  $i$  y  $j$ , escribiendo su condición de primer orden y resolviendo para  $\lambda$ , se obtiene:

$$\frac{p(i)}{y(i)^{\rho-1}} = \frac{p(j)}{y(j)^{\rho-1}}$$

Resolviendo para la demanda de la variedad  $j$ , se obtiene:

$$y(j) = \left( \frac{p(i)}{p(j)} \right)^{\frac{1}{1-\rho}} y(i)$$

Ahora podemos proceder con el álgebra estándar del problema, integrando términos para llamar al gasto del productor del bien final:

$$y(i)p(i) = y(j)p(j)^{\frac{1}{1-\rho}}p(i)^{\frac{-\rho}{1-\rho}}$$

Además, recordemos que  $\gamma = \frac{1}{1-\rho}$  es nuestra elasticidad de sustitución. Téngase en cuenta que, con esta sustitución también tenemos  $\rho = \frac{\gamma-1}{\gamma}$ . Por tanto, obtenemos:

$$y(i)p(i) = y(j)p(j)^{\gamma}p(i)^{\gamma-1}$$

Integrando ambos lados con respecto a  $i$ :

$$\int y(i)p(i)di = y(j)p(j)^{\gamma} \int p(i)^{\gamma-1}di$$

Y reorganizando para resolver  $y(j)$ :

$$y(j) = \frac{\int y(i)p(i)di}{p(j)^{\gamma} \int p(i)^{\gamma-1}di}$$

Ahora podemos utilizar la condición de beneficio cero para el productor del bien final a sustituir  $\int y(i)p(i)di$ . Además, podemos definir  $P \equiv [\int p(i)^{1-\gamma}di]^{\frac{1}{1-\gamma}}$  como índice de precios relevante en la economía:

$$y(j) = \frac{Y}{p(j)^{\gamma}P^{1-\gamma}}$$

O, tras un pequeño reordenamiento de los términos:

$$y(j) = \frac{Y}{P} \cdot \left(\frac{p(j)}{P}\right)^{-\gamma}$$

Desde la perspectiva de una empresa individual,  $Y$  y  $P$  son parámetros –son variables agregadas. Técnicamente, esto daría dos variables agregadas para entrar en el problema del productor. Sin embargo,  $Y$  y  $P$  siempre entran en los problemas del productor de bienes finales e intermedios en una proporción fija, que puede definirse como:

$$C \equiv \frac{Y}{P^{1-\gamma}}$$

Por tanto, la demanda del productor de bienes finales de la variedad  $j$  de un bien intermedio viene dada por:

$$y(j) = C \cdot p(j)^{-\gamma}$$

Esta es la función de demanda que utilizarán los productores de bienes intermedios monopolísticamente competitivos.

### Problema del productor de bienes intermedios

Supongamos que no hay ineficiencias en el mercado de crédito y que el productor de bienes intermedios puede elegir libremente el capital y la mano de obra a contratar. El problema del productor es ahora:

$$\max_{k,l} (py - wl - rk)$$

Sujeto a:

$$y = zk^{\alpha}l^{1-\alpha}$$

$$y = Cp^{-\gamma}$$

Ahora podemos sustituir el precio por  $p = \left(\frac{c}{y}\right)^{\frac{1}{\gamma}} = C^{\frac{1}{\gamma}}y^{-\frac{1}{\gamma}}$  para obtener:

$$\max_{k,l} (C^{\frac{1}{\gamma}}y(k, l)^{1-\frac{1}{\gamma}} - wl - rk)$$

Y de nuevo, podemos tratar  $C^{\frac{1}{\gamma}} = \frac{y^{\frac{1}{\gamma}}}{P^{\frac{1-\gamma}{\gamma}}} = \left(\frac{y}{P}\right)^{\frac{1}{\gamma}} \frac{1}{P}$  como una constante ( $C^{\frac{1}{\gamma}} \equiv D$ ).

Las condiciones de primer orden del problema, vienen dadas por:

$$D \frac{\gamma-1}{\gamma} y^{-\frac{1}{\gamma}} y_k = r$$

$$D \frac{\gamma-1}{\gamma} y^{-\frac{1}{\gamma}} y_l = w$$

Combinando las dos, obtenemos una condición para las productividades marginales:

$$\frac{y_l}{y_k} = \frac{w}{r}$$

Y utilizando la función de producción Cobb-Douglas:

$$\frac{r}{w} = \frac{y_k}{y_l} = \frac{\alpha k^{\alpha-1} l^{1-\alpha}}{(1-\alpha)k^{\alpha} l^{-\alpha}} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{l}{k}$$

Si la cantidad de capital está fijada de alguna manera (por ejemplo, debido a una restricción de préstamo vinculante), esto nos da una solución para la cantidad de trabajo contratado por la empresa:

$$l = \frac{1-\alpha}{\alpha} \frac{r}{w} k$$

Podemos observar, que la relación capital/trabajo utilizada por las empresas no depende del nivel de precios agregado  $P$  ni de la producción agregada  $Y$ .

## Elección de capital sin restricciones

Ahora tenemos que resolver la elección óptima sin restricciones del capital por parte de la empresa. Volvamos a la condición de primer orden para el capital. Además, recordemos que, para una función de producción Cobb-Douglas, tenemos  $y = zk^{\alpha}l^{1-\alpha} = z\left(\frac{l}{k}\right)^{1-\alpha}k$  y que  $y_k = \alpha\frac{y}{k} = \alpha z\left(\frac{l}{k}\right)^{1-\alpha}$ . Por tanto, la condición de primer orden puede ser escrita como:

$$\begin{aligned}
 C^{\frac{1}{\gamma}} \frac{\gamma-1}{\gamma} y^{-\frac{1}{\gamma}} y_k &= r \\
 C^{\frac{1}{\gamma}} \frac{\gamma-1}{\gamma} \left(z\left(\frac{l}{k}\right)^{1-\alpha} k\right)^{-\frac{1}{\gamma}} \alpha z \left(\frac{l}{k}\right)^{1-\alpha} &= r \\
 C^{\frac{1}{\gamma}} \frac{\gamma-1}{\gamma} \frac{\alpha}{r} z^{1-\frac{1}{\gamma}} \left(\frac{l}{k}\right)^{\frac{(\gamma-1)(1-\alpha)}{\gamma}} &= k^{\frac{1}{\gamma}} \\
 k &= C \left(\frac{\gamma-1}{\gamma} \frac{\alpha}{r}\right)^{\gamma} z^{\gamma-1} \left(\frac{l}{k}\right)^{(\gamma-1)(1-\alpha)} \\
 k &= C z^{\gamma-1} \left(\frac{\gamma-1}{\gamma} \frac{\alpha}{r}\right)^{\gamma} \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \frac{r}{w}\right)^{(\gamma-1)(1-\alpha)} \\
 k &= C z^{\gamma-1} \left(\frac{\alpha(\gamma-1)}{\gamma}\right)^{\gamma} \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)^{(\gamma-1)(1-\alpha)} r^{-\gamma+(\gamma-1)(1-\alpha)} w^{-(\gamma-1)(1-\alpha)}
 \end{aligned}$$

Por consiguiente, la elección óptima del capital para una sola empresa depende de las condiciones agregadas  $C$ . También está relacionada negativamente con el tipo de interés y con el salario.

Ahora podemos escribir la producción de la empresa para un determinado *stock* de capital:

$$\begin{aligned}
 y &= zk^{\alpha}l^{1-\alpha} = z\left(\frac{l}{k}\right)^{1-\alpha} k \\
 y &= z\left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \frac{r}{w}\right)^{1-\alpha} k
 \end{aligned}$$

Así que, de nuevo, si el capital está de alguna manera restringido, la cantidad de trabajo a contratar no depende de las condiciones agregadas. Además, y es lineal en  $z$ .

Ahora, consideremos lo que ocurre si la empresa puede elegir su capital libremente. En ese caso, obtenemos una solución larga para la producción de la empresa:

$$y = z^{\gamma} C \left(\frac{\gamma-1}{\gamma} \frac{\alpha}{r}\right)^{\gamma} \left(\frac{l}{k}\right)^{\gamma(1-\alpha)}$$

La cual ahora es fuertemente convexo en  $z$ . La producción de las empresas ahora depende de  $C$ , sin embargo, todavía solo lo hace de forma lineal.

### Precios y productividad

Por último, podemos resolver el precio que cobra la empresa:

$$y = Cp^{-\gamma}$$

$$p = C^{\frac{1}{\gamma}} y^{-\frac{1}{\gamma}}$$

Utilizando la expresión final del apartado anterior, obtenemos:

$$p = C^{\frac{1}{\gamma}} \cdot \left( z^{\gamma} C \left( \frac{\gamma - 1}{\gamma} \frac{\alpha}{r} \right)^{\gamma} \left( \frac{l}{k} \right)^{\gamma(1-\alpha)} \right)^{-\frac{1}{\gamma}}$$

$$p = \frac{1}{z} \frac{\gamma}{\gamma - 1} \frac{r}{\alpha} \left( \frac{l}{k} \right)^{-(1-\alpha)}$$

Este es un resultado interesante. Dado que  $\frac{l}{k}$  es solo una función de los parámetros y los precios  $\left( \frac{l}{k} = \frac{1 - \alpha}{\alpha} \frac{r}{w} \right)$ , parece que el precio que cobra la empresa no depende de las condiciones agregadas ( $C$ ), incluido el índice de precios ( $P$ ). Como es lógico, los precios cobrados serán menores para las empresas con mayor productividad  $z$ . En este caso, esto significaría que el índice de precios agregado acabará dependiendo más de los parámetros de productividad ( $z$ ) y, en menor medida, de los precios ( $r$  y  $w$ ).

## APÉNDICE B

### Algoritmo de solución

El modelo es algo complicado. Sin embargo, el proceso de solución puede dividirse en dos bloques, uno para los trabajadores y otro para los empresarios. Como estos dos bloques de la economía sólo interactúan entre sí a través de los precios, el proceso de solución puede mantenerse en gran medida separado para cada uno de ellos.

Antes de comenzar la solución, hay que discretizar las variables de estado continuas (activos para los trabajadores y empresarios, niveles de productividad para los empresarios y dotaciones laborales para los trabajadores). Las dotaciones laborales de los trabajadores ( $l$ ) y el componente temporal de la productividad de los empresarios ( $z_t$ ) siguen procesos AR(1) con términos de error normalmente distribuidos (en logaritmos). Estos se han discretizado utilizando el método de Rouwenhorst (1995), que es muy adecuado para discretizar procesos AR(1) altamente persistentes (Kopecky y Suen, 2010). Las dotaciones laborales de los trabajadores se discretizaron en 7 valores, y el componente temporal de la productividad de los empresarios en 6 valores. El componente permanente de la productividad de los empresarios, distribuido por Pareto, se discretizó en 5 valores, correspondientes a las medias de los siguientes percentiles de la distribución de las empresas: 50% inferior, 50-80%, 80-90%, 90-97% y 3% superior.

Las cuadrículas para los activos se discretizaron en 50 niveles para los trabajadores y 100 para los empresarios. Estas cuadrículas estaban igualmente espaciadas en logaritmos, lo que dio lugar a cuadrículas mucho más densas para los valores bajos de los activos en la métrica original. Esto permitió un número relativamente pequeño de puntos de cuadrícula, a la vez que permitió preservar adecuadamente la mayor parte de la curvatura en las funciones de valor y de decisión, que es más frecuente para los valores bajos de los activos. Este menor número de puntos de cuadrícula para los activos se utilizó para la iteración de la función de valor, que es la parte más costosa numéricamente del proceso de solución. Para calcular las densidades de las distribuciones de activos, el número de puntos de cuadrícula se multiplicó por diez, es decir, hasta 500 para los trabajadores y 1.000 para los empresarios, utilizando valores interpolados para la función de decisión.

El algoritmo de solución procede en bloques:

1. Realiza una conjetura inicial para los precios y las cantidades de equilibrio: el salario, el tipo de interés, las condiciones agregadas a las que se enfrentan las empresas  $\left(C \equiv \frac{Y}{P^{1-\gamma}}\right)$ , y la dotación inicial de los nuevos participantes ( $a_0$ ).
2. Dados los precios y las condiciones agregadas, resuelve el problema del hogar:

- a) Calcula la renta para cada punto de la cuadrícula para la dotación de trabajo y los activos.
  - b) Dada la renta, resuelve la decisión de ahorro óptima utilizando la iteración de la función de valor.
  - c) Dadas las funciones de valor y decisión, resuelve la distribución de activos en estado estacionario entre los hogares.
3. Resuelve el problema del empresario:
- a) Dados los precios y las condiciones agregadas, calcula la solución del problema intratemporal del empresario tal y como se presenta en el Apéndice A.
  - b) Dada la solución del problema intratemporal, calcula la renta en cada punto para los activos y el producto.
  - c) Dada la renta, resuelve la decisión óptima de ahorro utilizando la iteración de la función de valor.
  - d) Dadas las funciones de valor y de decisión, resuelve la distribución en estado estacionario de los activos entre los empresarios de la cuadrícula.
4. Dada la distribución de los activos y las densidades de las dotaciones de mano de obra y los niveles de productividad, calcula el vector de exceso de demanda agregada. Si el vector de exceso de demanda es suficientemente cercano a cero, se ha obtenido la solución.
5. Calcula las derivadas del vector de exceso de demanda resolviendo de nuevo los pasos 1 a 3 con precios ligeramente modificados.
6. Utilizar las derivadas calculadas en el paso 4 para actualizar el vector de precios.

En el vector de dos países, la solución procede de forma idéntica al proceso descrito anteriormente, pero la condición de compensación del mercado de capitales es ahora una suma del exceso de demanda de capital en ambos mercados, ponderada por su tamaño relativo.

# U.S. external imbalances: an empirical approach\*

## *Desequilibrios externos de Estados Unidos: una aproximación empírica*

Alberto Fuertes  
Banco de España

### **Abstract**

*This paper analyzes the behaviour of the U.S. net external position since the end of the Bretton Woods system and examines alternative paths for future adjustment. We estimate a present value expression that relates the current external imbalance with future expected portfolio return differentials and net exports growth. We find that the return differentials will be the main channel of external adjustment. Half-lives for future adjustments paths towards a balanced position are around 10 years, with these paths having been delayed due to the COVID-19 crisis. The U.S. external adjustment would also involve a significant depreciation of the dollar.*

**Keywords:** capital flows, external imbalances, international debt, international solvency conditions.

**JEL classification:** F31, F32, F34.

### **Resumen**

*Este trabajo analiza el comportamiento de la posición externa neta de EE.UU. desde el final de Bretton Woods y examina diferentes sendas de ajuste futuro. Estimamos una ecuación de valor presente que relaciona los desequilibrios externos actuales con el diferencial esperado de los retornos entre activos y pasivos externos, así como el crecimiento de las exportaciones netas. Encontramos que el principal mecanismo de ajuste externo será el diferencial entre los retornos. El proceso de reducir a la mitad los desequilibrios acumulados en la actualidad duraría unos 10 años, habiendo sido el proceso de ajuste retrasado debido a la crisis de la COVID-19. El ajuste exterior de los Estados Unidos también incluiría una depreciación significativa del dólar.*

**Palabras clave:** flujos de capitales, desequilibrios externos, deuda externa, condiciones de solvencia internacional.

---

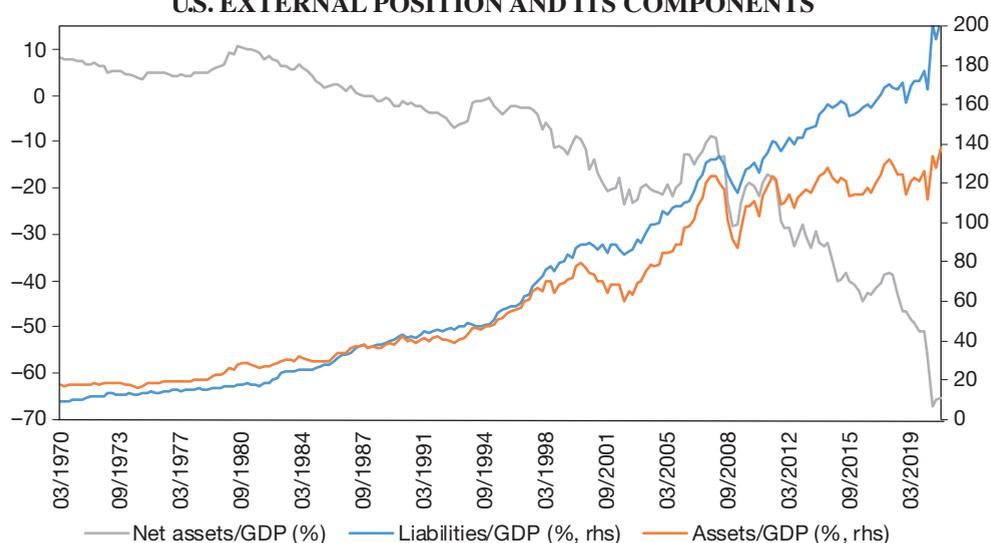
\* The views in this paper are those of the author and do not represent the views of the Bank of Spain or the Eurosystem.

## 1. Introduction

After the end of the Bretton Woods system, there has been a continuous and significant deterioration of the U.S. net external position, that has been amplified due to the COVID-19 crisis. In 1973, the U.S. held a creditor net external position representing around 5% of its Gross Domestic Product (GDP). At the end of 2019, foreign liabilities exceeded foreign assets by 51% of GDP, with that number increasing to 65% at the end of 2020. Hence, the onset of the COVID-19 pandemic prompted a large deterioration of the U.S. net external position, when both the public and the private sector increased their leverage from international creditors in order to cope with the crisis, as Figure 1 shows. The U.S. has remained during the last decades as the country with the largest net debtor external position in absolute terms, but it is now also reaching high levels in relative terms. In this paper, we empirically examine the contribution of the different factors driving the U.S. external position over the past 48 years. We then use the results of this analysis to study how the U.S. external position will adjust in the future to meet its international financial obligations.

The process of external adjustment and the reduction of global imbalances remain crucial for two reasons. First, economies with large net liability positions are more vulnerable to capital markets disruptions, compromising their access to external financing during periods of financial stress. Second, growing imbalances may end up in sustainability problems as both public and private debt overcomes the size of the economy. These vulnerabilities played a prominent role both in the global financial crisis and during the subsequent euro area crisis, as several economies experienced

**FIGURE 1**  
**U.S. EXTERNAL POSITION AND ITS COMPONENTS**



SOURCE: BEA and own elaboration.

sudden stops, sovereign debt problems, or both. Even though the U.S. does not seem to be in a position where international creditors should be worried about its capacity to repay its debts, it is clear that some form of future adjustment will be needed as no country can increase its external debtor position indefinitely. Moreover, a sudden decline in foreign demand of U.S. fixed income securities, which represent a large component of the total external liabilities, could pose a financial stability risk for the country given the current level of its external imbalance (see IMF, 2021).

Understanding the different mechanisms through which external imbalances can be corrected may help to avoid excessive unbalanced positions. In order to analyze the adjustment mechanisms we focus on empirical studies that have pointed out the importance of valuation effects in the adjustment of external imbalances, being the real exchange rate a major player. Gourinchas and Rey (2007) show that the dynamics of the exchange rate play a major role since it has the dual role of changing the differential in rates of return between assets and liabilities denominated in different currencies and also of affecting future net exports. They also point out that because the current account is reported at historical cost it may be a very approximate and potentially misleading reflection of the change of a country's net foreign asset position. Using a data set on U.S. gross external positions and portfolio returns they find that the valuation component has contributed by 27% to the cyclical external adjustment. Further analysis by Evans and Fuertes (2011), Evans (2012) and Fuertes (2019) show that the contribution of the valuation component is larger than that of the trade component when analyzing the adjustment of the whole U.S. net foreign asset position and not only its cyclical part. Also, it is important to notice that the foreign exchange plays a relevant role on the external adjustment process, affecting both the valuation component and the traditional trade component. For instance, a country such as the U.S., where most of its debt is denominated in domestic currency, would benefit from a depreciation of its currency as the relative value of its foreign assets in terms of foreign liabilities would increase. The improvement of the external position would also happen through the trade channel as the depreciation of the domestic currency would result in an increase of net exports. We will also analyze the role of the foreign exchange for the U.S. external adjustment process.

Following Evans and Fuertes (2011) and Evans (2012), we use a simple present value equation that relates current external imbalances with future expected net exports growth and portfolio return differentials.<sup>1</sup> Applying the methodology developed by Campbell and Shiller (1987) to this present value equation, we analyze a Vector Autoregression (VAR) specification that includes the three main variables of study (the external imbalance, net exports growth and portfolio return differentials), documenting the relative importance for the process of external adjustment of the valuation and trade components.

---

<sup>1</sup> This present value equation includes both the cyclical and the secular components of the external imbalance while the equation developed by Gourinchas and Rey (2007) only includes the cyclical component.

Within this framework, the contribution of this paper is threefold. First, we document the relative importance of the trade and the valuation components for the adjustment of the U.S net external positions over the years 1973:I – 2020:IV. During this period, the valuation component has contributed to explain 52.5% of the variance of the U.S. net external position, being the contribution of the trade component 47.5%. We have further investigated the time evolution of the relative importance of these two components, finding out that the valuation component has gained more relevance over the most recent decades. Second, we analyze how long it will take for the U.S. to restore a balanced external position, looking into the deterioration of the external position due to the COVID-19 crisis. In the absence of unexpected shocks, it would take nine and a half years to reduce the U.S. current external imbalance in half. Before the COVID-19 crisis, it would have taken one year less to do so. Third, we document asset pricing implications from the relationship between the exchange rate and the external adjustment process, as external imbalances predict the foreign exchange. According to this relationship, a sensible depreciation of the dollar will need to occur in the future in order for the U.S. external imbalance to be restored.

The paper proceeds as follows: Section II describes the data used and section III presents the empirical results regarding the estimation of the valuation and trade components. Section IV analyzes the future adjustment paths and section V presents the asset pricing implications. Section VI concludes.

## 2. Data

The empirical analysis uses quarterly data on U.S. gross foreign assets and liabilities positions as well as portfolio returns for the categories of equity, debt, Foreign Direct Investment (FDI) and other assets. It extends the data constructed by Gourinchas and Rey (2007) till 2020:IV. The data on gross positions comes from the Net International Investment Position (NIIP) from the Bureau of Economic Analysis (BEA, henceforth). They estimate quarterly positions for each category using BEA end of year positions, quarterly flows from the Federal Reserve Flow of Funds Accounts and valuation adjustments calculated using capital gains. Total returns and capital gains are obtained using the broadest stock market indices available in each country for the equity and FDI categories; and using short-term and long-term interest rates for the fixed income category. See Gourinchas and Rey (2005) for a detailed description of the series and the methodology used to compute them. Data on exports and imports comes from the National Income and Product Accounts Tables from the BEA and price index data<sup>2</sup> comes from the BEA as well.

---

<sup>2</sup> It is used a personal consumption expenditures price index.

The accuracy in estimating portfolio returns has been a topic of ample debate in the literature (see Fuertes, 2019). Returns are more similar among data sets obtained from market prices as we do in our sample. To the best of my knowledge the quarterly data on portfolio return used in this article is the only one using market prices that covers the period 1973:I – 2020:IV. Table 1 shows the estimates of real portfolio returns for assets and liabilities as well as the return differentials. The table includes real returns for the complete sample as well as for the periods before the Global Financial Crisis (GFC) and before the COVID-19 crisis. It was argued before the GFC that the U.S. enjoyed a privileged position as a global investor because the return differential between its foreign assets and liabilities was positive (see Gourinchas and Rey (2005)). This is documented in Table 1. Over the last years this situation has changed, with the portfolio return differential being negative at current levels. The return differential has become even more negative after the COVID-19 pandemic. This change is relevant because as we will document in the next sections the U.S. will need to enjoy positive portfolio return differentials in order to restore the external imbalance.

It is also relevant because the current account is reported at historical costs and it may be a very approximate and potentially misleading reflection of the change of a country's net foreign asset position. In the case of the U.S., this is quite obvious if we compare the cumulative value of current account deficits with the International Investment Position. Figure 2 shows these two series. Over the past decade the net external position of the U.S. was less negative than the cumulative current account due to the valuation effects related with changes in the price of assets and exchange rate movements. On the contrary, as portfolio returns differentials become negative the two series have reduced the gap, being their current levels quite similar. If portfolio return differentials continue to be negative, the cumulated current account will become much less negative than the net external position.

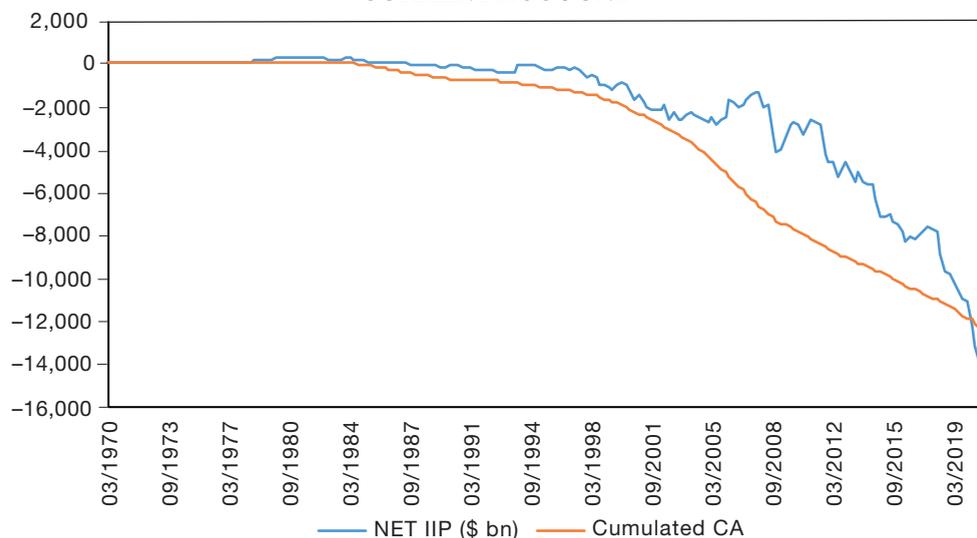
**TABLE 1**  
**RETURN DIFFERENTIALS COMPARISON**  
**(In %)**

	<b>Claims</b>	<b>Liabilities</b>	<b>Difference</b>
Whole Sample	0.837	0.882	-0.044
Pre-GFC	0.986	0.851	0.135
Pre-Covid	0.826	0.851	-0.025

NOTE: The data shows the average of annualized quarterly returns.

SOURCE: Own elaboration.

**FIGURE 2**  
**U.S. NET INTERNATIONAL INVESTMENT POSITION VS. CUMULATED CURRENT ACCOUNT**



SOURCE: BEA and own elaboration.

### 3. Net external position

Gourinchas and Rey (2007) derive a present value equation that relates the cyclical component of a country's net external position with future net exports growth and portfolio return differentials. Evans and Fuertes (2011) develop a similar present value relation including both the cyclical and secular components of the country's net external position.<sup>3</sup> We follow this approach and use their measure of external imbalance as the variable of interest to analyze. Evans and Fuertes (2011) derive the present value relation for the net external position using several log-linearizations that include assumptions about the behaviour of different financial ratios.<sup>4</sup> We will next summarize the main steps to obtain this present value equation.

We start with the following equation:<sup>5</sup>

$$FA_t - FL_t \equiv X_t - M_t + R_t^{FA}FA_t - 1 - R_t^{FL}FL_{t-1} \quad (1)$$

Where  $FA_t$  and  $FL_t$  are gross foreign assets and liabilities at the end of period  $t$ ,  $X_t$  and  $M_t$  are exports and imports during period  $t$ , all measured in terms of the consumption index.  $R_t^{FA}$  and  $R_t^{FL}$  represent gross real returns on foreign assets and

<sup>3</sup> A similar methodology was also applied by Evans (2012).

<sup>4</sup> See Evans and Fuertes (2011) and the Appendix for a complete description of the derivations.

<sup>5</sup> The analysis does not include the secondary income which has been historically low for the U.S.

liabilities between the end of periods  $t - 1$  and  $t$ . After several log-linearizations and some algebra we obtain the following relation:

$$nfa_t \approx r_t^{NFA} + \frac{1 - \rho}{\rho} nx_{t-1} + \frac{1}{\rho} nfa_{t-1} \tag{2}$$

where  $nfa_t$  is the log of the ratio of foreign assets to liabilities at the beginning of period  $t$ .  $r_t^{NFA}$  is the log of the return differential of foreign assets and liabilities and  $nx_t$  is the difference between the log of exports and the log of imports.  $\rho$  is a discount factor. Defining  $nxa_t = nfa_t + nx_t$  and  $\Delta nx_t = nx_t - nx_{t-1}$  we obtain the following expression:

$$nxa_t \approx r_t^{NFA} + \Delta nx_t + \frac{1}{\rho} nxa_{t-1} \tag{3}$$

Iterating forward equation (3) and taking expectations conditioned on period  $t$  information, which includes the value of  $nxa_t$ , we obtain:

$$nxa_t \approx -E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i (r_{t+i}^{NFA} + \Delta nx_{t+i}) + E_t \lim_{i \rightarrow \infty} \rho^i (nxa_{t+i})$$

We impose the no-Ponzi game condition  $E_t \lim_{i \rightarrow \infty} \rho^i (nxa_{t+i}) = 0$  on the equation above. The intuition behind this condition is that a country cannot default on its foreign claims. For the case of the U.S. it seems to be a reasonable assumption, especially if we assume that agents follow rational expectations. The next equation shows the present value relation between the variable  $nxa_t$  and future expected portfolio return differentials and net exports growth,<sup>6</sup>

$$nxa_t \approx -E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i (r_{t+i}^{NFA} + \Delta nx_{t+i}) \tag{4}$$

We will use  $nxa_t$  as the variable of interest that measures external imbalances, being the two terms at the right hand side of the equation the valuation component and the trade component respectively. This equation shows how current imbalances will be corrected in the future. Equation (4) implies that the net external position can only vary if it forecasts changes in portfolio returns or if it forecasts changes in net exports growth. If  $E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i r_{t+i}^{NFA} = 0$ , any adjustment of the net external position will come from future changes in net exports growth (trade component). On the other hand, if  $E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i \Delta nx_{t+i} = 0$ , any adjustment will come from future changes in portfolio returns (valuation component).

In order to empirically analyze the future external adjustment of the net external position, we estimate the valuation and the trade components from equation (4)

---

<sup>6</sup> In deriving equation (4) we have performed several first order approximations. To assess the accuracy of those approximations we can compute the error term from equation (3) which also includes any measurement errors from the original data. The error term is small and stationary, with its sample variance representing only 0.36% of the sample variance of  $nxa_t$ .

following methods developed by Campbell and Shiller (1987). This estimation will show if there is any misspecification in the estimation such as non-linearities or structural breaks, as these two components should account for all the variation in the net external position.

We empirically estimate the two components on the right hand side of equation (4) following standard time series methods developed by Campbell and Shiller (1987). We also compute the percentage of the variance of  $nx a_t$  that can be explained from each of these two terms (the valuation and the trade components) and check if under the restrictions imposed by the empirical specification, equation (4) holds. We take expectations on equation (4) conditional on  $\Omega^*$ , with  $\Omega^* = \{nx a_{t-i}, \Delta nx_{t-i}, r_{t-i}^{NFA}\}_{i \geq 0}$ . Notice that  $\Omega^*$  is a subset of  $\Omega$ , the period- $t$  information. Then we obtain the following equation:

$$nx a_t \approx -\sum_{i=1}^{\infty} \rho^i E(r_{t+i}^{NFA} + \Delta nx_{t+i} | \Omega_t^*) \quad (5)$$

Notice that  $\Omega^*$  contains all the information agents are using to calculate  $E(r_{t+i}^{NFA} + \Delta nx_{t+i})$ . In order to estimate the valuation and trade components we use a VAR formulation. First, we set a VAR( $p$ ) representation with  $z_t = (r_t^{NFA}, \Delta nx_t, nx a_t)'$ . All variables are demeaned.

$$z_t = A(L)z_{t-1} + \varepsilon_t$$

where  $\varepsilon_t$  is a vector of zero mean errors. The VAR has the following first order companion representation:

$$Z_t = \bar{A}Z_{t-1} + \bar{\varepsilon}_t$$

where  $Z_t = (z'_t, \dots, z'_{t-p+1})$  and  $\bar{\varepsilon}_t = (\varepsilon_t, 0)$ . Next, we define the vectors  $e_r, e_{\Delta nx}, e_{nxa}$  such that they select the different elements of  $Z_t$  (for example  $e'_r Z_t = r_t^{NFA}$ ). We can express equation (4) in terms of the VAR formulation.

$$e'_{nxa} Z_t = -(e'_r + e'_{\Delta nx}) \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i E_t Z_{t+i}$$

Notice that  $E_t Z_{t+j} = \bar{A}^j Z_t$ , where  $\bar{A}^j$  denotes  $j$  multiplications of the  $\bar{A}$  matrix. Using this last result, we obtain the following expression:

$$\begin{aligned} e'_{nxa} Z_t &= -(e'_r + e'_{\Delta nx}) \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i \bar{A}^i Z_t \\ &= -(e'_r + e'_{\Delta nx}) \rho \bar{A} (1 - \rho \bar{A})^{-1} Z_t \\ &= nx a_t^r + nx a_t^{\Delta nx} \end{aligned} \quad (6)$$

The valuation and trade components are:

$$\begin{aligned} nxa'_t &= e'_r \rho \bar{A} (I - \rho \bar{A})^{-1} Z_t = -\sum_{i=1}^{\infty} \rho^i \bar{A}^i E(r_{t+i}^{NFA} | \Omega_t^*) \\ nxa_t^{\Delta nx} &= e'_{\Delta nx} \rho \bar{A} (I - \rho \bar{A})^{-1} Z_t = -\sum_{i=1}^{\infty} \rho^i \bar{A}^i E(\Delta nx_{t+i} | \Omega_t^*) \end{aligned}$$

When estimating the valuation and trade components we are assuming that the forecast of future changes in fundamentals,  $E(r_{t+i}^{NFA} + \Delta nx_{t+i})$ , can be computed from the VAR as  $(e'_r + e'_{\Delta nx}) \bar{A}^i Z_t$ . These forecasts only represent the best forecasts of  $r_{t+i}^{NFA} + \Delta nx_{t+i}$  that can be computed using linear combinations of the variables in  $Z_t$ . If the processes we are forecasting are nonlinear it may be the case that even if equation (4) holds, its empirical counterpart (5) does not. Finally, in order to find out the contribution of the valuation and trade components to the external adjustment, we perform the following variance decomposition:

$$1 = \frac{\text{Cov}(nxa, nxa)}{\text{Var}(nxa)} = \frac{\text{Cov}(nxa', nxa)}{\text{Var}(nxa)} + \frac{\text{Cov}(nxa^{\Delta nx}, nxa)}{\text{Var}(nxa)} = \beta_r + \beta_{\Delta nx} \quad (7)$$

The regression coefficients  $\beta_r$  and  $\beta_{\Delta nx}$  represent the share on the unconditional variance of  $nxa$  explained by the valuation component  $nxa'$  and the trade component  $nxa^{\Delta nx}$ . We can empirically estimate  $nxa$ , the valuation and trade components as well as the regression coefficients  $\beta_r$  and  $\beta_{\Delta nx}$  using the VAR estimates. Table 2 shows summary statistics of the three variables included in the VAR. As one would expect, there is little serial correlation in net export growth,  $\Delta nx_t$ , or the difference between the log returns of assets and liabilities,  $r_t^{NFA}$ . In contrast, the sample autocorrelations for our measure of the U.S. external position,  $nxa_t$ , decline rather slowly. We interpret these statistics to mean that  $nxa_t$  follows a covariance stationary process with a good deal of persistence. Obviously, this interpretation relies on more than just the statistical evidence: the sample autocorrelations from a non-stationary  $nxa_t$  process could look very similar to those we report in Table 2. Instead we take seriously the notion that the perceived likelihood of U.S. default was negligible over the past 45 years so that  $E_t \lim_{i \rightarrow \infty} \rho^i (nxa_{t+i}) = 0$  for all  $t$  during our sample period. Clearly, agents' rational expectations could not satisfy this restriction unless the time series for  $nxa_t$  was covariance stationary. Let  $\hat{A}$  denote the estimated companion matrix from the VAR. The predicted value for the  $nxa_t$  based on the VAR estimates will be:

$$\begin{aligned} \widehat{nxa}_t &= -(e'_r + e'_{\Delta nx}) \rho \hat{A} (I - \rho \hat{A})^{-1} Z_t \\ &= \widehat{nxa}'_t + \widehat{nxa}^{\Delta nx}_t \end{aligned} \quad (8)$$

From the OLS regressions of  $nxa_t$  on  $\widehat{nxa}'_t$  and  $\widehat{nxa}^{\Delta nx}_t$ , we can compute the variance contribution of the estimated valuation and trade components. One way to assess the quality of the approximation in equation (4) and the validity of the assumptions behind the empirical equation (5) is to check how much of the variance of  $nxa_t$  can be explained by  $\widehat{nxa}'_t$  and  $\widehat{nxa}^{\Delta nx}_t$ . If the approximation is good and equation (5) holds,

**TABLE 2**  
**SUMMARY STATISTICS**

Variable	Mean	Std. Dev.	Autocorrelations			
			1	4	8	12
$nxat_t$	-0.236	0.321	0.976	0.895	0.802	0.690
$r_t^{NFA}$	-0.001	0.028	0.199	-0.019	-0.116	-0.019
$\Delta nx_t$	-0.002	0.030	0.176	-0.021	-0.003	0.013

NOTE: Sample statistics for the U.S. external position; the growth in “net exports” (i.e., the ratio of exports to imports), and the return differential between the log return on U.S. foreign assets and foreign liabilities.

SOURCE: Own elaboration.

the valuation and trade components should account for all the variance of the net external position. We use the variance decomposition from equation (7) to check this out.

Table 3 shows the results of the variance decomposition of  $nxat_t$  for different periods. First, it is important to mention that the valuation and trade components are capable to explain the whole variance of  $nxat_t$ , with both components adding up almost to 100% of the variance. If this would have not been the case our estimation would not be valid. The results for the whole sample show that the valuation component has been able to explain 52.47% of the variance of the U.S. net external position. If the external adjustment process follows the historical pattern depicted since 1973, the valuation component would be the main contributor to restoring the U.S. external balance in the future. Thus, according to the historical behavior of the U.S. external position, it is expected that future positive portfolio return differentials would be the main driver for the external adjustment process. The trade component has explained 47.53% of the U.S. external imbalance. Figure 3 shows the evolution of  $nxat_t$  over time, as well as the estimated valuation and trade components. Both series show a very similar pattern, with the correlation between the two series being close to one. This is not surprising because the two of them contribute almost the same to the variance of  $nxat_t$ .

In order to analyze if there have been changes over time on the relative importance of the two components we have split up the sample in half and estimate the variance explained by each component for the two sub-samples. We acknowledge the limitations of this strategy because in order to capture the dynamics of the U.S. net external position we need to use as much historical data as possible. That is the reason why we split up the sample in half. We use the value of  $\rho$  the discount factor, that maximizes the total explained variance for each sub-sample with  $\rho \in (0, 1)$ . The results show that for the last decades the valuation component has largely increased its contribution to the external adjustment process. Over the period 1973:I – 1995:IV the contribution of the valuation component was 26.16%, increasing to 84.26% from 1996 till the end of the sample. Even though we keep our estimates for the

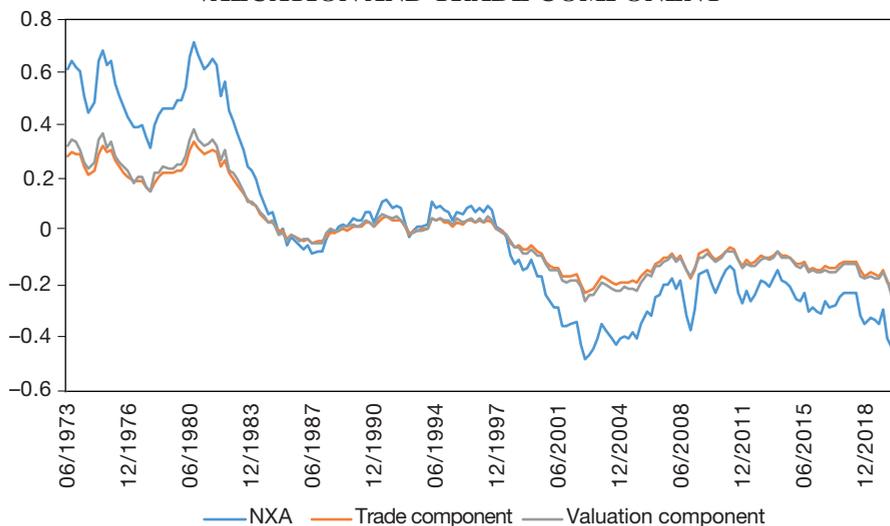
**TABLE 3**  
**UNCONDITIONAL VARIANCE DECOMPOSITION OF U.S. EXTERNAL POSITION**

	1973:I - 2020:IV WHOLE SAMPLE	1973:I - 1995:IV SAMPLE I	1996:I - 2020:IV SAMPLE II
$\beta_r$	52.47	26.16	84.26
$\beta_{\Delta nx}$	47.53	73.82	15.66
Total	100.00	99.99	99.92

NOTE:  $\beta_r(\beta_{\Delta nx})$  represents the share of the unconditional variance of  $nxa$  explained by the valuation (trade) component.

SOURCE: Own elaboration.

**FIGURE 3**  
**VALUATION AND TRADE COMPONENT**



SOURCE: Own elaboration.

whole sample as the right ones in order to depict the behavior of the U.S. external position, the results from the sub-samples show that there may be a change about the expected adjustment path, with the valuation component gaining more prevalence over the last decades. This would mean that the portfolio return differential between assets and liabilities has increased its importance as a mechanism for the U.S. external adjustment. On the contrary, the traditional trade channel would have decreased its role on the adjustment process.

#### 4. Future adjustment paths

We can also make an assessment of the future adjustment path of the U.S. external position by computing the future expected values of  $nxa_t$  and the valuation and trade components. These paths should be consistent with the relative relevance of the valuation and trade components. We can also learn how long will take to the U.S. to restore the external balance from its current debtor position. The anticipated future adjustment paths show an estimate of the external adjustment given the expectations about future returns and net exports growth. This exercise does not intend to forecast the future evolution of the external adjustment position but to theoretically analyse the time it would take for  $nxa_t$  to achieve a balanced position if there were no further shocks that pushed future returns and net exports away from their expected paths. We can compute the future expected adjustment path for  $nxa_t$  using the following equation:

$$E_t nxa_{T+k} = E_t \Delta^k nxa_{T+k} + nxa_T \quad (9)$$

We can also compute the future adjustment path of  $nxa_t$  if only the valuation or the trade would operate:

$$E_t nxa_{T+k}^v = E_t \Delta^k nxa_{T+k}^v + nxa_T \quad (10)$$

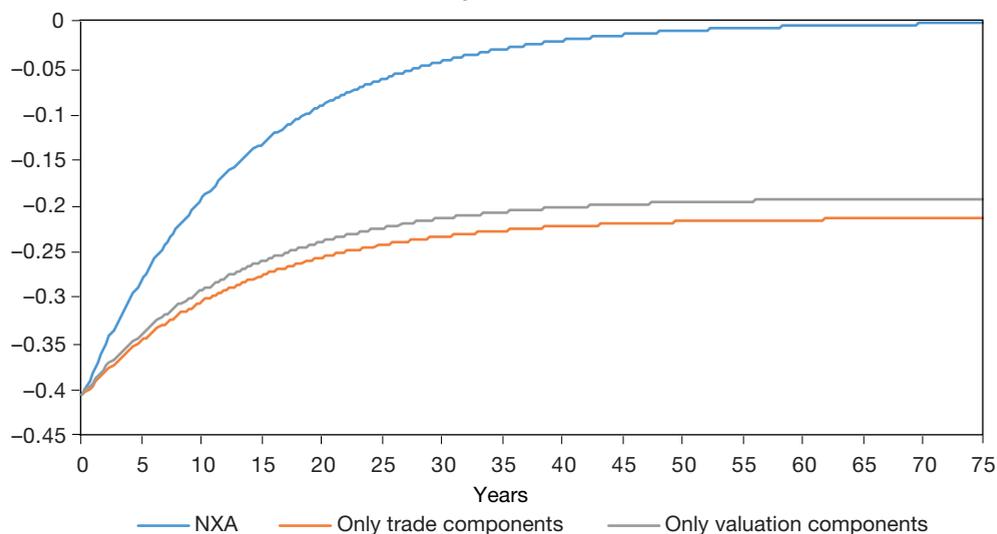
$$E_t nxa_{T+k}^t = E_t \Delta^k nxa_{T+k}^t + nxa_T \quad (11)$$

Figure 4 shows the future adjustment path, being the horizontal axes the number of quarters ahead. The blue line shows the future evolution of  $nxa_t$  while the grey and orange lines show the evolution of  $nxa_t$  if only the valuation or the trade component would operate, respectively. As we have already documented in the previous section, none of the two components would be able to restore a balanced position by itself. It would be necessary the contribution of both factors for the U.S. net external position to be on balance. It is also consistent with previous results the fact that the valuation component would be the main driver of the external adjustment process, although the trade channel would also play an important role. This is evident as the adjustment path, if only operates the valuation component (grey line), would end in a smaller debtor position than the adjustment path when only operates the trade channel. Again, it is important to notice that only through the contribution of both components the U.S. will restore its external balance.

The future expected path shows that the convergence process will be much faster over the first years, being able to reduce in half its creditor position in around nine years and a half. Half the level of the current debtor position is represented by the horizontal dotted line.

As we have already mentioned, the future expected path do not represent a forecast of the evolution of the net external position. It shows how  $nxa_t$  would evolve

**FIGURE 4**  
**FUTURE ADJUSTMENT PATHS**



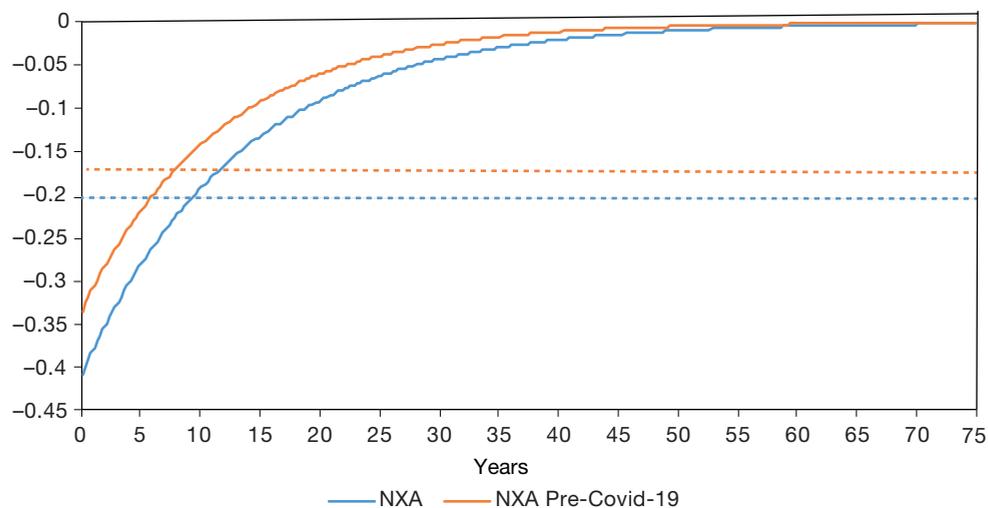
**SOURCE:** Own elaboration.

according to agent's expectations about the future evolution of portfolio return differentials and net exports growth in the absence of unexpected shocks.

Next, we have performed an analysis comparing the expected path of the U.S. external imbalance before and after the COVID-19 crisis. To do so we have estimated the future adjustment path for a sample ending on 2019:IV. Figure 5 shows both the future expected path for a sample ending on 2019:IV and a sample ending on 2020:IV. The horizontal dotted lines show half the level of the corresponding debtor positions at the end of each sample. Even though there may be other reasons apart from the pandemic that have driven the deterioration of the U.S. external position over the year 2020, this is a way to analyze the effects of COVID-19 on the U.S. external imbalance. The blue line shows the expected adjustment path at the end of 2020 while the red line shows the expected path at the end of 2019. The expected path at the end of 2019 did not include the effects of the pandemic, being the COVID-19 crisis an example of an unexpected shock affecting the evolution of  $nxat_t$ . At the end of 2019 the expected evolution of  $nxat_t$  showed some improvement of the external imbalance over the next four quarters, but, in reality, there was a deterioration due to the crisis.

At the end of 2019 it was expected that the U.S. net external position would be reduced in half over the next eight years and a half. After the COVID-19 crisis it will take one more year to reduce by half its debtor position. On the other hand, the contribution of the valuation and trade components has not changed that much since

**FIGURE 5**  
**FUTURE ADJUSTMENT PATHS: PRE-COVID-19 COMPARISON**



**SOURCE:** Own elaboration.

the end of 2019. This is reasonable as we have only added four more observations to our sample (the four quarters of 2020). There has been a slightly increase in the relative importance of the valuation component thought, in line with the findings from the previous section. Over the sample 1973:I-2019:IV the valuation component was capable to explain 50.87 % of the variance of the net external position, increasing that number to 52.47 % over the whole sample (see Table 3). Over the year 2020 the expectations about the future adjustment of the U.S. external imbalance have changed such that the portfolio return differentials will play a larger role in the process.

## 5. Asset Pricing Implications: the dollar and the external adjustment

Given the results in previous sections, it is expected that the U.S. external imbalance has some explanatory power over the evolution of the foreign exchange. We have documented that both the valuation and trade components will play an important role in restoring to balance the U.S. net external position. Both components are affected by the foreign exchange so it is expected that  $nxa_t$  will have some forecasting power over this variable. This relationship has already been documented by Gourinchas and Rey (2007), Evans and Fuertes (2011) and Fuertes (2019). Lane and Shambaugh (2010) do also emphasize the impact of currency movements on the external positions for a large sample of countries. They find that the wealth effects associated with exchange rate changes are substantial and can explain a sizeable share of the overall valuation shocks that hit the net foreign asset position. Regarding

the trade component, under the reasonable assumption that the Marshall-Lerner condition holds for most of these expected future trade flows, the expected growth in net exports should be associated with a future real depreciation of the dollar against the currencies of the U.S. main trading partners. The role of the dollar on the valuation component is more complex. Depending on the share of foreign assets and liabilities denominated in foreign currencies, the effects of foreign exchange movements on the portfolio return differentials may be different. For example, if all U.S. foreign liabilities are denominated in dollars and all U.S. foreign assets are denominated in foreign currencies, *ceteris paribus*, a real depreciation of the dollar would increase the return differential because it raises the return on foreign assets measured in terms of U.S. consumption. Most of the U.S. external liabilities are denominated in dollars such that we expect that this will be the case. It is also important to notice that expected return differentials could be strongly correlated with the expected future depreciation of the dollar against one foreign currency, but not another. Consequently, while the depreciation of the dollar against the currency of a major trading partner could facilitate adjustment via the trade channel, the depreciation may have little beneficial impact via the valuation channel. In order to analyze all these issues we first run the following regression:

$$\frac{1}{k} \Delta^k e_{t+k} = \alpha + \beta_1 nxa_t + v_{t+k} \quad (12)$$

for different horizons  $k = \{1, 4, 8\}$ .  $\Delta^k e_{t+k}$  is the change in the real dollar exchange rate (an increase in this variable implies an appreciation of the dollar). We expect the correlation between the real dollar exchange rate and  $nxa_t$  to be positive ( $\beta_1 > 0$ ). This will mean that any further deterioration of the U.S. net external position would imply a future depreciation of the dollar. Table 4 reports the estimates of regression (12) using the exchange rate for the dollar against a trade-weighted basket of currencies, the Deutschmark/Euro, the British Pound, and the Japanese Yen, including robust standard errors in parentheses.

The U.S. external imbalance does have predictive power over the future foreign exchange for the trade weighted and the DEM/EUR exchange rates. The sign of the coefficient is positive as expected: a deterioration on the external imbalance implies a future depreciation of the dollar. The estimates become significant over 4 and 8 quarters ahead, signaling a medium and long term relationship. Also, the  $R^2$  increases with the horizon. Contrary to previous work done by Gourinchas and Rey (2007), Evans and Fuertes (2011), and Fuertes (2019), the regression for the British pound does not provide a significant estimate. This is due to the larger span of the sample used in this analysis. It seems that over the last years the British pound has lost its role as a channel for the U.S. external adjustment. On the contrary, the DEM/EUR has become more relevant because the estimate  $\beta_1$  is larger than in previous studies (see Fuertes, 2019). The regression for the Japanese yen remains with no significant estimates as in previous studies.

**TABLE 4**  
**FORECASTING WITH THE NET EXTERNAL POSITION**

<b>Horizon</b>	<b>1</b>	<b>4</b>	<b>8</b>
Trade weighted	0.0053 [0.0058]	0.0071** [0.0032]	0.0071*** [0.0025]
$R^2$	0.0042	0.0220	0.0378
DEM/EUR/USD	0.0137 [0.0119]	0.0170*** [0.0059]	0.0163*** [0.0044]
$R^2$	0.0079	0.0389	0.0646
GBP/USD	0.0028 [0.0103]	0.0060 [0.0062]	0.0062 [0.0046]
$R^2$	0.0004	0.0057	0.0119
JPY/USD	0.0002 [0.0098]	-0.0013 [0.0060]	-0.0044 [0.0045]
$R^2$	0.0000	0.0002	0.0041

NOTES: The table reports the estimated slope coefficients, standard errors in square brackets, and  $R^2$  statistics from regressions (12) for exchange rates computed over horizons  $k$  of 1, 4, and 8 quarters. Statistical significance at the 10, 5, and 1 percent level is indicated by \*, \*\* and \*\*\*, respectively.

SOURCE: Own elaboration.

Next we check if the relationship found for  $nxa_t$  and the U.S. dollar is also documented for the valuation and trade components. It has to be the case that this relationship holds for at least one of the components. Otherwise, we would have not obtained statistical significant estimates from regression (12). Notice that it could also be the case that the relationship between the two components and the U.S. dollar would be different depending on the foreign exchange used. In order to analyze these issues we run the following regressions:

$$\frac{1}{k} \Delta^k e_{t+k} = \alpha^r + \beta_1^r nxa_t^r + v_{t+k}^r \quad (13)$$

$$\frac{1}{k} \Delta^k e_{t+k} = \alpha^{\Delta nx} + \beta_1^{\Delta nx} nxa_t^{\Delta nx} + v_{t+k}^{\Delta nx} \quad (14)$$

Regression (13) uses as the independent variable the valuation component. Recall the the valuation component is  $nxa_t^r = -\sum_{i=1}^{\infty} \rho^i \bar{A}^i E(r_{t+i}^{NFA} | \Omega_t^*)$  so the regression coefficient  $\beta_1^r$  will be positive if the present value of future return differentials is positively correlated with a future depreciation of the dollar. Table 5 shows the results from regression (13). As it is expected the sign of  $\beta_1^r$  is positive and it maintains the

**TABLE 5**  
**FORECASTING WITH THE VALUATION COMPONENT OF NET EXTERNAL POSITION**

Horizon	1	4	8
Trade weighted	0.0120 [0.0110]	0.0141** [0.0060]	0.0138*** [0.0048]
$R^2$	0.0059	0.0238	0.0393
DEM/EUR/USD	0.0301 [0.0227]	0.0336*** [0.0113]	0.0318*** [0.0083]
$R^2$	0.0105	0.0420	0.0677
GBP/USD	0.0078 [0.0195]	0.0123 [0.0117]	0.0125 [0.0088]
$R^2$	0.0008	0.0065	0.0133
JPY/USD	0.0006 [0.0187]	-0.0016 [0.0113]	-0.0082 [0.0085]
$R^2$	0.0000	0.0001	0.0040

NOTES: The table reports the estimated slope coefficients, standard errors in square brackets, and  $R^2$  statistics from regressions (13) for exchange rates computed over horizons  $k$  of 1, 4, and 8 quarters. Statistical significance at the 10, 5, and 1 percent level is indicated by \*, \*\* and \*\*\*, respectively.

SOURCE: Own elaboration.

statistical significance found on the regression using  $nx a_t$ . The valuation component keeps a statistically significant relation over 4 and 8 quarters ahead, both with the U.S. trade weighted exchange rate and with the DEM/EUR. We also find that the  $R^2$  increases with the horizon. The results point out that the foreign exchange will have a role on the future U.S. external adjustment through the valuation channel.

Similarly we run regression (14). In this case the trade component is  $nx a_t^{\Delta nx} = -\sum_{i=1}^{\infty} \rho^i \bar{A}^i E(\Delta nx_{t+i} | \Omega_t^*)$  and a positive  $\beta_1^{\Delta nx}$  would mean that the present value of the future net exports growth is positively correlated with a future depreciation of the dollar. Table 6 shows the results. Again, we find as it is expected that the parameter  $\beta_1^{\Delta nx}$  is greater than one. The trade component also keeps an statistically significant relation over 4 and 8 quarters ahead with the U.S. trade weighted exchange rate and with the DEM/EUR. The size of the parameters  $\beta_1^r$  and  $\beta_1^{\Delta nx}$  is similar although we find subtle differences. For instance,  $\beta_1^{\Delta nx}$  is a little bit larger in the regression with the trade weighted exchange rate. This means that the trade weighted foreign exchange is more sensible to changes from the trade component than from the valuation component. On the contrary,  $\beta_1^r$  is larger than  $\beta_1^{\Delta nx}$  when forecasting the DEM/EUR. In any case the differences are quite small and we can conclude that both the valuation and the trade component have similar effects on the exchange rate.

**TABLE 6**  
**FORECASTING WITH THE TRADE COMPONENT OF NET EXTERNAL POSITION**

Horizon	1	4	8
Trade weighted	0.0114 [0.0122]	0.0149** [0.0067]	0.0149*** [0.0053]
$R^2$	0.0044	0.0220	0.0376
DEM/EUR/USD	0.0291 [0.0250]	0.0357*** [0.0125]	0.0342*** [0.0093]
$R^2$	0.0081	0.0388	0.0644
GBP/USD	0.0065 [0.0218]	0.0129 [0.0130]	0.0131 [0.0098]
$R^2$	0.0005	0.0058	0.0120
JPY/USD	0.0004 [0.0206]	-0.0031 [0.0126]	-0.0094 [0.0094]
$R^2$	0.0000	0.0003	0.0043

NOTES: The table reports the estimated slope coefficients, standard errors in square brackets, and  $R^2$  statistics from regressions (14) for exchange rates and return differentials computed over horizons  $k$  of 1, 4, and 8 quarters. Statistical significance at the 10, 5, and 1 percent level is indicated by \*, \*\* and \*\*\*, respectively.

SOURCE: Own elaboration.

## 6. Conclusion

The U.S. net external position has experienced a constant deterioration over the last decades that has been intensified during the COVID-19 crisis. The requirements of international solvency link the external position of any country to expectations concerning future trade flows and returns on its foreign assets and liabilities. The present value model used in this paper embeds these solvency restrictions in a framework that can be easily evaluated with econometric methods. When applied to the U.S., our model provides a detailed picture of how expectations concerning future portfolio returns and trade flows have evolved as the U.S. external position deteriorated. This analysis provides estimates of how the U.S. external position will adjust in the future. These estimates suggest that the anticipated path of adjustment back towards external balance will be extremely slow and involve a prolonged and significant real depreciation of the dollar. Furthermore, the worsening of the U.S. external position during the year 2020 has delayed the adjustment path.

We also document the increase in the relative importance of future expected portfolio return differentials as a channel to restore the U.S. net external position. These expectations are against current trends observed in actual data, with portfolio return differentials becoming negative on average after the GFC. This situation implies that the U.S. will need to obtain positive portfolio return differentials in the

future, in the same way it did during the years before the GFC. Further research is needed on this topic. Similarly, the future external adjustment path is expected to imply a depreciation of the dollar, which it will operate through both the valuation and the trade components. In the current context a depreciation of the dollar should not be taken for granted, specially against the euro. The U.S. economy seems to be better suited for the recovery from the pandemic than the euro area, and the monetary policy cycle is also more advanced in the U.S., implying larger interest rates. These two factors may push up the dollar against the euro. Moreover, the dollar continues to be a global safe haven currency, what it may induce a further appreciation in case of instability episodes. These arguments point out that the future adjustment path of the U.S. external position should be closely monitored, especially given the levels it is reaching compared to the GDP.

Finally, we should stress that our analysis is based on the assumption that the U.S. external position is on a sustainable path. Ultimately, there is no way to test whether this assumption is true with the available data. What we have shown is that it is possible to understand the historical deterioration in the U.S. external position in terms of changing expectations regarding future trade flows and returns, and that these expectations imply that there is an anticipated path of adjustment that will restore the U.S. to external balance. We view this finding as a starting point for more detailed analysis of how external adjustment could take place.

## References

- Campbell, J. Y., & Shiller, R. J. (1987). Cointegration and tests of present value models. *Journal of political economy*, 95(5), 1062-1088.
- Evans, M., & Fuertes, A. (2011). *Understanding the Dynamics of the US External Position*. Georgetown Working Paper 10-5.
- Evans, M. (2012). *International Capital Flows and Debt Dynamics*. IMF Working Paper 12/175.
- Fuertes, A. (2019). Exchange rate regime and external adjustment: An empirical investigation for the US. *The World Economy*, 42(5), 1373-1399.
- Gourinchas, O., & Rey, H. (2005). *From world banker to world venture capitalist: US external adjustment and the exorbitant privilege* (NBER Working Paper No. 11563). National Bureau of Economic Research.
- Gourinchas, P. O., & Rey, H. (2007). International financial adjustment. *Journal of Political Economy*, 115(4), 665-703.
- IMF, International Monetary Fund. (2021). *External Sector Report*.
- Lane, P. R., & Shambaugh, J. C. (2010). Financial exchange rates and international currency exposures. *American Economic Review*, 100(1), 518-40.



# Desequilibrios globales y pandemia. Impacto y perspectivas\*

## *Global imbalances and the pandemic. Impact and perspectives*

Enrique Alberola  
Banco de Pagos Internacionales (BIS)

Ángel Estrada  
Ivan Kataryniuk  
Francesca Viani  
Banco de España

### **Resumen**

*El impacto económico de la COVID-19 ha supuesto la ampliación de los desequilibrios globales, revirtiendo el proceso de corrección parcial de la década anterior en los saldos por cuenta corriente (o desequilibrios de flujo). De igual forma, los desequilibrios de las posiciones de inversión internacional (o desequilibrios de stock), que seguían creciendo, han experimentado un incremento adicional. En este artículo se analizan los principales factores que han afectado a los desequilibrios globales como consecuencia de la pandemia. La desigual recuperación global contribuye a que los desequilibrios sigan ampliándose en el corto plazo. Además, la pandemia está provocando o acelerando cambios de fondo en la economía global en ámbitos tales como la digitalización productiva y financiera, la organización del trabajo o, de un modo más indirecto, en la fiscalidad internacional y en la transición hacia una economía verde. Estos cambios estructurales afectarán a los desequilibrios globales en el largo plazo, aunque el signo y la magnitud de su impacto sean aún inciertos.*

**Palabras clave:** desequilibrios globales, cuenta corriente, COVID-19, cambio estructural.

**Clasificación JEL:** F32; F41.

### **Abstract**

*The economic fallout from COVID-19 has widened global imbalances, partially reverting the correction of current account balances (flow imbalances) in the last decade. Similarly, net foreign assets (stock imbalances), that continued to widen, have experienced an additional increase. We analyse in this article the main factors impacting on global imbalances during the pandemic. The uneven recovery supports an additional widening in the short run. Moreover, the pandemic is inducing or accelerating deep changes in the world economy in areas such as economic and financial digitalisation, the organisation of work or, more indirectly, international taxation and the green transition. These structural changes will affect global imbalances in the long run, although its sign and magnitude are still uncertain.*

**Keywords:** global imbalances, current account, COVID-19, structural change.

---

\* Las opiniones de este artículo reflejan la visión de los autores y no necesariamente la de las instituciones que representan.

## 1. Introducción

Antes de la crisis financiera global (CFG) de 2008, la ampliación de los desequilibrios globales era percibida como uno de los grandes riesgos de la economía mundial. Aunque los desequilibrios globales no desencadenaron la CFG, constituían un síntoma evidente de un patrón insostenible del crecimiento global (Blanchard y Milesi-Ferretti, 2009). La CFG, a su vez, marcó fuertemente la evolución de los desequilibrios. Los desequilibrios de flujo *-i.e.*, los registrados por las balanzas por cuenta corriente de las economías— se redujeron, pero los desequilibrios de *stock -i.e.*, los reflejados en las posiciones de inversión neta internacional (PIIN)—, siguieron aumentando. Estos últimos son los que determinan las vulnerabilidades y las necesidades de ajuste de las economías.

La crisis inducida por la pandemia supone un *shock* a nivel macroeconómico de mayor alcance y de distinta naturaleza que la CFG, pero con un impacto comparable. El *shock* debido a la crisis sanitaria es exógeno, más global, pero previsiblemente mucho más transitorio. De hecho, la economía global se está recuperando rápidamente, sobre todo en los países avanzados. No obstante, en algunos sectores, relacionados con la movilidad, los efectos negativos pueden perdurar bastante tiempo.

La pandemia podría tener un impacto persistente sobre los desequilibrios globales. Esto se debe no solo a que la recuperación está siendo desigual entre regiones, sino también a que la crisis sanitaria está provocando o acelerando cambios de fondo en la economía global, con posibles consecuencias de largo alcance sobre la evolución de los desequilibrios, tanto de flujo como de *stock*. Este sería el caso de la digitalización productiva y financiera o de la organización del trabajo en las empresas. De un modo más indirecto y hasta cierto punto inesperado, la pandemia, junto con otros desarrollos en la escena internacional, está generando cambios rápidos y de profundo calado en la economía mundial, en ámbitos tan dispares como la fiscalidad internacional y la economía verde.

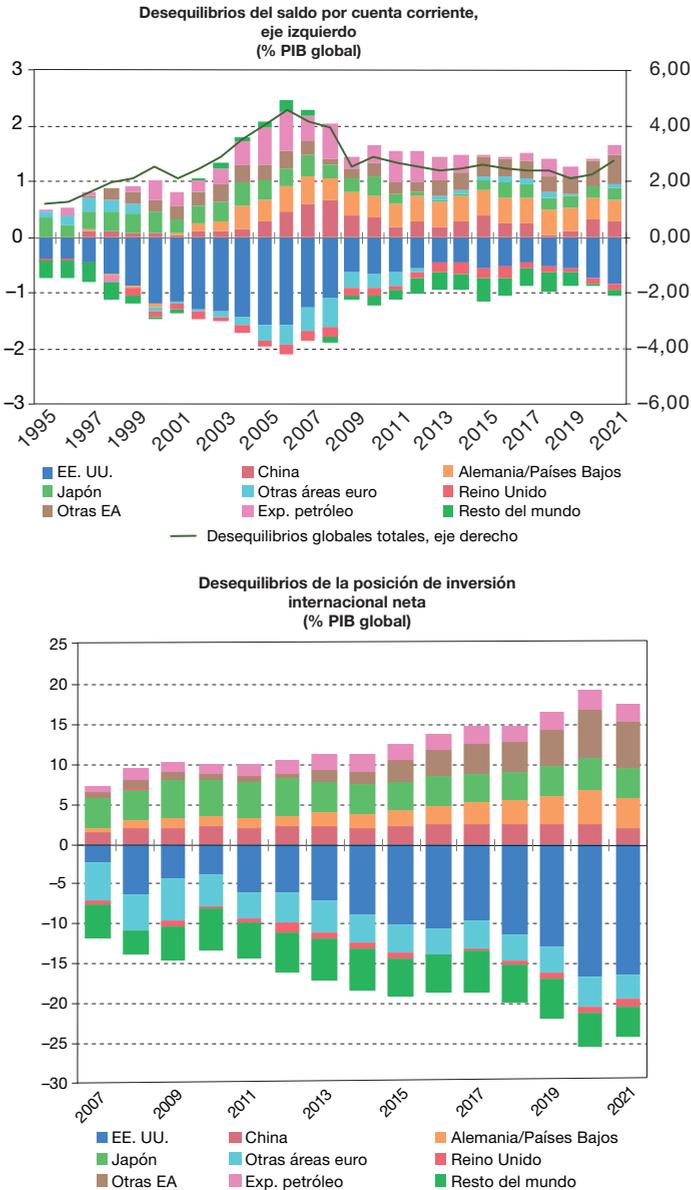
En este artículo se analiza el impacto de la pandemia sobre los desequilibrios globales. En la primera parte se evalúa el efecto observado hasta la actualidad y la trayectoria que se espera que tengan dichos desequilibrios durante la fase de recuperación. En la segunda parte se exploran las implicaciones para los desequilibrios globales de los cambios económicos estructurales inducidos, directa o indirectamente, por la pandemia.

## 2. El estado de los desequilibrios globales. Tendencias previas e impacto de la pandemia

### 2.1. La evolución de los desequilibrios antes de la pandemia

La CFG impactó significativamente en la evolución de los desequilibrios globales. Los desequilibrios del saldo por cuenta corriente, que se habían expandido exponencialmente en la primera mitad de los años 2000 hasta situarse en 2007 por encima del 2% del PIB mundial, se redujeron marcadamente y de forma persistente como consecuencia de la CFG (Figura 1, panel superior).

**FIGURA 1**  
**EVOLUCIÓN DE LOS DESEQUILIBRIOS GLOBALES DE FLUJO**  
**(CUENTA CORRIENTE) Y DE STOCK (PIIN)**



NOTAS: Otras EA incluye Corea del Sur, Canadá, Australia, Taiwan, Suiza, Singapur, Suecia, Hong Kong SAR, República Checa, Israel, Dinamarca, Nueva Zelanda e Islandia. Exp. petróleo incluye Arabia Saudí, Rusia, Emiratos Árabes Unidos, Nigeria, Angola, Venezuela, Kazajistán y Noruega. Panel superior: los datos de 2020 son estimaciones para 7 economías y observaciones para las demás; los datos de 2021 son estimaciones para la totalidad de la muestra. Panel inferior: los datos de 2021 se refieren a observaciones de los dos primeros trimestres para todos los países menos 11, cuyos datos se refieren únicamente al primer trimestre.

FUENTE: FMI.

La razón de esta reducción radica en las características de la CFG y en su relación con los desequilibrios externos de las economías. La CFG fue una crisis «endógena» a los desequilibrios de la época: los factores que la causaron –según muchos analistas, políticas monetaria y regulatorias laxas en los EE. UU., combinadas con un exceso de ahorro en los países asiáticos<sup>1</sup>– habrían determinado también la expansión de los desequilibrios globales en los años anteriores a 2008. Estos desequilibrios acabaron siendo un síntoma de fallas financieras y económicas estructurales, como la proliferación de flujos de financiación en los que el riesgo estaba enmascarado por una creciente complejidad de los productos financieros, que implosionaron entre 2007 y 2008 llevando a la quiebra a múltiples entidades financieras proveedoras o detentoras de estos productos, provocando un pánico financiero. Los desequilibrios se redujeron con un coste elevado: una fuerte y persistente caída del PIB y de las rentas de los agentes. Una vez llevado a cabo el ajuste, los desequilibrios han oscilado ligeramente por encima del 1 % del PIB mundial, destacando la corrección de los saldos deficitarios de Estados Unidos y algunos países de la zona euro.

Por el contrario, los desequilibrios relacionados con la PIIN continuaron aumentando en la década pasada (Figura 1, panel inferior). La suma de saldos acreedores, que era de apenas el 10 % del PIB global antes de la CFG, casi se ha duplicado en la última década. Los desequilibrios de *stock* tienen un grado de persistencia muy elevado, ya que se retroalimentan con los saldos por cuenta corriente a los que contribuyen a través de la balanza de rentas. Como se detalla en el Apéndice, cuando la PIIN tiene el mismo signo que el saldo por cuenta corriente, tenderá a aumentar en valor absoluto, salvo que el diferencial de rendimiento entre activos y pasivos sea tal que el saldo de la balanza de rentas presente un signo distinto al de la PIIN. Esta situación no es habitual, con la notable excepción de Estados Unidos, por las razones que se explican en el Apéndice. En el periodo anterior a la pandemia, los desequilibrios más relevantes estaban concentrados en cinco grupos de economías, como se observa en la Figura 2. Un primer grupo se compone de los países con saldos externos fuertemente positivos y PIIN mayormente acreedoras:

1. Países asiáticos: China, Japón, Corea y otros países asiáticos. Sus desequilibrios son cuantitativamente relevantes a nivel global, pues China y Japón explicaban conjuntamente el 22 % del ahorro externo mundial en 2019 y el 31 % de las tenencias globales netas positivas de activos externos en el mismo año.
2. Países europeos: Alemania, Países Bajos y varios países nórdicos. Además de explicar una cuota relevante del ahorro y de las PIIN positivas globales –alrededor del 20 %–, las tenencias de activos externos de estas economías se han ido expandiendo exponencialmente en los últimos años, registrando, conjuntamente, un incremento de más del 200 % en la última década.

---

<sup>1</sup> Véase, por ejemplo, Obstfeld y Rogoff (2009).

3. Países exportadores de petróleo: es un conjunto heterogéneo de economías –las mayores de las cuales son Arabia Saudí, Rusia y Noruega– que explicaban conjuntamente alrededor del 10 % del ahorro externo y de las PIIN positivas globales en 2019.

En el grupo de economías con saldos fuertemente negativos y habitualmente deudoras (en rojo en la Figura 2) destacan:

1. Estados Unidos, una gran economía deficitaria y deudora que, por su tamaño y por varios factores políticos y estructurales –estabilidad económica, potencial de crecimiento, centro financiero global, principal productor de activos seguros, etc.–, ha sido receptora de gran parte del ahorro mundial en las últimas décadas. En 2019, los desequilibrios externos estadounidenses explicaban el 46 % y el 56 % de los déficits por cuenta corriente negativos globales y el *stock* de deuda neta mundial, respectivamente.
2. Economías con un *stock* de deuda externa neta importante, pero en proceso de corrección antes de la pandemia. Entre estos países están tanto economías emergentes como Turquía –con una deuda externa neta por encima del 45 % del PIB en 2019– como economías avanzadas –Grecia, Portugal y España–, cuyos pasivos externos netos superaban el 70 % de su PIB en 2019. Los desequilibrios externos de estos países son menos relevantes desde un punto de vista cuantitativo debido a su menor tamaño, aunque comparten la necesidad de generar superávits del saldo por cuenta corriente en los próximos años para garantizar un ajuste sostenible de su endeudamiento externo.

La diferente naturaleza del *shock* de la pandemia se puede observar también en la Figura 1. A diferencia de la CFG, no se produjo un aumento de los desequilibrios previo a la crisis. Al contrario, en los años previos se había producido un descenso del superávit de algunas de las regiones previamente analizadas, como las economías asiáticas y los exportadores de petróleo, y se habían reducido los déficits de Estados Unidos y de las economías de la zona euro con un elevado *stock* de deuda externa. Mayores resistencias al ajuste mostraron, por otro lado, Alemania y Países Bajos, que siguieron manteniendo elevados superávits en los años previos a la pandemia.

## 2.2. El impacto de la pandemia sobre los desequilibrios globales en el corto plazo

¿Cuál fue el impacto de la crisis sanitaria sobre los desequilibrios externos más relevantes? *A priori*, la pandemia puede afectar a los desequilibrios a través de diferentes canales –algunos operantes de forma temporal y otros activos en el más largo plazo–, tanto en el caso de los flujos como de los *stocks*. En concreto, como se especifica en la parte derecha de la Figura 2, en el corto plazo, la crisis sanitaria ha incidido a través de cuatro canales en los saldos por cuenta corriente de las economías. Primero, modificando los balances sectoriales del turismo y la energía; segundo, a través de su impacto sobre la demanda interna de los distintos países; tercero, debido

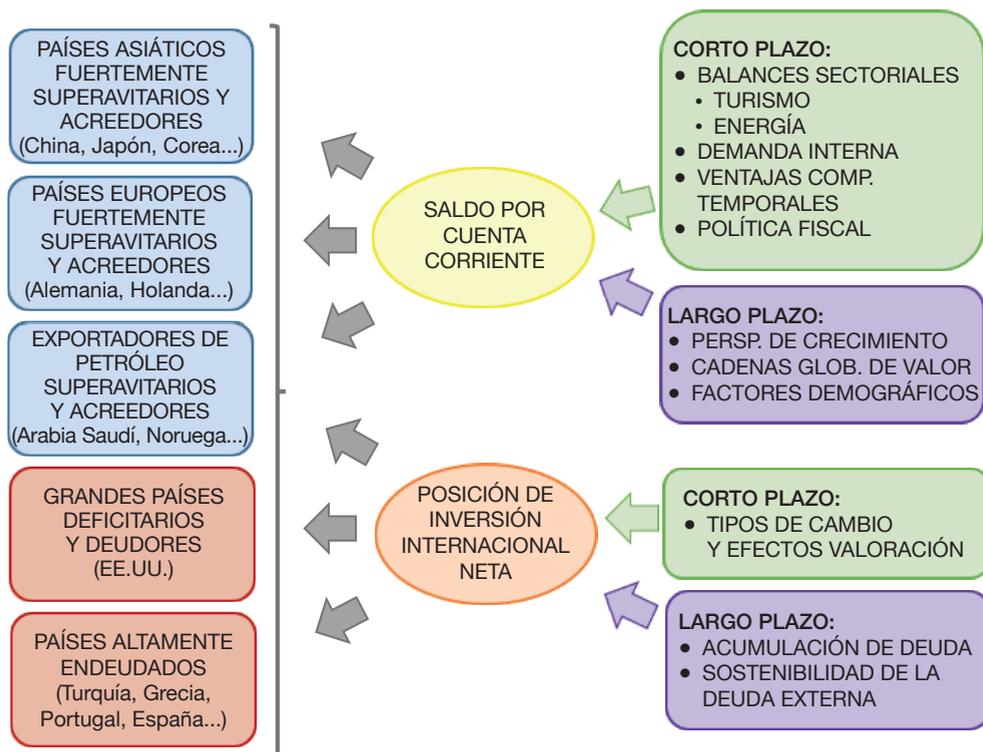
a ciertas ventajas comparativas temporales resultantes de la propia crisis sanitaria; y cuarto, finalmente, a través de las medidas fiscales adoptadas en respuesta a la pandemia por los distintos Gobiernos.

A más largo plazo, los saldos por cuenta corriente podrían verse afectados por otros factores relacionados con la pandemia, tales como modificaciones en las perspectivas de crecimiento de las distintas economías, una posible restructuración de las cadenas globales de valor o alteraciones de los factores demográficos.

Por su parte, las PIIN de las principales economías se podrían ver influenciadas en el corto y medio plazo por fluctuaciones en los tipos de cambio relacionadas con la pandemia y por los consiguientes efectos valoración que modifican el valor de activos y pasivos externos, así como por la acumulación de riqueza o deuda externa debida a las tendencias de los saldos por cuenta corriente.

Los próximos epígrafes analizan en detalle cómo la pandemia podría afectar a los desequilibrios externos a través de todos estos canales, empezando, en esta sección,

**FIGURA 2**  
**IMPACTO DE LA PANDEMIA SOBRE LOS PRINCIPALES DESEQUILIBRIOS GLOBALES**



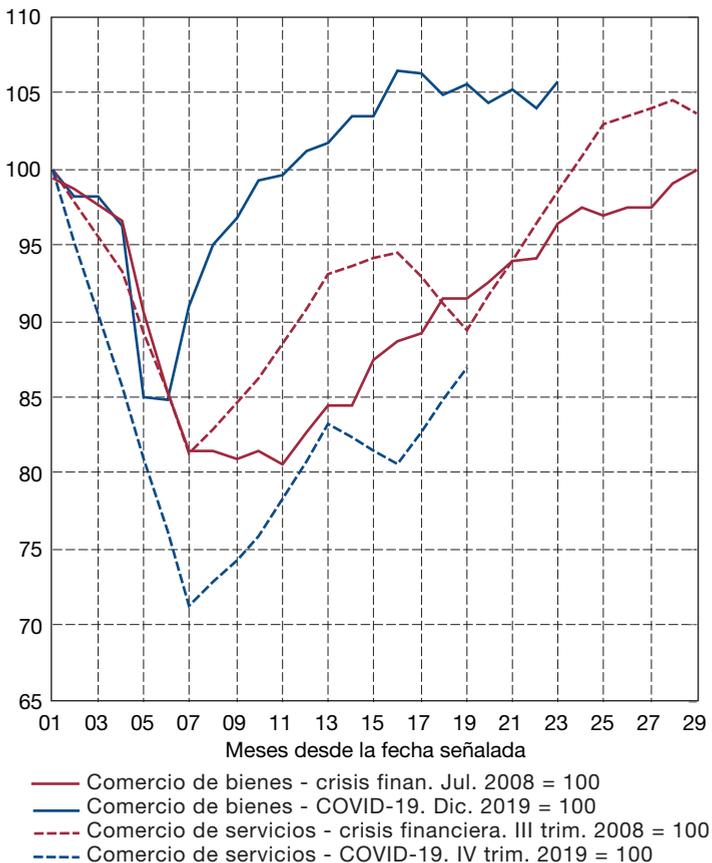
NOTA: En azul, grupos de países superavitarios. En rojo, grupos de países deficitarios.

FUENTE: Elaboración propia.

por el impacto sobre las cuentas corrientes. Las posibles repercusiones de más largo plazo de la crisis sanitaria se tratarán en el tercer epígrafe.

Un primer canal por el que la pandemia de la COVID-19 afecta a los desequilibrios globales es su impacto sobre los flujos comerciales. Como se muestra en la Figura 3, la crisis sanitaria ha conllevado una caída temporal en el comercio de bienes, relacionada en parte con las interrupciones en las cadenas globales de producción que se observaron en la primera mitad de 2020. Dicha contracción, sin embargo, fue seguida por una recuperación posterior muy rápida. Para el comercio de servicios, por el contrario, la caída, debida principalmente a la contracción del turismo y los viajes, es muy superior a la registrada en 2008, y la recuperación más lenta. En gran parte, esto refleja la continuidad de las medidas restrictivas en varias áreas del mundo.

**FIGURA 3**  
**EVOLUCIÓN DEL COMERCIO INTERNACIONAL.**  
**COMPARACIÓN ENTRE EL EPISODIO ACTUAL Y LA CRISIS DE 2008**



**FUENTE:** CPB, Eurostat, FMI y OECD.

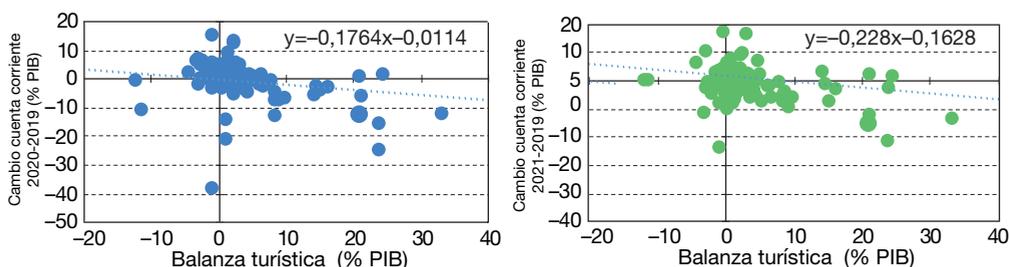
Una de las principales características de la pandemia es su diferente impacto sectorial. Así, aquellos sectores más relacionados con la movilidad o el contacto interpersonal –como los servicios de ocio o el turismo– han experimentado una mayor caída. Por el contrario, los servicios a las empresas o los productos sanitarios relacionados con la pandemia han observado un fuerte incremento de la demanda y producción. A su vez, el fuerte impacto sobre la actividad y la movilidad, así como la súbita recuperación posterior, generó grandes oscilaciones en los precios de las materias primas, en un primer instante a la baja y más tarde al alza.

Esta dimensión fuertemente sectorial constituye un elemento de novedad con respecto a las crisis anteriores. La pandemia ha paralizado casi totalmente la industria turística durante meses. Para varios países, el turismo internacional constituye una parte importante de los ingresos procedentes del exterior. En la Figura 4 se relaciona la balanza turística previa a la pandemia con el cambio en el saldo por cuenta corriente observado entre 2019 y 2020 (panel izquierdo) y entre 2019 y 2021 (panel derecho), ambos en porcentaje del PIB. Como se puede observar, la relación negativa entre ambas es marcada. Para algunas economías superavitarias, de hecho, este cambio ha significado la desaparición parcial o total de su superávit comercial, como es el caso de Tailandia, Turquía, Grecia, Portugal o España.

Este factor, en todo caso, se vio parcialmente compensado por la caída de los precios energéticos en 2020. Toda vez que una buena parte de los principales países exportadores de servicios turísticos –como los comentados anteriormente– son también países deficitarios en la balanza energética, esto contuvo el efecto de la pandemia sobre las balanzas por cuenta corriente.

En cualquier caso, la caída del precio de las materias primas energéticas tuvo un efecto positivo sobre los desequilibrios globales, al reducirse, e incluso revertirse en algunos casos, los elevados superávits registrados por los países exportadores de petróleo, como se ilustra en la Figura 5.

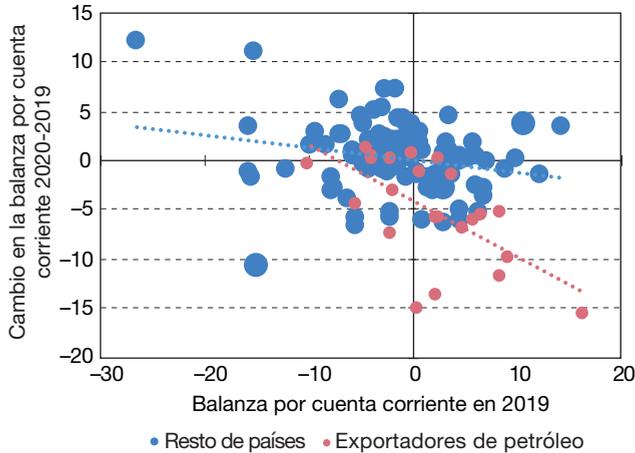
**FIGURA 4**  
**BALANZA TURÍSTICA Y SALDO POR CUENTA CORRIENTE.**  
**AÑOS 2020 Y 2021**



NOTAS: Incluye 145 países con datos disponibles en el World Economic Outlook del FMI y en la base de datos del UNWTO. Para 2020, los datos de 39 economías son estimaciones. En 2021, los datos son estimaciones para la totalidad de la muestra.

FUENTE: FMI y UNWTO.

**FIGURA 5**  
**EVOLUCIÓN DE LA CUENTA CORRIENTE Y EXPORTADORES**  
**DE PETRÓLEO**  
**(En % PIB)**



FUENTE: FMI.

Un caso particular que debe analizarse es el de aquellas economías que, por su tamaño, marcan en gran medida la evolución de los desequilibrios globales. Así, en Estados Unidos se ha producido un fuerte aumento del déficit por cuenta corriente, como consecuencia, entre otros, del impulso fiscal, como se explica en la siguiente sección. Por su parte, China se ha visto beneficiada por una evolución más favorable de la pandemia a pesar de su impacto más temprano, que ha permitido una reactivación de sus exportaciones y un aumento del superávit por cuenta corriente.

El *shock* también dio lugar a un periodo de volatilidad financiera y un fuerte parón de los flujos de capitales (*sudden stop*). Como estos flujos contribuyen a financiar los déficits por cuenta corriente y su ausencia fuerza su corrección, en particular, en las economías emergentes que dependen más de un flujo continuado de capitales exteriores (Edwards, 2004), un parón súbito de los flujos puede llevar a una reversión del saldo por cuenta corriente, al no haber financiación disponible (De Mello y Padoan, 2010). Estos frenazos también contribuyeron a acentuar el impacto de la pandemia sobre la actividad en los países afectados, al tener que ajustarse la demanda interna.

### 3. Perspectivas sobre los desequilibrios globales

#### 3.1. Desequilibrios en la recuperación

En conjunto, el efecto neto de todos los factores mencionados anteriormente fue una ampliación de los desequilibrios globales en términos de flujo –saldo por cuenta corriente– en el primer año de la pandemia (Figura 1, superior). Las previsiones son que estos continúen aumentando en el corto plazo.

La actividad ha recuperado los niveles previos a la crisis sanitaria en numerosos países, principalmente entre las economías avanzadas. Los precios de las materias primas también han recuperado e incluso superado los niveles prepandemia. Esta evolución favorable puede contribuir a reducir los desequilibrios, pero también a aumentarlos. Así, se espera que los grandes países exportadores de petróleo retomen su tradicional y elevado superávit por cuenta corriente.

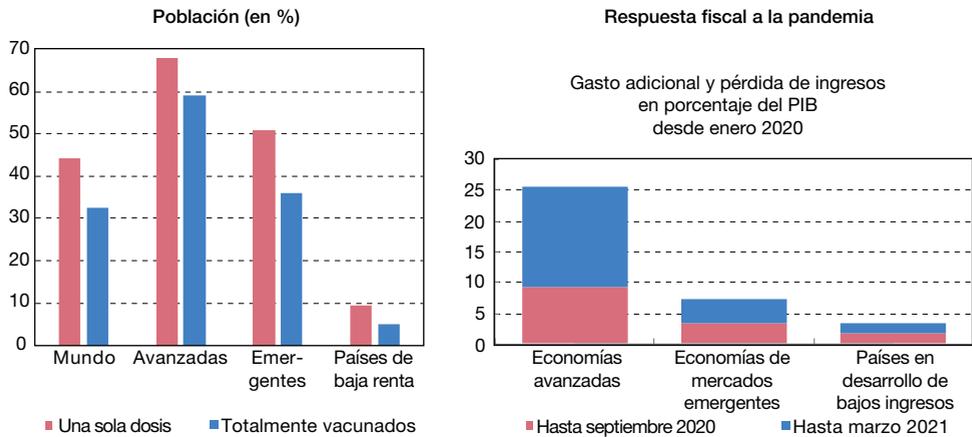
No obstante, la recuperación es incompleta y desigual. Pueden distinguirse dos dimensiones: la sectorial, dado que los efectos de la pandemia en algunos sectores son muy persistentes; y la geográfica, pues la recuperación va a velocidades muy diferentes entre países, a un ritmo que está marcado por el avance de la vacunación, la magnitud y continuidad de los estímulos fiscales y el aumento de la inflación.

Por lo que se refiere a la evolución sectorial, los servicios de cara al público han ido rezagados en la recuperación. La mayoría de ellos afectan a la demanda interna pero no a la exterior; la principal excepción son los flujos turísticos, que apenas se han recuperado, debido a las nuevas olas pandémicas y a la extensión de las restricciones. Las llegadas de turistas internacionales aún se encuentran un 82% por debajo de los niveles precrisis, lo cual supone mil millones menos de turistas (UNWTO, 2021). Además, se espera que los efectos sobre el sector turístico sean los últimos en desaparecer. En la medida en que la población mundial no esté completamente inmunizada y la pandemia no sea residual, la reducción del turismo y de los desplazamientos internacionales persistirá.

Las diferencias geográficas en la recuperación también están relacionadas con la exposición a este tipo de sectores rezagados. Los países con una elevada dependencia del turismo no solo tuvieron una caída mayor de la actividad, sino que se están recuperando más lentamente. Este rezago tiene consecuencias directas sobre los desequilibrios por cuenta corriente. Las balanzas de servicios, superavitarias en estos países, siguen estando lastradas por la reducción de ingresos turísticos, como se observa en el panel derecho de la Figura 4. La recuperación de los precios de las materias primas energéticas también tiende a afectar negativamente a los países turísticos. La mayor pendiente que refleja la relación entre la balanza turística y el deterioro de la cuenta corriente en 2021 viene explicada en parte por la evolución de la balanza energética. La recuperación más débil de la actividad también puede limitar la recuperación de las importaciones, pero el balance agregado en este grupo de países debe ser un persistente deterioro de los saldos de la balanza comercial y por cuenta corriente.

La vacunación está procediendo a ritmos muy heterogéneos entre países (Figura 6, izquierda). Así, mientras que en el conjunto de las economías avanzadas la población vacunada con dos dosis se acercaba al 60% en octubre de 2021, la proporción se reducía al 35% en las economías emergentes, y en los países de renta baja apenas superaba el 5%.

**FIGURA 6**  
**FACTORES DETERMINANTES DEL RITMO DE RECUPERACIÓN:**  
**VACUNACIÓN Y ESTÍMULO FISCAL**



FUENTE: FMI y Banco de España.

El retraso en la vacunación aumenta la probabilidad de que se generen nuevas oleadas de contagios, mantiene la presión hospitalaria y puede llevar a una reactivación de las restricciones. El velo de incertidumbre que todo ello genera lastra la recuperación e impide la normalización de la actividad de ciertos sectores. Además, el mantenimiento de la incertidumbre también frena la recuperación de los flujos de financiación hacia estos países, lo que limita la recuperación de la demanda interna.

Por lo que respecta al apoyo fiscal, este ha sido mucho más elevado en las economías avanzadas como respuesta a la pandemia. Además, muchas economías avanzadas han adoptado cuantiosos paquetes fiscales para facilitar la recuperación. Como se observa en el panel derecho de la Figura 6, las economías avanzadas han añadido entre septiembre de 2020 y marzo de 2021 más de siete puntos porcentuales de su PIB en apoyos fiscales.

Durante la crisis, también se ha producido un elevado incremento del ahorro privado en las economías avanzadas debido a la incertidumbre, a la reducción de gasto en productos y servicios impactados por la pandemia y, también, a que algunos de los apoyos fiscales tenían como objetivo mantener la renta disponible de los trabajadores. En algunos casos, como lo ocurrido en Estados Unidos con los cheques a las familias en el segmento de rentas bajas, la renta disponible incluso aumentó. Una vez pasada la fase más aguda de la pandemia, se prevé que el ahorro acumulado suponga un impulso adicional a la demanda de consumo e inversión privada –inmobiliaria, por ejemplo–, prolongando el efecto de los estímulos fiscales. El incremento de la demanda tiende a tener un impacto negativo sobre las balanzas comerciales y a generar externalidades positivas sobre las exportaciones del resto de países.

La combinación de ambos elementos supone un aumento significativo de la presión de la demanda sobre el aparato productivo. Esta demanda confronta una oferta cuyos factores productivos no se han reactivado completamente y tienen que gestionar restricciones parciales a la actividad en las economías donde aparecen nuevas olas de contagios. Si a ello se une el aumento de los precios energéticos, donde también se producen cuellos de botella en la oferta, no resulta sorprendente que la inflación esté aumentando de forma significativa en muchas economías. Aunque el grado de persistencia del fenómeno es incierto, está reduciendo el poder adquisitivo de los agentes y está empezando a afectar a los tipos de interés en los mercados financieros, lo cual puede terminar ralentizando la recuperación global.

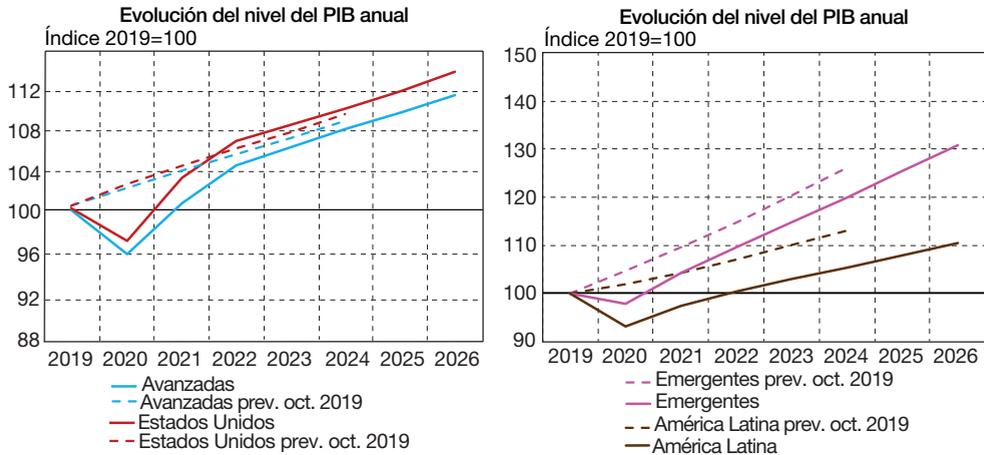
Por el contrario, las economías emergentes y en desarrollo, después de desplegar un notable impulso fiscal en los primeros trimestres de la pandemia (3,6 puntos de su PIB), apenas han añadido cuatro décimas desde septiembre de 2020, debido, en muchos casos, a su escaso espacio fiscal tras el incremento de déficit y deuda observado con la crisis. Los países de bajos ingresos no han podido incrementar el ya escaso apoyo fiscal que implementaron al inicio de la crisis.

También la acumulación de ahorro privado ha sido menos relevante en estos países, donde solo la población en la parte alta de la distribución de ingresos puede ahorrar; además, la incertidumbre que rodea la evolución de la pandemia es mayor, debido a los retrasos en la vacunación en muchas de las economías en desarrollo, por lo que la acumulación de ahorro por motivo precautorio puede prolongarse en el tiempo. Finalmente, las economías emergentes, sobre todo aquellas con mayores vulnerabilidades fiscales y financieras, pueden tardar en recuperar los flujos de financiación del pasado, lo que puede limitar la recuperación de la demanda interna. Este retraso en los flujos de financiación exteriores se puede acentuar en mayor medida si las políticas monetarias de las economías avanzadas cambian su orientación de forma más rápida de lo anticipado. No obstante, la mejora de las exportaciones que se está observando puede mitigar estos efectos.

Por tanto, los dos factores que más afectan la recuperación, ritmo de vacunación y estímulos fiscales, se alinean conforme a la división entre economías avanzadas y emergentes, lo que determina que las perspectivas de crecimiento de medio y largo plazo diverjan entre estos dos grupos de países.

Como se observa en la Figura 7, se espera que las economías avanzadas retomen la senda de evolución del PIB prevista antes de la crisis hacia finales del año 2022, es decir, que no solo se recuperen los niveles de producto previos a la crisis, sino también la totalidad de las pérdidas asociadas a la crisis en un periodo inferior a tres años. Por el contrario, las economías emergentes, que recuperaron los niveles de PIB previos a la crisis bastante antes –gracias sobre todo a la rápida reactivación de China–, no alcanzarán la senda anteriormente prevista en el horizonte de predicción, a pesar de la mejora reciente de sus perspectivas económicas.

**FIGURA 7**  
**NIVELES DEL PIB PROYECTADOS ANTES Y DESPUÉS**  
**DE LA PANDEMIA**



FUENTE: FMI.

Esta diferente evolución económica tiene un correlato en la evolución esperada de los desequilibrios de flujo. Las balanzas comerciales y por cuenta corriente de las economías avanzadas tenderán a deteriorarse debido a la mayor recuperación de la demanda interna. En las economías lastradas por una recuperación más lenta, en cambio, los saldos comerciales y, probablemente, por cuenta corriente tenderán a mejorar, facilitando asimismo la recuperación. Por su parte, el aumento de los tipos de interés a nivel global tendería a elevar, a través de la balanza de rentas (véase Apéndice) los déficits de las economías deudoras y a aumentar los superávits de las acreedoras, aunque se espera que los efectos se vean mitigados por dos factores: el aumento generalizado de los vencimientos de la deuda durante el largo periodo de bajos o incluso negativos tipos de interés y el aumento de las exposiciones en activos más seguros.

El efecto de todas estas divergencias sobre los desequilibrios globales es un incremento esperado de los mismos en el año 2021 (Figura 1, superior). Los principales contribuidores a la ampliación son: Estados Unidos, cuyo déficit por cuenta corriente se prevé aumente un punto porcentual del PIB; y los países exportadores de petróleo, los cuales mejorarán sus saldos corrientes, volviendo a ampliar su contribución a los superávits globales. Por el contrario, los países emergentes con tradicionales saldos deficitarios por cuenta corriente los mantendrán más reducidos que antes de la crisis –Brasil, Turquía– y algunos de ellos mantendrán el saldo superavitario –México, Argentina–. Las posiciones de inversión internacional (PIIN) han corregido parcialmente la ampliación observada en 2020 (Figura 1, inferior) durante el primer semestre de 2021, debido principalmente a la reversión de los efectos de valoración.

### 3.2. *Implicaciones de medio y largo plazo*

Esta sección se centra en los cambios estructurales generados o catalizados por la pandemia que pueden tener implicaciones de medio y largo plazo sobre los desequilibrios globales: impacto demográfico y sobre el proceso de globalización de la producción, un mayor recurso al teletrabajo y un renovado impulso a la digitalización económica y financiera, modificaciones en la fiscalidad internacional, y una aceleración en la transición hacia una economía verde.

#### 3.2.1. Demografía

Un primer canal por el que la pandemia podría afectar a las cuentas corrientes en el largo plazo es modificando los factores demográficos. Las variables demográficas son un determinante relevante del saldo por cuenta corriente de las economías. Un alto crecimiento de la población tiende a incentivar el déficit externo; una elevada proporción de ahorradores de mediana edad aumentaría el ahorro agregado y el superávit exterior; un alto porcentaje de personas mayores reduciría los ahorros empujando el saldo por cuenta corriente hacia el déficit (Cubeddu *et al.*, 2019). Según lo estimado por Gerigk *et al.* (2018), las trayectorias demográficas preexistentes a la pandemia hacían prever un impacto negativo de los factores demográficos sobre los saldos por cuenta corriente de los países con mayor edad promedio a partir de 2035. Entre estos países estaría también España.

Estas tendencias se podrían ver agravadas por el impacto de la pandemia sobre la fertilidad. Según estudios recientes, la crisis sanitaria podría reducir la tasa de fertilidad en las economías avanzadas debido, en parte, a las dificultades de conciliar el cuidado a la familia con la actividad laboral, en parte, a la incertidumbre y a las dificultades de acceder a la fecundación artificial (Aassve *et al.*, 2020). En este sentido, la crisis originada por la COVID-19 podría aumentar el envejecimiento poblacional en las economías avanzadas en los próximos años, dificultando alcanzar superávits externos. Por otra parte, aunque la incertidumbre sobre los efectos a largo plazo en la salud de la COVID-19 es alta, en la medida en la que las altas tasas de mortalidad en los años de la pandemia no se correspondan con un descenso persistente de la esperanza de vida, este efecto tendría una menor relevancia en el largo plazo (Harper, 2021).

#### 3.2.2. Globalización y cadenas de producción

Uno de los efectos más visibles del impacto económico de la pandemia en sus inicios fue la interrupción de las cadenas globales de valor (WTO, 2021). En efecto, el país en que se originó la pandemia, China, es también la economía principal proveedora de bienes intermedios para el aparato productivo mundial –junto con otras economías asiáticas–. Por lo tanto, las restricciones a la actividad para contener los

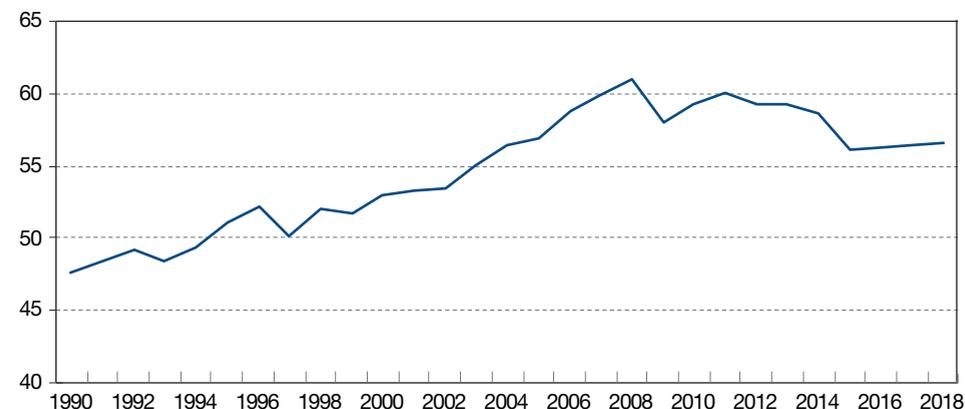
contagios en ese país tuvieron un efecto inmediato en la producción global de bienes industriales. Esto, conjuntamente con la escasez de suministros de material sanitario y farmacéuticos durante la crisis, ha llevado a algunos analistas y responsables políticos a replantearse el proceso de globalización que había caracterizado la economía global en las dos décadas precedentes.

La globalización comercial de las últimas décadas tuvo como efecto la segmentación de la actividad productiva a través de las cadenas globales de valor. Esta segmentación tuvo un gran impacto, por un lado, en la dirección de los flujos globales de capital y, por otro, en los desequilibrios externos de los países. Hasta entonces, lo habitual era que el capital fluyera desde los países con tecnologías más avanzadas hasta los que se encontraban dentro de la frontera tecnológica, generando superávits exteriores en los primeros y déficits en los segundos. El proceso de globalización alteró significativamente este comportamiento y los países receptores de la tecnología se convirtieron rápidamente en importantes exportadores de bienes, experimentando significativos superávits en sus cuentas comerciales, que invertían en los activos seguros que se producen en los países avanzados, al no contar con unos mercados financieros suficientemente desarrollados. De esta forma, pasaron a ser en pocos años emisores exteriores netos de flujos de capital.

Parece existir un cierto consenso académico en que fueron principalmente dos los factores que determinaron la expansión de la globalización comercial: la tecnología y las políticas (Antràs, 2020). En efecto, los avances tecnológicos en información y las comunicaciones supusieron una clara revolución en la organización de la producción en las empresas. Estas innovaciones permitieron que cada parte del proceso productivo se pudiera localizar en el país en que resultaran más baratos los recursos en que eran intensivos. Además, se instauró el principio de *just in time*, que implica que se produce bajo demanda, reduciendo sustancialmente la necesidad de mantener existencias de productos terminados e intermedios. De esta forma, las ganancias de eficiencia y los ahorros de costes fueron muy significativos a nivel agregado, beneficiando a los consumidores a nivel global. Por su parte, las políticas también contribuyeron significativamente a este proceso, mediante la multiplicación de los acuerdos comerciales tanto bilaterales como multilaterales.

Sin embargo, ya antes de la pandemia se observaba un cierto agotamiento en este proceso (Figura 8). Este freno a la ya intensa internacionalización estaba relacionado tanto con cuestiones tecnológicas como de política. Parece claro que la tasa de innovación tecnológica en los aspectos sustantivos de las comunicaciones y la información sigue siendo muy elevada, pero los costes marginales son cada vez mayores (Bloom *et al.*, 2020). Por lo que respecta a las políticas, el apoyo social a este proceso se debilitó significativamente, ya que era claro que la conjunción de globalización y avance tecnológico sesgado hacia el ahorro del factor trabajo se traducían en un incremento de la desigualdad dentro de cada país –aunque a corto plazo redujera las desigualdades entre países–, sin que las políticas hubieran previsto que una parte de esos beneficios agregados se utilizaran para compensar a los perjudicados por estas dinámicas (Antràs, 2020).

**FIGURA 8**  
**VALOR AÑADIDO POR LAS CADENAS GLOBALES DE VALOR COMO**  
**PORCENTAJE DE LAS EXPORTACIONES TOTALES**



FUENTE: UNCTAD (Eora-MRIO).

La crisis ocasionada por la pandemia ha tenido dos efectos de signo contrario sobre la globalización. Por un lado, ha supuesto un impulso adicional a la digitalización de la economía y la sociedad, como se detalla en uno de los epígrafes siguientes, pero, por otro lado, ha hecho más aparentes las negativas implicaciones sociales que puede tener el aumento de la desigualdad.

Además de las dislocaciones de las cadenas globales de valor observadas en las fases iniciales de la pandemia y solucionadas una vez que se avanzó en la vacunación de la población, más recientemente se han empezado a observar «cuellos de botella» en la producción de los bienes más globalizados debido a la elevada demanda global, pero también a las disrupciones productivas que han ocurrido en algunos países que se enfrentaban a rebotes de los contagios. Estos acontecimientos ponen de manifiesto la vulnerabilidad que representa la dependencia de las políticas sanitarias e industriales aplicadas por otros países y llevan a plantearse la oportunidad de una reestructuración en las cadenas de producción existentes. Sin embargo, contribuciones recientes han mostrado que un abandono total del modelo productivo *just in time* conllevaría una mayor vulnerabilidad a *shocks* que afecten las cadenas globales de producción (Miroudot, 2020) y que, por lo tanto, empresas más integradas internacionalmente tienen una mayor capacidad de recuperarse de los *shocks* adversos. Por estas razones, eventuales modificaciones a la organización productiva actual deberían probablemente materializarse en mayores colchones en forma de existencias que amortigüen el potencial impacto de la dislocación de la producción en países concretos (Carreras-Valle, 2021), más que en una reducción de la integración internacional de los procesos productivos. Por otro lado, en el ámbito de las políticas, las medidas aplicadas para combatir el impacto de la pandemia han evitado que los niveles de desigualdad hayan aumentado mayormente, como solía ocurrir

en crisis pasadas. Sin embargo, estas medidas son transitorias, por lo que la presión social probablemente volverá a emerger si no se presta atención a los perdedores de este proceso.

En conjunto, será este equilibrio entre los beneficios y vulnerabilidades para las empresas y la capacidad y deseo de los Gobiernos para reducir las desigualdades lo que determinará si se produce o no un retroceso significativo en la globalización. No parece que, a pesar del debate suscitado al hilo de la pandemia, las grandes multinacionales que constituyen las cadenas globales de valor estén desmantelando esta forma organizativa.

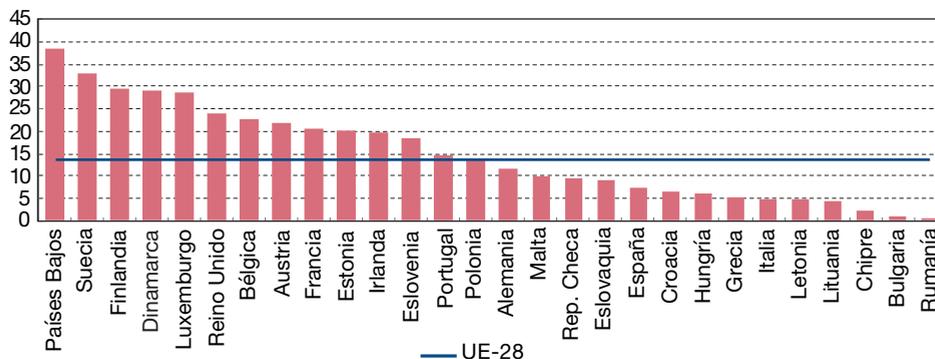
Lógicamente, la materialización de cualquiera de las dos tendencias tendrá implicaciones para los desequilibrios globales, no tanto en términos de su magnitud, pero sí de su localización. En concreto, si se produce un cambio de tendencia en la globalización, los países productores de bienes intermedios –y con moderado consumo de bienes finales–, que en su mayor parte presentan importantes superávits en su cuenta corriente –por ejemplo, algunos países asiáticos– verían corregirse sus saldos excedentarios. Esto reduciría su capacidad para ser emisores netos de flujos de capitales. Y los países productores –y mayores consumidores– de bienes finales verían mejorar sus saldos deficitarios por cuenta corriente –por ejemplo, Estados Unidos– o incrementarse sus saldos superavitarios –Alemania, Países Bajos, etc.–. En cualquier caso, dependiendo de cómo se lleve a cabo el proceso, esto podría resultar en un aumento de los precios de los productos y una disminución del bienestar medio.

### 3.2.3. Teletrabajo y digitalización económica

Uno de los factores que permitió mitigar el impacto económico de las restricciones a la movilidad adoptadas para contener los contagios de la pandemia fue el teletrabajo. El teletrabajo ya era una realidad antes de la pandemia, pero no estaba ni mucho menos generalizado entre los trabajadores (Figura 9). Los sectores de servicios, especialmente los más relacionados con las tecnologías de la información y las comunicaciones, las empresas de mayor tamaño y las profesiones con mayores niveles de cualificación eran los que mayor uso hacían de esta posibilidad.

La progresiva digitalización de las empresas y la disponibilidad de una infraestructura de comunicación para el ocio suficientemente desarrollada permitieron un rápido despliegue del mismo al estallar la crisis sanitaria. De hecho, en el promedio de la Unión Europea, el 40 % de los asalariados trabajó desde casa durante la pandemia. Esto plantea la posibilidad de que en el futuro se convierta en una práctica habitual, que podría permitir a los trabajadores incluso vivir en ciudades y países distintos a aquel en el que se encuentra la empresa que les contrata. Esto permitiría que la globalización, que hasta la fecha había afectado sobre todo a las actividades industriales, se extendiera también a las de servicios. Sin embargo, en este caso, la localización de la actividad no dependería tanto de las ventajas salariales del país de destino, sino, probablemente, de su atractivo como lugar de residencia. Sin duda, el

**FIGURA 9**  
**TELETRABAJO EN LA UNIÓN EUROPEA. EVOLUCIÓN ANTES**  
**DE LA PANDEMIA**  
**(En %)**



FUENTE: Eurostat (Labor Force Survey, 2018).

coste de la vida del país de residencia respecto al de la sede corporativa es un factor a considerar, pero otros factores como la climatología, la calidad de las infraestructuras de comunicaciones e información y de los servicios comunitarios también serían fundamentales en la atracción del teletrabajo<sup>2</sup>. Estos aspectos son, hasta cierto punto, comunes con los determinantes de los flujos turísticos.

Los países receptores de los trabajadores desplazados verían mejorar su saldo superavitario por cuenta corriente, en concreto, a través de la balanza de rentas, reduciéndose esta en los países emisores. Esto se vería parcialmente compensado por un mayor déficit de la balanza comercial en los primeros y por un superávit en los segundos. Asumiendo que los países receptores pueden ser los que ahora captan más turistas, que, como se ha mostrado, han tendido a experimentar déficits como consecuencia de la pandemia, estos verían corregir su desequilibrio exterior. Sin embargo, los países emisores pueden ser tanto deficitarios o superavitarios, por lo que la magnitud de reducción de los desequilibrios globales como consecuencia de este fenómeno dependerá crucialmente del peso de los superavitarios entre los emisores.

En todo caso, la magnitud de este efecto es incierta, hoy por hoy. A expensas de que se desarrolle una tecnología de comunicaciones que permita que las interacciones a distancia entre los trabajadores sean tan efectivas como en forma presencial,

<sup>2</sup> Para valorar adecuadamente si esta es una tendencia que se puede materializar en el futuro, es preciso analizar las implicaciones que conllevaría para las empresas y los trabajadores. Tanto para unos como para los otros se producen ahorros significativos en forma de tiempo de desplazamiento para el trabajador y gastos de administración para las empresas (alquileres, luz, etc.). De hecho, el teletrabajo podría permitir que el trabajador se desplazara a otra ciudad o país, con lo que podría mejorar el poder adquisitivo de su salario si el nivel de precios en esas áreas es más bajo que donde está localizada la empresa. Pero también tienen un coste, ya que existe evidencia empírica que muestra que las interacciones personales en el trabajo elevan la productividad de la empresa y esto, lógicamente, redundaría en mayores beneficios, pero también en mayores salarios.

no parece probable que el teletrabajo alcance una implantación de tal intensidad que permita de forma generalizada residir en un área distinta al que se encuentra la empresa. En este sentido, lo más probable es que el teletrabajo se limite a varios días a la semana, de forma que los trabajadores puedan alternar su residencia en varias localizaciones, que, necesariamente, no pueden estar muy alejadas del lugar donde se encuentra la empresa. Ya existen en Estados Unidos algunos ejemplos de empresas que permiten un teletrabajo con cambio de residencia a cambio de una reducción significativa del salario. Esta reducción sería una primera aproximación al coste de productividad que supone para las empresas que sus empleados no interactúen presencialmente. Tampoco debe olvidarse que, desde el punto de vista de la economía urbana, la concentración de actividades y personas en una ciudad concreta supone unas economías de red muy importantes, que es difícil que puedan ser compensadas con la tecnología en un corto espacio de tiempo. Esto es lo que explica que los precios y los salarios sean mucho mayores en determinadas ciudades y que la distribución de las mismas no haya variado excesivamente en el tiempo tras múltiples *shocks*, muchos de ellos más persistentes que la pandemia de la COVID-19. Muy probablemente, tanto las empresas como los trabajadores preferirán seguir viviendo en estas ciudades en el corto y medio plazo. Siempre a expensas de la evolución tecnológica, claro.

#### 3.2.4. Digitalización financiera

El impulso a la digitalización que ha supuesto la pandemia también está alcanzando al mundo financiero de forma muy significativa. Existen, de hecho, ya muchas y variadas iniciativas con potencial para afectar significativamente los flujos financieros globales. Las nuevas tecnologías de registros distribuidos están dando lugar a la aparición, entre otras, de monedas digitales. Su penetración es todavía reducida por ahora; sin embargo, las economías de red que suponen pueden hacer que crezcan de forma exponencial en un corto espacio de tiempo. Por el momento, la mayoría de estas monedas presenta unas oscilaciones muy significativas en su valor y no se ha generalizado su uso como medio de pago, por lo que no parece que tengan capacidad para sustituir a los medios más tradicionales de pago. Por eso, su uso se está restringiendo a inversores con perfil de riesgo alto y también como medio de pago en operaciones ilícitas (Foley *et al.*, 2019, estiman que el 40 % de bitcoins lo mantienen usuarios con actividades ilegales), dado el alto grado de anonimato que permite.

Sin embargo, algunas iniciativas privadas ya están trabajando en el lanzamiento de las llamadas *stable digital coins*. A diferencia de las anteriores, estas monedas digitales invertirían sus fondos en activos seguros, lo que permitiría que mantuvieran un valor de referencia muy estable. Esto les permitiría desempeñar en mayor medida las tres funciones que tiene el dinero: ser una unidad de cuenta, un medio de pago y un depósito de valor. Si, además, estas monedas digitales están ligadas a plataformas

de compras con dimensión global, su aceptación por el público puede ser bastante rápida. Esto podría tener un impacto muy significativo en los flujos de capitales globales, ya que permitiría que clientes minoristas pudieran llevar a cabo este tipo de transacciones sin la participación de ningún intermediario financiero.

Las economías más afectadas por estos desarrollos serían aquellas que cuenten con menos activos seguros denominados en su propia moneda y, de hecho, con monedas propensas a perder valor, como son las economías emergentes y de renta baja. Y los principales receptores, los países con sistemas financieros lo suficientemente desarrollados como para producir activos seguros. En este marco, las economías que registren salidas de capitales como consecuencia de estos desarrollos se verían obligadas a aumentar su superávit por cuenta corriente, y los países receptores de esos flujos verían aumentar su déficit. El impacto que este proceso podría tener sobre los desequilibrios globales es muy similar al periodo que precedió a la crisis financiera global: se produciría una importante ampliación de los mismos; la diferencia es que en este caso sería el sector privado el motor de este proceso.

Las implicaciones que dichas evoluciones podrían tener para la estabilidad financiera, la gestión de la política monetaria o los propios ingresos fiscales, son uno de los motivos que ha llevado a que la mayoría de los bancos centrales estén estudiando la creación de monedas digitales plenamente convertibles en monedas tradicionales. Aunque todavía no parece existir un consenso en la definición técnica de las monedas digitales de bancos centrales (en concreto, el grado de implicación del sector privado en el proceso), sí podría existir una ventaja para quien consiga implantarla en primer lugar.

Sin embargo, otros factores, como el grado de convertibilidad de las monedas, el desarrollo del sistema financiero y la capacidad para producir activos seguros seguirán jugando un papel clave en el grado de penetración de estas monedas digitales de bancos centrales fuera de sus fronteras. Esto es lo que determinará, en última instancia, si se produce un cambio significativo en la dirección de los flujos de capitales globales y en los desequilibrios exteriores. A nivel internacional, existe una asentada tradición de cooperación internacional en la regulación de las cuestiones financieras, que debe ser utilizada para minimizar los conflictos entre países. Esta vocación cooperativa debería limitar el impacto sobre los flujos internacionales de avances en las monedas digitales.

### 3.2.5. Fiscalidad

También merece la pena apuntar algunas reflexiones sobre otro factor con alcance global, la fiscalidad, que podría tener implicaciones relevantes para los flujos globales de financiación. A finales de 2021, las economías que forman parte del G20 y de la OECD alcanzaron un acuerdo en materia fiscal que incluye medidas vueltas a armonizar a nivel mundial la carga impositiva que recae sobre las empresas (OECD/G20, 2021). En concreto, el acuerdo prevé que las multinacionales más lucrativas

tributen no solo en los países en los que reside su sede legal, sino también en aquellos en los que desarrollan su actividad. Se prevé, además, la introducción de un impuesto mínimo empresarial del 15 % que se aplicará a las empresas más grandes. La adopción de estas medidas se debe a que existen múltiples estudios que ponen de manifiesto cómo las empresas multinacionales –que son las principales protagonistas tanto de los procesos de globalización como de la digitalización económica mundial– están explotando la falta de coordinación internacional en este ámbito para reducir sustancialmente su carga impositiva global (OECD, 2018; IMF, 2019).

En efecto, las empresas globales cuentan con mecanismos para hacer que los beneficios emerjan en aquellas jurisdicciones donde la carga impositiva sobre las ganancias es más baja. En ausencia de coordinación internacional para desincentivar estas prácticas, el resultado es la desviación de recursos hacia países con fiscalidad más baja. Esta situación genera una competencia impositiva a la baja y también guerras comerciales entre países, que perjudicarían a la economía global en su conjunto.

Los métodos utilizados para conseguir la relocalización de los beneficios empresariales son variados y pueden afectar a distintas partidas de la balanza de pagos y a los desequilibrios globales. Por ejemplo, dado que estas multinacionales intercambian bienes intermedios y finales entre sus distintas sedes nacionales, pueden ajustar los precios de esos productos para afectar a los ingresos y los gastos de las cuentas de resultados en cada jurisdicción. Otra posibilidad es conceder préstamos entre las distintas sedes de la multinacional a unos tipos de interés de conveniencia que permitan desgravarse o imputarse esos gastos/ingresos financieros donde resulte fiscalmente más conveniente. En general, esto lleva a que los países con baja fiscalidad empresarial registren importantes superávits comerciales y también importantes déficits en la cuenta de transferencias, cuando los beneficios son repatriados al país de origen de la multinacional. En conjunto, el resultado neto parece ser un superávit significativo por cuenta corriente para los países con baja carga impositiva, que se corresponde con un déficit en los países con mayor carga impositiva y con un efecto prácticamente neutral en los países de origen de las multinacionales. De acuerdo con Fischer *et al.* (2019), estos desequilibrios son en cierta medida un artificio contable debido a cómo se contabilizan las inversiones extranjeras en comparación con los beneficios retenidos de las filiales. Sin embargo, también existen efectos con implicaciones económicas para los desequilibrios, aunque sean indirectos (Coppola *et al.*, 2021). Por ejemplo, las filiales en países con bajos impuestos generarán algún tipo de empleo y producción que permitirán aumentar las exportaciones o reducir las importaciones. Por otro lado, los mayores ingresos fiscales permitirán tener una posición fiscal más saneada, que la evidencia empírica muestra ser muy relevante para contener el desequilibrio exterior.

En este sentido, es probable que el establecimiento de un tipo impositivo mínimo en todos los países, como el acordado por la práctica totalidad de los miembros de G20 y OECD, limitará el incentivo a realizar este tipo de operaciones, algo que se traduciría en salidas de capitales persistentes de los países con un tratamiento fiscal más favorable en favor de los países más exigentes en este sentido. Lógicamente,

este tipo de iniciativas también podría tener implicaciones para el avance de la globalización y la implantación del teletrabajo a nivel global.

### 3.2.6. Transición a la economía verde

El último gran efecto catalizador de la pandemia ha sido la aceleración de las políticas contra el cambio climático, que han alcanzado un amplio consenso internacional. A medida que el cambio climático se ha ido haciendo más visible y la evidencia científica ha ido acumulando pruebas y mejorado la medición de sus efectos actuales y futuros, la lucha contra el cambio climático ha escalado progresivamente posiciones en la escala de prioridades de los Gobiernos, sobre todo en los países más desarrollados. Como consecuencia de ello, en las últimas dos décadas se han ido incorporando en las políticas nacionales planes para alcanzar emisiones netas cero de gases de efecto invernadero en un horizonte determinado. No obstante, los objetivos de reducción de gases invernadero han sido hasta ahora poco más que una declaración de intenciones sin un plan respaldado con un músculo financiero o de incentivos que las hicieran suficientemente creíbles.

El movimiento telúrico provocado por la pandemia ha situado la lucha contra el cambio climático en la cúspide de las prioridades políticas globales en apenas un año. Las razones son variadas y algo especulativas. La analogía entre cambio climático y pandemia (Fuentes *et al.*, 2020; Hepburn *et al.*, 2020) habría contribuido a incrementar la sensibilidad a los riesgos asociados a la acción humana sobre el clima, ya que ambos subrayan la vulnerabilidad de la humanidad a las fuerzas naturales y, al mismo tiempo, la mayor concienciación de que la actividad humana tiene efectos globales. La reducción de emisiones asociadas al desplome de la actividad habría incrementado la concienciación respecto al esfuerzo necesario para mitigar el cambio climático. La coincidencia de la pandemia con el agravamiento de los eventos climáticos, como inundaciones, incendios, etc., ha podido reforzar este efecto. Además, la puesta en marcha de grandes estímulos fiscales dirigidos al medio plazo y a políticas de inversión y cambio estructural, está dotando de una base financiera a la lucha contra el cambio climático. Por último, los cambios de administración política en Estados Unidos y el acuerdo político en Europa para ligar el estímulo fiscal común con la lucha contra el cambio climático —el «Green Deal» de la UE se lanzó, con escasas expectativas de un acuerdo rápido en diciembre de 2019, justo cuando la pandemia estaba a punto de iniciarse— han propulsado la asignación de la inversión hacia objetivos climáticos.

En un breve espacio de tiempo, los objetivos se han vuelto más ambiciosos, globales y granulares: en todos los países el horizonte de emisiones cero se ha reducido en un orden de décadas. Pero probablemente más importante es el cambio cualitativo que se ha producido. Ahora, no solo hay una voluntad política y social más nítida para invertir recursos para la transformación productiva que genere una economía más verde, sino también los medios financieros para hacerlo. Otro cambio fundamental

es el escrutinio de la actividad económica de muy diversos sectores económicos a través del prisma del cambio climático. Estos sectores van más allá de aquellos con un impacto más evidente sobre el cambio climático, como la producción de energía, el transporte y la minería. Afecta también otros mucho más alejados en principio, como el sector financiero –donde se busca subordinar la financiación a las credenciales verdes de los clientes– e, incluso, la política monetaria.

La transición hacia una economía verde inducirá cambios estructurales profundos en la economía global y también en los desequilibrios globales. Habrá ganadores y perdedores, sectores emergentes y sectores en declive, cambios en las ventajas comparativas internacionales difíciles de predecir hoy en día, salvo en el sector energético.

A este respecto, se espera una reducción de la demanda de combustibles fósiles y quizás limitaciones a su extracción. Las balanzas energéticas pueden sufrir un vuelco radical, a medida que las energías renovables incrementen su dominio y las exportaciones de los países productores se reduzcan sustancialmente. De hecho, las economías productoras de petróleo son uno de los grandes acreedores globales, como se apuntaba en la sección 2, y esta posición se ve amenazada por la transición hacia una economía verde. La reducción o reversión del superávit por cuenta corriente tenderá a erosionar la PIIN de estas economías en el medio y largo plazo. Además, la reconversión económica en estos países puede desviar la riqueza acumulada a la inversión doméstica, acelerando la reducción de la PIIN acreedora.

#### 4. Conclusiones

La pandemia ha ampliado los desequilibrios globales. El impacto de corto plazo ha sido provocado, principalmente, por la caída de la actividad y las disrupciones en los flujos económicos y financieros. Una buena parte se corregirá con la recuperación, aunque en algunos sectores, como el turismo, el impacto será persistente.

El impacto más estructural está relacionado con los efectos de largo plazo que la pandemia o sus consecuencias profundas puedan tener sobre la economía global. La principal será el impacto de la pandemia sobre el patrón de recuperación en los próximos años, que puede divergir entre países. Las economías en desarrollo con ritmos lentos de vacunación pueden quedarse rezagadas y ver su demanda interna lastrada; ello redundaría en una mejora de su balanza comercial y por cuenta corriente.

Más interesantes son las consecuencias derivadas de los cambios de fondo generados o catalizados por la pandemia, tales como cambios en la forma de producir o trabajar, y en las prioridades de política económica a nivel global. Sus efectos se materializarán en el más largo plazo. Determinar su magnitud o, incluso, en algunos casos, su dirección, es un ejercicio altamente especulativo.

Aunque la parte final de este artículo presente varias reflexiones informadas sobre estas fuerzas, para aquilatar mejor sus efectos se requiere una exploración más amplia y un conocimiento más profundo de cuáles terminarán siendo las consecuencias

últimas y más profundas de la pandemia. En todo caso, la batería de efectos a todos los plazos subraya el impacto profundo que un *shock* como el de la COVID-19 puede tener sobre la economía global, en este caso sobre sus desequilibrios.

## Referencias bibliográficas

- Aassve, A., Cavalli, N., Mencarini, L., Plach, S., & Livi Bacci, M. (2020). The COVID-19 pandemic and human fertility. *Science*, 369(6502), 370-371.
- Alberola, E., Estrada, Á., & Viani, F. (2020). Global imbalances from a stock perspective: The asymmetry between creditors and debtors. *Journal of International Money and Finance*, 107.
- Antràs, P. (2020). De-Globalisation? Global Value Chains in the Post-COVID-19 Age. *ECB Forum on Central Banking: Central Banks in a Shifting World. Conference Proceedings*.
- Blanchard, O., & Milesi-Ferretti, G. M. (2009). *Global imbalances: In midstream?* (IMF Staff Position Note n.º 09/29). Fondo Monetario Internacional.
- Bloom, N., Jones, C. I., Van Reenen, J., & Webb, M. (2020). Are Ideas Getting Harder to Find? *American Economic Review*, 110(4), 1104-1144.
- Carreras-Valle, M. J. (2021). Increasing Inventories: The Role of Sourcing Inputs from China. Mimeo. University of Minnesota.
- Coppola, A., Maggiori, M., Neiman, B., & Schreger, J. (2021). Redrawing the map of global capital flows: The role of cross-border financing and tax havens. *The Quarterly Journal of Economics*, 136(3), 1499-1556.
- Cubeddu, L. M., Krogstrup, S., Adler, G., Rabanal, M. P., Dao, M. C., Hannan, S. A., Juvenal, L., Li, N., Osorio, C., Rebillard, C., Garcia-Macia, D., Jones, C., Rodriguez, J., Chang, K. S., Guatam, D., & Wang, Z. (2019). *The External Balance Assessment Methodology: 2018 Update* (IMF Working Papers n.º 19/65). Fondo Monetario Internacional.
- De Mello, L., & Padoan, P. C. (2010). Global imbalances: Lessons from historical reversals. *Vox EU, CEPR's Policy Portal*.
- Edwards, S. (2004). Financial openness, sudden stops, and current-account reversals. *American Economic Review*, 94(2), 59-64.
- Fischer, A. M., Groeger, H., Sauré, P., & Yeşin, P. (2019). Current account adjustment and retained earnings. *Journal of International Money and Finance*, 94, 246-259.
- Foley, S., Karlsen, J. R., & Putnigš, T. J. (2019). Sex, Drugs, and Bitcoin: How Much Illegal Activity Is Financed through Cryptocurrencies? *The Review of Financial Studies*, 32(5), 1798-1853.
- IMF. (2019). *Corporate taxation in the global economy* (IMF Policy Paper). Fondo Monetario Internacional.
- Fuentes, R., Galeotti, M., Lanza, A., & Manzano, B. (2020). COVID-19 and climate change: A tale of two global problems. *Sustainability*, 12(20), 8560.
- Gerigk, J., Rinawi, M., & Wicht, A. (2018). Demographics and the current account. *Aussenwirtschaft*, 69(1), 45-75.
- Gourinchas, P.-O., & Rey, H. (2007). From World Banker to World Venture Capitalist: US External Adjustment and the Exorbitant Privilege. In R. Clarida (Ed.), *G-7 Current Account Imbalances: Sustainability and Adjustment* (pp. 11-66). University of Chicago Press.

- Harper, S. (2021). The Impact of the Covid-19 Pandemic on Global Population Ageing. *Journal of Population Ageing*, 14(2), 137-142.
- Hepburn, C., O'Callaghan, B., Stern, N., Stiglitz, J., & Zenghelis, D. (2020). Will COVID-19 fiscal recovery packages accelerate or retard progress on climate change? *Oxford Review of Economic Policy*, 36(Supplement 1), S359-S351.
- Miroudot, S. (2020). Resilience versus robustness in global value chains: Some policy implications. In R. E. Baldwin, & S. J. Evenett (Eds.) *COVID-19 and trade policy: Why turning inward won't work* (pp. 117-130). Vox EU, CEPR Press.
- Obstfeld, M., & Rogoff, K. (2009). *Global imbalances and the financial crisis: products of common causes* (CEPR Discussion Paper No. DP7606). Center for Economic Policy Research.
- OECD. (2018). *Revised guidance on the application of the transactional profit split method: Inclusive Framework on BEPS: Action 10*, OECD/G20 Base Erosion and Profit Shifting Project. Organisation for Economic Co-operation and Development.
- OECD/G20. (2021). *Statement on a Two-Pillar Solution to Address the Tax Challenges Arising from the Digitalization of the Economy*. Organisation for Economic Co-operation and Development.
- UNWTO. (2021). *UNWTO Tourism Data Dashboard*. UN World Tourism Organization.
- WTO. (2021). *Global Value Chains Development Report 2021. Beyond Production*. World Trade Organization.

## APÉNDICE

### La relación entre desequilibrios de flujo y de *stock*. Evidencia empírica

Para entender la relación entre saldos por cuenta corriente ( $CC_t$ ) y la posición de inversión internacional neta ( $PIIN_t$ ) es conveniente recordar algunas definiciones.

La  $PIIN_t$  se define como la diferencia entre activos ( $A_t$ ) y pasivos financieros ( $P_t$ ) en el periodo  $t$ . Los cambios en la posición de inversión internacional neta están determinados por esta identidad contable:

$$\Delta PIIN_t \equiv CC_t + VAL_t + EyO_t$$

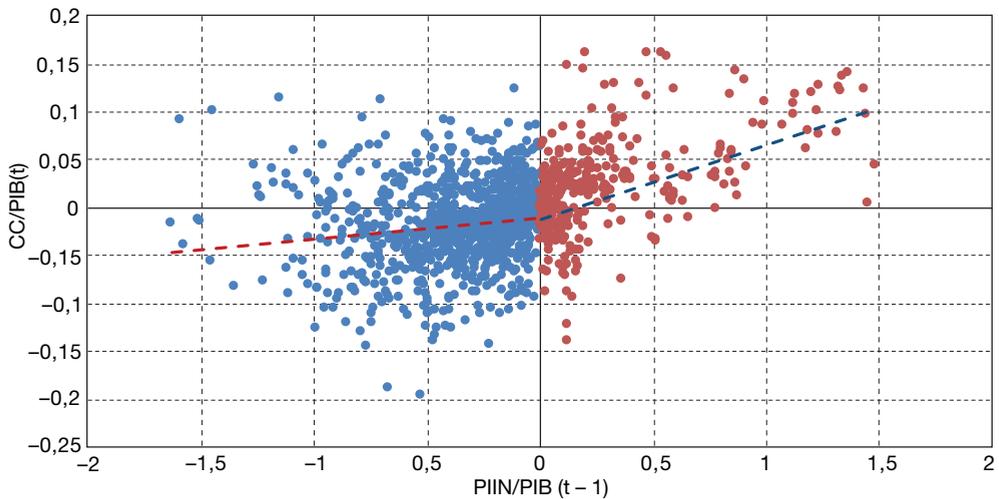
Donde  $VAL_t$  recoge los efectos valoración relacionados con las variaciones del tipo de cambio y del precio de los activos y  $EyO_t$  se refiere a errores y omisiones en las estadísticas de balanza de pagos. Por simplicidad, podemos centrarnos en lo que sigue en el saldo por cuenta corriente. La balanza por cuenta corriente se compone de la balanza comercial (bienes y servicios), la balanza de rentas y la balanza de capital. A su vez, la balanza de rentas está compuesta por las rentas del capital y del trabajo. Las rentas del capital están determinadas por los ingresos derivados de los activos financieros menos los pagos por pasivos financieros de la economía.

Estas definiciones establecen la relación entre desequilibrios de flujo y de *stock*. La identidad contable muestra que los saldos por cuenta corriente retroalimentan a la PIIN, mientras que la PIIN retroalimenta a la cuenta corriente a través de la balanza de rentas del capital. Una PIIN positiva o acreedora conllevará una balanza de renta de capital superavitaria y viceversa, salvo que la diferencia en el retorno entre los activos y los pasivos financieros sea lo suficientemente elevada como para cambiar esta relación. Es bien conocido el caso de Estados Unidos, que presenta la mayor posición deudora global, pero su balanza de rentas es persistentemente positiva. Esta paradoja se debe a que la tasa de retorno de sus activos es mucho mayor que la de sus pasivos internacionales, una posición de privilegio exorbitante –como la definieron Gourinchas y Rey (2007)–, gracias al papel dominante del dólar en el sistema financiero internacional. No obstante, el caso estadounidense es una excepción: *ceteris paribus*, PIIN positivas contribuyen a mejorar el saldo por cuenta corriente.

La interacción entre ambas también explica la persistencia de las posiciones de flujo y de *stock*. Un cambio de tendencia de la PIIN requiere un cambio de signo en la cuenta corriente, salvo que se produzcan efectos valoración de gran magnitud. En un trabajo reciente de los autores (Alberola *et al.*, 2020), utilizando un amplio panel de países entre 1980 y 2015, se muestra que la PIIN es extremadamente persistente –la probabilidad de cambio de signo de la PIIN es inferior al 5%– y que los saldos de cuenta corriente están positiva y muy estrechamente correlacionados con el signo de la PIIN. La Figura A1 muestra la relación entre PIIN y saldos por cuenta corriente.

Se observa que la mayoría de las posiciones deudoras se corresponden con saldos negativos de la cuenta corriente, y viceversa. La línea de regresión, que es altamente significativa en ambos casos, confirma la correlación positiva entre PIIN y saldos por cuenta corriente. No obstante, la línea de regresión presenta una pendiente menor y la nube de puntos es más dispersa en el caso de los países deudores (PIIN), es decir, el comportamiento de los déficits por cuenta corriente depende menos de si la PIIN es deudora, y los déficits tienden a corregirse más que los superávits. De hecho, en el trabajo empírico se demuestra que las PIIN acreedoras tienden a retroalimentar los superávits por cuenta corriente, mientras que las PIIN deudoras tienden a reducir los déficits por cuenta corriente.

**FIGURA A1**  
**SALDOS POR CUENTA CORRIENTE Y PIIN. DIFERENCIAS ENTRE PAÍSES DEUDORES Y ACREEDORES**



FUENTE: Alberola, Estrada y Viani (2020).



# Recessions and external imbalances\*

## *Recesiones y desequilibrios externos*

Julia Estefanía-Flores  
Davide Furceri  
Pablo González-Domínguez  
Daniel Jiménez  
International Monetary Fund

### **Abstract**

*This paper empirically examines the relationship between growth (and recessions) and current account imbalances at the global and country level. The results suggest that global current account imbalances are strongly pro-cyclical, and that the strong positive correlation between global growth and imbalances is not driven exclusively by major growth slowdowns. We also find that past recessions and financial crises, both country-specific and global ones, tend to be preceded by a building up in current account imbalances and followed by a sharp and persistent adjustment. This pattern is in marked contrast with the increase in global imbalances observed during the COVID-19 crisis.*

**Keywords:** recessions, COVID-19, imbalances, current account.

**JEL classification:** F13, F15.

### **Resumen**

*Este artículo analiza empíricamente la relación entre crecimiento económico (y las recesiones) y los desequilibrios de la cuenta corriente a escala nacional y global. Los resultados sugieren que los desequilibrios globales de cuenta corriente son fuertemente procíclicos, y que la fuerte y positiva correlación entre crecimiento global y desequilibrios no está impulsada únicamente por reducciones de crecimiento de calado. También encontramos que recesiones pasadas y crisis financieras, tanto específicas de un país como las globales, tienden a estar precedidas por un incremento de desequilibrios de cuenta corriente y son seguidas por persistentes y pronunciados ajustes. Este patrón se encuentra en marcado contraste con el incremento en desequilibrios globales observado durante la crisis de la COVID-19.*

**Palabras claves:** recesiones, COVID-19, desequilibrios, cuenta corriente.

---

\* The views expressed in this paper are those of the authors and do not necessarily represent the views of the International Monetary Fund (IMF), its Executive Board, or IMF management.

## 1. Introduction

According to the IMF's 2021 External Sector Report (IMF, 2021), global current account (im)balances –measured as the sum of absolute deficits and surpluses– have increased from 2.8 percent of world GDP in 2019 to 3.2 percent of GDP in 2020, reflecting specific features of the COVID-19 health and economic crisis. First, the pandemic has led to a sharp decline in tourism arrivals, with significantly lower travel services and current account balances for tourism-dependent economies. Second, the collapse in oil demand and energy prices has been short-lived, and therefore has not resulted in a significant and persistent decline in current account balances for oil exporters. Third, there has been a surge in demand for medical products (including medicine, medical supplies and equipment, and personal protective equipment), which has led to an increase in exports for key systemic surplus economies, such as China. Fourth, household consumption has shifted from services toward consumer goods. Finally, countries worldwide launched large-scale fiscal support measures to mitigate the unprecedented output losses from the COVID-19 pandemic. The magnitude of fiscal measures has been on average larger for advanced deficit economies, such as for example the United States.

Despite the peculiarity of the COVID-19 crisis and the associated policy response, the behavior of the global current account imbalances seems in stark contrast with the large reduction in imbalances observed in the aftermath of the Global Financial Crisis (GFC). But is the GFC or the COVID-19 crisis the *norm*? In other words, should we expect current account imbalances to be pro-cyclical or counter-cyclical at the global and country level?

While there is a voluminous empirical research looking at the behavior of current imbalances around crises and the effect of external imbalances on growth (see next section), the analysis of pro-cyclicality of imbalances has received much less attention. This paper contributes to the literature by establishing robust stylized facts on the relation between growth and external imbalances, and how this relation varies across episodes of growth slowdowns –including the COVID-19 pandemic– and groups of countries –such as advanced vs. developing economies; oil exporters vs. oil importers; and deficit vs. surplus economies.

The results suggest that global current account imbalances are strongly pro-cyclical, and that the strong positive correlation between global growth and imbalances is not driven exclusively by major growth slowdowns. The degree of pro-cyclicality, however, varies across countries and tends to be stronger for advanced economies, oil importers and deficit countries. What drives pro-cyclicality in these countries is typically a larger pro-cyclicality in investment than saving, suggesting that increases (reductions) in growth are typically associated with improvements (deteriorations) in the current account for these economies. Symmetrically, we see that the positive relationship between growth and the current account balance in surplus countries is mostly driven by the pro-cyclicality of saving, while investment is a-cyclical, on average.

Turning to major growth slowdowns, we find that past recessions and financial crises, both country-specific and global, tend to be preceded by a building up in current account imbalances and followed by a sharp and persistent adjustment. Both set of results suggest that the COVID-19 crisis seems so far to be *a crisis like no other*, also regarding its effects on global imbalances.

The rest of the paper is structured as follows. In Section 2, we provide a brief review of the literature on the relationship between current account imbalances and growth. In Section 3, we present some stylized facts on the evolution of global imbalances, including how they fluctuate with the global business cycle. In Section 4, we present panel and cross-sectional analyses on the relationship between growth, recessions, and imbalances. Section 5 concludes.

## 2. Literature review

The empirical literature has mostly focused on four related aspects of the relationship between external positions and growth: (i) the effects of capital inflows and external balances on growth; (ii) the role of external imbalances in fueling financial crises; (iii) the adjustment of imbalances in the aftermath of crises; and (iv) the effect of crises on current account imbalances. Starting with the first stream of the literature, most studies have found on average, weak effects of capital inflows on growth (Eichengreen, 2001; Prasad et al., 2003; Prasad et al., 2007; Edison et al., 2004; Kose et al., 2009; Furceri et al., 2019). This evidence, however, masks important heterogeneity across types of flows and countries. For example, Blanchard et al. (2017) find that, while bond flows have a negative effect on activity, non-bond flows have a significant and positive effect. Kose et al. (2011) identify certain threshold levels of financial development (proxied by the depth of the credit market) that an economy needs to attain before it can benefit from capital inflows. Looking at stock imbalances, Camarero et al. (2019) find that a country's improvement of its external balance has a positive impact on growth, with the effect depending on countries' structural characteristics such as the depth of financial development, trade openness and the quality of institutions.

A second stream of the literature has examined the build-up of external imbalances prior to recessions. Bernanke (2009) and Krugman (2009) single-out global external imbalances as key contributing factors to the GFC. Both authors argue that current account surpluses in emerging markets were caused by an excess of saving over investment and easing financial conditions in deficit countries. This in turn led to downward pressures in the world interest rates triggering a credit boom in advanced economies.<sup>1</sup> These findings are also in line with Reinhart and Rogoff (2009), who find a positive relationship between the growing global external imbalances since the 2000s and the credit boom and credit crunch associated with the GFC.

---

<sup>1</sup> A parallel strand of the literature argues that global imbalances are a natural outcome of financial development in emerging markets. These studies include Caballero et al. (2008) and Mendoza et al. (2007), who highlight that current account imbalances have been a bifold winning game: advanced economies benefited from cheaper borrowing terms and emerging economies from higher liquidity.

Jorda et al. (2011) also find that external imbalances tend to widen in the run-up of normal crises. Similarly, Corsetti et al. (2001) provide evidence of a significant build-up of domestic and external imbalances prior to the Asian Financial Crisis.

The literature has also shown that larger external imbalances are typically followed by larger external adjustments and slower recoveries in the aftermath of crises. For example, Lane and Milesi-Ferretti (2012) find that countries with excessive pre-crisis imbalances experienced the largest contraction in external balances in the aftermath of the GFC. Freund and Warnock (2007) find that when deficit imbalances are more persistent the recovery in economic activity and the adjustment in current account usually takes longer. Similarly, Camarero et al. (2021) find that countries with larger stock imbalances tend to recover more slowly following crises.

Finally, some studies have analyzed the impact of crises on current account balances. For example, Kolerus (2021) finds that economic recessions are associated with persistent improvement in the current account balance (especially in advanced economies) due to a reduction in investment. Zooming in the current crisis, she finds that the COVID-19 shock has increased global imbalances by around 0.5 percent of global GDP. Along this line, the IMF's 2021 External Sector Report (IMF, 2021) argues that this widening of current account balances reflects the unequal impact of the COVID-19 crisis in tourism, commodity prices, medical products, and household consumption goods.

The contribution of the paper to the literature is threefold. First, we provide key stylized facts on the relation between current account imbalances and growth, both at the global and country-specific levels. Second, we examine how this relationship varies across countries. Finally, we expand the literature on the relationship between economic crises and external imbalances by analyzing how it varies across different types of crises –such as economic recessions, financial crises and the COVID-19 induced recession.

### **3. Stylized facts on the evolution of global imbalances**

Figure 1 depicts the evolution of global current account (im)balances –defined as the sum of absolute current account deficits and surpluses– from 1980 to 2020. Countries and regions in the upper (lower) section of the figure are those with current account surpluses (deficits).

Global current account imbalances have remained broadly stable from the 80s to the mid-90s. The 80s were characterized for being a period of higher global financial integration where the strong imbalances caused by the oil crises of the late 70s were left behind. This period also coincided with a move towards the stabilization of exchange rates. After the Asian financial crisis (1997-1998), global external imbalances started to build-up again as the crisis led to an increase of precautionary saving in the Asian region. In this context, Asian economies started running surpluses supported by strong currency depreciations. At the same time, the United States, who

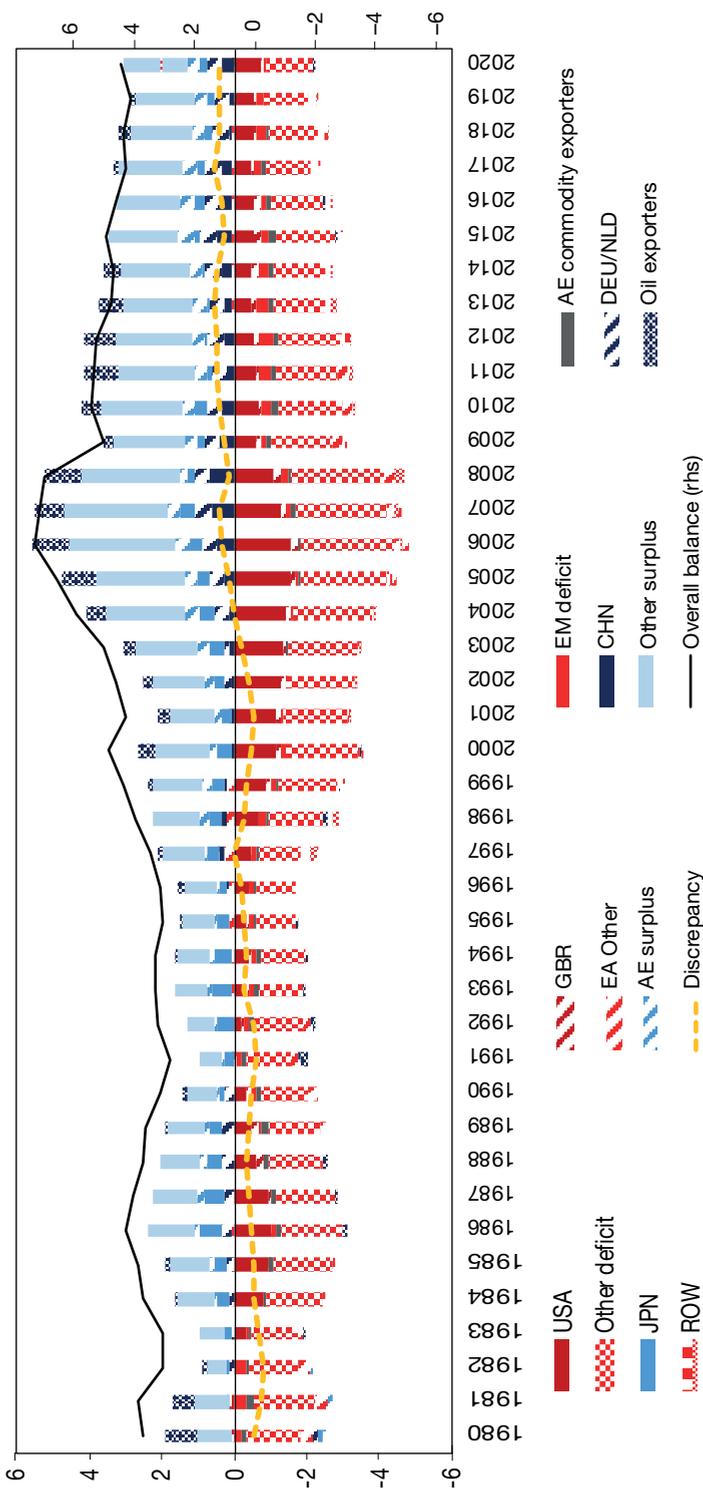
was already running current account deficits, experienced a further deterioration in its imbalances, increasing from  $-1.5\%$  in 1996 to  $-3.9\%$  of GDP in 2000. The momentum in imbalances had a short-lived decline associated with the burst of the Dot-Com Bubble in the early 2000s. But a few years later, the decline in global interest rates fueled the real estate sector investment boom in key deficit countries—such as the United States and some southern European economies—while the exceptional growth momentum in China and oil exporting economies led to a further increase in their (excess) saving. Therefore, the period just before the GFC saw countries further widening their external imbalances and the period that followed the GFC was characterized by an adjustment in global external imbalances. In particular, countries with excessive pre-crisis imbalances experienced the largest contractions in their external balances, in line with the findings of Lane and Milesi-Ferretti (2012). This period of adjustment ended in 2020 with the onset of the COVID-19 crisis. As discussed earlier, global current account balances started to widen again, increasing from  $2.8\%$  of world GDP in 2019 to  $3.2\%$  in 2020. According to IMF (2021), the widening in global current account balances reflects COVID-19 specific factors—such as the effect on travel and tourism, medical goods, and household consumption goods sectors—and “net of these factors, the global current account balance in 2020 would have been slightly *lower* than in 2019”.

How global current account imbalances have fluctuated around global recessions? To answer this question, Figure 2 presents the evolution of the absolute value of the global current account balances and real GDP growth from 1980 to 2020. We include grey shaded areas to highlight periods of global recessions—as those identified by Kose et al. (2020): (i) the 1982 crisis caused by the oil shock, the change in the monetary policy framework in the US—shifting to a monetary policy targeting regime—and the Latin American debt crisis; (ii) the 1991 crisis driven by the oil price shock; (iii) the GFC in 2008-2009; and (iv) the COVID-19 crisis.

The patterns depicted in Figure 2 strongly suggest that global current account imbalances and real GDP growth have comoved strongly before the COVID-19 crisis—the average correlation for the entire period excluding the year 2020 is about 0.5—with both global GDP growth and current account imbalances declining sharply during the major global crises of the 80s, 90s and early 2000s. Interestingly, this strong correlation is not driven exclusively by major crises, as periods of global economic expansions are also associated with rising current account imbalances—the correlation between global real GDP growth and current account imbalances in non-recession periods is about 0.6.

In sum, this evidence seems to suggest that the COVID-19 crisis is an exception, and that current account balances—the absolute sum of deficits and surpluses—are strongly pro-cyclical at the global level. The next section will empirically explore whether this pro-cyclical pattern at the global level is also observable for most countries, or whether is driven by the relationship between growth and current account balance in specific groups of countries.

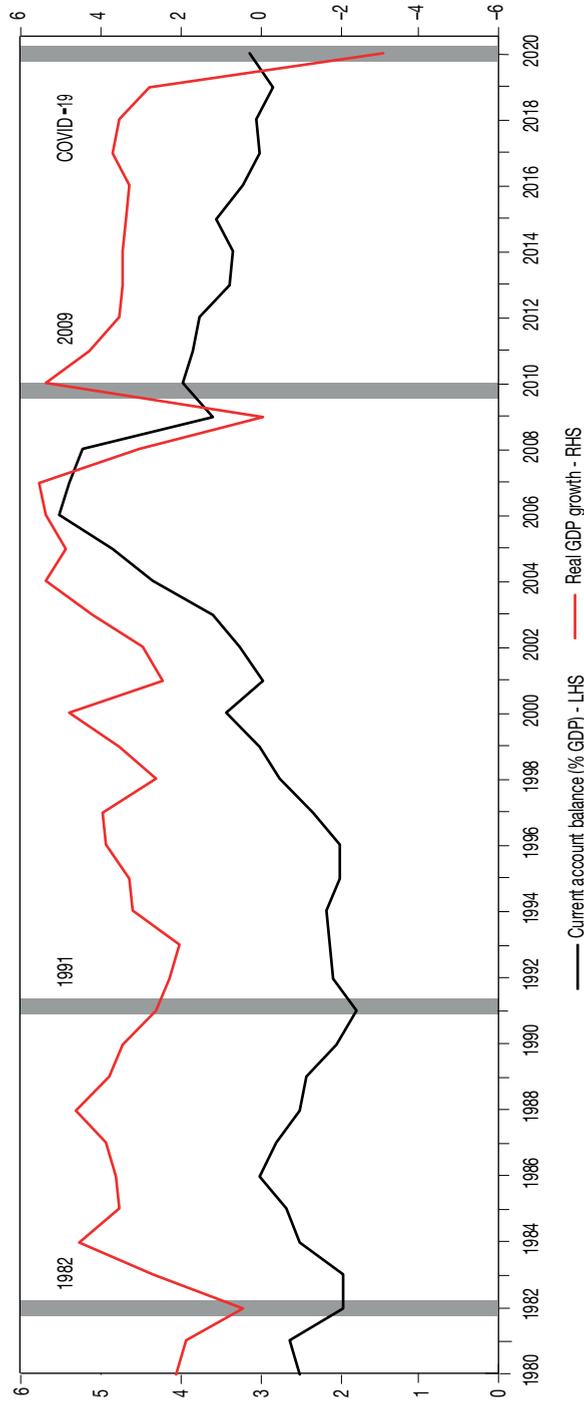
**FIGURE 1**  
**EVOLUTION OF GLOBAL CURRENT ACCOUNT IMBALANCES**  
(% of world GDP)



NOTE: Overall balance is the absolute sum of global surpluses and deficits. AE commodity exporters comprise Australia, Canada, and New Zealand; deficit EM comprise Brazil, Chile, India, Indonesia, Mexico, Peru, South Africa, and Turkey; oil exporters comprise WEO definition plus Norway; surplus AEs comprise Hong Kong SAR, Korea, Singapore, Sweden, Switzerland, and Taiwan Province of China. Other deficit (surplus) comprises all other economies running current account deficits (surpluses).

SOURCE: World Economic Outlook October 2021.

**FIGURE 2. EVOLUTION OF GLOBAL CURRENT ACCOUNT IMBALANCES, GROWTH AND GLOBAL RECESSIONS**  
(% of world GDP)



NOTE: Grey shaded areas depict global recessions.

SOURCE: World Economic Outlook October 2021 and Kose et al. (2020).

## 4. Analysis

### 4.1. Cyclicity of current account balances

To explore the cyclicity in the absolute current account balance, we estimate the following regression:

$$\left| \frac{CA}{GDP} \right|_{i,t} = \beta * Growth_{i,t} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

where  $\left| \frac{CA}{GDP} \right|$  denotes the absolute value of the current account balance as a share of GDP and  $Growth$  denotes real GDP growth;  $\alpha_i$  are country fixed effects, which are included to control for non-observable factors affecting differences in countries' average absolute value of current account/GDP balance and GDP growth;  $t$  denotes years.  $\beta$  is our coefficient of interest, with a positive (negative/zero) value indicating that current account balances are pro-cyclical (counter-cyclical/a-cyclical).

Equation (1) is estimated using a yearly unbalanced sample of 200 countries from 1961 to 2019. Note that we do not include time fixed effects as controls as they would absorb much of the variation in growth and current account balances during global recessions. The results, presented in the first column of Table 1, suggest that, on average, there is a positive relationship between growth and the absolute value of the current account balance, but the relation is not precisely estimated and statistically significant at standard confidence levels. In particular, we find that 1 percent increase in growth is associated with a 0.3 percentage point increase of GDP in the absolute value of the current account balance.

This result seems to suggest that the strong positive relation between growth and current account imbalances that we see at the global level it is not necessarily a systematic pattern that emerges for the average country in the sample. Thus, which countries or groups of countries are driving the relation at the global level? To answer this question, we allow the relationship between growth and current account balances to vary across groups of countries –such as advanced vs. developing economies; oil exporters vs. oil importers; and deficit vs. surplus economies. In particular, we have extended Equation (1) to include an interaction term between the country growth rate and the group dummy  $Z_i$ :

$$\left| \frac{CA}{GDP} \right|_{i,t} = Z_i[\beta_1 * Growth_{i,t}] + (1 - Z_i)[\beta_2 * Growth_{i,t}] + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

The results of this exercise are reported in columns (2)-(4) of Table 1. Starting with the relationship across income-level groups, we find that the real GDP growth in advanced economies is strongly and statistically significantly associated with current account balances, while for emerging market and developing economies

**TABLE 1**  
**CURRENT ACCOUNT IMBALANCES –ABSOLUTE DEFICIT AND SURPLUS–**  
**AND GROWTH**

Variables	(1) ICA/GDPI	(2) ICA/GDPI	(3) ICA/GDPI	(4) ICA/GDPI
Growth Rate	0.0328 (0.0429)			
Growth Rate * Advanced Economies		0.0829*** (0.0315)		
Growth Rate * Emerging Market and Developing Economies		0.0296 (0.0456)		
Growth Rate * Oil Exporters			0.0216 (0.0863)	
Growth Rate * Oil Importers			0.0429* (0.0257)	
Growth Rate * Surplus				-0.0398 (0.112)
Growth Rate * Deficit				0.0702** (0.0286)
Constant	7.561*** (0.202)	7.538*** (0.186)	7.537*** (0.146)	7.518*** (0.172)
Observations	8,239	8,239	8,239	8,239
R-squared	0.401	0.401	0.401	0.402
Number of countries	199	199	199	199
Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Errors	Robust	Robust	Robust	Robust

NOTE: Robust standard errors in parentheses. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

SOURCE: Own elaboration.

the relationship is positive but not precisely estimated (column 2). Similarly, we do find that the relation between growth and current account balance is stronger (and statistically different) for oil importers than exporters (column 3). Differentiating between deficit and surplus countries, we find that while an increase (decrease) in growth tends to widen (reduce) the current account in deficit countries, the relationship between growth and current account balance in surplus countries is negative and not statistically significant.<sup>2</sup>

Overall, these results suggest that deficit countries and advanced economies are the key drivers of the relationship between growth and current account balances at the global level. This is consistent with the evidence presented in Kolerus (2021),

<sup>2</sup> Deficit (surplus) countries are those with an average negative (positive) current account balance over the entire estimation sample.

suggesting that major growth slowdowns in advanced economies have been associated with an improvement in the current account balance.

The results are robust to alternative checks. First, we augment our specification to include time fixed effects as control variable. As discussed before, this is equivalent to control for global shocks (recessions) and therefore considering only the relation between country-specific growth and imbalances. The results of this regression are reported in Table A2.1 of the Appendix and confirm a positive relation between domestic growth and imbalances, mostly driven by advanced economies and deficit countries.

Second, we augment the baseline specification to include standard current account determinants (see Appendix 2, Table A.2.2).<sup>3</sup> Following a substantial body of the literature on current account balances, we include a set of variables identified in the External Balance Assessment (IMF, 2019) as key determinants of current account balances:

- i) Lag of Net Foreign Assets (NFA):<sup>4</sup> on the one hand, economies with high NFA can run persistent trade deficits and remain solvent. On the other hand, economies with high NFA can benefit from net foreign income flows creating a positive relationship between current account balance and NFA.
- ii) Oil trade balance: higher oil prices increase the current account balance of oil exporting economies and decrease the balance of oil importing.
- iii) Demographic indicators: we use three demographic indicators. a) age dependency ratio (a higher share of inactive population reduces savings and decreases the current account balance), and b) life expectancy at birth (countries save more with higher life expectancy, increasing the current account balance).
- iv) Current health expenditure (% GDP): an increase in health expenditure may reduce household's need for precautionary savings, decreasing the current account balance.

The inclusion of these controls reduces the estimation sample. Over this sample, we find that current account imbalances are procyclical, on average, with the relationship between growth and current account imbalances being stronger for advanced economies (column 1-2, Table A2.2). In contrast, we do not observe a large statistical difference between oil exporters and importers, and surplus and deficit groups (columns 3-4). Importantly, the inclusion of the control variables does not affect the estimates (columns 5-8).

Third, while our model accounts for unobserved cross-country heterogeneity and controls for the different determinants of the current account balance, there is still a risk of omitted variable bias and potential reverse causality. To address these issues,

---

<sup>3</sup> The current account factors selected as controls are those included in the External Balance Assessment (EBA) (IMF, 2019). The EBA is aimed to determine the appropriate levels of imbalances for a certain country considering countries fundamentals and desired policies over the medium term, therefore, it includes a set of cyclical, structural and macroeconomic factors that are understood to have an impact on countries imbalances.

<sup>4</sup> A lag is entered in the equation to avoid capturing the reverse link from current account balance to NFA.

we instrument GDP growth with the following set of instruments: i) lagged GDP growth; ii) a dummy for pandemic episodes and iii) a dummy for natural disasters. While the instruments are strongly correlated with GDP growth (as indicated by the F-test of the first stage) they are unlikely to satisfy the exclusion restriction. That said, the results also in this case are similar to, and not statistically different from the baseline e (Table A.2.3).

To further explore the relationship between growth and current account balances, we re-estimate equations (1) and (2) using as alternative dependent variables saving and investment as a percent of GDP. The results are reported in Table 2. Starting with the overall sample, we see that real GDP growth is positively and statistically significantly associated with both saving and investment. The effect is stronger for saving than investment, suggesting that an increase in growth is associated with an improvement in the current account balance, on average. This result, however, masks important heterogeneity across countries. For advanced economies, oil importers and deficit countries the effect of growth on saving is larger than that on investment, while the opposite is true for emerging markets and developing economies, oil exporters and surplus countries. Importantly, the results suggest that an increase (reduction) in growth further widen deficits in deficit countries and surpluses in surplus countries.

## 4.2 Recessions and Current Account Balances

In this section, we examine how current account imbalances behave before and after economic recessions. To analyze these dynamics, we estimate the following equation for a yearly unbalanced sample of 189 countries<sup>5</sup> from 1961 to 2019, using ordinary least squares (OLS) for  $k = -5, \dots, 0, \dots, 5$ :

$$\left| \frac{CA}{GDP} \right|_{i,t+k} = \beta^k rec_{i,t} + \alpha_i^k + \varepsilon_t^k \quad (3)$$

where  $i$  index countries,  $t$  refers to years, and  $k$  denotes the horizon (the years after/before the recession) being considered.  $\alpha_i$  are country fixed effects included to take account of differences in countries' average current account balances;  $rec$  denotes the dummy used to account for recessions—that is, a dummy that is equal to 1 for those years when a recession occurs for a country  $i$ , and zero otherwise. The coefficient  $\beta^k$  denotes the “impact” of recessions on the absolute level of current account balances at a given horizon  $k$ . For the main results, we use a recession dummy—from Deb et al. (2021), defined as periods of negative real GDP growth—but we also explicitly consider the role of financial crises as an extension and robustness check.

<sup>5</sup> The sample for this analysis is slightly smaller compared to the previous analysis because of the availability of recession data in our source (Deb et al., 2021).

TABLE 2  
SAVING AND INVESTMENT AND GROWTH

Variables	(1) Saving/ GDP	(5) Investment/ GDP	(2) Saving/ GDP	(6) Investment/ GDP	(3) Saving/ GDP	(7) Investment/ GDP	(4) Saving/ GDP	(8) Investment/ GDP
Growth Rate	0.247*** (0.0805)	0.185** (0.0720)						
Growth Rate * Advanced Economies			0.288*** (0.0467)	0.395*** (0.0530)				
Growth Rate * Emerging Market and Developing Economies			0.243*** (0.0868)	0.167** (0.0781)				
Growth Rate * Oil Exporters					0.269* (0.150)	0.125 (0.136)		
Growth Rate * Oil Importers					0.223*** (0.0444)	0.249*** (0.0342)		
Growth Rate * Surplus							0.344* (0.200)	0.0603 (0.179)
Growth Rate * Deficit							0.186*** (0.0382)	0.262*** (0.0330)
Constant	21.06*** (0.366)	23.62*** (0.324)	21.04*** (0.333)	23.51*** (0.292)	21.13*** (0.246)	23.44*** (0.198)	21.16*** (0.275)	23.50*** (0.239)
Observations	6,975	7,243	6,975	7,243	6,975	7,243	6,975	7,243
R-squared	0.412	0.363	0.412	0.364	0.412	0.364	0.412	0.365
Number of countries	199	199	199	199	199	199	199	199
Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Errors	Robust	Robust	Robust	Robust	Robust	Robust	Robust	Robust

NOTE: Robust standard errors in parentheses. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

SOURCE: Own elaboration.

Impulse response functions are computed using the estimated coefficients  $\beta^k$ , and the confidence bands associated with the estimated impulse-response functions are obtained using the estimated standard errors of the coefficients.

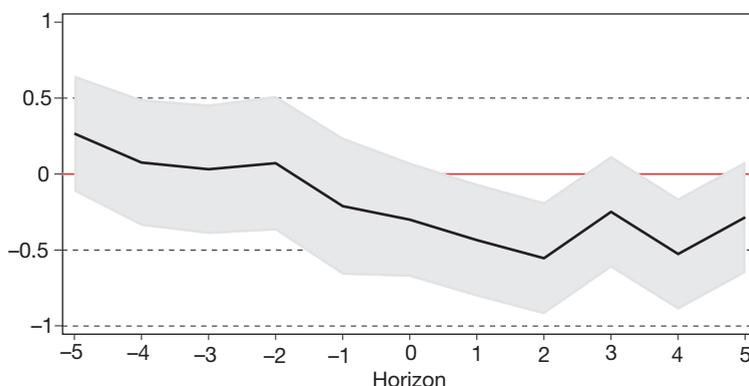
As for the previous analysis, we are also interested in understanding if there are certain country groups that are driving the average results. To account for this possibility, we extend equation (3) as follows:

$$\left| \frac{CA}{GDP} \right|_{i,t+/-k} = Z_i[\beta_1^k rec_{i,t}] + (1 - Z_i)[\beta_2^k rec_{i,t}] + \alpha_i^k + \varepsilon_i^k \quad (4)$$

where  $Z$  is a dummy variable defined as in Equation (2). The coefficients  $\beta_1^k$  and  $\beta_2^k$  capture the recessions' impact on the absolute value of the current account balance at horizon  $k$  for the various groups considered (advanced vs. developing economies; oil exporters vs. oil importers; and deficit vs. surplus economies).<sup>6</sup>

Figure 3 presents the results obtained estimating equation (3) for each horizon  $k$ . The estimated coefficients reported in the figure imply that, for the average country in the sample, current account imbalances are higher than the country-specific average 5 year ahead of recessions, and lower than average since the onset of a recession. In other words, recessions seem to be preceded by a building up in current account imbalances and followed by a sharp adjustment in imbalances. This result is robust when time-fixed effects are controlled for (Figure A.2.1).

**FIGURE 3**  
**RECESSIONS AND CURRENT ACCOUNT SURPLUSES AND DEFICITS**  
**— OVERALL SAMPLE**



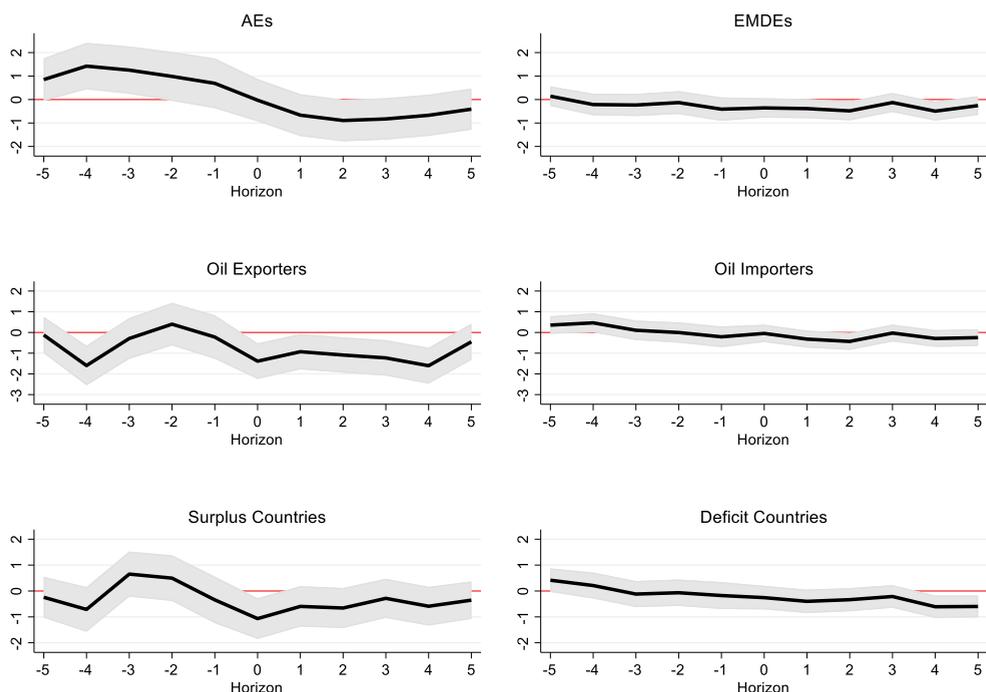
NOTE: The figure reports the evolution of the absolute value of current account deficit and surpluses before and after recessions. Horizon=0 denotes the year of a recession. The light grey shaded area indicates 90% confidence intervals.

SOURCE: Own elaboration.

<sup>6</sup> Deficit (surplus) countries are defined as those with an average negative (positive) current account balance during the analyzed period around recessions ( $k = -5, \dots, 0, \dots, 5$ ).

Figure 4 shows the results of Equation (4), differentiating the sample by country characteristics. Starting with countries at different levels of economic development, we see that advanced economies show a significant increase in imbalances in the years preceding a recession (above 1% of GDP) followed by a symmetric adjustment (around -1% of GDP) after the recession. Emerging markets and developing economies also adjust after the crisis, but do not show a strong increase in imbalances for the preceding years, on average. Oil exporters adjust sharply during recessions (over -1.5% of GDP) as oil prices typically decline, consistent with the literature on the effects of oil prices on current account balances (Kilian 2009). Finally, surplus countries are associated with higher-than-average imbalances before recessions and show a significant and persistent reduction in imbalances in the 5 years following these episodes. The adjustment after recessions is also shown for deficit countries but is less precisely estimated. This is in line with the evidence provided by Lane and

**FIGURE 4**  
**RECESSIONS AND CURRENT ACCOUNT SURPLUSES AND DEFICITS**  
**(COUNTRY GROUPS)**



NOTE: The figure reports the evolution of the absolute value of current account deficit and surpluses before and after recessions. Horizon=0 denotes the year of a recession. The light grey shaded area indicates 90% confidence intervals.

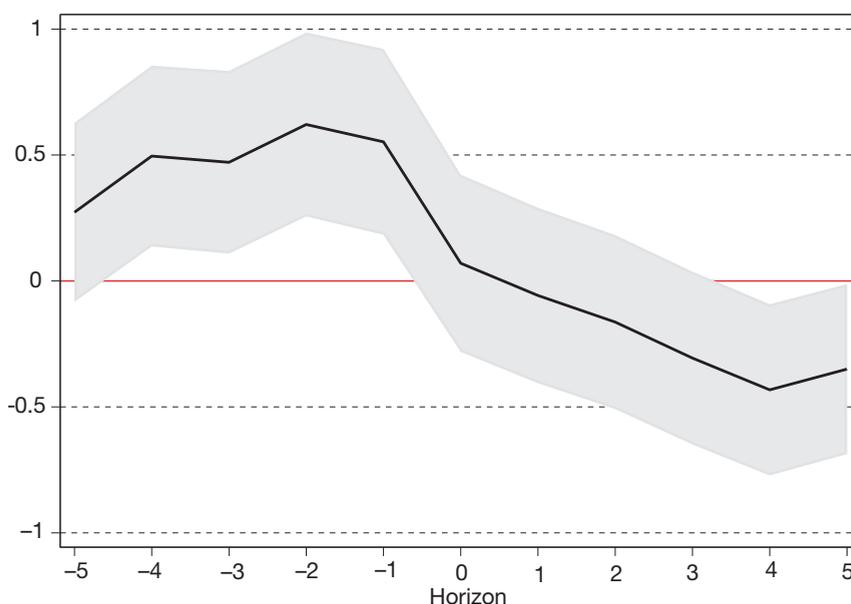
SOURCE: Own elaboration.

Milesi-Ferretti (2012) as, in our sample, surplus countries have imbalances of 1 % of GDP higher than deficit countries, on average.

Summing up, although for the average country we see that recessions are typically preceded by an increase in imbalances and followed by an adjustment, this relationship is mostly driven by the behavior of advanced economies, oil exporters and (to a lesser extent) surplus countries.

We next check whether financial crises have a differential impact compared to periods of negative growth. To analyze this, we replace the dummy for periods of negative growth with a banking crisis dummy from Global Crises Data (Reinhart et al., 2009). Figure 5 shows the results. Regular recessions and financial crises show a similar pattern for the average country, although the accumulation of imbalances in the years preceding the episode is higher (almost 0.5 % of GDP, on average) and more precisely estimated in the case of financial crises. The result is consistent with the evidence in Reinhart and Rogoff (2009) about credit booms followed by the accumulation of excessive leverage and asset price bubbles as the main drivers of financial crises.

**FIGURE 5**  
**FINANCIAL CRISIS AND CURRENT ACCOUNT SURPLUSES**  
**AND DEFICITS (OVERALL SAMPLE)**



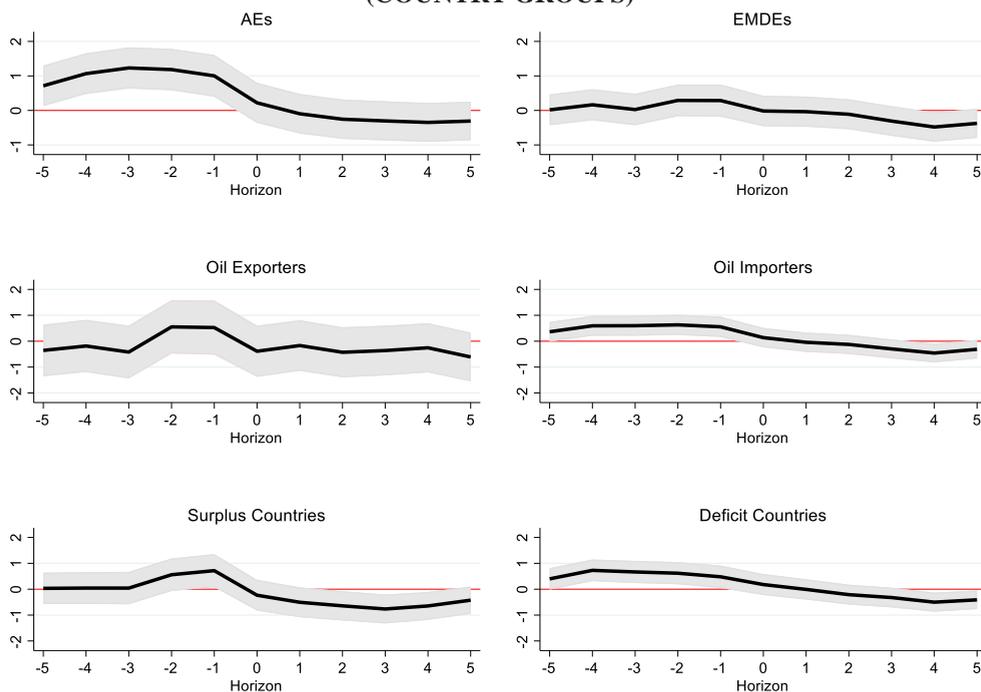
NOTE: The figure reports the evolution of the absolute value of current account deficit and surpluses before and after recessions. Horizon=0 denotes the year of a recession. The light grey shaded area indicates 90% confidence intervals.

SOURCE: Own elaboration.

Similar to the results for recessions, we see that advanced economies are characterized by a higher build-up in imbalances compared to emerging markets and developing economies in the years preceding financial crises (Figure 6). In contrast to recessions, oil importers show a significant accumulation of imbalances in the years preceding a financial crisis and an adjustment in the years after it, while the results for oil exporters are not statistically significant. The response to financial crises for surplus countries is similar to the one obtained for recessions. At the same time, for deficit countries, the accumulation of imbalances and the post-crisis adjustment is stronger (above 0.5 % of GDP) and more statistically significant compared to normal recessions.

Overall, the results suggest that regular recessions and financial crises have similar effects for the average country, though the effect is stronger in the accumulation of imbalances for the years preceding a financial crisis. As for regular recessions, advanced and surplus countries are the main drivers in this relationship, but, in

**FIGURE 6**  
**FINANCIAL CRISIS AND CURRENT ACCOUNT SURPLUSES AND DEFICITS**  
**(COUNTRY GROUPS)**



NOTE: The figure reports the evolution of the absolute value of current account deficit and surpluses before and after recessions. Horizon=0 denotes the year of a recession. The light grey shaded area indicates 90% confidence intervals.

SOURCE: Own elaboration.

the case of financial crisis, oil importers and deficit countries seem to also play an important role.

### 4.3 The COVID-19 crisis

As discussed earlier, the COVID-19 crisis has proven different from previous recessions even for the behavior of the current account imbalances, with global GDP growth collapsing while the sum of absolute current account deficits and surpluses has increased.

This disconnect is also evident at the country level. In Table 3, we repeat the bivariate regression between growth and the absolute value of the current account balance by augmenting Equation (1) with an interaction term between growth and a time dummy for 200 countries in 2020. Consistent with the results in Table 1, the sign is positive and insignificant for all periods excluding 2020, but the sign for the interaction term is negative as suggested by Figure 2. A similar pattern also emerges when we repeat this analysis for both saving and investment as a share of GDP (Table 4).

**TABLE 3**  
**CURRENT ACCOUNT IMBALANCES AND GROWTH**  
**AND THE COVID-19 CRISIS**

Variables	(1) ICA/GDP
Growth Rate	0.0374 (0.0426)
Growth Rate * 2020 Dummy	-0.0275 (0.0762)
Constant	7.531*** (0.198)
Observations	8,439
R-squared	0.393
Number of countries	199
Country FE	Yes
Errors	Robust

NOTE: Robust standard errors in parentheses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

SOURCE: Own elaboration.

**TABLE 4**  
**SAVING AND INVESTMENT AND COVID-19 CRISIS**

Variables	(1) Savings/GDP	(2) Investment/GDP
Growth Rate	0.257*** (0.0786)	0.197*** (0.0705)
Growth Rate * 2020 Dummy	-0.991 (1.009)	-1.269 (0.967)
Constant	20.96*** (0.371)	23.49*** (0.333)
Observations	7,147	7,416
R-squared	0.400	0.360
Number of countries	199	199
Country FE	Yes	Yes
Errors	Robust	Robust

NOTE: Robust standard errors in parentheses. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

SOURCE: Own elaboration.

To further explore the driving factors of the current account imbalances for 2020, we estimate the following cross-sectional regression:

$$\left| \frac{CA}{GDP} \right|_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

where the dependent variable maintains the same definition as in previous exercises and now, we include a vector of control variables,  $X_i$ , which comprises the GDP growth rate, the stringency index of containment measures and the determinants of current account balances used in the panel analysis.<sup>7</sup> The results are reported in Table 5.

Consistent with the evidence presented in Table 3 and Figure 2, the effect of growth rate on the absolute value of current account deficit and surplus is negative, statistically significant and robust across various specifications (columns 1 to 4). In contrast, stringency measures—which tend to have negative effects on economic activity, see Chetty et al. (2020) and Deb et al. (2020), among others—are negatively correlated with current account imbalances. These two results seem to contradict each other. A potential explanation is that the stringency index may capture more supply constraints and economic effects on services sectors, especially those that are contact-intensive, while the measure of GDP growth captures both demand and supply shocks affecting economic activity, as well as shocks affecting various sectors of the economy.

<sup>7</sup> We use Oxford Stringency Index as a control for the severity of the COVID-19 crisis as the largest macroeconomic costs from the pandemic came from country specific containment measures (Deb et al., 2020).

**TABLE 5**  
**CURRENT ACCOUNT IMBALANCES AND EBA FACTORS DURING**  
**COVID-19 CRISIS**

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	CA/GDP	CA/GDP	CA/GDP	CA/GDP	CA/GDP	CA/GDP	CA/GDP
Growth Rate	-0.249*** (0.0530)	-0.185*** (0.0494)	-0.176*** (0.0502)	-0.0606 (0.0660)	-0.0555 (0.0686)	-0.0683 (0.0671)	-0.0658 (0.0653)
Oxford Stringency Index		-0.106*** (0.0368)	-0.112*** (0.0375)	-0.0822** (0.0407)	-0.0756* (0.0421)	-0.0418 (0.0410)	-0.0771* (0.0414)
Lag of Net Foreign Assets/GDP			-0.0271 (0.295)	-0.391 (0.368)	-0.477 (0.402)	-0.322 (0.386)	-0.538 (0.381)
Oil trade balance				1.094 (6.410)	0.854 (6.804)	2.375 (6.486)	1.580 (6.352)
Current health expenditure (% of GDP)					-0.0942 (0.179)	0.0809 (0.182)	0.313 (0.191)
Life expectancy at birth total (years)						-0.162** (0.0643)	0.0315 (0.0882)
Age dependency ratio, old (% of working-age population)							-0.201*** (0.0661)
Constant	5.563*** (0.546)	10.64*** (1.877)	10.90*** (1.901)	9.559*** (2.035)	9.746*** (2.465)	18.58*** (4.510)	7.663 (5.646)
Observations	199	175	171	157	153	152	151
R-squared	0.101	0.104	0.103	0.035	0.033	0.066	0.124
Year	2020	2020	2020	2020	2020	2020	2020

NOTE: Standard errors in (). \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

SOURCE: Own elaboration.

Among the set of control variables, we do find that countries with higher health expenditure have been associated with higher current account imbalances. This is consistent with the evidence described in IMF (2021) that the widening of imbalances also reflects the large fiscal expansion in advanced economies with current account deficits.

## 5. Summary and conclusion

This paper analyzes the cyclical behavior of current account imbalances. We find that past recessions and financial crises tend to be preceded by a building up in current account imbalances and followed by a sharp and persistent adjustment. Similarly, periods of global economic expansions are associated with rising current account imbalances. Panel analysis suggests that this degree of pro-cyclicality varies

markedly across countries and is stronger for advanced economies, oil importers and deficit countries.

Pro-cyclicality in current account imbalances reflects, in turn, different degree of pro-cyclicality in saving and investment across current account deficit and surplus countries. In the former group of countries, we find that investment and saving (as share of GDP) are both pro-cyclical, with investment more strongly associated with changes in growth than saving. In the latter group, we find that, while saving is pro-cyclical, investment is a-cyclical on average.

These results are in marked contrast with the increase in global imbalances observed during the COVID-19 crisis. Indeed, cross-country analysis for the year 2020 suggests a negative relationship between growth and current account imbalances. While this widening reflects several specific features of the current crisis, there is huge uncertainty on whether this break in the relationship between global current account imbalances and growth is set to stay. In this context, further research is needed to explore the ongoing dynamic of current account balances as the recovery in output growth is firming up and supply constraints related to pandemic recedes.

Experience suggests global imbalances are one of the most important channels through which financial stress is transmitted and amplified. Monitoring them and ensuring their reduction in a growth-friendly manner remains of paramount importance for the years to come.

## References

- Bernanke, B. (2009, March 10). *Financial reform to address systemic risk*. Speech at the Council on Foreign Relations. Washington, D.C.
- Blanchard, O., Ostry, J. D., Ghosh, A. R., & Chamon, M. (2017). Are capital inflows expansionary or contractionary? Theory, policy implications, and some evidence. *IMF Economic Review*, 65(3), 563-585.
- Caballero, R., J., Farhi, E., & Gourinchas, P. (2008). An Equilibrium Model of “Global Imbalances” and Low Interest Rates. *American Economic Review*, 98(1): 358-93.
- Chetty, R., Friedman, J. N., Hendren, N., & Stepner, M. (2020). *The economic impacts of COVID-19: Evidence from a new public database built using private sector data*. (NBER Working Paper No 27431). National Bureau of Economic Research.
- Camarero, M., Peiro-Palomino, J., & Tamarit, C. (2019). Growth in a time of external imbalances. *Economic Modelling*, 79, 262-275.
- Camarero, M., Gadeas-Rivas, M. D., Gomez-Loscos, A., & Tamarit, C. (2021). Effects of external imbalances on GDP recovery patterns. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 182, 349-362.
- Corsetti, G., Pesenti, P., & Roubini, N. (2001). Fundamental Determinants of the Asian Crisis: The Role of Financial Fragility and External Imbalances. In T. Ito and A. O. Krueger, *Regional and Global Capital Flows: Macroeconomic Causes and Consequences* (pp 11-41). University of Chicago Press.

- Deb, P., Furceri, D., Ostry, J. D., & Tawk, N. (2020). *The Economic Effects of COVID-19 Containment Measures*. International Monetary Fund Working Paper No 20/158.
- Deb, P., Furceri, D., Ostry, J. D., & Tawk, N. (2021). Creative Destruction During Crises- An Opportunity for a Cleaner Energy Mix. *International Monetary Fund Working Papers*, 2021(284).
- Edison, H. J., Klein, M. W., Ricci, L. A., & Sløk, T. (2004). Capital account liberalization and economic performance: survey and synthesis. *IMF Staff Papers*, 51(2), 220-256.
- Eichengreen, B. (2001). Capital account liberalization: What do cross-country studies tell us?. *The World Bank Economic Review*, 15(3), 341-365.
- Freund, C., & Warnock, F. (2007). Current Account Deficits in Industrial Countries: The Bigger They Are, The Harder They Fall?. In R. Clarida, *G7 Current Account Imbalances: Sustainability and Adjustment* (pp. 133-168). National Bureau of Economic Research.
- Furceri, D., Loungani, P., & Ostry, J. D. (2019). The aggregate and distributional effects of financial globalization: Evidence from macro and sectoral data. *Journal of Money, Credit and Banking*, 51, 163-198.
- IMF, International Monetary Fund. (2019). *The External Balance Assessment Methodology: 2019 Update*.
- IMF, International Monetary Fund. (2021). *External Sector Report: Divergent Recoveries and Global Imbalances*.
- Kilian, Lutz. (2009). Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market. *American Economic Review*, 99(3): 1053-69.
- Jorda, O., Schularick, M., & Taylor, A. M. (2011). Financial Crises, Credit Booms and External Imbalances: 140 Years of Lessons. *IMF Economic Review*, 59(2), 340-378.
- Kolerus, C. (2021). What Shapes Current Account Adjustment During Recessions? *IMF Working Papers*, 2021(198).
- Kose, A. M., Prasad, E. S., & Terrones, M. E. (2009). Does financial globalization promote risk sharing? *Journal of Development Economics*, 89(2), 258-270.
- Kose, M. A., Prasad, E. S., & Taylor, A. D. (2011). Thresholds in the process of international financial integration. *Journal of International Money and Finance*, 30(1), 147-179.
- Kose, A. M., Sugawara, N., & Terrones, M. E. (2020). Global Recessions. *World Bank Policy Research* 9172.
- Krugman, P. (2009, March 1). Revenge of the glut. *The New York Times*.
- Lane, P. R., & Milesi-Ferretti, G. M. (2012). External adjustment and the global crisis. *Journal of International Economics*, 88(2), 252-265.
- Mendoza, E. G., Quadrini, V., & Rios-Rull, J. V. (2009). Financial integration, financial development, and global imbalances. *Journal of Political economy*, 117(3), 371-416.
- Obstfeld, M. (2012). Financial flows, financial crises, and global imbalances. *Journal of International Money and Finance*, 31(3), 469-480.
- Prasad, E., Rogoff, K., Wei, S. J., & Kose, M. A. (2003). *Effects of Financial Globalization on Developing Countries: Some Empirical Evidence*. International Monetary Fund Occasional Paper 220.
- Prasad, E., Rajan R. J., & Subramanian, A. (2007). *Foreign Capital and Economic Growth*. (NBER Working Paper Series No 13619). National Bureau of Economic Research.
- Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2009). The aftermath of financial crises. *American Economic Review*, 99(2), 466-72.

## APPENDIX 1

### Data

The main indicator used in this paper is current account balance in percent of GDP from IMF's World Economic Outlook. Since we are interested in looking at how imbalances evolve around different crises, irrespective of its sign, this indicator is used in absolute value. The indicator covers an unbalanced panel of 200 countries from 1950 to 2020. For recessions, we use two different indicators. The first is negative periods of GDP growth, calculated using GDP growth data from Pradhan et al. (forthcoming) –covering 190 countries (listed in table A1.5) from 1961 to 2019. For the second, financial crisis, we use a banking crisis dummy sourced in Global Crises Data (Reinhart et al., 2009) which covers 68 countries from 1800 to 2014.

For COVID-19 containment measures we use the Oxford's COVID-19 Government Response Tracker (OxCGRT). It collects information on government policy responses across eight dimensions, namely: (i) school closures; (ii) workplace closures; (iii) public event cancellations; (iv) gathering restrictions; (v) public transportation closures; (vi) stay-at-home orders; (vii) restrictions on internal movement; and (viii) international travel bans. The database scores the stringency of each measure ordinally, for example, depending on whether the measure is a recommendation or a requirement and whether it is targeted or nation-wide. We normalize each measure to range between 0 and 1 to make them comparable. In addition, we compute and aggregate a Stringency Index as the average of the sub-indices, again normalized to range between 0 and 1. The data start on January 1, 2020 and covers 176 countries/regions.

For the instrument used to address endogeneity concerns between growth and imbalances, we use a pandemic episodes dummy from Furceri et al. (forthcoming) and natural disasters from EM-DAT: 'The International Disaster Database'. We also include a set of controls of macroeconomic, structural, and cyclical factors affecting current account imbalances according to the External Balance Assessment (IMF, 2019). These include: Lag of Net Foreign Assets; Lag of Net Foreign Assets/GDP; Oil trade balance; Current health expenditure (% of GDP); Life expectancy at birth, total (years); and Age dependency ratio, old (% of working-age population). The coverage and source for these variables is listed in Table A.1.1.

Our current account balance and GDP growth sample includes a set of 38 advanced economies, 162 emerging market and developing economies and 29 oil exporters. For additional details on country groups see Tables A.1.2-A.1.4.

**TABLE A.1.1**  
**DATA SOURCES AND DESCRIPTION**

Variable	Database	Coverage		Summary statistics				
		Countries	Time	Obs.	Mean	Std. dev.	Min	Max
Current Account Balance (%GDP)	World Economic Outlook	200	1950-2020	8,376	7.7	12.3	0.0	314.9
GDP Growth Rate	World Economic Outlook	200	1950-2020	8,922	3.8	6.3	-66.7	148.0
Savings/ GDP	World Economic Outlook	173	1950-2020	7,046	21.9	18.3	-202.9	346.2
Investment/ GDP	World Economic Outlook	174	1950-2020	7,360	24.3	14.0	-10.5	361.5
Oxford Stringency Index	Oxford Covid-19 Government Response Tracker (OxCGRT)	182	2020	182	50.0	11.7	11.8	71.8
Net Foreign Assets	External Sector Report	197	1971-2020	8,013	-5,873.5	317,952.3	-10,000,000	3,420,487
Oil Trade Balance	World Economic Outlook	177	1967-2020	6,768	0.0	0.1	-0.5	1.1
Age Dependency Ratio	World Bank - World Development Indicators	192	1970-2020	9,569	10.6	6.6	0.8	47.1
Health expenditure (% GDP)	World Bank - World Development Indicators	190	2000-2020	3,541	6.3	2.8	1.0	24.3
Life expectancy at birth	World Bank - World Development Indicators	203	1970-2020	9,620	65.8	10.7	18.9	85.4
Recessions - Periods of negative real GDP growth	Deb et al. (2021)	190	1961-2019	8,667	0.15	0.4	0.0	1.0
Banking crises	Reinhart and Rogoff (2009)	68	1800-2014	14,615.0	0.1	0.2	0.0	1.0
Pandemic episodes	Furceri et al. (forthcoming)	185	1967-2020	9,250	0.02	0.1	0.0	1.0
Natural disasters	EM-DAT. The International Disaster Database	201	1967-2020	11,353	0.4	0.4	0.0	1.0

**SOURCE:** Own elaboration.

**TABLE A.1.2**  
**SAMPLE OF ADVANCED ECONOMIES**

Australia	Lithuania
Austria	Luxembourg
Belgium	Macao SAR
Canada	Malta
Cyprus	Netherlands
Czech Republic	New Zealand
Denmark	Norway
Estonia	Portugal
Finland	San Marino
France	Singapore
Germany	Slovak Republic
Greece	Slovenia
Hong Kong SAR	Spain
Iceland	Sweden
Ireland	Switzerland
Israel	Taiwan Province of China
Italy	United Kingdom
Japan	United States
Korea	Latvia

**SOURCE:** Own elaboration.

**TABLE A.1.3**  
**SAMPLE OF EMERGING MARKET DEVELOPED ECONOMIES**

Afghanistan	Chad	Iran	Nauru	St. Lucia
Albania	Chile	Iraq	Nepal	St. Vincent and the Grenadines
Algeria	China	Isle of Man	Nicaragua	Sudan
Andorra	Colombia	Jamaica	Niger	Suriname
Angola	Comoros	Jersey	Nigeria	Syria
Anguilla	Congo, DR	Jordan	North Macedonia	Tajikistan
Antigua and Barbuda	Congo, Republic of	Kazakhstan	Oman	Tanzania
Argentina	Costa Rica	Kenya	Pakistan	Thailand
Armenia	Croatia	Kiribati	Palau	Timor-Leste
Aruba	Djibouti	Kosovo	Palestan	Togo
Azerbaijan	Dominica	Kuwait	Panama	Tonga
Bahamas, The	Dominican Republic	Kyrgyz Republic	Papua New Guinea	Trinidad and Tobago
Bahrain	Ecuador	Lebanon	Paraguay	Tunisia
Bangladesh	Egypt	Lesotho	Peru	Turkey
Barbados	El Salvador	Liberia	Philippines	Turkmenistan
Belarus	Equatorial Guinea	Libya	Poland	Tuvalu
Belize	Eritrea	Madagascar	Qatar	Uganda
Benin	Eswatini	Malawi	Romania	Ukraine
Bhutan	Ethiopia	Malaysia	Russia	United Arab Emirates
Bolivia	Fiji	Maldives	Rwanda	Uruguay
Bosnia and Herzegovina	Gabon	Mali	Sao Tome and Principe	Uzbekistan
Botswana	Gambia, The	Marshall Islands	Samoa	Vanuatu
Brazil	Georgia	Mauritania	Saudi Arabia	Venezuela
Brunei Darussalam	Ghana	Mauritius	Senegal	Vietnam
Bulgaria	Grenada	Mexico	Serbia	Western Sahara
Burkina Faso	Guatemala	Micronesia	Seychelles	Yemen
Burundi	Guinea	Moldova	Sierra Leone	Zambia
Cote d'Ivoire	Guinea-Bissau	Mongolia	Solomon Islands	Zimbabwe
Cabo Verde	Guyana	Montenegro	Somalia	
Cambodia	Haiti	Montserrat	South Africa	
Cameroon	Honduras	Morocco	South Sudan	
Central African Republic	Hungary	Mozambique	Sri Lanka	
	India	Myanmar	St. Kitts and Nevis	
	Indonesia	Namibia		

**SOURCE:** Own elaboration.

**TABLE A.1.4**  
**SAMPLE OF OIL EXPORTERS**

Angola	Russia
United Arab Emirates	Saudi Arabia
Azerbaijan	South Sudan
Bahrain	Chad
Bolivia	Turkmenistan
Brunei Darussalam	Timor-Leste
Congo, Republic of	Trinidad and Tobago
Colombia	Venezuela
Algeria	Yemen
Ecuador	Gabon
Equatorial Guinea	Iran
Iraq	Kazakhstan
Kuwait	Libya
Nigeria	Oman
Qatar	

**SOURCE:** Own elaboration.

**TABLE A.1.5**  
**COUNTRIES WITH RECESSIONS DATA**

Afghanistan	Congo,	Iceland	Mozambique	St. Kitts and Nevis
Albania	Democratic	India	Myanmar	St. Lucia
Algeria	Republic	Indonesia	Namibia	St. Vincent and
Angola	Congo,	Iran	Nauru	the Grenadines
Antigua and	Republic of	Iraq	Nepal	Sudan
Barbuda	Costa Rica	Ireland	Netherlands	Suriname
Argentina	Croatia	Israel	New Zealand	Sweden
Armenia	Cyprus	Italy	Nicaragua	Switzerland
Aruba	Czech Republic	Jamaica	Niger	Sao Tome and
Australia	Cote d'Ivoire	Japan	Nigeria	Principe
Austria	Denmark	Jordan	North Macedonia	Taiwan Province
Azerbaijan	Djibouti	Kazakhstan	Norway	of China
Bahamas, The	Dominica	Kenya	Oman	Tajikistan
Bahrain	Dominican	Kiribati	Pakistan	Tanzania
Bangladesh	Republic	Korea	Palau	Thailand
Barbados	Ecuador	Kuwait	Panama	Timor-Leste
Belarus	Egypt	Kyrgyz Republic	Papua New Guinea	Togo
Belgium	El Salvador	Lao P.D.R.	Paraguay	Tonga
Belize	Equatorial Guinea	Latvia	Peru	Trinidad and
Benin	Eritrea	Lebanon	Philippines	Tobago
Bhutan	Estonia	Lesotho	Poland	Tunisia
Bolivia	Eswatini	Liberia	Portugal	Turkey
Bosnia and	Ethiopia	Libya	Puerto Rico	Turkmenistan
Herzegovina	Fiji	Lithuania	Qatar	Tuvalu
Botswana	Finland	Luxembourg	Romania	Uganda
Brazil	France	Macao SAR	Russia	Ukraine
Brunei Darussalam	Gabon	Madagascar	Rwanda	United Arab
Bulgaria	Gambia, The	Malawi	Samoa	Emirates
Burkina Faso	Georgia	Malaysia	San Marino	United Kingdom
Burundi	Germany	Maldives	Saudi Arabia	United States
Cabo Verde	Ghana	Mali	Senegal	Uruguay
Cambodia	Greece	Malta	Serbia	Uzbekistan
Cameroon	Grenada	Marshall Islands	Seychelles	Vanuatu
Canada	Guatemala	Mauritania	Sierra Leone	Venezuela
Central African	Guinea	Mauritius	Singapore	Vietnam
Republic	Guinea-Bissau	Mexico	Slovak Republic	Yemen
Chad	Guyana	Micronesia	Slovenia	Zambia
Chile	Haiti	Moldova	Solomon Islands	Zimbabwe
China	Honduras	Mongolia	South Africa	
Colombia	Hong Kong SAR	Montenegro	Spain	
Comoros	Hungary	Morocco	Sri Lanka	

**SOURCE:** Pragan et al. (forthcoming).

## APPENDIX 2

## ROBUSTNESS CHECKS

TABLE A.2.1

CURRENT ACCOUNT IMBALANCES—ABSOLUTE DEFICIT AND SURPLUS.  
COUNTRY AND TIME FIXED EFFECTS

Variables	(1)  CA/GDP	(2)  CA/GDP	(3)  CA/GDP	(4)  CA/GDP
Growth rate * Advanced economies		0.111*** (0.0363)		
Growth rate * Emerging market and developing economies		0.0167 (0.0459)		
Growth Rate	0.0217 (0.0437)			
Growth rate * Oil exporters			0.0130 (0.0866)	
Growth rate * Oil importers			0.0297 (0.0272)	
Growth rate * Surplus				-0.0532 (0.113)
Growth rate * Deficit				0.0605** (0.0296)
Constant	7.603*** (0.205)	7.559*** (0.189)	7.583*** (0.149)	7.558*** (0.174)
Observations	8,239	8,239	8,239	8,239
R-squared	0.413	0.414	0.413	0.414
Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Time FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Errors	Robust	Robust	Robust	Robust
No. of countries	199	199	199	199

NOTE: Robust standard errors in parentheses. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

SOURCE: Own elaboration.

TABLE A.2.2  
CURRENT ACCOUNT IMBALANCES—ABSOLUTE DEFICIT AND SURPLUS.  
ADDING EBA FACTORS

Variables	(1) ICA/GDP 0.162*** (0.0350)	(2) ICA/GDP 0.216*** (0.0463)	(3) ICA/GDP 0.224*** (0.0627)	(4) ICA/GDP 0.273*** (0.0744)	(5) ICA/GDP 0.174*** (0.0407)	(6) ICA/GDP 0.234*** (0.0472)	(7) ICA/GDP 0.245*** (0.0813)	(8) ICA/GDP 0.278*** (0.0810)
Growth rate * Advanced economies								
Growth rate * Emerging market and developing economies								
Growth rate * Oil exporters								
Growth rate * Oil importers								
Growth rate * Surplus								
Growth rate * Deficit								
Lag of net foreign assets/GDP								
Oil trade balance								
Current health expenditure (% of GDP)								
Life expectancy at birth, total (years)								
Age dependency ratio, old (% of working-age population)								
Constant								
Observations	6.536*** (0.165)	6.529*** (0.162)	6.681*** (0.151)	6.551*** (0.167)	6.551*** (0.1546)	6.551*** (0.1646)	6.551*** (0.1283)	6.551*** (0.1432)
R-squared	3.068	3.068	3.068	3.068	3.068	3.068	3.068	3.068
Country FE	YES							
Errors	Robust							
No. of countries	167	167	167	167	167	167	167	167

NOTE: Robust standard errors in parentheses. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

SOURCE: Own elaboration.

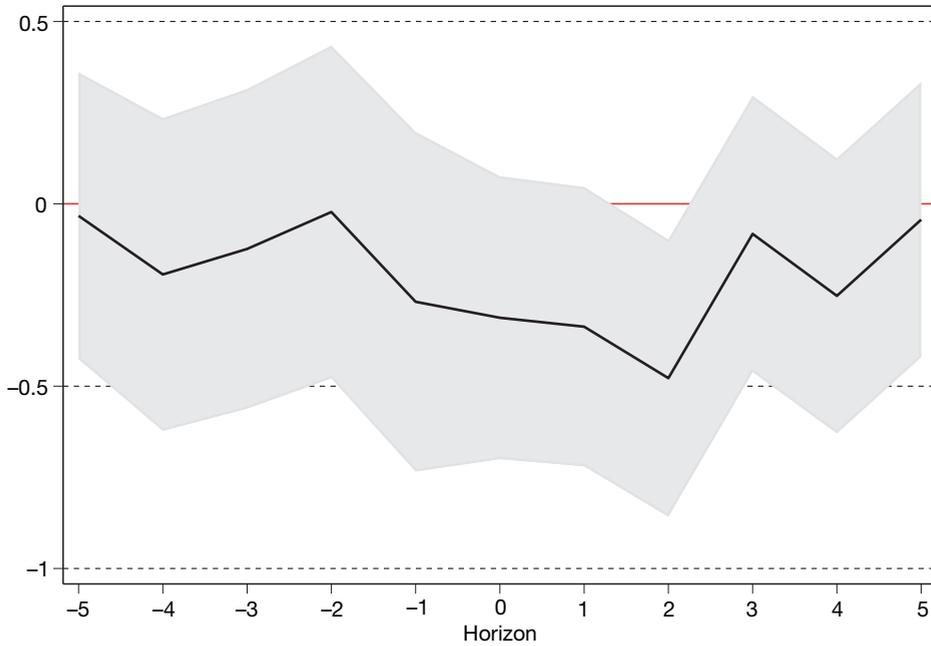
**TABLE A.2.3**  
**CURRENT ACCOUNT IMBALANCES—ABSOLUTE DEFICIT AND SURPLUS.**  
**INSTRUMENTING GROWTH**

VARIABLES	(1) ICA/GDPI	(2) ICA/GDPI	(3) ICA/GDPI
Growth rate * Advanced economies	0.144** (0.0606)		
Growth rate * Emerging market and developing economies	0.0883 (0.243)		
Growth rate * Oil exporters		0.329 (0.476)	
Growth rate * Oil importers		0.189* (0.114)	
Growth rate * Surplus			-0.771 (0.723)
Growth rate * Deficit			0.367** (0.179)
Observations	7,119	8,086	7,119
Number of countries	183	199	183
First stage	YES	YES	YES
Instrument	Growth rate lag + Pandemic episodes	Growth rate lag + pandemic episodes	Growth rate lag + Natural disasters
First stage F-statistic	71.60	19.51	85.02

NOTE: Robust standard errors in parentheses. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

SOURCE: Own elaboration.

**FIGURE A.2.1**  
**RECESSIONS AND CURRENT ACCOUNT SURPLUSES AND DEFICITS—**  
**OVERALL SAMPLE WITH TIME FIXED EFFECTS**



NOTE: The figure reports the evolution of the absolute value of current account deficit and surpluses before and after recessions. Horizon=0 denotes the year of a recession. The light grey shaded area indicates 90% confidence intervals.

SOURCE: Own elaboration.



# Análisis de la sostenibilidad del sector exterior en la OCDE con técnicas de multicointegración\*

## *An analysis of external sustainability in OECD countries using multicointegration techniques*

Mariam Camarero

Departamento de Economía, Universidad Jaume I e INTECO

Josep Lluís Carrion-i-Silvestre

Departamento de Econometría, Estadística y Economía Aplicada,  
Universidad de Barcelona

Cecilio Tamarit

Departamento de Economía Aplicada II, Universidad de Valencia e INTECO

### **Resumen**

*Este artículo analiza la sostenibilidad externa de un grupo de 23 países de la OCDE durante el periodo 1970-2020. La estrategia empírica adoptada muestra la importancia del desequilibrio acumulado como desencadenante del ajuste externo, en línea con la propuesta de Gourinchas y Rey (2007). Para ello, contrastamos la sostenibilidad externa a través de la relación acumulado-flujo entre las variables que representan las relaciones externas de una economía abierta utilizando varios tipos de contrastes de cointegración y multicointegración. Los resultados obtenidos apuntan hacia la sostenibilidad en sentido débil en el análisis de los flujos, mientras que desde el punto de vista del enfoque acumulado-flujo se concluye que cuatro países mostrarían sostenibilidad durante parte del periodo investigado tras realizar ajustes. Entre estos países se encuentran tanto economías tradicionalmente acreedoras, como Nueva Zelanda y Suiza, como deudoras (de la zona euro), en concreto, España y Portugal, que tuvieron acceso más restringido a la financiación en los mercados internacionales durante la última crisis financiera.*

**Palabras clave:** cuenta corriente, saldo de activos exteriores, cambios estructurales, multicointegración.

**Clasificación JEL:** F32, F36, F37, C22.

### **Abstract**

*This paper analyses the external sustainability of a group of 23 OECD countries during the period 1970-2020. The empirical strategy emphasizes the role of accumulated imbalances in external adjustment, as suggested by Gourinchas and Rey (2007). For this purpose, we test external sustainability in a stock-flow setting using several cointegration and multicointegration tests. The results point towards weak sustainability in the external flows, whereas from the stock-flow perspective, four of the countries would show sustainability at least for part of the sample period after adjustment. Among this group are traditional creditor countries such as New Zealand and Switzerland, as well as debtors (eurozone members). In particular, the debtors are Spain and Portugal, that had relatively restricted access to funding in the international markets during the last financial crisis.*

**Keywords:** current account, net foreign assets, structural breaks, multicointegration.

---

\* Los autores agradecen los comentarios de dos evaluadores anónimos y el apoyo económico de la Agencia Española de Investigación (proyectos PID2020-114646RB-C41 y C42/AEI 10.13039/501100011033), así como de la Generalitat Valenciana (proyecto GV-PROMETEO 2018/102). Cecilio Tamarit y Mariam Camarero también agradecen la financiación del proyecto ERASMUS-JMO-2021-CHAIR (101047088) de la Comisión Europea. Dicho apoyo no constituye un respaldo a los contenidos, que reflejan únicamente las opiniones de los autores. Todos los errores restantes son nuestros.

## 1. Introducción

Desde principios de la década de 1990, los desequilibrios externos por cuenta corriente (CA) se han ampliado considerablemente a nivel mundial. La globalización económica ha aumentado el comercio internacional y la movilidad de capital, facilitando la financiación de desequilibrios por cuenta corriente mayores y más persistentes. Sin embargo, la magnitud de los desequilibrios ha planteado la cuestión clave de su sostenibilidad y la naturaleza del proceso de ajuste. Además, desde las crisis financieras de los años noventa y, especialmente, desde la Gran Recesión, se ha puesto de relieve la relación entre las mismas y los desequilibrios externos<sup>1</sup>.

Si bien los déficits temporales por cuenta corriente pueden reflejar, según el modelo neoclásico, una reasignación de capital hacia países donde el mismo es más productivo, su persistencia puede considerarse un problema más grave, ya que estarían evidenciando falta de competitividad o de capacidad de ajuste por parte del país que los experimenta. La consecuencia inmediata de la persistencia en los desequilibrios sería la de provocar un aumento de los tipos de interés internos para atraer capital extranjero. Sin embargo, la acumulación persistente de deuda externa puede implicar el aumento del coste del servicio de la misma, imponiendo una carga excesiva sobre las generaciones futuras.

De esta forma, los desequilibrios macroeconómicos específicos de cada país que antes de las crisis fueron subestimados por los responsables de la formulación de políticas económicas y por los agentes financieros por igual, se convirtieron en factores desestabilizadores tras las mismas. De especial importancia han sido los crecientes desequilibrios externos propiciados por la convergencia de tipos de interés que ocurrieron en la eurozona de 1995 a 1997, poco antes del lanzamiento del euro. La situación de los países periféricos cambió drásticamente en 2008, cuando la crisis financiera de Estados Unidos se extendió a Europa.

Aunque muchos países ricos se han beneficiado del alto grado de globalización financiera internacional y han podido financiar sus crecientes desequilibrios por cuenta corriente a través de entradas de capital extranjero, el deterioro en la posición de su saldo externo (*net foreign assets*, NFA) ha sido severo, requiriendo ajustes dolorosos. Estos ajustes son especialmente duros dentro de una unión monetaria. Por tanto, la crisis económica y financiera de 2008-2009 ha generado serias dudas sobre la sostenibilidad a largo plazo de los desequilibrios externos en la zona del euro (European Commission, 2012). En concreto, la atención se ha ido centrando en la dinámica de las posiciones de inversión internacionales y en la importancia de estrechar la vigilancia de los desequilibrios por cuenta corriente en una unión monetaria, así como los riesgos asociados a la existencia de grandes diferencias entre las posiciones externas de los Estados miembros.

---

<sup>1</sup> Por ejemplo, véase al respecto el trabajo de Obstfeld y Rogoff (1995).

Como la cuenta corriente representa la tasa a la que un país acumula o reduce sus activos externos, para determinar si un saldo externo de cierto tamaño puede ser un problema, se puede analizar si dicho saldo es consistente con el supuesto de que toda la deuda externa se acabará reembolsando en última instancia.

Hasta hace poco, la literatura empírica rara vez ha abordado el problema de la relación entre la deuda externa y el déficit exterior<sup>2</sup>. El juego No-Ponzi, que se considera sinónimo del cumplimiento de la restricción presupuestaria intertemporal del sector exterior (RPIE) a la que se enfrentan todos los países, requiere que la deuda externa de hoy se corresponda con el valor presente de los superávits primarios futuros. Esta condición impone restricciones contrastables sobre las series del saldo de la deuda externa, el déficit por cuenta corriente y/o la relación a largo plazo entre exportaciones e importaciones.

En las últimas tres décadas, la sostenibilidad externa se ha analizado con frecuencia utilizando series temporales no estacionarias. Dos aproximaciones han sido las más frecuentes en la literatura. La primera se ha basado en un enfoque univariante y se ha centrado, bien en el estudio de las propiedades estocásticas de variables flujo, como el déficit por cuenta corriente, incluidos los pagos de intereses<sup>3</sup>, o bien, en el de una variable acumulada (*stock*), como es el saldo de la deuda externa. El uso de variables acumuladas tiene algunas ventajas desde un punto de vista empírico, ya que son menos volátiles y pueden proporcionar relaciones a largo plazo que son más fáciles de estimar. Varios autores han utilizado recientemente variables acumuladas gracias al desarrollo de una base de datos sobre riqueza externa (Lane y Milesi-Ferretti, 2007, 2018)<sup>4</sup>. Una segunda estrategia empírica se ha basado en un enfoque multivariante, que se centra sobre las propiedades a largo plazo de los flujos de exportaciones e importaciones<sup>5</sup>.

No obstante, la literatura empírica no siempre aborda adecuadamente las complejas relaciones entre el déficit (o las variables implicadas en este desequilibrio) y la evolución del saldo de la deuda externa. Generalmente, el análisis de las respuestas dinámicas de la cuenta corriente a diferentes perturbaciones se centra en el corto plazo, como en Glick y Rogoff (1995) y Milesi-Ferretti y Razin (1996), o se estiman a través de técnicas simples de cointegración que son incapaces de capturar el mecanismo acumulado-flujo (*stock-flow*) compartido por estas variables.

---

<sup>2</sup> Con excepciones, como Camarero *et al.* (2013, 2021).

<sup>3</sup> Ejemplos de trabajos empíricos basados en la cuenta corriente son Trehan y Walsh (1991), Wickens y Uctum (1993), Ahmed y Rogers (1995), Liu y Tanner (1996), Nason y Rogers (2006) y Engel y Rogers (2009), entre otros.

<sup>4</sup> Gourinchas y Rey (2007) usan datos mensuales para analizar la restricción presupuestaria intertemporal y medir la situación de sostenibilidad de los desequilibrios externos en los Estados Unidos. De manera similar, IMF (2005) muestra los diferentes roles que desempeñan los efectos de valoración en los países emergentes e industriales. Para el caso español, véase Camarero *et al.* (2013).

<sup>5</sup> Algunos ejemplos son Husted (1992), Fountas y Wu (1999), Irandoust y Sjoo (2000), Irandoust y Ericsson (2004), Arize (2002), Narayan y Narayan (2005), Herzer y Novak-Lehmann (2006) y Hamori (2009) o del Barrio *et al.* (2015, 2019), entre otros.

La evidencia empírica sobre la relación entre la cuenta corriente y la posición de activos externos netos es limitada. Un trabajo relacionado es el de Durdu *et al.* (2010), que analiza la RPIE para un grupo de países en desarrollo, estimando un modelo de mecanismo de corrección del error mediante la técnica de Pool Mean Estimator de Pesaran *et al.* (1999), con resultados que apuntan al cumplimiento de la restricción de solvencia externa en la mayoría de los casos. En este artículo, nuestro objetivo es encontrar evidencia del mecanismo de equilibrio acumulado-flujo y ampliar evidencia empírica empleando el marco de multicointegración sugerido en Granger y Lee (1989, 1990) y desarrollado por Haldrup (1994) y Engsted *et al.* (1997). La multicointegración implica que en un sistema bivalente de variables no estacionarias integradas de orden uno,  $I(1)$ , pueda existir más de un vector de cointegración, y, por tanto, las variables están unidas por dos fuerzas equilibradoras. La primera relación de cointegración refleja el equilibrio entre flujos, mientras que la segunda muestra una relación más profunda entre las variables flujo y acumulada. Este enfoque empírico nos ayuda a ampliar la discusión de la RPIE y la sostenibilidad externa a un entorno estocástico. Bohn (1995, 1998) ha demostrado que la sostenibilidad depende críticamente de los cambios en los estados de los precios contingentes que determinan la tasa de descuento de la deuda externa («efectos en la valoración de activos»). La sostenibilidad implica tanto la satisfacción de la RPIE como una condición de transversalidad. La condición de transversalidad requiere que el valor del límite de la deuda, descontada a una tasa que es función de la distribución de probabilidad de la deuda futura, sea cero<sup>6</sup>. En este marco, los contrastes de cointegración tradicionales que se suelen aplicar para comprobar la solvencia externa son demasiado simples.

El presente estudio se basa en buena medida en Camarero *et al.* (2013), si bien actualizándolo y mejorándolo en varios sentidos. La contribución de esta investigación es triple. Primero, al igual que en Camarero *et al.* (2013), basándonos en Taylor (2002) y Gourinchas y Rey (2007), englobamos diferentes enfoques teóricos sobre sostenibilidad externa que destacan la importancia tanto del saldo de la cuenta corriente como de la posición neta de activos externos. Para ello, analizamos la RPIE a través del vínculo entre CA y NFA, una relación clave para la estabilidad a largo plazo de la cuenta corriente. De forma específica, consideramos el sistema acumulado-flujo que configuran las variables del sector exterior. En segundo lugar, desde un punto de vista empírico, la novedad de nuestra investigación radica en que superamos los problemas anteriores presentes en la literatura a través del desarrollo de contrastes de cointegración y multicointegración, que permiten la existencia de múltiples cambios estructurales en las series y modelos estimados. En concreto, aplicamos técnicas de multicointegración siguiendo el enfoque de Berenguer-Rico y Carrion-i-Silvestre (2011) para contrastar la hipótesis nula de no cointegración en un marco de procesos estocásticos no estacionarios integrados de orden dos,  $I(2)$ , y, frente a Camarero *et al.*

---

<sup>6</sup> La realización correcta de este descuento es especialmente importante, pues tiene implicaciones directas sobre la sostenibilidad, a través de la relación entre el tipo de interés y la tasa de crecimiento de la economía.

(2013), realizamos una extensión para permitir la presencia de hasta tres cambios estructurales. La tercera contribución consiste en el análisis de un grupo de países desarrollados de la OCDE con una atención especial sobre la zona del euro para el periodo 1970-2020, periodo que incluye los efectos de la Gran Recesión y la crisis de la deuda soberana que experimentaron algunos países desarrollados. Nótese que, en Camarero *et al.* (2013), el periodo de análisis cubre hasta 2010 y los contrastes de multicointegración solo consideraban la existencia de dos cambios estructurales, lo que limitaba el estudio de las consecuencias de la Gran Recesión sobre el sector exterior, especialmente en el caso de la zona euro, debido a que la crisis de deuda se materializó en 2010.

El resto del artículo está organizado de la siguiente manera. La sección 2 resume la aritmética de la sostenibilidad externa, así como los principales enfoques empíricos utilizados para contrastarla. La sección 3 presenta el modelo econométrico y los estadísticos aplicados para contrastar la presencia de cointegración en un marco  $I(2)$  que permite múltiples cambios estructurales. La sección 4 presenta los resultados de contrastar la sostenibilidad del déficit exterior de los países de la OCDE utilizando el enfoque que se ha propuesto en este documento. Finalmente, la sección 5 desarrolla las conclusiones.

## 2. Un enfoque unificado de la aritmética de la solvencia externa intertemporal

El propósito de este apartado es delimitar el enfoque de partida de este trabajo, enmarcándolo en la literatura sobre la restricción externa intertemporal. Además, se destaca la importancia de no olvidar que existen mecanismos de ajuste hacia la sostenibilidad que implican tener en cuenta la relación entre variables flujo y acumuladas, esto es, el enfoque acumulado-flujo. A la hora de contrastar la sostenibilidad se utilizarán las condiciones definidas por Bohn (2007) y que son aplicables tanto a la sostenibilidad de las finanzas públicas como a la restricción exterior de una economía.

En su modelo, Gourinchas y Rey (2007) parten de la restricción externa intertemporal de un país y derivan dos implicaciones. La primera es la relación entre la posición del saldo neto de activos exteriores (NFA) –también llamado «riqueza externa»– y la dinámica futura de la cuenta corriente. Si se espera que los rendimientos totales del saldo de NFA sean constantes, el valor neto a fecha de hoy de los pasivos externos debe compensarse con futuros superávits comerciales, lo que se conoce como el «canal comercial» de ajuste. Sin embargo, en presencia de rendimientos de activos estocásticos, las ganancias y pérdidas de capital esperadas sobre las posiciones exteriores brutas constituyen una herramienta de ajuste complementaria llamada «canal de valoración»<sup>7</sup>.

La restricción externa implica que los desequilibrios actuales deben predecir cambios futuros en la balanza comercial (ajuste de flujos), movimientos futuros en los rendimientos de la cartera de NFA (cambios en el *stock* de activos externos), o

---

<sup>7</sup> En European Commission (2012) se concluye que los efectos de valoración han sido grandes en la mayoría de los países de la zona euro con posiciones elevadas en NFA. Irlanda y Grecia, pero también España, presentan importantes efectos de valoración, aunque de naturaleza mayoritariamente temporal.

ambos. En el corto y medio plazo, la mayor parte del ajuste pasa por el rendimiento de los activos mientras que, en horizontes lejanos, el ajuste se produce a través de la balanza comercial.

El valor de los activos propiedad de residentes nacionales en el extranjero ( $A$ ) menos el valor de los pasivos con el resto del mundo ( $L$ ) constituye el saldo neto de activos extranjeros (NFA) o riqueza externa de una nación. Si la posición es positiva,  $NFA > 0$ , el país es un acreedor neto frente al resto del mundo. Por el contrario, si el NFA es negativo,  $NFA < 0$ , entonces el país es un deudor neto, porque sus pasivos con el resto del mundo exceden a sus activos. Todas las naciones están sujetas a una restricción presupuestaria que requiere que el valor del gasto interno bruto (GDE) o absorción, más el cambio en el *stock* de activos extranjeros propiedad de los residentes nacionales ( $A_t - A_{t-1}$ ) sea igual al valor del PIB más el cambio en el *stock* de deuda interna adeudada a extranjeros ( $L_t - L_{t-1}$ ). Combinando esta relación con la definición de la cuenta corriente, se deduce que el cambio en la posición de activos externos es el mismo que el saldo por cuenta corriente.

Por tanto, si la cuenta corriente está en déficit,  $CA < 0$ , el cambio en la posición de activos externos netos es negativo, lo que indica que el aumento en la deuda externa fue mayor que el incremento de los activos externos durante el año. Un cambio negativo en la posición de activos externos netos constituye una entrada de capital, ya que aumenta el capital que fluye al país a través del incremento en el nivel de la deuda externa. La posición de la balanza por cuenta corriente futura y las posiciones de activos externos netos están relacionadas con el nivel actual de la cuenta corriente y de los activos externos netos a través de los flujos futuros de ingresos externos netos.

Dividiendo por el nivel de PIB e imponiendo la condición de sostenibilidad de la deuda externa, de forma que la relación entre NFA y PIB sea constante en un determinado nivel,  $nfa^*$ , la ratio entre exportaciones netas y PIB,  $nx^*$ , es:

$$nx_t^* = (g - i)nfa^* \quad [1]$$

Donde  $g$  es la tasa de crecimiento del PIB nominal y donde  $i$  es el tipo de interés nominal. Siempre que  $g > i$ , la economía puede seguir importando más de lo que exporta, es decir, incurrir en déficits comerciales, sin que la proporción de deuda se eleve por encima del nivel deseado ( $nfa^*$ ). En este artículo usamos indistintamente  $nx$  y  $ca$ . A través de un análisis similar, se puede demostrar que la ratio de la cuenta corriente respecto al PIB,  $ca^*$ , es:

$$ca^* = g \cdot nfa^* \quad [2]$$

Para derivar las diferentes hipótesis a contrastar, consideramos la identidad de la acumulación de los activos externos netos entre  $t$  y  $t - 1$ :

$$NFA_t = (1 + i_t)NFA_{t-1} + NX_t \quad [3]$$

Las ecuaciones mostradas hasta ahora son caracterizaciones de la balanza de pagos periodo a periodo. En ella, se equipara el déficit (superávit) por cuenta corriente

a la entrada (salida) de capital o empréstito (préstamo) neto desde (hacia) el exterior. Iterando la Expresión [3] hacia adelante y asumiendo que el valor esperado para el tipo de interés es  $E(i_t|\varphi_{t-1}) = r$ , siendo  $\varphi_{t-1}$  el conjunto de información disponible en  $t - 1$ , obtenemos:

$$NFA_t = \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^j E(NX_{t+j}|\varphi_{t-1}) + \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^T E(NFA_{t+T}|\varphi_{t-1}) \quad [4]$$

La Expresión [4] simplemente establece que los agentes internacionales pueden prestar a una economía si esperan que el valor presente del flujo futuro de exportaciones netas sea igual al volumen actual de deuda. Por tanto, la hipótesis de sostenibilidad o restricción externa de largo plazo implica que:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^T E(NFA_{t+T}|\varphi_{t-1}) = 0 \quad [5]$$

Esta condición de transversalidad significa que el valor presente esperado del volumen de deuda cuando  $t$  tiende a infinito debe ser igual a cero, es decir, la condición de que no se verifique un juego de tipo Ponzi. Según Trehan y Walsh (1991), dado que la cuenta corriente es  $CA_t = NFA_t - NFA_{t-1}$ , una condición suficiente para que [5] se verifique es que la cuenta corriente sea un proceso estacionario  $I(0)$ . En el caso más realista de una economía con una tasa positiva de crecimiento, tenemos que una primera hipótesis a contrastar sería si  $ca_t = CA_t/PIB_t$  es  $I(0)$ . Esto significa que la sostenibilidad es posible con déficits por cuenta corriente en la medida en que estos no crezcan más rápido que la producción esperada. Por tanto, la condición de transversalidad requiere un límite igual a cero en la deuda externa futura descontada a una tasa<sup>8</sup>.

En un entorno estocástico con datos no estacionarios, estas condiciones se han interpretado empíricamente como el requisito de que exista cointegración entre importaciones y exportaciones con un vector de cointegración  $(1 - \beta_{1,0})'$ ,  $\beta_{1,0} \leq 1$ . En este entorno es posible distinguir diferentes grados de sostenibilidad: si  $\beta_{1,0} = 1$ , tenemos sostenibilidad fuerte; mientras que cuando  $\beta_{1,0} < 1$ , la sostenibilidad es débil<sup>9</sup>.

La dificultad práctica en el enfoque anterior es que, en principio, cualquier nivel de deuda externa es compatible con la solvencia, siempre que se cuente con suficientes superávits comerciales en un futuro indefinido (Milesi-Ferretti y Razin, 1996).

Finalmente, manipulando la Expresión [3], resulta que la relación entre las exportaciones netas y los activos externos netos es un proceso estacionario  $I(0)$  con una media incondicional  $NX/NFA$  que satisface:

$$\frac{NX}{NFA} = \rho - 1 < 0 \quad [6]$$

Donde  $\rho = \dot{y}_t/\tilde{r} < 1$  implica que la tasa de crecimiento real de la riqueza es menor que la tasa de rendimiento del activo externo neto. Así, países con posiciones

<sup>8</sup> Nótese que dicha tasa puede ser variable en el tiempo.

<sup>9</sup> Véase Quintos (1995).

acreedoras en el estado estacionario ( $NFA > 0$ ) deberían generar déficit ( $NX < 0$ ), mientras que países con posiciones deudoras en el estado estacionario ( $NFA < 0$ ) deben tener superávits comerciales ( $NX > 0$ ).

Por tanto, en un entorno estocástico, la restricción externa intertemporal implica una relación entre exportaciones (importaciones) y deuda externa a largo plazo como la descrita en [6]. Esto significa que una relación acumulado-flujo a largo plazo estará siempre presente entre el saldo por cuenta corriente (variable de tipo flujo) y la deuda (variable de tipo acumulado).

En nuestro trabajo también tenemos en cuenta la crítica realizada por Bohn (2007) sobre el concepto de sostenibilidad y su aplicación en el contexto de raíces unitarias y cointegración<sup>10</sup>. Él sostiene que estos contrastes no son directamente adecuados para la evaluación de la sostenibilidad y deriva tres proposiciones que pueden adaptarse al caso de la sostenibilidad externa<sup>11</sup>.

En primer lugar, según Bohn, cualquier orden finito de integración de estas variables ( $nfa_t$  y  $nx_t$ ), por separado, conduce al cumplimiento de la restricción presupuestaria intertemporal del sector exterior; por tanto, la estacionariedad de las mismas es una condición suficiente, pero no necesaria. En segundo lugar, muestra que la relación de cointegración entre exportaciones e importaciones tampoco es condición necesaria para evitar que se produzca una situación explosiva (juego de Ponzi), solo suficiente. Por último, en tercer lugar, demuestra que una especificación de mecanismo de corrección del error entre  $nfa_t$  y  $nx_t$  es suficiente para evitar cualquier resultado explosivo entre las variables que determinan el equilibrio externo en el largo plazo. En este artículo proponemos un enfoque alternativo para probar la sostenibilidad basado en la multicointegración, aproximación que permite ver la relación de equilibrio a largo plazo entre  $nfa_t$  y  $nx_t$ .

### 3. Metodología econométrica

En esta sección describimos la estrategia de contraste que usamos para abordar las cuestiones teóricas descritas anteriormente. La aplicación empírica utiliza una base de datos que consta de 23 países desarrollados de la OCDE, tanto europeos como del

<sup>10</sup> Téngase en cuenta que incluso si las afirmaciones de Bohn se refieren originalmente a las finanzas públicas, se pueden aplicar fácilmente a los desequilibrios externos. Camarero *et al.* (2015) analizan, para el caso de las finanzas públicas, la existencia de multicointegración con cambios estructurales.

<sup>11</sup> Dichas proposiciones se pueden enumerar de la siguiente manera:

1. Si  $nfa_t$  es un proceso estocástico integrado de orden  $m$  para cualquier  $m \geq 0$  finito, entonces  $nfa_t$  satisface la condición de transversalidad, y  $nfa_t$  y  $nx_t$  satisfacen la restricción externa intertemporal.
2. Si las exportaciones e importaciones son procesos estocásticos integrados de orden  $m_x$  y  $m_m$ , respectivamente –donde  $\Delta nfa_t = x_t - m_t$ , con  $x_t = X_t/PIB_t$  y  $m_t = M_t/PIB_t$ –, entonces  $nfa_t$  es un proceso estocástico integrado de orden  $m$  siendo  $m \leq \max(m_x - m_m) + 1$ , por lo que la condición de transversalidad y la restricción intertemporal se cumplen.
3. Si  $nfa_t$  y  $nx_t$  siguen una especificación de corrección de error de la forma  $nx_t + \rho nfa_t - 1 = z_t$  y  $z_t$  es un proceso estocástico integrado de orden  $m$  para algunos  $\rho < 0$  tales que  $|\rho| \in (0, 1 + r]$ , donde  $r$  es un tipo de interés constante, entonces  $nfa_t$  satisface la condición de transversalidad y la restricción intertemporal se cumple.

resto del mundo<sup>12</sup>. La muestra cubre el periodo 1970-2020 (era post Bretton-Woods), y los datos anuales de importaciones, exportaciones y PIB se han obtenido de la base de datos AMECO proporcionada por la Comisión Europea.

Como se mencionó anteriormente, las políticas sostenibles relativas al sector externo deben satisfacer la RPIE y la condición de transversalidad dada en [5]. En un entorno estocástico con datos no estacionarios, estas condiciones se han probado empíricamente evaluando si existe una relación de cointegración entre las importaciones ( $m_t$ ) y las exportaciones ( $x_t$ ) en porcentaje sobre el PIB con un vector de cointegración  $(1 - \beta_{1,0})', \beta_{1,0} \leq 1$  –véase Leachmann y Francis (2000)–. Ello requiere establecer, en primer lugar, el orden de integración de  $m_t$  y  $x_t$ , y segundo, probar la presencia de una relación a largo plazo entre estas variables. No obstante, la inspección visual de estas variables indica que la presencia de algunas perturbaciones no recurrentes de gran magnitud podría haber afectado a su evolución, algo que debe ser tenido en cuenta al evaluar las propiedades estocásticas de las series para poder obtener conclusiones significativas –Perron (1989, 2006).

La presencia de una relación de largo plazo entre importaciones y exportaciones define un primer nivel de sostenibilidad, aunque es también posible que otras fuerzas estuviesen configurando un sistema acumulado-flujo que vincule estas dos variables y defina un nivel más profundo de sostenibilidad, es decir, un segundo nivel de cointegración. En este trabajo nos proponemos analizar si existe una relación entre los activos externos netos y la cuenta corriente. Definiendo  $\sum_{j=1}^t m_j$  y  $\sum_{j=1}^t x_j$  como las importaciones y exportaciones acumuladas, respectivamente, podemos especificar un modelo como:

$$\sum_{j=1}^t m_j = \beta_0' c_t + \beta_{1,0} \sum_{j=1}^t x_j + \delta_{1,0} x_t + u_t \quad [7]$$

Donde  $c_t$  recopila los regresores deterministas. En la Expresión [7] se incluye el nivel de exportaciones entre los regresores estocásticos con el fin de cubrir las dos variables a las que los responsables de la formulación de políticas prestan atención: el volumen de la deuda externa (es decir, los activos externos netos) y la posición de la cuenta corriente (exportaciones). Esta interpretación se puede hacer observando que la configuración  $\beta_{1,0} = 1$  en [7] lleva a:

$$\sum_{j=1}^t m_j - \sum_{j=1}^t x_j = \beta_0' c_t + \delta_{1,0} x_t + u_t \quad [8]$$

$$-nfa_t = \beta_0' c_t + \delta_{1,0} x_t + u_t \quad [9]$$

Donde  $nfa_t = \sum_{j=1}^t x_j - \sum_{j=1}^t m_j$  es la posición neta de activos extranjeros. Se puede ver que [9] define una relación potencial a largo plazo entre  $nfa_t$  y la cuenta corriente

<sup>12</sup> De forma específica, consideramos Australia (AUS), Austria (AUT), Bélgica (BEL), Canadá (CAN), Dinamarca (DEN), Finlandia (FIN), Francia (FRA), Alemania (GER), Grecia (GRE), Islandia (ICE), Irlanda (IRE), Italia (ITA), Japón (JAP), Malta (MAL), Países Bajos (NLD), Nueva Zelanda (NZE), Noruega (NOR), Portugal (POR), España (SPA), Suecia (SWE), Suiza (SWI), Reino Unido (UK) y Estados Unidos (US).

una vez que se impone la restricción  $\beta_{1,0} = 1$ . Nótese que este enfoque sigue el concepto de contraste de multicointegración propuesto en Granger y Lee (1989), donde el vector de cointegración entre las variables en niveles se supone conocido. La especificación dada por la Expresión [7] implica trabajar dentro de un sistema acumulado-flujo, que nos permite considerar si los Gobiernos están tomando medidas correctivas en los flujos –en nuestro caso, exportaciones e importaciones en proporción del PIB– de tal manera que también controlan, en cierta medida, el volumen de la deuda externa –el agregado acumulado dado por la cuenta corriente.

Bajo este marco de multicointegración y con el fin de contrastar la sostenibilidad externa, tenemos que analizar las condiciones en términos de las expresiones anteriores, y, en particular, del modelo uniecuacional dado por [7]. Esta expresión integra la variable flujo  $x_t \sim I(1)$  y las variables acumuladas  $\sum_{j=1}^l m_j \sim I(2)$  y  $\sum_{j=1}^l x_j \sim I(2)$ . Los parámetros  $\beta_{1,0}$  y  $\delta_{1,0}$  definen el primer y segundo nivel de cointegración, respectivamente. El primer nivel de cointegración se refiere a la relación de cointegración entre las variables flujo, mientras que el segundo nivel de cointegración relaciona las variables flujo y acumuladas. La evaluación del grado de sostenibilidad exterior dependerá de los valores de estos parámetros. Si  $\beta_{1,0} > 1$ , entonces los déficits, en promedio, son predominantes; mientras que si  $\beta_{1,0} < 1$ , los superávits superan a los déficits.

Como se señaló anteriormente, la mayoría de los estudios empíricos han destacado la existencia de distintos regímenes de sostenibilidad del sector exterior y algunos de ellos han introducido cambios estructurales en el análisis de la relación entre importaciones y exportaciones. Si tales cambios de régimen están presentes, como concluye la literatura, los contrastes desarrollados por Haldrup (1994) y Engsted *et al.* (1997) no resultarían adecuados. Alternativamente, una de las contribuciones de nuestro trabajo es implementar un contraste desarrollado por Berenguer-Rico y Carrion-i-Silvestre (2011) para comprobar la existencia de cointegración entre variables  $I(2)$  con cambios de régimen. En concreto, definimos el modelo dado por<sup>13</sup>:

$$y_t = \mu + \xi t + \sum_{i=1}^l \theta_i DU_{i,t} + \sum_{i=1}^l \gamma_i DT_{i,t} + \beta_{1,0} x_{2,t} + \sum_{i=1}^l \beta_{1,i} DU_{i,t} x_{2,t} + \delta_{1,0} x_{1,t} + \sum_{i=1}^l \delta_{1,i} DU_{i,t} x_{1,t} + u_t \tag{10}$$

$$\Delta x_{1,t} + \varepsilon_{1t} \tag{11}$$

$$\Delta^2 x_{2,t} + \varepsilon_{2t} \tag{12}$$

Donde  $y_t = \sum_{j=1}^l m_j$ ,  $x_{2,t} = \sum_{j=1}^l x_j$  y  $x_{1,t} = x_t$ ,  $l$  denota el número de cambios estructurales,  $DU_{i,t} = 1$  y  $DT_{i,t} = (t - T_i)$  para  $t > T_i$ , y 0 en caso contrario, donde  $T_i = [\lambda_i T]$  denota el  $i$ -ésimo punto de ruptura,  $i = 1, 2, \dots, l$ ,  $[\cdot]$  es la parte entera,  $\lambda_i$  es la fracción de ruptura, de manera que  $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_l) \in \Lambda$  con el conjunto de posibles combinaciones de fracciones de ruptura dado por  $\Lambda = \{(\lambda_1, \dots, \lambda_l) \in \epsilon \mid \lambda_1 < \dots < \lambda_l < 1 - \epsilon$

<sup>13</sup> Véase el Modelo 8 en Berenguer-Rico y Carrion-i-Silvestre (2011).

y  $|\lambda_i - \lambda_{i+1}| > \epsilon$ , donde  $\epsilon$  denota la distancia relativa entre los puntos de corte y los extremos del periodo muestral –un valor popular utilizado en la literatura para el parámetro de recorte (*trimming*) es de  $\epsilon = 0,15$ – con la convención de que  $\lambda_{i+1} = 1$ .

Existen varias posibilidades de cointegración en el sistema que vienen dadas por [10]. Si  $u_t$  es un proceso estocástico  $I(2)$ , de modo que  $\Delta^2 u_t = v_t$  es  $I(0)$ , entonces no hay cointegración. Si  $\Delta u_t = v_t$  es  $I(0)$ , entonces  $y_t$  y  $x_{2,t}$  están cointegradas, es decir,  $(y_t, x_{2,t})' \sim CI(2, 1)$  –con un cambio en el vector de cointegración–, mientras que si el término de error resultante  $z_t = y_t - (\beta_{1,0} + \sum_{i=1}^l \beta_{1,i} DU_{i,t})x_{2,t}$  cointegra con  $x_{1,t}$ , entonces tenemos un sistema completamente cointegrado tal que  $u_t = v_t$  es  $I(0)$ .

Como señala Haldrup (1994), en muchas situaciones es probable que exista cointegración al menos al nivel de variables  $I(1)$ , lo que nos lleva a contrastar la hipótesis nula de no cointegración en el primer nivel, es decir,  $u_t \sim I(1)$ , frente a la hipótesis alternativa de multicointegración con cambios estructurales,  $u_t \sim I(0)$ . Para evaluar el orden de integración de  $\hat{u}_t$ , se estima por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) la ecuación de regresión aumentada de Dickey y Fuller (1979) y Said y Dickey (1984):

$$\Delta \hat{u}_t = \varphi \hat{u}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta \hat{u}_{t-j} + \eta_t \quad [13]$$

A partir de la cual se calcula el estadístico de Dickey-Fuller aumentado (ADF) para contrastar la hipótesis nula de que  $\varphi = 0$  usando el estadístico pseudo t-ratio,  $t_\varphi(\lambda)$ . Hasta ahora, se ha considerado que los puntos de ruptura  $T_i, i = 1, 2, \dots, l$ , son conocidos *a priori*, aunque en la mayoría de los casos este supuesto no tiene por qué darse. De ser así, podemos seguir la literatura existente y calcular el contraste ADF de multicointegración para cada posible valor del vector de cambios estructurales,  $\lambda \in \Lambda^l$ , lo que define una secuencia de estadísticos. Entonces, se elige el mínimo de la secuencia de estadístico ADF:

$$t_\varphi^* = \inf_{\lambda \in \Lambda} t_\varphi(\lambda) \quad [14]$$

Considerando todas las posibles combinaciones de  $l$  cambios estructurales. Berenguer-Rico y Carrion-i-Silvestre (2011) consideran el caso de un solo cambio estructural ( $l = 1$ ), proporcionando valores críticos para contrastar la hipótesis nula que  $u_t \sim I(1)$ . En este artículo ampliamos el análisis permitiendo múltiples cambios estructurales en la especificación del modelo dado por la Expresión [10]. La distribución límite de [14] viene dada en el teorema 1 de Berenguer-Rico y Carrion-i-Silvestre (2011) con una ligera modificación que, para completitud del trabajo, se reproduce en el siguiente corolario.

**Corolario 1.** Sea  $Y_t = (y_t, x'_{1,t}, x'_{2,t})'$  el vector de variables generado por [10] a [12] con  $u_t \sim I(1)$ . Entonces, para  $T \rightarrow \infty, T_i \rightarrow \infty$  de manera que  $\lambda_i = T_i/T, i = 1, \dots, l$ , permanece constante, y con  $p = O_p(T^{1/3})$ , el estadístico  $t_\varphi^*$  dado por [14] converge hacia

$$t_\varphi^* \Rightarrow \inf_{\lambda \in \Lambda} \left[ \left( \int_0^1 W^{*2}(\lambda, r) dr \right)^{-1/2} \left( \int_0^1 W^*(\lambda, r) dW^*(\lambda, r) \right) \right]$$

Donde  $\Rightarrow$  denota convergencia débil de medida de probabilidad asociada en el intervalo  $[0,1]$ , y  $W^*(\lambda, r) = W_0(r) - W(\lambda, r)'(\int_0^1 W(\lambda, r)'W(\lambda, r)dr)^{-1}(\int_0^1 W(\lambda, r)'W_0(r)dr)$ , con  $W_0(r)$  un movimiento browniano estándar y  $W(\lambda, r)$  un vector compuesto del límite de los elementos que definen la componente determinista, movimientos brownianos y movimientos brownianos acumulados.

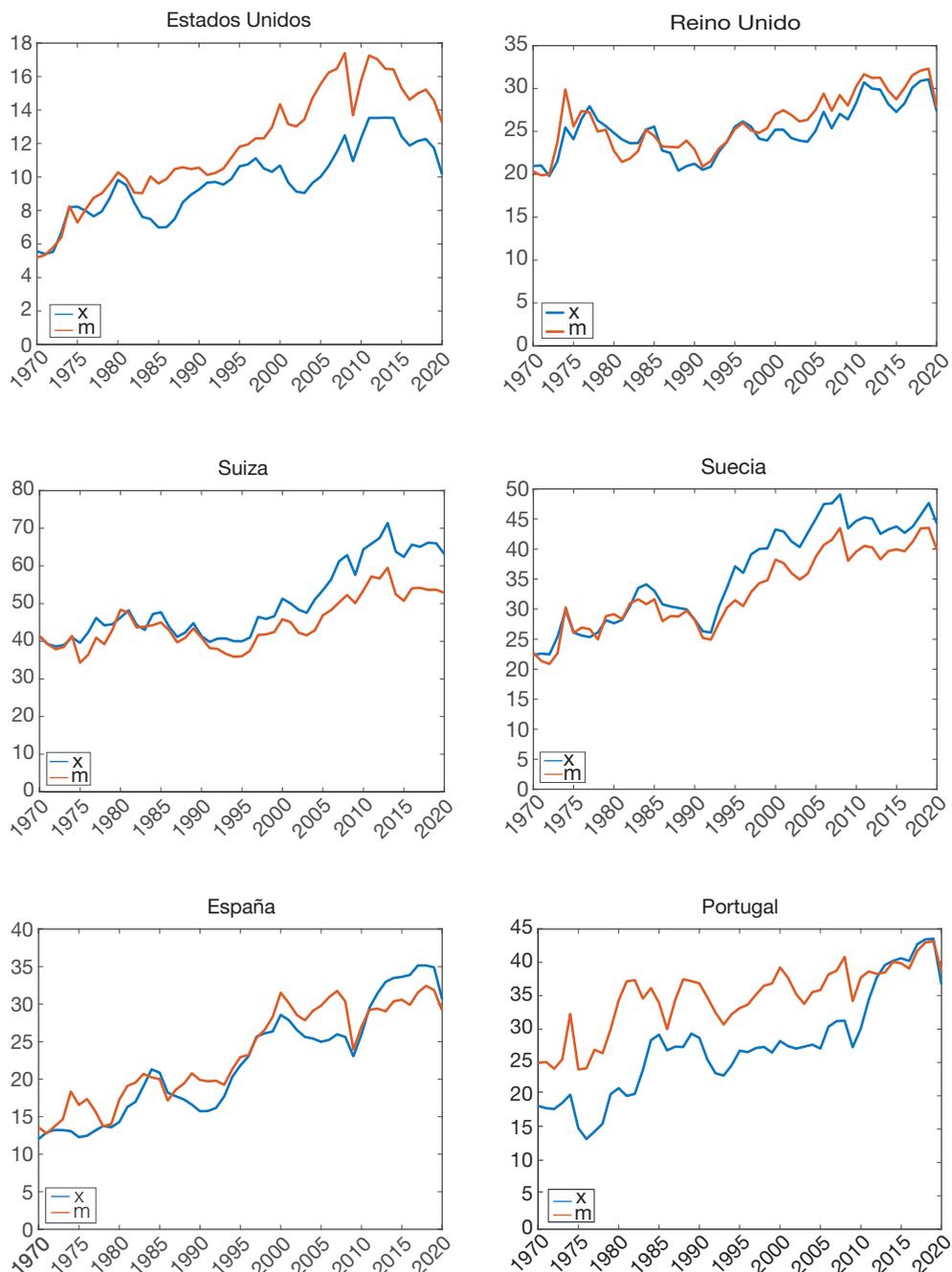
La aproximación de la distribución límite recogida en el Corolario 1 permite la obtención de los valores críticos requeridos para llevar a cabo la inferencia estadística. Para ello, se ha utilizado el diseño del experimento de simulación detallado en Berenguer-Rico y Carrion-i-Silvestre (2011), con  $T = 50$ ,  $\epsilon = 0,15$  y 10.000 réplicas usando el programa econométrico GAUSS. Los valores críticos se recogen en la nota a pie del Cuadro 6.

## 4. Resultados empíricos

### 4.1. Orden de integración

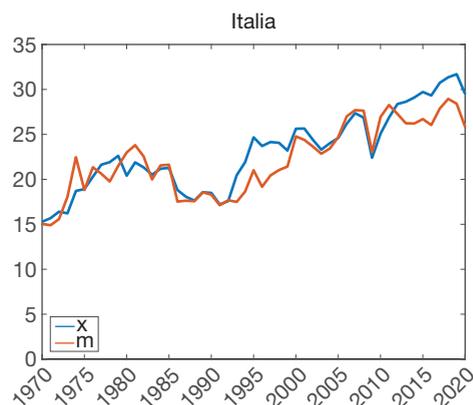
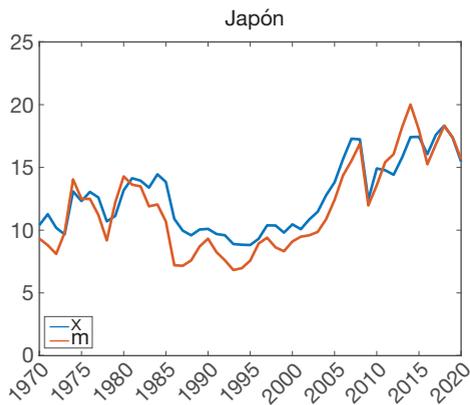
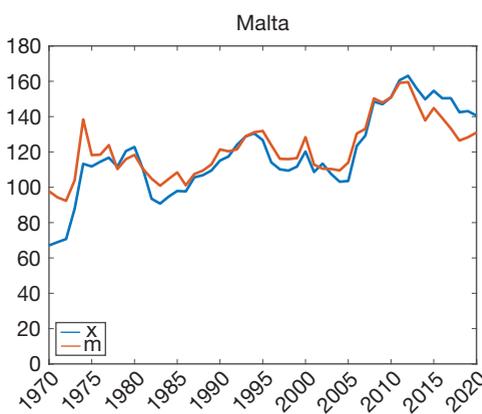
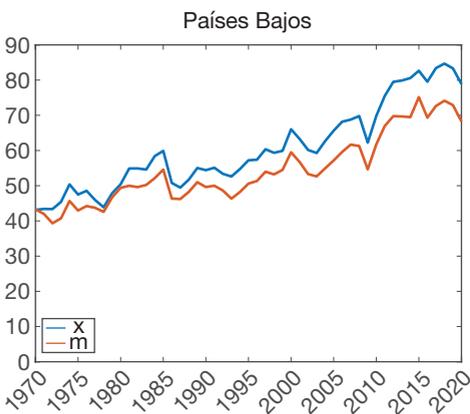
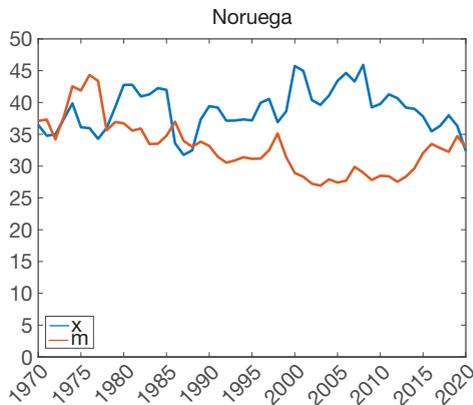
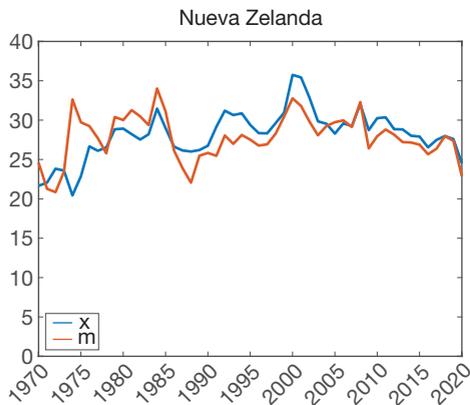
Teniendo en cuenta análisis previos en la literatura empírica y los efectos esperados de las diferentes crisis económicas sobre las variables que estamos tratando, comenzamos el análisis del orden de integración de las series temporales incluidas en nuestro estudio investigando la posible presencia de cambios estructurales. Esto es importante, pues los contrastes de raíz unitaria pueden conducir a conclusiones engañosas si la presencia de dichas discontinuidades en las series no es tenida en cuenta. Por tanto, la primera etapa de nuestro análisis se ha centrado en un paso previo al contraste de raíz unitaria que tiene como objetivo evaluar si las series se ven afectadas por cambios estructurales independientemente de su orden de integración. Esta etapa de prueba previa proporciona una indicación de si se deben aplicar contrastes de raíz unitaria con o sin cambios estructurales. Esta problemática ha sido abordada por Perron y Yabu (2009), quienes definen un contraste estadístico basado en un enfoque de mínimos cuadrados generalizados utilizando una especificación autorregresiva para representar el comportamiento del componente aleatorio, con corrección del sesgo de estimación y con un truncamiento hacia el valor uno cuando la suma de los coeficientes autorregresivos es cercana a la unidad. Para unas fechas del cambio estructural dadas, se construye el contraste de tipo Wald ( $Exp - W_{FS}$ ) para contrastar la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural. Perron y Yabu (2009) especifican tres modelos diferentes dependiendo de si el cambio estructural solo afecta al nivel (Modelo I), a la pendiente de la tendencia (Modelo II) o al nivel y a la pendiente de la tendencia temporal (Modelo III). En nuestro caso, nos centramos en las especificaciones que permiten cambios en la pendiente de la serie, dada la evolución que muestran las series analizadas (véase Figura 1).

**FIGURA 1**  
**EVOLUCIÓN DE LAS EXPORTACIONES (X) E IMPORTACIONES (M)**  
**EN PORCENTAJE DE PIB**



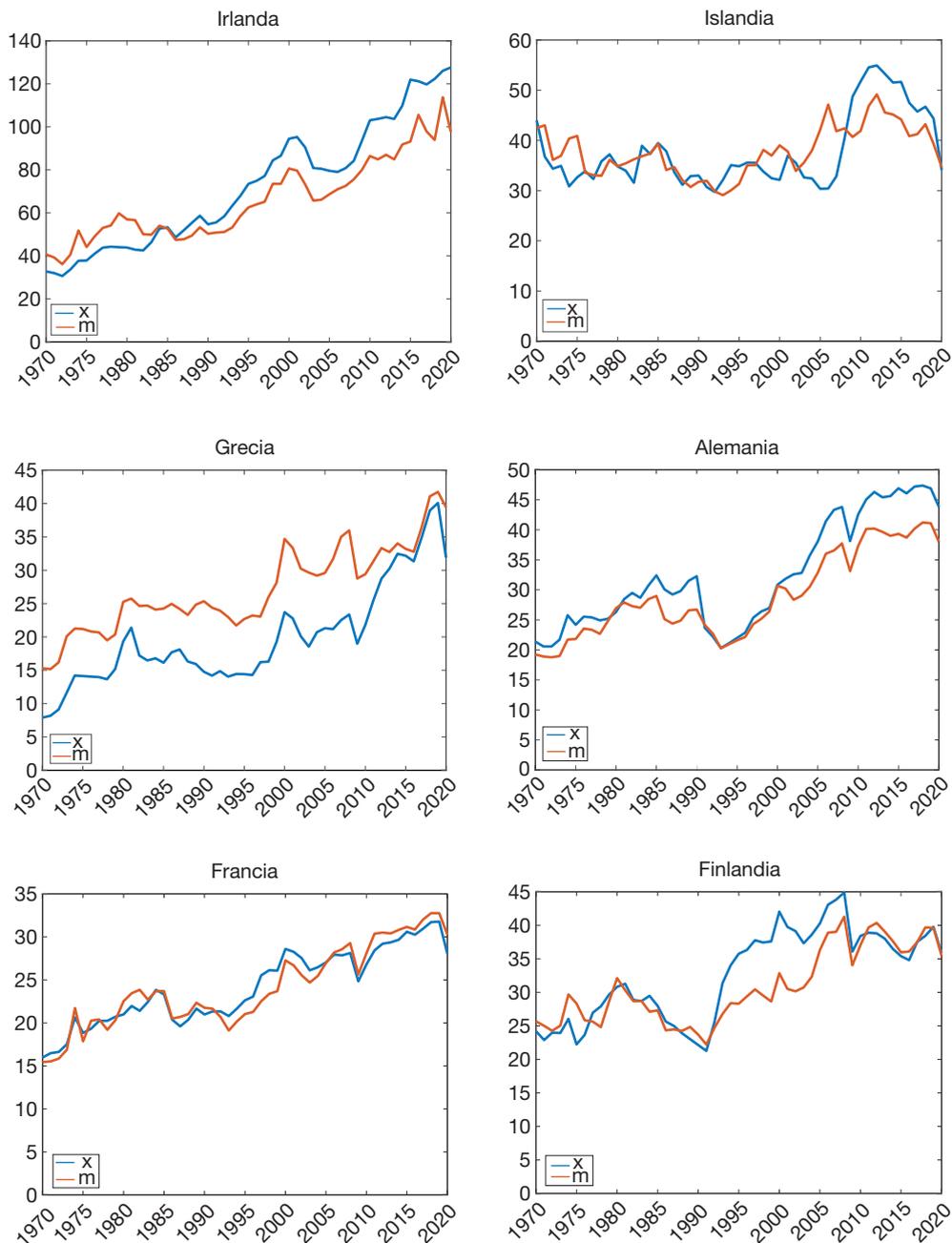
FUENTE: Elaboración propia.

**FIGURA 1 (Continuación)**  
**EVOLUCIÓN DE LAS EXPORTACIONES (X) E IMPORTACIONES (M)**  
**EN PORCENTAJE DE PIB**



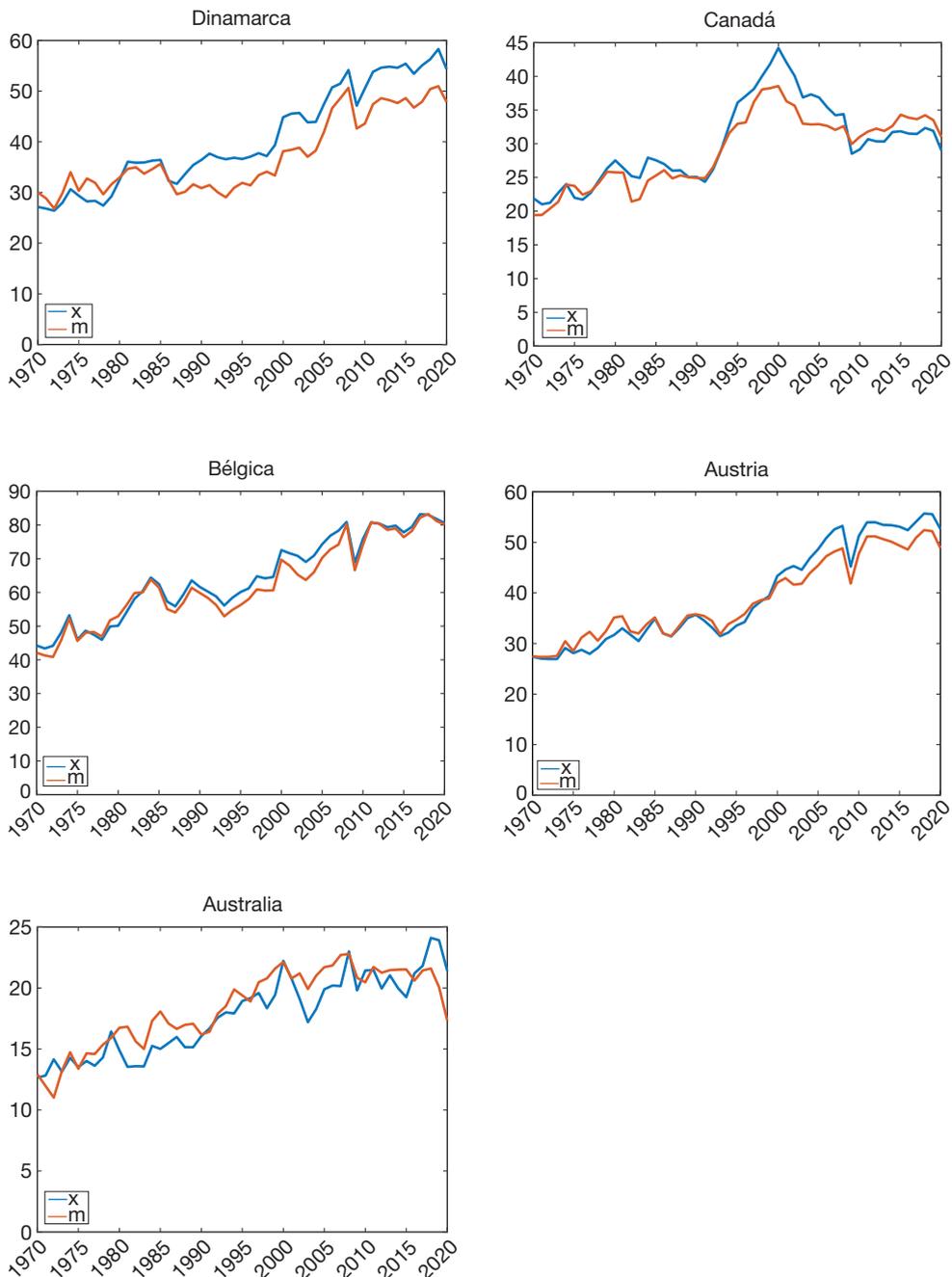
FUENTE: Elaboración propia.

**FIGURA 1 (Continuación)**  
**EVOLUCIÓN DE LAS EXPORTACIONES (X) E IMPORTACIONES (M)**  
**EN PORCENTAJE DE PIB**



FUENTE: Elaboración propia.

**FIGURA 1 (Continuación)**  
**EVOLUCIÓN DE LAS EXPORTACIONES (X) E IMPORTACIONES (M)**  
**EN PORCENTAJE DE PIB**



FUENTE: Elaboración propia.

Los resultados que aparecen en el Cuadro 1 muestran que encontramos evidencia marginal en contra de la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural. Para el caso de las importaciones, la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural se rechaza para Canadá, Noruega, Portugal y España en, al menos, una de las especificaciones que se han estimado. Para las exportaciones, la hipótesis nula se rechaza para Canadá, Alemania, Países Bajos, Nueva Zelanda y Noruega. Teniendo en cuenta estos resultados, los Cuadros 2 y 3 presentan los contrastes de raíz unitaria

**CUADRO 1**  
**ESTADÍSTICO DE PERRON-YABU PARA CONTRASTAR LA HIPÓTESIS NULA DE AUSENCIA DE CAMBIO ESTRUCTURAL FRENTE A LA HIPÓTESIS ALTERNATIVA DE UN CAMBIO ESTRUCTURAL**

Países	Importaciones sobre PIB		Exportaciones sobre PIB	
	Modelo II	Modelo III	Modelo II	Modelo III
AUS	0,323	0,904	-0,576	0,321
AUT	-0,565	0,036	-0,448	-0,026
BEL	-0,557	0,153	-0,552	0,059
CAN	0,373	3,061**	0,677	2,522*
DEN	-0,404	0,154	-0,546	0,411
FIN	-0,507	-0,007	-0,251	0,639
FRA	-0,517	0,287	-0,396	0,738
GER	-0,394	0,625	-0,266	9,171**
GRE	-0,572	0,431	-0,458	0,166
ICE	-0,432	0,266	-0,550	1,109
IRE	-0,513	-0,208	-0,312	1,492
ITA	-0,512	0,353	-0,538	0,127
JAP	-0,439	0,059	-0,447	0,115
MAL	-0,594	0,048	-0,467	0,903
NLD	-0,547	1,318	-0,554	2,339*
NZE	-0,396	0,232	0,191	2,718*
NOR	8,435**	8,601**	-0,285	2,730*
POR	-0,351	14,124**	-0,594	-0,158
SPA	-0,374	3,167**	-0,578	0,052
SWE	-0,530	-0,055	-0,315	0,285
SWI	-0,401	-0,001	-0,333	0,241
UK	-0,598	-0,336	-0,577	-0,016
US	0,028	0,555	-0,441	0,074

NOTAS: Los valores críticos a un nivel de significación del 5% y 10% son, respectivamente, 1,28 y 0,74 (Modelo II) y 2,79 y 2,15 (Modelo III). \*\* y \* denotan el rechazo de la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural a un nivel de significación del 5% y 10%, respectivamente.

FUENTE: Elaboración propia.

de Dickey-Fuller y los contrastes modificados (contrastos M) de Ng y Perron (2001) y Carrion-i-Silvestre *et al.* (2009). Como se puede observar, para las importaciones y centrándonos en los contrastes de tipo M, ya que muestran mejor rendimiento en una muestra finita que el contraste estadístico ADF, vemos que el rechazo de la hipótesis de raíz unitaria solo aparece para el contraste MSB en el caso de Irlanda. Para las exportaciones, en general, los contrastes calculados no rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria. Las excepciones son Australia y Bélgica, para los cuales todos los estadísticos conducen al rechazo de la hipótesis nula, y Noruega (rechaza la hipótesis nula solo para un contraste). Una vez que permitimos la existencia de múltiples cambios estructurales, el primer resultado sorprendente que encontramos es que, hasta con tres cambios estructurales, la evidencia empírica indica que la evolución de las variables de interés está determinada por tendencias estocásticas. La excepción se da para las exportaciones de Australia y Bélgica, hecho que implicará que dichos países queden excluidos del análisis de cointegración que se realiza a continuación.

En cuanto a la ubicación de las rupturas, solo en unos pocos casos los cambios estructurales han ocurrido en los años setenta o primeros de los ochenta: cinco veces para las importaciones (Canadá, Noruega, Portugal y España) y cuatro veces para las exportaciones (Canadá, Países Bajos, Noruega y Portugal). Dichos cambios están relacionados con la respuesta a la segunda crisis del petróleo en algunos países europeos. El segundo grupo de cambios estructurales ocurrió durante la década de 1990. Finalmente, se estima en 2008 un cambio estructural para las importaciones de Portugal y España, dos cambios estructurales en la década de 2000 para las exportaciones de Canadá (2000 y 2008), y uno en 2008 para las exportaciones de Alemania, Países Bajos y Noruega. Como cabría esperar, el cambio estructural en 2008 se correspondería con la reciente crisis financiera mundial y la recesión que siguió.

#### 4.2. Primer nivel de cointegración. La relación entre importaciones y exportaciones

Para analizar la existencia de una relación de cointegración entre importaciones y exportaciones hemos estimado el modelo:

$$m_t = \mu + \beta_{1,0} x_t + u_t \quad [15]$$

Donde  $m_t = M_t/PIB_t$ ,  $x_t = X_t/PIB_t$ , con  $M_t$  siendo las importaciones nominales,  $X_t$  las exportaciones nominales y  $PIB_t$  el PIB nominal, y calculamos el estadístico de contraste ADF de Engle y Granger (1987) que especifica la hipótesis nula de relación espuria usando los residuos estimados de esta ecuación<sup>14</sup>. Además, también se calcula el contraste de cointegración de Shin (1994) que especifica la hipótesis

<sup>14</sup> Otros contrastes de cointegración disponibles en la literatura, como el propuesto en Johansen (1988, 1991), también podrían usarse. Sin embargo, se esperan los mismos resultados cualitativos, ya que nuestra especificación es un sistema bivalente y el contraste de Johansen es equivalente en este caso al ADF de Engle y Granger (1987) –Johansen (1995), p. 153.

**CUADRO 2**  
**CONTRASTES DE RAÍZ UNITARIA DE NG Y PERRON (2001)**  
**Y CARRION-I-SILVESTRE ET AL. (2009). IMPORTACIONES SOBRE PIB**

<b>Países</b>	$Z_{\alpha}$	$MZ_{\alpha}$	$MSB$	$ADF$	$P_T$	$MP_T$	$MZ_T$	$\hat{t}_1$	$\hat{t}_2$	$\hat{t}_3$
AUS	-7,779	-7,008	0,199	-1,548	13,335	13,543	-1,394			
AUT	-9,441	-6,119	0,277	-1,849	14,484	14,850	-1,696			
BEL	-12,452	-7,660	0,254	-2,038	11,559	11,919	-1,947			
CAN	22,902	20,770	-3,053	-15,742	-13,263	0,194	-2,572	1981	1991	1999
DEN	-9,633	-8,565	0,242	-2,327	10,838	10,642	-2,069			
FIN	-11,623	-10,204	0,219	-2,551	8,939	9,022	-2,239			
FRA	-16,094	-13,407	0,192	-3,085**	6,893	6,904	-2,570			
GER	-6,731	-6,273	0,281	-1,894	13,991	14,524	-1,765			
GRE	-15,112	-12,762	0,196	-2,967**	7,183	7,255	-2,505			
ICE	-8,525	-7,411	0,254	-2,166	13,853	12,379	-1,883			
IRE	-11,477	-9,023	0,234	-2,125	9,966	10,133	-2,115**			
ITA	-10,475	-8,380	0,241	-2,105	11,033	10,969	-2,018			
JAP	-7,742	-7,125	0,265	-2,048	12,387	12,794	-1,885			
MAL	-13,442	-11,590	0,205	-2,756	7,847	8,024	-2,377			
NLD	-9,494	-6,978	0,268	-1,807	13,368	13,060	-1,867			
NZE	-7,114	-3,677	0,312	-1,598	22,436	21,766	-1,146			
NOR	16,290	14,715	-3,213	-17,439	-14,348	0,184	-2,644	1977	1997	
POR	15,542	14,050	-3,707	-22,521	-17,366	0,165	-2,858	1974	1981	2008
SPA	17,805	17,266	-3,473	-20,933	-16,545	0,166	-2,745	1985	1999	2008
SWE	-18,411**	-15,011	0,180	-3,307**	6,109	6,326	-2,696			
SWI	-7,042	-5,998	0,288	-1,721	15,670	15,190	-1,729			
UK	-15,573	-13,066	0,191	-2,980**	7,218	7,286	-2,500			
US	-10,750	-9,196	0,194	-2,088	11,872	11,227	-1,786			

NOTAS: \*\* y \* denotan el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significación del 5 % y 10 %, respectivamente.

FUENTE: Elaboración propia.

**CUADRO 3**  
**CONTRASTES DE RAÍZ UNITARIA DE NG Y PERRON (2001)**  
**Y CARRION-I-SILVESTRE ET AL. (2009). EXPORTACIONES SOBRE PIB**

Países	$Z_a$	$MZ_a$	$MSB$	$ADF$	$P_T$	$MP_T$	$MZ_t$	$\hat{t}_1$	$\hat{t}_2$	$\hat{t}_3$
AUS	-29,270**	-20,699**	0,154**	-4,500**	4,444**	4,613**	-3,182**			
AUT	-6,033	-4,719	0,320	-1,519	19,926	19,128	-1,509			
BEL	-24,583**	-18,534**	0,163**	-3,996**	4,923**	5,107**	-3,013**			
CAN	19,958	17,803	-3,276	-18,683	-15,192	0,175	-2,664	1987	2000	2008
DEN	-15,585	-13,051	0,195	-3,032**	7,108	7,067	-2,539			
FIN	-7,505	-6,942	0,256	-1,925	12,737	13,221	-1,780			
FRA	-16,545	-13,626	0,181	-3,000**	7,610	7,472	-2,471			
GER	20,563	16,962	-2,684	-13,763	-11,858	0,195	-2,313	1990	2008	
GRE	-8,066	-7,335	0,261	-1,857	12,002	12,428	-1,912			
ICE	-5,941	-5,133	0,301	-1,789	20,054	17,507	-1,546			
IRE	-7,212	-6,450	0,265	-1,913	14,809	14,136	-1,710			
ITA	-11,625	-10,222	0,221	-2,570	8,759	8,920	-2,260			
JAP	-8,653	-7,897	0,252	-2,177	11,126	11,540	-1,987			
MAL	-7,267	-6,398	0,273	-1,985	15,541	14,242	-1,747			
NLD	16,236	14,898	-3,003	-17,051	-14,107	0,176	-2,484	1985	2008	
NZE	14,024	13,340	-3,544	-20,229	-16,127	0,175	-2,825	1983	1999	
NOR	9,857	9,799	-4,570**	-29,870*	-20,849	0,153	-3,190	1985	2008	
POR	-11,520	-10,434	0,218	-2,105	8,729	8,782	-2,274			
SPA	-8,245	-7,534	0,250	-2,060	11,933	12,220	-1,883			
SWE	-9,797	-8,814	0,229	-2,245	10,308	10,626	-2,020			
SWI	-4,219	-3,521	0,377	-1,309	26,633	25,877	-1,327			
UK	-11,133	-9,862	0,224	-2,491	9,050	9,300	-2,207			
US	-8,968	-7,902	0,217	-1,950	12,628	12,212	-1,718			

NOTAS: \*\* y \* denotan el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significación del 5% y 10%, respectivamente.

FUENTE: Elaboración propia.

nula de cointegración para poder realizar un análisis confirmatorio –nótese que este contraste intercambia las hipótesis nula y alternativa del procedimiento de Engle y Granger (1987). El uso de este tipo de contrastes está en la línea de la argumentación que hacen Engle y Granger (1987), Phillips y Ouliaris (1990) y Engle y Yoo (1991), quienes indican que, si el objetivo del análisis es la detección de relaciones de largo plazo, la especificación natural debería ser la de la hipótesis nula de cointegración en lugar de la de no cointegración. De esta manera, el modelo económico mantenido solo sería rechazado cuando hay una fuerte evidencia en contra de lo que propone la teoría económica.

Los resultados que aparecen en el Cuadro 4 indican que la hipótesis nula de no cointegración se rechaza, como mínimo al 10 % de nivel de significación, para dos de los veintiún casos cuando se utiliza el estadístico ADF, por lo que la evidencia en contra de la relación espuria es escasa. Por contra, el estadístico de Shin (1994) dibuja un panorama completamente diferente, ya que la hipótesis nula de cointegración solo se rechaza en tres casos. La contradicción de estos resultados se puede deber a la baja potencia que muestra el contraste de cointegración ADF cuando la persistencia en los residuos estimados es elevada. Si además se tiene en cuenta que en este caso el estadístico de Shin (1994) tiende a mostrar distorsiones en el tamaño del contraste, se puede concluir que la evidencia a favor de la cointegración es, en conjunto, elevada. Como prueba de robustez, hemos calculado los estadísticos *MeanF* y *SupF* propuestos por Hansen (1992) para contrastar la hipótesis nula de estabilidad de parámetros, un contraste que es válido bajo el supuesto de cointegración, aunque también puede tener potencia para detectar la presencia de cointegración. Como puede verse, los estadísticos *MeanF* y *SupF* rechazan la hipótesis nula de estabilidad de los parámetros en dos casos, aunque en dichos casos no se ha rechazado la hipótesis nula de relación espuria.

A pesar de la evidencia anterior, el análisis de cointegración podría estar sesgado por la presencia de cambios estructurales que hubiesen sido ignorados. Para considerar la existencia de dichos cambios, hemos procedido a calcular el contraste de Gregory y Hansen (1996), contraste que permite la presencia de un cambio estructural bajo la hipótesis alternativa de cointegración. En este sentido, el Cuadro 4 presenta los resultados del contraste de cointegración propuesto por Gregory y Hansen (1996) para el modelo que supone un cambio estructural que afecta solo al nivel de la relación (Modelo C usando la notación de Gregory y Hansen (1996)):

$$m_t = \mu + \theta DU_t + \beta_{1,0} x_t + u_t \quad [16]$$

Y también los resultados para el modelo que considera un cambio estructural que afecta tanto al nivel como al vector de cointegración (Modelo C/S):

$$m_t = \mu + \theta DU_t + \beta_{1,0} x_t + \beta_{1,1} DU_t x_t + u_t \quad [17]$$

**CUADRO 4**  
**ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN ENTRE LAS IMPORTACIONES Y EXPORTACIONES**

Países	Engle y Granger (1987)		Shin (1994)		Gregory y Hansen (1996)			Carrion-i-Silvestre y Sansó (2006)						
	Hansen (1992)				Modelo C/S			Modelo An			Modelo D			
	ADF	MeanF	SupF	SC+	ADF	$\hat{T}_1$	ADF	$\hat{T}_1$	SC <sub>Au</sub> <sup>+</sup>	$\hat{T}_1$	BIC	SC <sub>D</sub> <sup>+</sup>	$\hat{T}_1$	BIC
AUT	-2,892	1,844	3,965	0,065	-4,822**	2000	-4,929*	2000	0,046	2009	0,071	0,050	2008	0,129
CAN	-1,855	1,593	4,104	0,361**	-4,025	2007	-4,280	1992	0,123	1997	0,838	0,096	1996	0,588
DEN	-2,305	3,241	5,007	0,134	-4,399*	1986	-5,032**	1986	0,093	1986	1,166	0,047	1987	0,993
FIN	-1,522	0,867	2,812	0,160	-4,678**	2007	-4,578	2007	0,155*	2004	1,225	0,165**	2004	1,319
FR	-2,159	1,565	2,724	0,101	-3,581	2005	-3,621	2005	0,117	2005	0,418	0,110*	2004	0,491
GER	-3,217	1,106	2,635	0,135	-3,959	1993	-3,705	1982	0,061	1990	0,631	0,062	1990	0,726
GRE	-2,230	1,879	3,051	0,194	-3,720	1997	-4,008	1997	0,093	1997	1,065	0,093	1997	1,175
ICE	-3,132	5,299**	11,091*	0,093	-3,580	1998	-3,805	1998	0,113	1994	2,808	0,153**	1997	2,666
IRE	-2,371	5,569**	10,585*	0,166	-5,217**	1985	-5,218**	1985	0,050	1984	2,891	0,079	1982	2,737
ITA	-2,948	0,873	2,389	0,075	-3,727	2000	-3,934	2004	0,087	1982	1,286	0,072	1982	1,269
JAP	-4,336**	1,135	4,118	0,064										
MAL	-3,204	1,313	2,974	0,078	-4,361*	2012	-4,395	2010	0,069	2001	3,660	0,094	2012	3,511
NLD	-3,876*	2,016	3,997	0,105										
NZE	-2,178	0,926	3,052	0,156	-5,994**	1984	-5,897**	1984	0,139	1985	1,716	0,166*	1985	1,293
NOR	-1,724	1,444	3,778	0,408**	-4,766**	1986	-4,773*	1985	0,082	1984	1,834	0,048	1985	1,870
POR	-2,757	2,262	6,631	0,145	-5,649**	1977	-5,681**	1977	0,059	1979	1,772	0,072	1982	2,083
SPA	-3,166	2,118	5,008	0,111	-5,078**	2011	-5,342**	1996	0,107	2009	1,359	0,114*	2008	1,343
SWE	-1,529	1,582	4,593	0,131	-4,134	2008	-4,132	2005	0,119	1983	0,905	0,140*	1985	1,021
SWI	-3,556	0,765	2,164	0,180	-4,529*	1990	-5,445**	1996	0,130	2011	1,630	0,051	1991	1,362
UK	-2,063	0,680	2,305	0,311*	-5,426**	1995	-5,618**	1995	0,045	1998	0,456	0,054	1997	0,530
US	-3,293	0,625	3,134	0,215	-3,339	2012	-3,644	1993	0,107	1997	0,239	0,089	2009	1,089

NOTAS: El orden de la corrección autoregresiva para el contraste ADF se selecciona a partir del criterio de significación individual definido en Ng y Perron (1995) permitiendo un máximo de 5 retardos. Los valores críticos para el contraste ADF de Gregory y Hansen (1996) son de -4,61 y -4,34 (Modelo C), y de -4,95 y -4,68 (Modelo C/S) a un nivel de significación del 5% y 10%, respectivamente -véase la Tabla 1 de Gregory y Hansen (1996)-. \*\* y \* denotan el rechazo de la correspondiente hipótesis nula (ausencia de cambio estructura para el contraste de Hansen, no cointegración para los estadísticos ADF y cointegración para los estadísticos SC) a un nivel de significación del 5% y 10%, respectivamente.

**FUENTE:** Elaboración propia.

En este caso, el uso del estadístico ADF indica que la evidencia en contra de la hipótesis nula de no cointegración aumenta al considerar un cambio estructural, lo que lleva a rechazar dicha hipótesis en once casos adicionales, ya sea utilizando la especificación del Modelo C o la del Modelo C/S.

Como análisis confirmatorio, con el fin de dar mayor robustez a los resultados, también hemos calculado el contraste de cointegración propuesto por Carrion-i-Silvestre y Sansó (2006) y Kurozumi y Arai (2007), que se adapta a la presencia de un cambio estructural que afecta a los parámetros del modelo, tanto bajo la hipótesis nula de cointegración como bajo la alternativa de regresión espuria –es decir, este enfoque invierte, hasta cierto punto, las hipótesis nula y alternativa de Gregory y Hansen (1996).

Teniendo en cuenta estas cuestiones, hemos estimado el modelo dado por [17] considerando las dos especificaciones equivalentes utilizadas para los contrastes de Gregory y Hansen (1996), es decir, el Modelo An –que impone  $\beta_{1,1} = 0$  en la Expresión [17]– y el Modelo D –que no impone ninguna restricción en la Expresión [17]. En general, la aplicación de los contrastes de Carrion-i-Silvestre y Sansó (2006) apuntan al no rechazo de la hipótesis nula de cointegración en todos los casos una vez que se ha tenido en cuenta la presencia de un cambio en el modelo. La única excepción se da para Finlandia, donde solo existe evidencia débil en contra de la hipótesis nula de cointegración cuando se estima el Modelo An a un nivel de significación del 10%. Tomando de forma conjunta los resultados de Gregory y Hansen (1996) y Carrion-i-Silvestre y Sansó (2006) podemos concluir que existe evidencia de cointegración para el conjunto de países analizados, una vez se ha permitido la presencia de un cambio en la relación a largo plazo entre las importaciones y exportaciones.

Las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (MCO) para cada país aparecen en el Cuadro 5. Primero, presentamos los resultados de las estimaciones para el modelo que no incluye ningún cambio estructural, que es la especificación del modelo adecuado para dos casos de acuerdo con los estadísticos del contraste de Engle-Granger y Shin. En segundo lugar, ofrecemos la estimación del modelo que incluye una ruptura estructural para una de las dos especificaciones relevantes consideradas –la selección entre los Modelos An y D se realiza de acuerdo con el criterio de información bayesiano (BIC).

Como puede verse, casi todos los parámetros son estadísticamente significativos, al menos, a un nivel de significación del 10% –las excepciones son Francia (la constante), Irlanda (la constante), Italia (todos los parámetros a excepción de la constante), Malta (cambio en el nivel y la pendiente) y Suiza (todos los parámetros a excepción de la pendiente). En estos casos, se podría estimar una especificación híbrida, sin afectar a la consistencia de los demás parámetros estimados.

En resumen, la evidencia encontrada en este apartado conduce a confirmar la presencia de una relación de largo plazo entre las importaciones y las exportaciones, ambas en porcentaje sobre PIB, aunque en algunos casos tal relación ha sufrido el efecto de cambios estructurales.

**CUADRO 5**  
**ESTIMACIÓN DE MCOD DE LA RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN**

Países	Sin cambio estructural		Un cambio estructural						
			Modelo An			Modelo D			
	$\hat{\mu}$	$\hat{\beta}_{1,0}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\beta}_{1,0}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\beta}_{1,0}$	$\hat{\beta}_{1,1}$
AUT	7,81 (9,25)	0,78 (37,98)	<b>10,68</b> <b>(14,77)</b>	<b>1,88</b> <b>(4,01)</b>	<b>0,70</b> <b>(33,32)</b>	10,91 (14,21)	-7,10 (-1,34)	0,69 (29,92)	0,17 (1,73)
CAN	4,77 (1,43)	0,81 (7,46)	11,10 (8,32)	5,48 (8,43)	0,51 (10,09)	<b>10,22</b> <b>(3,95)</b>	<b>12,26</b> <b>(3,79)</b>	<b>0,56</b> <b>(5,60)</b>	<b>-0,23</b> <b>(-2,09)</b>
DEN	7,60 (2,17)	0,73 (8,70)	4,06 (2,83)	-5,16 (-5,83)	0,90 (21,01)	<b>14,31</b> <b>(4,13)</b>	<b>-17,77</b> <b>(-4,62)</b>	<b>0,57</b> <b>(5,14)</b>	<b>0,38</b> <b>(3,31)</b>
FIN	8,36 (1,56)	0,69 (4,29)	<b>17,31</b> <b>(10,83)</b>	<b>7,23</b> <b>(9,69)</b>	<b>0,35</b> <b>(6,64)</b>	17,15 (10,87)	10,90 (1,55)	0,35 (6,81)	-0,10 (-0,52)
FRA	-1,25 (-0,51)	1,05 (10,48)	<b>3,11</b> <b>(1,59)</b>	<b>2,60</b> <b>(3,26)</b>	<b>0,84</b> <b>(9,62)</b>	3,86 (1,87)	-3,52 (-0,50)	0,81 (8,72)	0,22 (0,88)
GER	4,19 (4,33)	0,77 (26,62)	<b>4,56</b> <b>(5,17)</b>	<b>1,26</b> <b>(2,33)</b>	<b>0,73</b> <b>(24,48)</b>	3,70 (1,35)	2,22 (0,75)	0,76 (7,60)	-0,03 (-0,33)
GRE	11,62 (5,50)	0,79 (7,89)	<b>16,72</b> <b>(20,59)</b>	<b>6,03</b> <b>(10,00)</b>	<b>0,43</b> <b>(8,53)</b>	16,80 (7,82)	5,95 (2,48)	0,42 (3,10)	0,01 (0,04)
ICE	12,35 (2,89)	0,67 (5,94)	<b>15,05</b> <b>(3,78)</b>	<b>2,59</b> <b>(1,91)</b>	<b>0,56</b> <b>(4,98)</b>	-6,19 (-0,63)	26,29 (2,83)	1,18 (4,11)	-0,67 (-2,49)
IRE	20,32 (6,53)	0,63 (15,51)	19,57 (12,52)	-9,94 (-5,81)	0,73 (25,05)	<b>-7,05</b> <b>(-1,03)</b>	<b>19,54</b> <b>(2,77)</b>	<b>1,42</b> <b>(8,27)</b>	<b>-0,72</b> <b>(-4,16)</b>
ITA	3,85 (1,58)	0,80 (7,64)	2,71 (1,38)	-2,28 (-2,47)	0,95 (9,95)	<b>19,30</b> <b>(1,66)</b>	<b>-19,51</b> <b>(-1,63)</b>	<b>0,15</b> <b>(0,27)</b>	<b>0,82</b> <b>(1,44)</b>
JAP	<b>-3,69</b> <b>(-3,36)</b>	<b>1,22</b> <b>(14,27)</b>	0,23 (0,15)	2,43 (3,11)	0,85 (6,36)	0,24 (0,15)	2,28 (0,48)	0,85 (6,27)	0,01 (0,03)
MAL	40,64 (6,80)	0,68 (13,81)	21,61 (2,25)	-5,22 (-1,54)	0,85 (9,88)	<b>32,83</b> <b>(5,78)</b>	<b>-77,73</b> <b>(-1,45)</b>	<b>0,75</b> <b>(15,20)</b>	<b>0,47</b> <b>(1,31)</b>
NLD	<b>6,08</b> <b>(5,72)</b>	<b>0,80</b> <b>(46,32)</b>	4,39 (4,01)	-1,29 (-2,56)	0,84 (39,92)	7,01 (2,51)	-4,51 (-1,41)	0,79 (14,32)	0,06 (1,02)
NZE	13,01 (2,70)	0,53 (3,10)	<b>11,24</b> <b>(2,67)</b>	<b>-4,36</b> <b>(-4,87)</b>	<b>0,71</b> <b>(4,43)</b>	26,00 (6,85)	-31,91 (-6,36)	0,18 (1,27)	0,97 (5,53)
NOR	58,32 (3,53)	-0,65 (-1,55)	<b>75,37</b> <b>(14,85)</b>	<b>-6,93</b> <b>(-9,50)</b>	<b>-0,96</b> <b>(-7,31)</b>	86,19 (11,33)	-20,32 (-2,55)	-1,24 (-6,39)	0,35 (1,72)
POR	19,87 (9,54)	0,54 (7,37)	<b>20,36</b> <b>(14,86)</b>	<b>5,64</b> <b>(4,58)</b>	<b>0,35</b> <b>(5,62)</b>	1,09 (0,20)	21,91 (4,00)	1,64 (5,32)	-1,19 (-3,98)
SPA	6,06 (3,20)	0,81 (9,81)	<b>2,16</b> <b>(1,81)</b>	<b>-4,47</b> <b>(-4,89)</b>	<b>1,03</b> <b>(17,57)</b>	1,69 (1,49)	6,02 (1,41)	1,06 (18,84)	-0,34 (-2,40)
SWE	5,71 (3,14)	0,76 (15,44)	<b>6,91</b> <b>(7,30)</b>	<b>-2,18</b> <b>(-4,11)</b>	<b>0,78</b> <b>(25,16)</b>	7,76 (1,63)	-4,99 (-1,00)	0,74 (4,50)	0,09 (0,53)
SWI	13,48 (5,97)	0,63 (14,09)	10,83 (4,94)	-2,82 (-2,08)	0,70 (14,71)	<b>0,71</b> <b>(0,11)</b>	<b>8,39</b> <b>(1,23)</b>	<b>0,94</b> <b>(6,29)</b>	<b>-0,25</b> <b>(-1,63)</b>
UK	0,60 (0,18)	1,01 (7,89)	<b>6,24</b> <b>(2,92)</b>	<b>2,39</b> <b>(4,69)</b>	<b>0,74</b> <b>(8,30)</b>	9,78 (3,25)	-2,17 (-0,52)	0,60 (4,69)	0,18 (1,13)
US	-1,68 (-0,87)	1,40 (7,21)	<b>3,26</b> <b>(2,21)</b>	<b>3,06</b> <b>(4,89)</b>	<b>0,77</b> <b>(4,47)</b>	-5,43 (-2,45)	-13,99 (-1,06)	1,83 (7,65)	0,98 (0,96)

NOTAS: Estadístico pseudo t-ratio entre paréntesis. El número de avances y retardos que se usa en la estimación MCOD se selecciona a partir del estadístico BIC considerando todas las posibles combinaciones de los modelos que resultan de definir un número máximo de tres avances y retardos. Se muestran en negrita los coeficientes de las relaciones para las que existe evidencia de cointegración.

FUENTE: Elaboración propia.

Además, para la gran mayoría de países analizados se satisfacen la RPIE y la condición de transversalidad que aseguran la sostenibilidad de las políticas relativas al sector externo. No obstante, cabe destacar las estimaciones para Japón –con un valor de la pendiente estadísticamente superior a la unidad– y Noruega –con un valor de la pendiente negativo. Los resultados obtenidos nos llevan a considerar si existe un nivel más profundo en la relación entre las variables, que implicaría un vínculo entre la deuda externa (acumulado) y la cuenta corriente (flujo).

#### 4.3. Segundo nivel de cointegración. Relación acumulado-flujo

En esta sección contrastamos la presencia de una relación de cointegración más profunda, es decir, una relación de multicointegración entre importaciones y exportaciones en porcentaje sobre el PIB. En este caso, seguimos a Engsted *et al.* (1997), quienes proponen el siguiente modelo:

$$\sum_{j=1}^l m_j = \mu + \xi t + \beta_{1,0} \sum_{j=1}^l x_j + \delta_{1,0} x_t + u_t \quad [18]$$

El cual supone que las variables acumuladas (las importaciones y exportaciones acumuladas sobre el PIB) pueden cointegrar con el nivel de exportaciones y/o importaciones sobre el PIB. Esta configuración se ha generalizado en Berenguer-Rico y Carrion-i-Silvestre (2011) para permitir la presencia de cambios estructurales, por lo que la especificación del modelo viene dada por:

$$y_t = \mu + \xi t + \sum_{i=1}^l \theta_i DU_{i,t} + \sum_{i=1}^l \gamma_i DT_{i,t} + \beta_{1,0} x_{2,t} + \sum_{i=1}^l \beta_{1,i} DU_{i,t} x_{2,t} + \delta_{1,0} x_{1,t} + \sum_{i=1}^l \delta_{1,i} DU_{i,t} x_{1,t} + u_t \quad [19]$$

Donde  $y_t = \sum_{j=1}^l m_j$ ,  $x_{2,t} = \sum_{j=1}^l x_j$  y  $x_{1,t} = x_t$ .

Los parámetros  $\beta_{1,i}$  y  $\delta_{1,i}$ ,  $i = 0, 1, \dots, l$  que aparecen en las Expresiones [18] y [19] definen el primer y el segundo nivel de cointegración, respectivamente. El primer nivel se refiere a la relación de cointegración entre las variables flujo, mientras que el segundo relaciona las variables flujo y acumuladas. Como se ha comentado anteriormente, la evaluación del grado de sostenibilidad del sector exterior dependerá de los valores de estos parámetros. Para un segmento  $i$ -ésimo dado,  $i = 0, 1, \dots, l$ , si  $\sum_{j=0}^i \beta_{1,j} > 1$ , los déficits han sido, en promedio, predominantes; mientras que si  $\sum_{j=0}^i \beta_{1,j} < 1$ , los superávits han superado a los déficits. Podemos combinar esta información con la proporcionada por  $\delta_{1,i}$ , que relaciona las variables flujo y acumulada. Este parámetro indica cómo reacciona el sector externo a la acumulación de deuda o riqueza. Con respecto a  $\delta_{1,i}$ , la sostenibilidad dependerá también del valor de  $\beta_{1,i}$  –véase Escario *et al.* (2012):

1. Si  $\sum_{j=0}^i \beta_{1,j} > 1$ , tenemos una mayoría de déficits, de forma que la sostenibilidad externa requerirá que  $\sum_{j=0}^i \delta_{1,j} > 0$ , es decir, que las exportaciones deberían aumentar para adaptarse a los crecientes niveles de deuda externa.
2. Por el contrario, si  $\sum_{j=0}^i \beta_{1,j} < 1$ , las exportaciones deben disminuir para compensar el aumento en los niveles de riqueza, lo que implicaría que  $\sum_{j=0}^i \delta_{1,j} < 0$ .

La anterior discusión, que resume las diferentes aproximaciones en la literatura sobre sostenibilidad externa, nos lleva a distinguir dos conceptos de sostenibilidad. Primero, podemos contrastar si la posición externa es sostenible considerando el valor de  $\sum_{j=0}^i \beta_{1,j}$ , donde  $\beta_{1,j}$  son los parámetros de las Expresiones [18] y [19], con la interpretación asociada en términos de sostenibilidad débil ( $0 < \sum_{j=0}^i \beta_{1,j} < 1$ ) o fuerte ( $\sum_{j=0}^i \beta_{1,j} = 1$ ). Podemos pensar en esta aproximación como una forma de contraste para el primer nivel de sostenibilidad externa (débil o fuerte). En este caso, las variables de flujo que representan la posición exterior de la economía son aquellas en las que concentramos el análisis. Segundo, podemos evaluar si la posición externa es sostenible no solo prestando atención a las variables flujo, sino también al volumen de deuda externa. En este caso, el parámetro  $\sum_{j=0}^i \beta_{1,j}$ , calculado a partir de las Expresiones [18] y [19] puede tomar valores menores o mayores que 1 siempre que la desigualdad que afecta al parámetro  $\sum_{j=0}^i \delta_{1,j}$  siga la misma dirección. Esto significa que, en la práctica, los Gobiernos se ven influidos en su gestión de los flujos comerciales por el volumen de deuda externa. Podemos pensar en esta segunda aproximación como una forma de contrastar un *segundo nivel de sostenibilidad externa*. Cabe destacar que la presencia de una relación de multicointegración permite relajar la restricción habitual ( $\sum_{j=0}^i \beta_{1,j} \leq 1$ ) que se aplica cuando la sostenibilidad es evaluada solo a través de los flujos, siempre que la especificación del acumulado permita que  $\sum_{j=0}^i \beta_{1,j} > 1$  si  $\sum_{j=0}^i \delta_{1,j} > 0$ .

El Cuadro 6 ofrece los resultados del estadístico ADF para contrastar la hipótesis nula de ausencia de multicointegración. En primer lugar, se observa que no existe evidencia de multicointegración para ningún país cuando no se permite la presencia de cambios estructurales. La consideración de un cambio estructural posibilita hallar evidencia de un segundo nivel de cointegración para Portugal y Suiza. La inclusión de dos cambios estructurales conduce a detectar este segundo nivel de cointegración para Portugal, mientras que la especificación que recoge tres cambios estructurales determina un segundo nivel de cointegración para Nueva Zelanda y España. Cabe destacar que para todos estos países fue necesaria la incorporación de un cambio estructural para encontrar evidencia de un primer nivel de cointegración con el estadístico ADF.

En el Cuadro 7 presentamos los resultados de la estimación MCOD del modelo [19] para los cuatro países para los que se ha detectado la presencia de una relación de multicointegración. Como ya informamos en la sección 2, según Bohn (1998), existe una relación entre la deuda externa de una economía y su equilibrio exterior primario a largo plazo. Por tanto, si un país mejora su superávit primario cuando acumula un volumen creciente de deuda externa sobre el PIB, entonces su deuda externa es sostenible a largo plazo. Sin embargo, la relación entre el saldo primario

**CUADRO 6**  
**CONTRASTE ADF DE MULTICOINTEGRACIÓN PERMITIENDO MÚLTIPLES CAMBIOS ESTRUCTURALES**

Países	Sin cambio		Un cambio		Dos cambios		Tres cambios						
	ADF	k	ADF	$\hat{t}_1$	ADF	k	$\hat{t}_1$	ADF	k	$\hat{t}_1$	$\hat{t}_2$	$\hat{t}_3$	
AUT	-3,661	3	-5,365	4	2011	7	2003	2012	-8,037	1	1978	1988	2007
CAN	-2,607	1	-4,958	5	2008	5	1990	2008	-7,162	0	1982	1994	2006
DEN	-2,281	1	-4,111	1	1989	1	1989	2002	-7,847	1	1982	1993	2005
FIN	-1,647	0	-3,989	2	1997	1	1983	2003	-8,781	1	1983	2004	2012
FRA	-1,333	0	-4,223	6	1991	1	1988	2005	-7,947	1	1981	1992	2005
GER	-4,036	1	-4,968	5	1998	1	1982	1996	-8,368	1	1982	1995	2009
GRE	-2,488	3	-6,325	1	1996	1	1985	2010	-8,034	1	1981	1994	2010
ICE	-2,711	1	-4,737	1	1998	2	1983	1998	-8,449	1	1981	1993	2007
IRE	-3,396	3	-5,716	5	1994	7	1981	1996	-8,989	0	1979	1989	2006
ITA	-2,297	1	-3,905	0	1995	1	1992	2011	-8,107	1	1981	1993	2003
JAP	-3,302	1	-4,919	3	2001	3	1981	2008	-9,734	1	1979	1996	2011
MAL	-2,496	1	-4,875	5	1985	1	1984	2006	-8,064	0	1979	1996	2005
NLD	-2,186	1	-6,198	3	1986	3	1986	2007	-8,332	0	1978	1993	2003
NZE	-3,533	7	-5,926	1	1989	3	1986	2004	-13,154**	3	1986	1996	2009
NOR	-2,479	1	-6,306	1	1983	3	1986	1999	-7,816	3	1986	2000	2010
POR	-3,398	1	-6,845*	1	2000	1	1986	2008	-9,157	1	1986	1996	2007
SPA	-1,560	1	-5,331	1	1995	1	1981	1996	-11,848**	3	1988	2002	2010
SWE	-1,687	0	-3,341	1	2000	0	1984	2005	-7,165	1	1978	1992	2010
SWI	-2,748	5	-7,265**	4	1988	3	1996	2008	-8,725	4	1983	1996	2010
UK	-2,368	1	-5,627	2	2000	1	1982	2000	-8,997	1	1981	1989	1998
US	-3,395	2	-4,659	2	2010	3	1980	1998	-8,520	3	1980	1993	2002

NOTAS: El orden de la corrección autorregresiva para el contraste ADF se selecciona a partir del criterio de significación individual definido en Ng y Perron (1995) permitiendo un máximo de 5 retardos. Los valores críticos a un nivel de significación del 5 % y 10 % son, respectivamente, -4,42 y -4,08 para el caso de ausencia de cambios estructurales –véase la Tabla 1 en Engsted *et al.* (1997)–, -6,97 y -6,65 para el caso de un cambio estructural –véase la Tabla 2 en Berenguer-Rico y Carrion-i-Silvestre (2011)–, -8,87 y -8,49 para el caso de dos cambios estructurales (obtenidos mediante simulación), y -10,62 y -10,17 para el caso de tres cambios estructurales (obtenidos mediante simulación). \*\* y \* denotan el rechazo de la hipótesis nula de ausencia de multicointegración a un nivel de significación del 5 % y 10 %, respectivamente.

**FUENTE:** Elaboración propia.

externo y la deuda externa no necesita mantenerse para garantizar la sostenibilidad de la posición de la deuda externa cuando la ratio deuda externa sobre PIB es baja. Por tanto, la combinación del signo de los parámetros  $\sum_{j=0}^i \hat{\beta}_{1,j}$  y  $\sum_{j=0}^i \hat{\delta}_{1,j}$  es crítica para el propósito de nuestra investigación. Según los resultados encontrados para el análisis de multicointegración, el coeficiente de la variable de flujo correspondiente a Nueva Zelanda en el primer régimen (1970-1984) es estadísticamente significativo a un nivel de significación del 5% y toma el valor de  $\hat{\beta}_{1,0} = 1,36$ , magnitud que indicaría la no sostenibilidad del déficit exterior. Si además tenemos en cuenta el comportamiento esperado de las exportaciones cuando se alcanza un nivel umbral de deuda externa, encontramos que las exportaciones están aumentando la deuda externa, ya que  $\hat{\delta}_{1,0} = -1,13$ , parámetro que resulta ser estadísticamente significativo. Por tanto, el desequilibrio externo no se corrige, haciendo que la posición externa no haya sido sostenible durante el primer régimen. Lo mismo ocurre en el segundo régimen (1985-1997), ya que  $\sum_{j=0}^1 \hat{\beta}_{1,j} = 1,36 - 0,23 = 1,13$  y  $\sum_{j=0}^1 \hat{\delta}_{1,j} = -1,13 - 0,21 = -1,34$ . Hay que destacar que, aunque los parámetros  $\beta_{1,1}$  y  $\delta_{1,1}$  estimados para este régimen no resultan ser estadísticamente significativos de forma individual, el contraste de Wald calculado para contrastar la significación estadística de  $\sum_{j=0}^1 \hat{\beta}_{1,j}$  y  $\sum_{j=0}^1 \hat{\delta}_{1,j}$  rechaza la hipótesis nula de que estos parámetros sean igual a cero. La situación cambia a partir de 1998 dado que  $\sum_{j=0}^2 \hat{\beta}_{1,j} = 0,67$  y  $\sum_{j=0}^2 \hat{\delta}_{1,j} = -0,75$  –con los parámetros estimados para el tercer régimen siendo estadísticamente significativos de forma individual–, y se mantiene también a partir de 2009 –con  $\sum_{j=0}^3 \hat{\beta}_{1,j} = 0,84$  y  $\sum_{j=0}^3 \hat{\delta}_{1,j} = -0,66$ , aunque en este caso los parámetros estimados en el cuarto régimen no resultan ser estadísticamente significativos de forma individual. El contraste de Wald indica que  $\sum_{j=0}^2 \hat{\beta}_{1,j}$  y  $\sum_{j=0}^3 \hat{\beta}_{1,j}$  resultan ser estadísticamente significativos, mientras que  $\sum_{j=0}^2 \hat{\delta}_{1,j}$  y  $\sum_{j=0}^3 \hat{\delta}_{1,j}$  no lo serían. Esta es una situación interesante, donde los resultados estarían indicando que la sostenibilidad (débil) del déficit exterior que se obtiene en el primer nivel de cointegración –valores de  $\sum_{j=0}^2 \hat{\beta}_{1,j}$  y  $\sum_{j=0}^3 \hat{\beta}_{1,j}$  estadísticamente significativos e inferiores a la unidad– desactivaría la necesidad del segundo nivel de cointegración para garantizar dicha sostenibilidad. En definitiva, y como se puede observar, las estimaciones obtenidas a partir de 1998 indican que se cumplen las condiciones para la sostenibilidad del déficit externo.

El Cuadro 7 ofrece el resultado de la estimación de dos modelos para Portugal, en función de si se considera uno o dos cambios estructurales. Del análisis de la significación individual de los parámetros estimados se desprende que el modelo que incorpora un cambio estructural podría resultar más adecuado. Los valores de  $\hat{\beta}_{1,0} = 0,70$  y  $\sum_{j=0}^1 \hat{\beta}_{1,j} = 0,31$  son estadísticamente significativos e inferiores a la unidad, mientras que  $\hat{\delta}_{1,0} = 0,99$  (siendo estadísticamente significativo) y  $\sum_{j=0}^1 \hat{\delta}_{1,j} = -0,18$  (el contraste de Wald indica que no es estadísticamente significativo). El análisis conjunto de los parámetros estimados para los dos niveles de cointegración indicaría que el déficit exterior de Portugal no cumple con las condiciones de sostenibilidad en el primer régimen (1970-1994), dado que  $\beta_{1,0} < 1$  y  $\delta_{1,0} > 0$ , aunque sí que se cumplen en el segundo régimen ( $\sum_{j=0}^1 \beta_{1,j} < 1$  y  $\sum_{j=0}^1 \delta_{1,j}$  no significativo). Esta situación indicaría la sostenibilidad débil del déficit exterior a partir

**CUADRO 7**  
**ESTIMACIÓN DE MCOB DE LA RELACIÓN DE MULTICOINTEGRACIÓN**

Países	$\hat{\mu}$	$\hat{\xi}$	$\hat{\theta}_1$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\theta}_2$	$\hat{\gamma}_2$	$\hat{\theta}_3$	$\hat{\gamma}_3$	$\hat{\delta}_{1,0}$	$\hat{\beta}_{1,0}$	$\hat{\delta}_{1,1}$	$\hat{\beta}_{1,1}$	$\hat{\delta}_{1,2}$	$\hat{\beta}_{1,2}$	$\hat{\delta}_{1,3}$	$\hat{\beta}_{1,3}$	$\hat{T}_1$	$\hat{T}_2$	$\hat{T}_3$
NZE	41,85 (6,73)	-7,59 (-2,10)	97,68 (1,40)	1,65 (0,32)	328,85 (6,19)	15,08 (6,50)	-185,41 (-1,26)	-5,82 (-1,43)	-1,13 (-4,03)	1,36 (10,68)	-0,21 (-1,20)	-0,23 (-1,26)	0,59 (4,50)	-0,46 (-6,38)	0,09 (0,39)	0,17 (1,23)	1984	1997	2008
POR	-29,97 (-7,50)	15,96 (18,58)	315,38 (7,54)	12,01 (6,42)					0,99 (4,43)	0,70 (19,84)	-1,17 (-3,01)	-0,39 (-6,65)					1994		
POR	-7,41 (-0,78)	23,65 (4,80)	28,49 (0,63)	12,96 (2,27)	-201,49 (-3,35)	-8,85 (-2,99)			0,21 (0,43)	0,16 (0,55)	0,01 (0,02)	-0,22 (-0,73)	-0,41 (-1,61)	0,38 (3,41)			1978	1993	
SPA	-1,15 (-0,10)	47,75 (5,27)	-385,76 (-4,58)	-36,85 (-3,93)	-134,41 (-3,08)	-8,20 (-2,90)	316,51 (12,49)	10,27 (9,78)	-0,37 (-0,38)	-2,48 (-3,52)	0,08 (0,08)	2,96 (4,15)	-1,18 (-6,67)	0,53 (3,55)	0,56 (3,85)	-0,46 (-13,40)	1979	1988	2006
SWI	37,44 (4,60)	-7,73 (-2,20)	343,69 (5,06)	17,64 (4,98)					-0,80 (-3,92)	1,14 (14,29)	0,88 (3,84)	-0,46 (-5,73)					1992		

NOTAS: El número de avances y retardos que se usa en la estimación MCOB se han seleccionado a partir del estadístico BIC considerando todas las posibles combinaciones de los modelos que resultan de definir un número máximo de tres avances y retardos. Las fechas estimadas para los cambios estructurales se han obtenido a partir de la minimización de la suma del cuadrado de los errores teniendo en cuenta todas las posibles combinaciones de puntos de corte.

FUENTE: Elaboración propia.

de 1995, sin necesidad de activar el segundo nivel de cointegración para garantizar dicha sostenibilidad. Comparados con los resultados obtenidos por Camarero *et al.* (2013) con series que terminaban en 2010, se habría producido durante los diez últimos años una reversión de la falta de sostenibilidad existente a partir de 1995. Todo ello a pesar de los elevados déficits por cuenta corriente que tuvo Portugal desde su entrada en la zona euro. La fijación del tipo de cambio del escudo en posiciones fuertes frente a monedas como el marco alemán, condicionó su saldo exterior y el propio crecimiento durante la primera década del siglo. Sin embargo, tras el rescate, la situación se ha revertido y, como puede comprobarse por los resultados obtenidos, existiría sostenibilidad también en la última parte de la muestra.

Las estimaciones para España indican que, en general, los parámetros estimados resultan ser estadísticamente significativos. Las excepciones corresponden a la constante del modelo y a los parámetros  $\delta_{1,0}$  y  $\delta_{1,1}$ . El valor estimado para el primer nivel de cointegración del primer régimen (1970-1979) resulta ser negativo, resultado que, aunado a la no significación estadística del parámetro  $\delta_{1,0}$  que define el segundo nivel de cointegración, comportaría la sostenibilidad del déficit exterior. Durante el segundo régimen (1980-1988) también se produce la sostenibilidad débil del déficit exterior dado que  $\sum_{j=0}^1 \hat{\beta}_{1,j} = 0,48$  (estadísticamente significativo según el contraste de Wald) y  $\sum_{j=0}^1 \hat{\delta}_{1,j} = -0,29$  (no estadísticamente significativo según el contraste de Wald). Tras la incorporación de España a la Unión Europea (UE) y la entrada de la peseta en el Sistema Monetario Europeo en 1989, el país muestra un cambio de régimen de manera que a partir de 1989 los parámetros de las relaciones de cointegración pasan a ser  $\sum_{j=0}^2 \hat{\beta}_{1,j} = 1,01$  (estadísticamente significativo según el contraste de Wald) y  $\sum_{j=0}^2 \hat{\delta}_{1,j} = -1,47$  (estadísticamente significativo según el contraste de Wald). Asimismo, el contraste de Wald no permite rechazar la hipótesis nula de que  $\sum_{j=0}^2 \beta_{1,j} = 1$ . Como se puede comprobar, se estaría dando una situación de acumulación de riqueza –sostenibilidad fuerte ( $\sum_{j=0}^2 \beta_{1,j} = 1$ ) y  $\sum_{j=0}^2 \delta_{1,j} < 0$ . Finalmente, en el último régimen (2007-2020) los valores de  $\sum_{j=0}^3 \hat{\beta}_{1,j} = 0,55$  (estadísticamente significativo según el contraste de Wald) y  $\sum_{j=0}^3 \hat{\delta}_{1,j} = -0,91$  (estadísticamente significativo según el contraste de Wald) implican el cumplimiento de las condiciones de sostenibilidad del déficit exterior. Este resultado es muy interesante, apuntando en la misma dirección que Portugal al compararlos con lo obtenido con datos hasta 2010 en Camarero *et al.* (2013). En este trabajo, no existiría sostenibilidad exterior entre 2004 y 2008, coincidiendo con la evolución de la cuenta corriente española en los primeros años del euro hasta 2008, con déficits anuales superiores al 5 % del PIB y un máximo del 9 % en 2007 y 2008. Durante y tras la crisis financiera, se produce un fuerte ajuste y la vuelta a la sostenibilidad, tal y como muestran los resultados de multicointegración.

En el caso de Suiza, un primer resultado a destacar es que todos los parámetros estimados son estadísticamente significativos. Asimismo, durante el primer régimen es posible rechazar la hipótesis nula de que  $\beta_{1,0} = 1$  a un nivel de significación del 5 % –el estadístico t-ratio para esta hipótesis nula es de 1,755, valor que permite el rechazo de la hipótesis nula a una cola–, hecho que indicaría la no sostenibilidad

del déficit exterior si nos basamos únicamente en el primer nivel de cointegración. Adicionalmente, el valor de  $\hat{\delta}_{1,0} = -0,8$  nos indicaría la existencia de una tendencia a acrecentar el déficit exterior a partir de la relación que establece el segundo nivel de cointegración. En el segundo régimen se obtiene que  $\sum_{j=0}^1 \hat{\beta}_{1,j} = 0,68$  y  $\sum_{j=0}^1 \hat{\delta}_{1,j} = 0,08$ , resultando ambos parámetros estadísticamente significativos según el contraste de Wald. Como se puede apreciar, si nos basamos en el primer nivel de cointegración se estaría cumpliendo con la condición de sostenibilidad débil del déficit exterior, aunque la actividad exportadora está acrecentando la acumulación de riqueza —el valor de  $\sum_{j=0}^1 \hat{\delta}_{1,j}$  es positivo, en lugar de negativo, que sería la condición de sostenibilidad que surge de considerar ambos niveles de cointegración.

Los resultados encontrados son consistentes con la idea de que los países más abiertos a los mercados financieros internacionales están menos restringidos a cualquier restricción presupuestaria intertemporal. Por tanto, no podemos encontrar multicointegración para la mayoría de los miembros de la Unión Económica y Monetaria europea antes de la crisis ni para aquellos países de la OCDE con divisas fuertes y acceso abierto a los mercados financieros internacionales como Estados Unidos o Canadá. Cabe mencionar el hecho de que dos de los cuatro países que vigilan la posición acumulada de desequilibrio son acreedores tradicionales, de forma específica, Suiza y Nueva Zelanda. Por tanto, encontrar multicointegración es compatible con las posiciones de economías acreedoras y deudoras, ya que los motivos para vigilar la evolución de los desequilibrios acumulados de la cuenta corriente pueden ser varios: bien un exceso de activos o un exceso de pasivos, o bien, simplemente otros factores relacionados con la política monetaria interna.

En los últimos diez años de la muestra, tras la profunda crisis financiera de 2008-2009 y la posterior crisis de deuda pública en varios países de la zona euro, incluyendo España y Portugal, dichos países ajustan de forma radical su desequilibrio exterior. El cambio estructural en 2008 capta lo que fue, en realidad, un *sudden stop* en ambos países, junto con un masivo desapalancamiento de las posiciones deudoras en los años posteriores. Además, la buena evolución de las exportaciones tras la recesión explica la sostenibilidad lograda para la muestra en su conjunto.

## 5. Conclusiones

En esta investigación, nuestro objetivo es llenar el vacío en la literatura sobre sostenibilidad en varios aspectos. Primero, mejoramos trabajos empíricos previos utilizando el modelo intertemporal, tratando de conciliar los principios teóricos con enfoques que relacionan variables financieras y macroeconómicas. Formulamos hipótesis que pueden probarse en un marco de análisis de multicointegración. Segundo, estimamos las relaciones de multicointegración a largo plazo entre la posición de activos extranjeros y el saldo por cuenta corriente, con el fin de determinar si existe un mecanismo de ajuste entre variables flujo y variables acumuladas. En tercer lugar, se extiende el análisis de multicointegración para permitir hasta tres cambios

estructurales. Finalmente, proporcionamos evidencia para un grupo de 23 países de la OCDE durante un periodo que abarca desde 1970 hasta 2020.

En general, los resultados apuntan a la existencia de sostenibilidad débil para todos los países de nuestra muestra cuando consideramos el enfoque de flujo tradicional para la restricción presupuestaria externa intertemporal. Sin embargo, estos primeros resultados se enriquecen con el enfoque de multicointegración que nos ayuda a ganar un conocimiento más profundo de las complejas relaciones entre el volumen de activos externos y el saldo primario externo. Según nuestros resultados, para cuatro países –Portugal y España, miembros de la zona euro, así como Nueva Zelanda y Suiza– se estaría produciendo este segundo nivel de cointegración.

Por tanto, el proceso de globalización y la puesta en marcha de la Unión Monetaria parecen haber hecho menos vinculante la restricción presupuestaria externa intertemporal. Sin embargo, cuando los desequilibrios son persistentes y se acumulan, generan procesos de ajuste a partir de un cierto nivel. Nuestro análisis, al permitir distinguir varios periodos de tiempo a través de la incorporación de múltiples cambios estructurales en la modelización, aporta información sobre diferentes grados de sostenibilidad (fuerte o débil) a lo largo del tiempo para los países considerados.

## Bibliografía

- Ahmed, S., & Rogers, J. (1995). Government budget deficits and trade deficits: Are present value constraints satisfied in long-term data? *Journal of Monetary Economics*, 36(2), 351-374.
- Arize, A. C. (2002). Imports and exports in 50 countries: Tests of cointegration and structural breaks. *International Review of Economics and Finance*, 11(1), 101-115.
- Berenguer-Rico, V., & Carrion-i-Silvestre, J. L. (2011). Regime shifts in stock-flow I(2)-I(1) systems: The case of US fiscal sustainability. *Journal of Applied Econometrics*, 26, 298-321.
- Billingsley, P. (1968). *Convergence of Probability Measures*. John Wiley & Sons, Inc.
- Bohn, H. (1995). The sustainability of budget deficits in a stochastic economy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(1), 257-271.
- Bohn, H. (1998). The behaviour of U. S. public debt and deficits. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 949-963.
- Bohn, H. (2007). Are stationary and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? *Journal of Monetary Economics*, 54(7), 1837-1847.
- Camarero, M., Carrion-i Silvestre, J. L., & Tamarit, C. (2013). Global imbalances and the intertemporal external budget constraint: A multicointegration approach. *Journal of Banking and Finance*, 37(12), 5357-5372.
- Camarero, M., Carrion-i Silvestre, J. L., & Tamarit, C. (2015). The Relationship between Debt Level and Fiscal Sustainability in Organization for Economic Cooperation and Development Countries. *Economic Inquiry*, 53(1), 129-149.
- Camarero, M., Sapena, J., & Tamarit, C. (2021). A time-varying estimation of an external reaction function for peripheral EMU countries: the role of risk-aversion and financial openness. Mimeo.

- Carrion-i-Silvestre, J. L., Kim, D., & Perron, P. (2009). GLS-based unit root tests with multiple structural breaks both under the null and the alternative hypotheses. *Econometric Theory*, 25(6), 1754-1792.
- Carrion-i-Silvestre, J. L. & Sansó, A. (2006). Testing the null of cointegration with structural breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(5), 623-646.
- del Barrio, T., Camarero, M., & Tamarit, C. (2015). An analysis of the trade balance for OECD countries using periodic integration and cointegration. *Empirical Economics*, 49(2), 389-402.
- del Barrio, T., Camarero, M., & Tamarit, C. (2019). Testing for Periodic Integration with a Changing Mean. *Computational Economics*, 54(1), 45-75.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Durdu, C. B., Mendoza, E. G., & Terrones, M. E. (2010). *On the solvency of nations: Are global imbalances consistent with intertemporal budget constraints?* (IMF Working Paper n.º 50). International Monetary Fund.
- Engel, C., & Rogers, J. H. (2009). *Expected consumption growth from cross-country surveys: Implications for assessing international capital markets* (IMF Staff Papers n.º 3). International Monetary Fund.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Engle, R. F., & Yoo, S. (1991). Cointegrated economic time series: An overview with new results. In R. F. Engle, & C. W. J. Granger (Eds.), *Long-Run Economic Relationships* (pp. 237-266). Oxford University Press.
- Engsted, T., Gonzalo, J., & Haldrup, N. (1997). Testing for multicointegration. *Economics Letters*, 56, 259-266.
- Escario, R., Gadea, M., & Sabaté, M. (2012). Multicointegration, seigniorage and fiscal sustainability. Spain 1857-2000. *Journal of Policy Modeling*, 34(2), 270-283.
- European Commission. (2012). Focus: The dynamics of intertemporal investment positions. *Quarterly Report on the Euro Area*, 11(3), 7-20.
- Fountas, S., & Wu, J. L. (1999). Are the U. S. current account deficits really sustainable? *International Economic Journal*, 13(3), 51-58.
- Glick, R., & Rogoff, K. (1995). Global versus country-specific productivity shocks and the current account. *Journal of Monetary Economics*, 36(1), 159-192.
- Gourinchas, P. O., & Rey, H. (2007). International financial adjustment. *Journal of Political Economy*, 115(4), 665-703.
- Granger, C. W. J., & Lee, T. H. (1989). Investigation of production, sales and inventory relations using multicointegration and non-symmetric error correction models. *Journal of Applied Econometrics*, 4(S1), S145-S159.
- Granger, C. W. J., & Lee, T. (1990): Multicointegration. In G. F. Rhodes, & T. B. Fomby (Eds.), *Advances in Econometrics*, vol. 8 (pp. 71-84). JAI Press.
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.
- Haldrup, N. (1994). The asymptotics of single-equation cointegration regressions with I(1) and I(2) variables. *Journal of Econometrics*, 63(1), 151-181.
- Hamori, S. (2009). The sustainability of trade accounts of the G-7 countries. *Applied Economics Letters*, 16(17), 1691-1694.

- Hansen, B. E. (1992). Testing for parameter instability in regressions with I(1) processes. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 321-355.
- Herzer, D., & Nowak-Lehmann, F. (2006). Is there a long-run relationship between exports and imports in Chile? *Applied Economics Letters*, 13(15), 981-986.
- Husted, S. (1992). The emerging U. S. current account deficit in the 1980's: A cointegration analysis. *The Review of Economics and Statistics*, 74(1), 159-166.
- IMF (2005). *World Economic Outlook. April 2005. Globalization and External Imbalances*. International Monetary Fund.
- Iranidoust, M., & Ericsson, J. (2004). Are imports and exports cointegrated? An international comparison. *Metroeconomica*, 55(1), 49-64.
- Iranidoust, M., & Sjoo, B. (2000). The behavior of the current account in response to unobservable and observable shocks. *International Economic Journal*, 14(4), 41-57.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing on cointegrating vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press.
- Kurozumi, E., & Arai, Y. (2007). Efficient estimation and inference in cointegrating regressions with structural change. *Journal of Time Series Analysis*, 28(4), 545-575.
- Lane, P. R., & Milesi-Ferretti, G. M. (2007). The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970-2004. *Journal of International Economics*, 73(2), 223-250.
- Lane, P. R., & Milesi-Ferretti, G. M. (2018). The External Wealth of Nations Revisited: International Financial Integration in the Aftermath of the Global Financial Crisis. *IMF Economic Review*, 66(1), 189-222.
- Leachman, L. L., & Francis, B. B. (2000). Multicointegration analysis of the sustainability of foreign debt. *Journal of Macroeconomics*, 22(2), 207-227.
- Liu, P., & Tanner, E. (1996). International intertemporal solvency in industrialized countries: Evidence and implications. *Southern Economic Journal*, 62(3), 739-749.
- Milesi-Ferretti, G. M., & Razin, A. (1996). *Sustainability of persistent current account deficits* (Working Paper n.º 5467). National Bureau of Economic Research.
- Narayan, P. K., & Narayan, S. (2005). Are exports and imports cointegrated? Evidence from 22 least developed countries. *Applied Economics Letters*, 12(6), 375-378.
- Nason, J. M., & Rogers, J. H. (2006). The present value model of the current account has been rejected: Round up the usual suspects. *Journal of International Economics*, 68(1), 159-187.
- Ng, S., & Perron, P. (1995). Unit root test in arma models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag. *Journal of the American Statistical Association*, 90(429), 268-281.
- Ng, S., & Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), 1519-1554.
- Obstfeld, M., & Rogoff, K. (1995). Chapter 34 The Intertemporal Approach to the Current Account. *Handbook of International Economics*, 3, 1731-1799.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.

- Perron, P. (2006). Dealing with Structural Breaks. *Palgrave Handbook of Econometrics*, 1(2), 278-352.
- Perron, P., & Yabu, T. (2009). Testing for shifts in trend with an integrated or stationary noise component. *Journal of Business & Economic Statistics*, 27(3), 369-396.
- Pesaran, H. M., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634.
- Phillips, P. C. B., & Ouliaris, S. (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, 58(1), 165-193.
- Quintos, C. E. (1995). Sustainability of the deficit process with structural shifts. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(4), 409-418.
- Said, S. E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit root in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599-608.
- Shin, Y. (1994). A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration. *Econometric Theory*, 10(1), 91-115.
- Taylor, A. M. (2002). A century of purchasing-power parity. *Review of Economics and Statistics*, 84(1), 139-150.
- Trehan, B., & Walsh, C. (1991). Testing intertemporal budget constraints: Theory and applications to U. S. federal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit and Banking*, 23(2), 206-223.
- Wickens, M. R., & Uctum, M. (1993). The sustainability of current account deficits: A test of the U. S. intertemporal budget constraint. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17(3), 423-441.

## APÉNDICE

### Demostración del corolario 1

Sea  $z_t(\lambda) = (c'_t, x'_{1,t}1(t > T_1), \dots, x'_{1,t}1(t > T_1), x'_{2,t}, x'_{2,t}1(t > T_1), \dots, x'_{2,t}1(t > T_1))'$ , donde  $c_t = (1, t, DU_{1,t}, \dots, DU_{l,t}, DT_{1,t}, \dots, DT_{l,t})'$  recoge los regresores que definen la componente determinista,  $x_{1,t}$  es el vector conformado con las  $m_1$  variables  $I(1)$  definidas en la Expresión [11],  $x_{2,t}$  es el vector conformado con las  $m_2$  variables  $I(2)$  definidas en la Expresión [12],  $1(\cdot)$  es la función indicador y  $T_i, i = 1, 2, \dots, l$ , denotan los puntos de ruptura.

La matriz de reescalado para los elementos deterministas viene dada por  $D_0 = \text{diag}\{1, T^{-1/2}, I_l, T^{-1/2}I_l\}$  de manera que, en el límite,  $D_0 c_{[nr]} \rightarrow f(r, \lambda)$ , donde  $f(r, \lambda) = (1, r, du_1(\lambda, r), \dots, du_l(\lambda, r), dt_1(\lambda, r), \dots, dt_l(\lambda, r))'$ ,  $r = t/n$ ,  $du_i(\lambda, r) = 1(r > \lambda_i)$ ,  $dt_i(\lambda, r) = (r - \lambda_i)1(r > \lambda_i)$ ,  $i = 1, 2, \dots, l$ . En el caso de los regresores estocásticos  $I(1)$ , el teorema de Donsker establece que  $T^{-1/2}x_{1,t} \Rightarrow B_1(r)$ , donde  $B_1(r)$  denota un vector de  $m_1$  procesos brownianos definidos en  $[0, 1]$  y  $\Rightarrow$  indica convergencia débil hacia la medida de probabilidad asociada. Para los regresores estocásticos  $I(2)$ , la aplicación del teorema de correspondencia continua (*continuous mapping theorem*, CMT) permite establecer que  $T^{-3/2}x_{2,t} \Rightarrow \int_0^r B_2(s)ds \equiv B_2(r)$ —véase Billingsley (1968)—, donde  $B_2(s)$  es un vector de  $m_2$  procesos brownianos definidos en  $[0, 1]$ . De manera similar,  $T^{-1/2}x_{1,t}1(t > T_b) \Rightarrow B_1(r)1(r > \lambda)$  y  $T^{-3/2}x_{2,t}1(t > T_b) \Rightarrow B_2(r)1(r > \lambda)$ . A partir de estos elementos, se puede establecer que:

$$T^{-1/2}D_n z_t(\lambda) \Rightarrow (f(\lambda, r)', B'_1(r), B'_1(r)1(r > \lambda_1), \dots, B'_1(r)1(r > \lambda_l), \overline{B'_2(r)}, \overline{B'_2(r)}1(r > \lambda_1), \dots, \overline{B'_2(r)}1(r > \lambda_l))' \equiv B(\lambda, r)$$

Con  $D_n = \text{diag}\{D_0, D_1, D_2\}$ , donde  $D_1 = \text{diag}\{T^{-1/2}I_{(1+l)m_1}\}$  y  $D_2 = \text{diag}\{T^{-3/2}I_{(1+l)m_2}\}$  son las matrices de reescalado asociadas a los regresores estocásticos  $I(1)$  e  $I(2)$ . A partir de aquí, los resultados contenidos en el lema 1 y teorema 1 de Berenguer-Rico y Carrion-i-Silvestre (2011) son de aplicación, con la particularidad de que ahora se permiten múltiples cambios estructurales.

# Current account targeting hypothesis versus twin deficit hypothesis: the European Monetary Union experience of Portugal\*

## *La hipótesis centrada en la cuenta corriente versus la hipótesis de los déficits gemelos: el ejemplo de Portugal dentro de la Unión Monetaria Europea*

António Afonso  
José Carlos Coelho  
Universidade de Lisboa

### **Abstract**

*In this article, we study the relationship between the government budget balance and the current account balance for Portugal, using quarterly data from 1999 to 2019. On the one hand, the causality tests find a unidirectional relation running from the current account balance to the government budget balance. On the other hand, estimations show a bi-directional relationship between these variables, and the existence of a bilateral relationship between the structural components of both balances. Even so, the policy implication is that the use of fiscal policy to correct the external imbalance, especially in an economic crisis, is not substantial, due to the small size of the estimated impact. In addition, with an ARDL model, we find a negative long run relationship between the share of public consumption on GDP and the current account balance. As expected, the variation of real public consumption produces an adverse accumulated response on the current account balance. Finally, the investment rate negatively affects the cyclical component of the current account balance and contributes to the structural improvement of the budget balance.*

**Keywords:** budget balance, external balance, current account targeting hypothesis, twin deficits, government consumption, ARDL, causality, VAR, Portugal.

**JEL codes:** F32, F41, H62, C22.

### **Resumen**

*En este artículo estudiamos la relación entre el saldo presupuestario del Estado y el de la cuenta corriente en Portugal, utilizando datos trimestrales desde 1999 hasta 2019. Por un lado, los test de causalidad encuentran una relación unidireccional que va desde el saldo de la cuenta corriente al saldo presupuestario del Estado. Por otro lado, estimaciones que emplean el método de variables instrumentales muestran una relación bidireccional de estas dos variables y la existencia de una relación bilateral entre los componentes estructurales de ambos saldos. A pesar*

---

\* This work was supported by the FCT (*Fundação para a Ciência e a Tecnologia*) [grant number UIDB/05069/2020]. The opinions expressed herein are those of the authors and not necessarily those of their employers.

*de ello, la implicación de política es que el uso de la política fiscal para corregir el saldo exterior, especialmente en una crisis económica, no es sustancial, debido al pequeño tamaño del impacto estimado. Además, con un modelo ARDL, encontramos una relación negativa a largo plazo entre la proporción de consumo público en el PIB y el saldo de la cuenta corriente. Como cabría esperar, variaciones en el consumo público real producen una respuesta adversa acumulada en el saldo de la cuenta corriente. Finalmente, la tasa de inversión afecta negativamente al componente cíclico del saldo de la cuenta corriente y contribuye a la mejora estructural del saldo presupuestario.*

***Palabras clave:** saldo presupuestario, saldo exterior, la hipótesis centrada en la cuenta corriente, déficits gemelos, consumo público.*

## 1. Introduction

Portugal has registered chronic and persistent public deficits and external deficits, especially in 1999, with the inception of the euro as a single currency in the context of the Economic and Monetary Union (EMU) participation, and in 2011, with the signature of the Economic and Financial Assistance Programme with the European Commission, the European Central Bank and the International Monetary Fund (the *Troika*). More specifically, during this period, the average general government budget balance as a percentage of GDP was  $-5.4\%$  and the average current external balance as a percentage of GDP reached  $-9.6\%$ . In parallel with the occurrence of public accounts deficits and significant external imbalances, there was also an accumulation of high public debt and external debt.

The evolution of the current account balance in Portugal, between 1999 and the outbreak of the global financial crisis in 2008 and the request for external economic and financial assistance in 2011, results from several explanatory factors. Among such determinants, we can highlight: membership of the EMU, which translated into access to abundant foreign credit and low interest rates; the appreciation of the euro, which allowed the acquisition of cheaper imported goods and services; and the adoption of expansionary fiscal policies, based on the growth of public expenditure, which resulted in the accumulation of budget deficits.

The relationship between the government budget deficit and the current account deficit has been researched for several countries and has been the subject of considerable empirical work in recent years (Bird et al., 2019; Karras, 2019; McFarlane et al., 2020). Nevertheless, both theoretical analysis and empirical research have not been able to solve this issue. In fact, the impact of government budget deficits on current account deficits remains inconclusive. In this regard, Rosenweig and Tallman (1993) maintained that each paper contributes with important insights, even though no consensual perspective had emerged.

Understanding the links between fiscal balances and the external balances appears to be relevant, as, from the point of view of the economic policy maker, this understanding provides useful information on how measures to reduce public deficits and external deficits can be designed and implemented. In this context, it is important to know whether reducing public accounts imbalances is a necessary and

sufficient condition to ensure external balances. Within the framework of the Twin Deficits Hypothesis, the government can contribute to improving the balance of external accounts through the adoption of restrictive fiscal policy measures, which can translate into a reduction in public spending, a decrease in transfers made to families, and an increase of taxation, among others. These measures result in a reduction in disposable income and, therefore, in the level of households' aggregate consumption, which decreases the amount of imports and contributes to the improvement of the external balance in this way.

Furthermore, according to the Ricardian Equivalence Hypothesis, the reduction of the budget deficit has no impact on the reduction of the external deficit, and it is ineffective to use fiscal policy to obtain the external balance of the economy. The Current Account Targeting Hypothesis (Poterba & Summers, 1986) suggests that the external imbalance is transmitted to the public accounts in a negative way, through the action of automatic stabilizers, as well as through the implementation of discretionary fiscal policies, which are applied with the objective of stabilising economic activity. In such a case, the promotion of the external competitiveness of the economy can be effective in reducing the external imbalance and, consequently, in improving the government balance. Finally, the economic policy maker needs to monitor the factors that influence, simultaneously or individually, the two deficits and their evolution from the perspective of the feedback linkage of Feldstein and Horioka (1980) –which identifies the existence of a bi-directional relationship between the two deficits, where the direction of causality occurs in both directions, and also the Hypothesis of Twin Divergence, which is based on the occurrence of movements that diverge from the budget deficit and the external deficit.

The aim of the article is to study the contribution of the budget balance to the evolution of the current account balance in Portugal between 1999 and 2019, using quarterly data. In addition to the budget balance as a percentage of GDP, we also use government consumption as a percentage of GDP and real government consumption. The use of real public consumption seeks to capture only the exogenous component of the budget balance, unaffected by the evolution of economic activity.

Our study's contribution to the literature is twofold. First, we cover a longer timespan with quarterly data for Portugal, and second, we carry out alternative exercises using several methodologies, namely Multivariate Granger Causality Tests, OLS and IV estimations, an ARDL model, and the dynamic impulse-response functions within a VAR model.

The remainder of the paper is structured as follows. Section 2 reviews the related literature. Section 3 presents the evolution of the budgetary and external position of Portugal from 1999 to 2019. Section 4 describes the data considered in the empirical assessment. Section 5 presents the methodologies used and Section 6 reports and discusses the empirical results. Finally, Section 7 concludes.

## 2. Literature

The literature presents several perspectives to explain the relationship between budget deficits and external deficits. The government deficit leads to the external deficit, creating twin deficits, according to the Twin Deficits Hypothesis, which was developed in the Mundell-Fleming Model (Mundell, 1960; Fleming, 1962) and also the Keynesian Absorption Theory. On the other hand, the Ricardian Equivalence Hypothesis (Barro, 1974; 1989), suggests that both deficits are not linked.

Additionally, the Current Account Targeting Hypothesis proposed by Summers (1988) advances that the relationship between the government deficit and the external deficit is inverse: from the second to the first. In turn, Feldstein and Horioka (1980) find a high correlation between savings and investment, with both variables moving together. In this context, a bi-directional relationship between the government balance and the current account balance can occur. More recently, Kim and Roubini (2008) argue that “twin divergence” is more likely than “twin deficits”, considering endogenous movements of the government deficit and of the current account deficit.

Several empirical studies have addressed the relationship between the budget balance and the external balance in the context of individual countries over the last few decades, even though they sometimes point to different conclusions.

By implementing a Multivariate Granger Causality Test for the United States using quarterly data from 1960 to 1984, Darrat (1988) concludes that there is a bi-directional causality between the budget deficit and the trade deficit.

Using a VAR (Vector Auto-Regressive) model for the United States with data from 1979 to 1985, Abell (1990) concludes that budget deficits positively influence trade deficits. This influence occurs indirectly, through interest rates and exchange rates mechanisms, rather than directly, as shown by the causality tests and the impulse-response functions.

Rosenweig and Tallman (1993) also study the North American economy, with quarterly data for the period ranging from 1961 to 1989. Using a VAR model, the authors obtain evidence that increasing budget deficits contribute to the appreciation of the dollar and find support for the Twin Deficits Hypothesis (that is to say, budget deficits contribute to trade deficits).

Vamvoukas (1999) studies the relationship between the budget deficit and the trade deficit for Greece, from 1948 to 1994. Using a cointegration analysis, an error-correcting model, and the Trivariate Granger Causality Test, the author finds that the budget deficit has a positive short and long run effect on the trade deficit, with both variables measured in real terms.

Using a VEC (Vector Error Correction) model, by decomposing the variance and by carrying out an analysis of generalised impulse-response functions, Kaufmann et al. (2002) conclude by rejecting the Twin Deficit Hypothesis for Austria from 1976 to 1998, using quarterly data. Moreover, the Ricardian Equivalence Hypothesis is also not supported, as an additional analysis based on a basic VAR model fails to provide evidence to verify the intertemporal allocation of expenditure.

Fidrmuc (2003) studied the relationship between the budget deficit and the current account deficit using quarterly data from 1970 to 2001 for ten OECD countries, two emerging markets, and six Eastern European economies, adding the investment rate to the analysis. Through cointegration analysis, the evidence from their research supports the Twin Deficit Hypothesis for some countries, and the author concludes that diversity exists with regards the use of international financial markets for finance investment (the Feldstein-Horioka puzzle).

Dibooglu (2007) investigates which macroeconomic factors determine the current account balance for the United States, using real quarterly data for the period of 1960-1994, based on the theoretical frameworks of the Twin Deficit Hypothesis and the Ricardian Equivalence Hypothesis. Through the implementation of cointegration tests and using a VEC model, the decomposition of variance, and the analysis of impulse-response functions, the author concludes with the Twin Deficits Hypothesis: the existence of budget deficits and increases in real interest rates and terms of trade result in current account deficits.

Kalou and Paleologou (2012) use a Multivariate VEC model with endogenously determined structural breaks to assess the existence of a causal relationship between the budget deficit and the current account deficit for Greece. Using data from 1960 to 2007, the conclusion of their paper points to the existence of a positive link between deficits according to the Current Account Targeting Hypothesis (that is to say, the direction of the linkage operates from the current account deficit to the budget deficit).

Magazzino (2012) examines the relationship between the budget deficit and the trade deficit for Italy from 1970 to 2010. The author concludes that: i) no long-term relationship exists between both variables, through the use of cointegration tests; and ii) there is evidence that corroborates the Current Account Targeting Hypothesis (the relationship operates between the trade balance and the budget balance), according to the Granger Causality Tests that were carried out.

Makin and Narayan (2013) studied the relationship between the budget deficit and net foreign borrowing for Australia from 1983 to 2009, using quarterly data. Through the application of Gregory and Hansen's (1996) cointegration test and long-term elasticity estimations (by OLS, dynamic OLS, and fully modified OLS), the authors conclude by verifying the Twin Deficit Hypothesis.

In a study also for Greece, Nikiforos et al. (2015) analyse the existence of a causal relationship between the budget deficit and the external deficit, using quarterly data, expressed in real terms, for the period of 1980 to 2010. Using the Toda-Yamamoto Methodology (1995) and a cointegration analysis, the authors conclude that the external deficit has a positive impact on the budget deficit from 1995 onwards.

More recently, through the use of an ARDL (Autoregressive Distributed Lag) model applied to Canada for the period of 1981 to 2018, and using quarterly data, Janko (2020) finds a long run cointegration relationship between the current account balance, the government balance, private investment, and private credit. Furthermore, evidence was found of a positive relationship between the government balance and the current account balance in the long-term, as well as in the short-term, which supports the Twin Deficit Hypothesis.

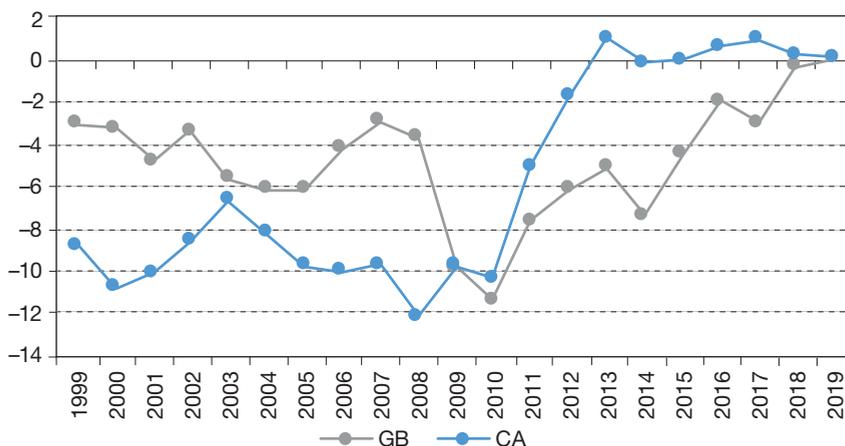
Coelho (2020) investigates the existence of a relationship between the budget deficit and the current external deficit for Portugal, from 1999 to 2016, using quarterly data and two complementary econometric methodologies: the Granger Causality Test (1969) and the Toda-Yamamoto Methodology (1995). The author concludes that a relationship exists between the budget balance and the current external balance, which corroborates the Twin Deficits Hypothesis. In addition, he also finds sufficient evidence to verify the Current Account Targeting Hypothesis.

To the best of our knowledge, Portugal has not yet been the subject of a specific study, although it either appears in studies that use extended country samples (Daly & Siddiki, 2009; Afonso et al., 2013; Forte & Magazzino, 2013), or in studies applied to the PIIGS countries (Algieri, 2013; Trachanas & Katrakilidis, 2013; Litsios & Pilbeam, 2017; Panousis & Koukouritakis, 2020).<sup>1</sup>

### 3. Budgetary and external position of Portugal: 1999-2019

In this section we briefly present the evolution of the budgetary and external position of Portugal from 1999 to 2019. The variable used to reflect the budgetary position of Portugal is the general government balance as a percentage of GDP (*GB*), and the variable used to measure the external position of the Portuguese economy is the current external balance as a percentage of GDP (*CA*).

**FIGURE 1**  
**GOVERNMENT BUDGET BALANCE (GB) AND EXTERNAL BALANCE (CA)**  
**OF PORTUGAL**  
**(% of GDP, 1999-2019)**



SOURCE: Author's calculations based on Instituto Nacional de Estatística (INE) data.

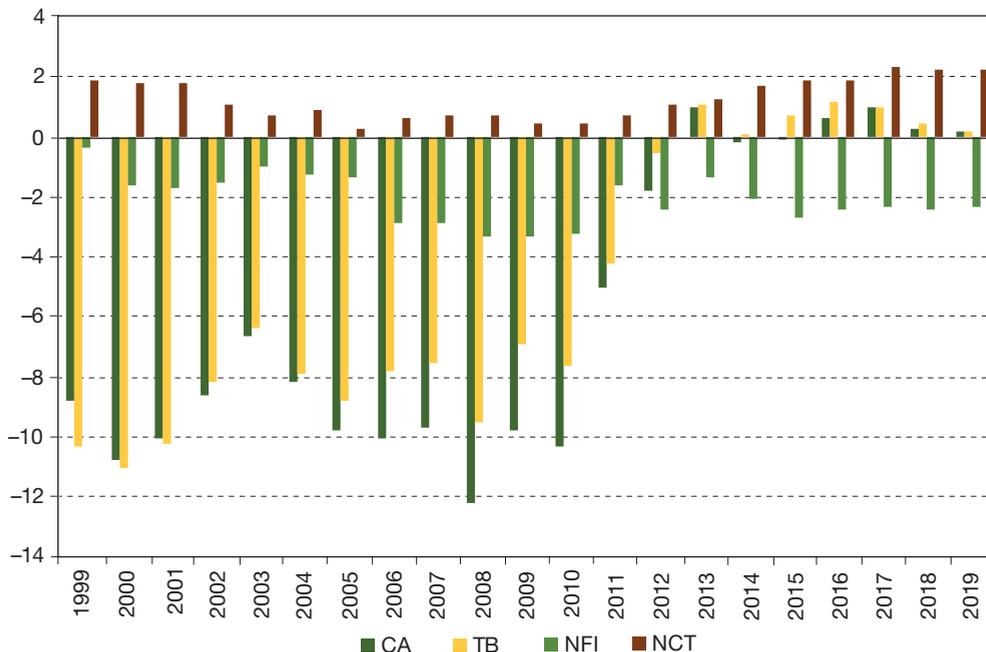
<sup>1</sup> Table A1, in the Appendix, provides a summary of the related literature cited.

Figure 1 shows that the general government balance was in deficit up until 2017, and that it has reached a null balance more recently. Portugal attained its highest budget deficit as a percentage of GDP in 2011,  $-11.4\%$ . With regards the external position of the Portuguese economy, the current external balance was negative from 1999 to 2012, assumes a positive value in 2013, and shows null or positive values from 2014 onwards. The maximum external deficit was attained in 2008,  $-12.2\%$ .

In addition, Figure 2 presents the decomposition of the current account balance into its various components, namely: balance of goods and services (*TB*), net factor income from abroad (*NFI*), and net current transfers (*CT*).

During the period of 1999-2019, the net factor income from abroad is always negative and net current transfers are always positive. The external balance of goods and services is negative from 1999 to 2012 and becomes a surplus in 2013. In 1999, 2000, and 2001, deficits in the balance of goods and services are greater than current external deficits. Conversely, current external deficits are greater than deficits in the balance of goods and services from 2002 to 2012. This implies that Portugal's liabilities to the Rest of the World, which result from negative net primary income, amplified the value of the external deficit during this period.

**FIGURE 2**  
**DECOMPOSITION OF PORTUGAL'S CURRENT ACCOUNT BALANCE**  
(% of GDP, 1999-2019)



SOURCE: Author's calculations based on INE data.

From 2013 onwards, the value of the balance of goods and services is higher than the current external balance. Accordingly, while exports of goods and services are greater than imports of goods and services, the high primary income paid to the Rest of the World reverses or partially nullifies this result. There was a sharp reduction in 2011 of the magnitude of the deficits in the balance of goods and services and in the current external balance, with surpluses or null balances recorded after 2013.<sup>2</sup> This evidence mirrors the reduction in external financing that occurred in the Portuguese economy in early 2011, culminating in May of that year with the signature of the Economic and Financial Assistance Programme between the Portuguese Republic and international institutions.

If the occurrence of high and persistent external deficits are a sign of the structural weakness of the economy and the existence of a non-competitive tradable sector, as pointed by Algieri (2013), then the Portuguese economy experienced an important and significant structural change during the last two decades. In fact, the share of exports as a percentage of GDP increased from 26 % to 44 % from 1999 to 2019, whereas the external deficit reduced substantially.

By definition, the current external balance represents the difference between national saving and investment. An external deficit can reflect a low savings rate relative to the level of investment made in the economy and/or a high investment rate. Should this deficit be financed by the inflow of long-term capital flows, then induced investment can increase the productive capacity of the economy, which, in turn, boosts economic growth. The external deficit does not thus represent a problem in the short-term. However, should external deficits attain high and persistent levels, they can then become unsustainable, and sudden stops might occur.<sup>3</sup> The reversals of external financing are usually very disruptive, as the occurrence of external financing that is no longer accessible implies a very rapid decrease in not only private consumption, but also public expenditure and investment. In this context, the economy as a whole has to generate significant external surpluses to repay existing loans to the Rest of the World.

#### 4. Data

The empirical research implemented in our paper considers the following variables: current account balance as a percentage of GDP (CA); general government balance as a percentage of GDP (GB); share of public consumption as a percentage of GDP (G); log of real government consumption (log Gov); log of real GDP (log GDP);

---

<sup>2</sup> The annual averages of external balance of goods and services and current external balance, in the 1999-2010 period, were, respectively, -8.5 % and -9.6 %. In the 2011-2019 period, they dropped to 0 %.

<sup>3</sup> Sudden stops are a reversal of external financing and consist of the non-entry of capital flows from abroad that were previously made available to the economy and then cease to be.

real effective exchange rate (REER); real interest rate (RIR); and the investment rate (INV), constructed as the investment-to-GDP ratio.<sup>4</sup>

The data of the current account balance as a percentage of GDP, general government balance as a percentage of GDP, share of public consumption as a percentage of GDP, real government consumption, real GDP, and investment rate were taken into account or calculated based on data available from the website of INE (the Portuguese National Statistical Institute) and have been adjusted for seasonality and calendar effects. In particular, the current account balance as a percentage of GDP was computed as being the sum of external balance of goods and services with the net factor income from abroad and net current transfers over GDP.

In addition, the real effective exchange rate was obtained through the relative variation of an exchange rate index based on 42 foreign partners (industrial countries) and deflated by a consumer price index (with a base year of 2010), using monthly data. The real interest rate is the difference between the nominal interest rate and the inflation rate, at three months. The inflation rate is the relative variation of the Harmonized Index Consumer Price (the base year is 2015), using monthly data. These last data are sourced from Eurostat. The current plots of the series under study are shown in the Appendix.

This study covers the period from 1999 to 2019 and uses quarterly data, such as the studies of Darrat (1988), Algieri (2013), Nikiforos et al. (2015), and Janko (2020), rather than annual data. The use of greater frequency and disaggregation of data provides more information about the evolution of budgetary and external positions. According to Algieri (2013), this data structure allows for a better understanding of the interactions between both deficits and is recommended for carrying out a finer and more in-depth analysis of the underlying dynamics.<sup>5</sup>

In order to test the stationarity of the series in levels and their order of integration, we implemented two complementary tests, namely: the ADF test (Augmented Dickey-Fuller, 1979), and the PP test (Phillips-Perron, 1988).<sup>6</sup> The results of unit root tests point to the absence of unit roots in levels in the general government balance and in the real effective exchange rate series, which accordingly enables us to conclude that they are stationary in levels and integrated in order 0,  $I(0)$ . The current account balance, share of public consumption on GDP, log of real government consumption, log of real GDP, real interest rate, and investment rate series all have a unit root in levels, and are not stationary in levels. As a result, we also work with the first differences for these series and repeat the unit root tests, leading to the

---

<sup>4</sup> Due to the lack of data regarding private investment in Portugal on a quarterly basis, we use aggregate investment. In fact, public investment is already reflected in the government budget balance. When considering aggregate investment together with the government budget balance, we are in effect double counting public investment and therefore it is important to keep this aspect in mind when interpreting the results.

<sup>5</sup> In the Appendix, Table A2 presents the usual descriptive statistics for the variables and Table A3 is the correlation matrix.

<sup>6</sup> Reported in the in Table A4, in the Appendix.

conclusion that these are only stationary in first differences, and are integrated of order 1,  $I(1)$ .<sup>7</sup>

## 5. Methodology

The empirical analysis of this paper is conducted through the implementation of several methodologies. We start with Multivariate Granger Causality Wald Tests to assess the three main relationships between: i) the general government balance as a percentage of GDP and the current account balance as a percentage of GDP; ii) the share of public consumption as a percentage of GDP and the current account balance as a percentage of GDP; and iii) the log of real public consumption and the current account balance as a percentage of GDP. We also consider other variables that determine the current account balance (log of real GDP, real effective exchange rate, real interest rate and investment rate).

A multivariate framework enables us to avoid any distortion that could result from the omission of relevant explanatory variables. The log of real GDP was included as an explanatory variable in order to control for the cyclical components of the variables under study. The Twin Deficit Hypothesis suggests that both the exchange rate and the interest rate play an important role as mediating variables between the budget deficit and the current account deficit. The investment rate has a strong negative correlation with the current account balance of  $-0.8309$  and can be an important determinant of the current account balance. Consequently, these determinants were included as explanatory variables.

The Granger Causality Wald tests carried out in the framework of a VAR model aim to determine whether the inclusion of lagged observations of the general government balance as a percentage of GDP reduces the forecast error of the current account balance as a percentage of GDP. The purpose is to know whether the budget balance is predicted by the current account by comparing with a model that only includes past observations of the current account balance as a percentage of GDP. We also include other determinants, such as the share of public consumption on GDP and the log of real public consumption, together with the log of real GDP, the real effective exchange rate, the real interest rate, and also the investment rate.

In this regard, it is important to note that when it is stated, for example, that “the general government balance as a percentage of GDP Granger causes the current account balance as a percentage of GDP”, this does not necessarily mean that the latter is an effect or the result of the former. Granger causality does not indicate the existence of causality between two variables in the most common sense of this concept, but rather measures the content of the information and the precedence of

---

<sup>7</sup> Usually, in the empirical literature, the series of the general government balance and current account balance are  $I(1)$ . Nevertheless, we conclude that the series of the general government balance is  $I(0)$  and the series of the current account balance is  $I(1)$ .

both. The test enables checking if one variable leads the other, and only allow us to know the short run dynamics between the variables under study.

Next, we estimate multivariate OLS (Ordinary Least-Squares) and IV (Instrumental Variables) models considering the year-on-year (y-o-y) quarterly changes of the variables. Specifically, we assess the impact of the general government balance on the current account balance and the impact of the current account balance on general government balance, both as a percentage of GDP. In addition, we investigate the impact of the structural component of the general government balance on the structural component of the current account balance and the impact of the structural component of the current account balance on the structural component of the general government balance, both as a percentage of GDP.<sup>89</sup>

The objective of these estimations is to test the existence of a bilateral relationship between the two balances. We admit that the OLS estimates, complemented with IV estimates in order to control the endogenous nature of the budget balance and the current account balance, using stationary series are robust, which can indicate the existence of a relationship between the general government balance and the current account balance.

The third methodology used in our empirical work is the estimation of an ARDL model, developed by Pesaran and Shin (1999) in order to verify the existence of a long-term relationship between public consumption and the current account balance, both as a percentage of GDP, considering the other relevant variables under study. The use of this methodology is essentially justified because the series under study have different integration orders (the series of the effective real exchange rate is stationary in levels and the remaining series are only stationary in first differences). Regarding the dynamic behaviour of current variables, this model considers the past disequilibrium (error-correction term) as an explanatory variable and explores the impact of short run movements and tests the existence of a long run relationship between determinants. If there is a cointegration relationship between the variables under analysis, this implies that these variables do not drift arbitrarily over time, but rather move closely together.

Compared with other cointegration tests (Engle & Granger, 1987; Johansen, 1988; Johansen & Juselius, 1990), the ARDL method has some additional advantages. Accordingly, it enables us to work with integrated series of order 0 and order 1 both at the same time. The results of the ARDL estimation are statistically significant for

---

<sup>8</sup> The series of the y-o-y quarterly changes of the structural components of the current account balance and the general government balance, both as a percentage of GDP, were obtained using the Hodrick-Prescott (HP) filter, with a smoothing parameter of 1,600, and are stationary in levels and, consequently, integrated of order 0. The series of the y-o-y quarterly changes of the current account balance and the general government balance, both as a percentage of GDP, log of real GDP, real effective exchange rate, real interest rate, and investment rate are all stationary in levels. The results of the unit root tests are available upon request. Figures A1 and A2 in the Online Appendix illustrate the CA and GB decomposition.

<sup>9</sup> We also test the existence of a relationship between the cyclical components of the general government balance and current account balance, albeit we have found no evidence of a relationship between both variables and in both directions. These estimates are available upon request.

relatively small data samples, unlike the Johansen cointegration test, which requires a large data sample. Finally, the ARDL model can be estimated assuming different optimal lags for each variable employed, which is in contrast with the Johansen cointegration test. ARDL models are linear time series models where both the dependent and independent variables are related not only contemporaneously, but also across historical (lagged) values.

The representation between the current account balance and its explanatory variables (the share of public consumption on GDP is included) is given by:

$$CA_t = \alpha_0 + \alpha_1 CA_{t-1} + \dots + \theta_p CA_{t-p} + \beta_0 X_{it} + \dots + \beta_{ip} X_{it-p} + \mu_t \quad (1)$$

where  $CA_t$  is the current account balance as a percentage of GDP;  $X_i$  is a vector of  $k$  explanatory variables; and  $p$  is the lag length. With this specification, the model can be rewritten to define the short run dynamics and the cointegrated vector:

$$\begin{aligned} \Delta CA_t = & \beta_0 + \sum_{p=1}^{n-1} \gamma_p \Delta CA_{t-p} + \sum_{p=0}^{n-1} \sigma_{1p} \Delta X_{1t-p} + \sum_{p=0}^{n-1} \sigma_{2p} \Delta X_{2t-p} + \dots + \\ & + \sum_{p=0}^{n-1} \sigma_{kp} \Delta X_{kt-p} + \varphi_1 ECT_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

where  $p$  is the lag length and  $\sigma_{ki}$  are the short run impacts of each respective explanatory variables. The error correction vector is given by  $ECT_{t-1} = CA_{t-1} - \sum_{i=1}^k \omega_i X_{it-1}$ .

The error correction vector captures the disequilibrium in the last period, where  $\varphi_1$  indicates the long run speed of adjustment. The long run coefficients for each variable are given by  $\omega_i$ .

Finally, we build a VAR model, and by using the dynamic impulse-response functions, we estimate the multiplier effects of the variation in one pp of the log of real public consumption on the current account balance as a percentage of GDP, log of real GDP, real effective exchange rate and real interest rate. Since some variables are integrated of order 1, the VAR model was estimated in first differences. To deal with the endogeneity of general government balance, we used public consumption instead, because this variable is less likely to react to changes in output.

The VAR model in standard form can be written as

$$X_t = c + \sum_{i=1}^p A_i X_t - i + \varepsilon_t \quad (3)$$

where  $X_t$  denotes the  $(5 \times 1)$  vector of the five endogenous variables given by  $X_t \equiv [\Delta \log Gov_t, \Delta CA_t, \Delta \log GDP_t, \Delta REER_t, \Delta RIR_t]'$ ;  $c$  is a  $(5 \times 1)$  vector of intercept terms;  $A_i$  is the matrix of autoregressive coefficients of order  $i$ ; and the vector of random disturbances  $\varepsilon_t \equiv [\varepsilon_t^{Gov}, \varepsilon_t^{CA}, \varepsilon_t^{GDP}, \varepsilon_t^{REER}, \varepsilon_t^{RIR}]'$  contains the reduced form OLS residuals. The lag length of the endogenous variables,  $p$ , will be determined by the usual information criteria. The VAR is identified by means of a Cholesky decomposition. The variables are ordered from the most exogenous

variable to the least exogenous one, government consumption being the “most exogenous”. By construction, structural shocks to all the other variables affect government consumption, with a one-period lag.

## 6. Results

### 6.1. Multivariate Granger Causality Tests

In order to carry out the Multivariate Granger Causality Wald Tests, we performed a pre-estimation test first to select the order of the VAR model, considering a maximum lag order selection of eight. For each model VAR estimated, the optimal number of lags obtained was four, using the criterion FPE (Final Prediction Error). As there are variables  $I(1)$  in each VAR model, these tests were implemented considering the variables in first differences.

Accordingly, we perform three sets of Granger Causality Wald Tests. The first set concerns the relationship between the general government balance and the current account balance, both as a percentage of GDP. We thus check whether the general government balance (% of GDP) Granger causes the current account balance (% of GDP); if the current account balance (% of GDP) Granger causes the general government balance (% of GDP); if there is bi-directional Granger causality; or whether no relationship exists between the two variables (see Table 1).

The second and third sets of tests respectively concern the relationship between the share of public consumption on GDP, and the current account balance as a percentage of GDP, and the log of real government consumption, and the current

**TABLE 1**  
**GRANGER CAUSALITY TESTS I (4 LAGS)**

Variables excluded	Equation					
	D. CA	D. GB	D. log GDP	D. REER	D. RIR	D. INV
D. CA		20.473***	2.8722	5.5291	4.9552	3.4166
D. GB	5.4562		3.9305	1.9063	9.8266**	4.7063
D. log GDP	19.273***	8.9711*		9.8069**	4.7295	28.009***
D. REER	3.7757	11.788**	5.0002		8.08*	4.3404
D. RIR	10.626**	16.629***	2.0689	26.442***		4.7131
D. INV	3.0497	2.3476	7.312	5.4079	4.381	
All	48.79***	53.395***	21.692	51.805***	38.926***	44.822***

NOTES: (a) Wald statistics are reported; (b) \*, \*\*, \*\*\* denote statistical significance at the 10 %, 5 % and 1 % level, respectively.

SOURCE: Own elaboration.

account balance as a percentage of GDP (see Tables 2 and 3, respectively). In addition to the aforementioned relationships, the multivariate Granger Causality Tests also enable us to assess in which direction the relationship between the remaining variables that integrate the defined VAR system is. Therefore, by considering the variables in first differences, it is possible to ascertain whether the current account balance, the budget balance, the share of public consumption, the log of real public consumption, the log of real GDP, the real effective exchange rate, the real interest rate, and the investment rate influence each other in the short run.

**TABLE 2**  
**GRANGER CAUSALITY TESTS II (4 LAGS)**

Variables excluded	Equation					
	D. CA	D. G	D. log GDP	D. REER	D. RIR	D. INV
D. CA		21.491***	3.6773	6.0973	8.4034*	2.5235
D. G	6.7281		6.7883	4.7946	24.822***	2.618
D. log GDP	14.596***	2.2901		12.712**	13.164**	23.139***
D. REER	5.5704	7.699	2.5511		17.935***	4.6079
D. RIR	13.393***	7.7873*	0.88787	30.313***		7.459
D. INV	3.1277	13.041**	10.313**	7.0156	8.3969*	
All	50.715***	45.005***	25.161	56.474***	58.834***	41.733***

NOTES: (a) Wald statistics are reported; (b) \*, \*\*, \*\*\* denote statistical significance at the 10%, 5% and 1% level, respectively.

SOURCE: Own elaboration.

**TABLE 3**  
**GRANGER CAUSALITY TESTS III (4 LAGS)**

Variables excluded	Equation					
	D. CA	D. log Gov	D. log GDP	D. REER	D. RIR	D. INV
D. CA		2.7077	5.9313	6.4653	7.8691*	4.9268
D. log Gov	9.1673*		13.854***	0.9665	20.44***	1.5861
D. log GDP	14.634***	6.3882		7.0716	16.834***	22.053***
D. REER	4.6046	3.4441	2.9409		12.224**	3.9684
D. RIR	11.734**	7.1247	3.1149	24.756***		6.0602
D. INV	2.5051	2.8725	16.554***	4.04	7.7567	
All	54.406***	26.242	33.74**	50.285***	53.016***	40.206***

NOTES: (a) Wald statistics are reported; (b) \*, \*\*, \*\*\* denote statistical significance at the 10%, 5%, and 1% level, respectively.

SOURCE: Own elaboration.

In particular, the tests in first differences show that: i) the general government balance and public consumption do not Granger cause the current account balance; ii) the log of real public consumption Granger causes the current account balance, at a 10 % level of significance, although there is no statistical evidence to support inverse causality; and iii) the current account balance Granger causes the general government balance and the public consumption, at a 1 % level of significance, which provides empirical evidence of the Current Account Targeting Hypothesis.

## 6.2. OLS and IV Estimates

Table 4 shows a positive bi-directional relationship between the current account balance and the general government balance, at a 5% level of significance, which corroborates the feedback linkage between both balances. The estimates of the second and fourth columns are obtained by IV method, and two results emerge. The first is that the variation of the budget balance by one pp has a positive impact on the current account balance by 0.3 pp, *ceteris paribus*. This result means that a significant part of the deterioration in the budget balance is offset by an increase in private savings, and the impact on the current account balance is therefore reduced.

**TABLE 4**  
**BILATERAL IMPACTS BETWEEN THE CURRENT ACCOUNT BALANCE**  
**AND THE BUDGET BALANCE (Y-O-Y QUARTERLY CHANGES)**

Regressors/ Specification	(1) CA	(2) CA	(3) GB	(4) GB
<b>GB</b>	0.116** (0.046)	0.301** (0.134)		
<b>CA</b>			0.626** (0.277)	1.090*** (0.402)
<b>log GDP</b>	-0.205 (0.125)	-0.202 (0.167)	0.300 (0.231)	0.389 (0.254)
<b>REER</b>	0.117 (0.110)	0.040 (0.130)	0.310 (0.296)	0.240 (0.305)
<b>RIR</b>	-0.160 (0.174)	-0.278 (0.223)	1.047*** (0.291)	1.072*** (0.297)
<b>INV</b>	-0.796*** (0.135)	-0.802*** (0.170)	0.333 (0.389)	0.705* (0.415)
<b>Observations</b>	80	72	80	77
<b>R-squared</b>	0.610	0.516	0.188	0.152

NOTES: (a) CA and GB denote the year-on-year quarterly changes of the current account balance and the general government balance, both as a percentage of GDP, respectively; (b) The first and third columns are estimated by OLS and the second and fourth columns are IV estimations; (c) Robust standard errors in brackets; (d) Constant term estimated but omitted for reasons of parsimony; (e) \*, \*\* and \*\*\* denote statistical significance at the 10 %, 5 % and 1 % level, respectively.

**SOURCE:** Own elaboration.

In this context, we can advance that the private sector in Portugal is partially forward-looking in their consumption and investment decisions. The second result is a highly significant impact with a magnitude of around one of the current account balance on the budget balance. In turn, the investment rate has a negative and highly significant effect on the current account balance. In module, its estimate is close to one, which shows the tendency to recourse to international financial markets to finance part of the investment expenses made in the economy, with the savings generated internally being insufficient to finance the entire investment. The Portuguese economy consequently does not mirror what is commonly referred to in the literature as the Feldstein-Horioka puzzle. The real interest rate has a positive and highly significant effect on the budget balance, while it is not significant for the current account balance.

The estimates in Table 5 point to the verification of a bi-directional relationship between the structural component of the current account balance and the structural component of the government budget balance, at a 5% level of significance, according to the OLS estimates (columns 5 and 7). The IV estimates, which are presented in columns 6 and 8, show that these effects are highly significant. The level of real GDP has a negative and highly significant impact on the structural component of

**TABLE 5**  
**STRUCTURAL IMPACTS OF THE CURRENT ACCOUNT BALANCE**  
**AND THE BUDGET BALANCE (Y-O-Y QUARTERLY CHANGES)**

<b>Regressors/ Specification</b>	<b>(5) CA</b>	<b>(6) CA</b>	<b>(7) GB</b>	<b>(8) GB</b>
<b>GB</b>	0.207** (0.095)	0.266*** (0.094)		
<b>CA</b>			0.227** (0.107)	0.279*** (0.106)
<b>log GDP</b>	-0.247*** (0.042)	-0.288*** (0.041)	0.012 (0.065)	0.083 (0.064)
<b>REER</b>	0.008 (0.055)	0.009 (0.054)	0.020 (0.060)	0.018 (0.059)
<b>RIR</b>	-0.069 (0.073)	-0.104 (0.070)	0.065 (0.081)	0.111 (0.071)
<b>INV</b>	0.018 (0.067)	0.052 (0.062)	0.185*** (0.065)	0.123** (0.062)
<b>Observations</b>	80	76	80	76
<b>R-squared</b>	0.409	0.437	0.172	0.212

NOTES: (a) CA and GB denote the year-on-year quarterly changes of the structural component of the current account balance and the general government balance, both as a percentage of GDP, respectively; (b) The fifth and seventh columns are estimated by OLS and the sixth and eighth columns are IV estimations; (c) Robust standard errors in brackets; (d) Constant term estimated but omitted for reasons of parsimony; (e) \*\* and \*\*\* denote statistical significance at the 5% and 1% level, respectively.

**SOURCE:** Own elaboration.

the current account balance, which shows that the increase in aggregate income has an adverse impact on the structural component of this balance. Furthermore, the investment rate has a positive influence on the structural component of the general government balance.

The real interest rate has no influence on the structural components of the budget balance and the current account balance, but only a positive impact on the cyclical component of the budget balance. This can be explained by the fact that the increase in short-term interest rates induces public savings, as a way of mitigating the expected increase in expenditure supported with interest on public debt.

Two crucial results of the estimations in Tables 4 and 5 are: i) the negative and highly significant impact of the investment rate on the current account balance, but not on its structural component; and ii) the positive effect of the investment rate on the budget balance, and in particular on its structural component. These results can be explained as follows. Investment is one of the components of final demand with greater imported content after exports of around 30-35 %, in Portugal. Its increase thus worsens imports, and, consequently, it worsens the external accounts. However, this negative impact is not structural, but just cyclical. In addition, investment makes it possible to increase the productive capacity of the economy, which generates economic growth and accordingly a structural improvement in public accounts. In short, the investment rate has a negative effect on the cyclical component of the current account balance and a positive influence on the structural component of the budget balance.

### 6.3. *ARDL Model*

In the context of the ARDL model that was implemented, Table 6 reports the long run estimates and Table 7 shows the estimates of the short run dynamics and the error correction term, where the dependent variable is the current account balance as a percentage of GDP. In the long-term, the share of public consumption as a percentage of GDP, the log of real GDP, the real effective exchange rate, the real interest rate, and the investment rate are highly significant. Results of the Pesaran et al. (2001) ARDL Bounds Test indicate that the null hypothesis of no long-term cointegration relationship in levels is rejected at a 1 % level of significance, with F-statistic of 6.013 and t-statistic of -5.682. We can thus conclude that there is a cointegration relationship between the current account balance as a percentage of GDP, the share of public consumption on GDP, the log of real GDP, the real effective exchange rate, the real interest rate, and the investment rate.

In addition, Table 6 also shows that the impact of the share of public consumption as a percentage of GDP on the current account balance as a percentage of GDP is negative. More specifically, the change in the share of public consumption as a percentage of GDP in one pp results in a reduction of 1.7695 pp in the current account balance. The log of real GDP estimate is negative and points to a deterioration in

**TABLE 6**  
**ARDL MODEL – LONG RUN IMPACT, DEPENDENT VARIABLE,**  
**CURRENT ACCOUNT BALANCE**

Variable	Coefficient	t statistic
<b>G</b>	-1.7695***	-9.83
<b>log GDP</b>	-0.1556***	-3.10
<b>REER</b>	1.0767***	3.48
<b>RIR</b>	-1.0913***	-4.78
<b>INV</b>	-0.5345***	-7.55

NOTES: (a) Current account balance as a percentage of GDP; (b) \*\*\* denotes statistical significance at the 1% level.

SOURCE: Own elaboration.

the current account balance as a percentage of GDP of 0.001556 when real GDP grows by 1%. The signs of the estimates of the real effective exchange rate and the real interest rate are not as expected. The sign of the real effective exchange rate would be expected to be negative and the sign of the real interest rate to be positive. Possibly, a higher real short run interest rate can translate into the attraction of foreign capital that seeks a higher real return for its short run investments. In the context of Portugal's participation in the EMU, where nominal interest rates are similar between countries, investors can explore the existence of distinct real interest rates between countries, given the observance of inflation rate differentials.

Moreover, and as expected, the investment rate signal is negative: the one pp change of the investment rate has an impact, in the opposite direction, of 0.5345 on the current account balance as a percentage of GDP. Although this estimate is lower than the estimates reported for the investment rate in Table 4, it shows that the increase in the investment rate is also financed with external capital, and not only with domestic savings. In Janko's (2020) study which was applied to Canada, within an ARDL model, estimates for the private investment are close to what we found, around 0.5 and 0.54.

Table 7 presents the short run dynamics and the error correction term, whose estimate of speed of long run adjustment is -0.4936, indicating that every period 49.4% of the disequilibrium is eliminated. This is a very fast speed of adjustment, as the total deviation from equilibrium is eliminated during three quarters. For the share of public consumption on GDP at lag one, the impact of the change is positive and significant at a 1% level of significance. The effect of a change in the real effective exchange rate is negative in the short run, both contemporaneously and at lag one. The change of the real interest rate has a positive influence contemporaneously, as well as at lag two. The variation of the investment rate negatively affects the variation of the current account balance as a percentage of GDP contemporaneously. Contrary to the results of Table 6, the log of real GDP is not a determinant of the current account balance in the short-term.

**TABLE 7**  
**ARDL MODEL – SHORT RUN DYNAMICS AND**  
**COINTEGRATION VECTOR, DEPENDENT VARIABLE:**  
**CURRENT ACCOUNT BALANCE**

Variable	Coefficient	<i>t</i> statistic
<b>D. <math>G_t</math></b>	-0.1632	-0.36
<b>D. <math>G_{t-1}</math></b>	1.4448***	3.25
<b>D. REER<sub>t</sub></b>	-0.4941***	-3.26
<b>D. REER<sub>t-1</sub></b>	-0.3484***	-3.09
<b>D. RIR<sub>t</sub></b>	0.2341*	1.82
<b>D. RIR<sub>t-1</sub></b>	0.1207	1.00
<b>D. RIR<sub>t-2</sub></b>	0.3053***	3.39
<b>D. INV<sub>t</sub></b>	-0.6306***	-4.94
<b>Cointegration equation</b>	-0.4936***	-5.68

NOTES: (a) First difference of the current account balance as a percentage of GDP; (b) Constant term estimated but omitted for reasons of parsimony; (c) \* and \*\*\* denote statistical significance at the 10% and 1% level, respectively.

SOURCE: Own elaboration.

In terms of the qualitative impact of the variables on the current account balance, the long run effects are very different from the short run dynamics, which suggests that the short term and long term dynamics of the current account balance could be different. In the case of the real interest rate, in the short-term the substitution effect seems to dominate the income effect, while in the long-term the opposite occurs: the income effect dominates the substitution effect. The investment rate is the only variable whose short-term and long-term signals are the same.

#### 6.4. VAR Results

Finally, Table 8 reports the multiplier effects of 1% variation of the real government consumption on the system variables, estimated by dynamic impulse-response functions, considering eight periods of response. In addition, Figure 3 shows the accumulated impulse-response functions of the current account balance, log of real GDP, real effective exchange rate and real interest rate resulting from a 1% variation of the real government consumption.

The estimates of the multiplier effects show that the variation in real public consumption in 1% has an accumulated adverse effect on the current account balance as a percentage of GDP of 0.0035 pp, in the real effective exchange rate of 0.0014 pp, and in the real interest rate of 0.0018 pp.

**TABLE 8**  
**MULTIPLIER EFFECTS OF 1 %**  
**VARIATION OF REAL GOVERNMENT**  
**CONSUMPTION**

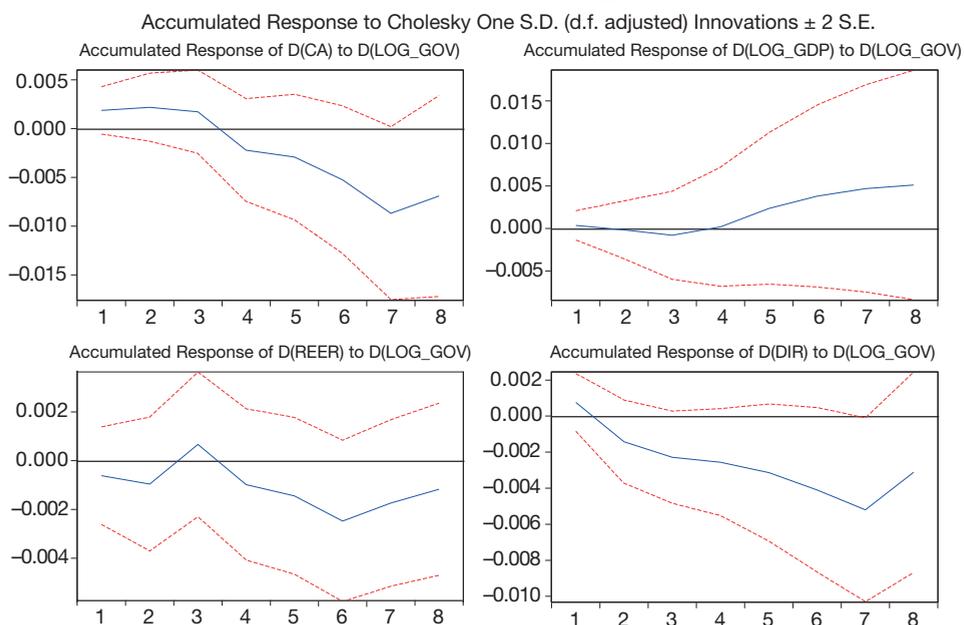
Variable	Multiplier effect
<b>D. CA</b>	-0.0035
<b>D. log GDP</b>	0.3545
<b>D. REER</b>	-0.0014
<b>D. RIR</b>	-0.0018

NOTE: We consider eight periods of response.

SOURCE: Own elaboration.

On the other hand, the impact on real GDP is positive: the change in real public consumption of 1 % results in an accumulated effect of 0.3545 %. Consequently, a positive variation of real public consumption has an accumulated positive impact on real GDP and an accumulated negative impact on the current account balance as a percentage of GDP, as well as on the effective real exchange rate and on the real interest rate. While the negative impact on the real interest rate might be due to the increase in the inflation rate caused by the stimulus to economic activity, the exchange rate depreciation in this context does not appear to be intuitive.

**FIGURE 3**  
**ACCUMULATED RESPONSES OF D. CA, D. log GDP, D. REER AND D. RIR**  
**TO UNIT-SHOCK TO D. log Gov**



SOURCE: Own elaboration.

## 7. Conclusions

We have analysed the existence of a relationship between the general government balance (% of GDP), the share of public consumption on GDP, the log of real public consumption, and the current account balance (% of GDP), from 1999 to 2019 for Portugal, using a quarterly dataset.

We work with several complementary methodologies in the analysis. Through the use of Multivariate Granger Causality Tests, in first differences, we conclude that the current account balance Granger causes the general government balance, which provides empirical evidence for the Current Account Targeting Hypothesis.

We also perform OLS and IV estimations using the year-on-year quarterly changes of the general government balance and the current account balance, both as a percentage of GDP, and using their structural components, and we also find a bilateral impact between two balances. Accordingly, the feedback linkage of the Feldstein and Horioka (1980) is more appropriate for understanding the result obtained. Furthermore, two crucial results of these estimates are the negative and highly significant impact of the investment rate on the cyclical component of the current account balance and the effect of the structural improvement of public accounts.

The results of the estimation of the ARDL model enable us to conclude that there is a long-term relationship between the current account balance as a percentage of GDP, share of public consumption on GDP, log of real GDP, real effective exchange rate, real interest rate, and investment rate. In particular, the share of public consumption on GDP has a negative signal on the current account balance as a percentage of GDP. However, in the short-term, there is an inverse relationship between the current account balance as a percentage of GDP and the share of public consumption on GDP in first differences, as the Granger Causality Tests show that the first variable Granger causes the latter, at a 1 % level of significance.

The Multivariate Granger Causality Tests show that the first differences of the log of real public consumption Granger causes the first differences of the current account balance as a percentage of GDP, although at a 10 % level. Using dynamic impulse-response functions, we find that the change in the log of real public consumption has an accumulated adverse impact on the current account balance as a percentage of GDP. More specifically, a variation in real public consumption in 1 % results in an accumulated deterioration of 0.0035 pp on the current account balance as a percentage of GDP.

Another relevant result is the conclusion that the investment rate has a negative impact on the current account balance in the short run and as a long run determinant. Accordingly, an increase in investment considerably deteriorates the current account balance, albeit just its cyclical component. This result suggests a high degree of integration of the Portuguese economy in international financial markets and it does not corroborate the Feldstein-Horioka puzzle.

In our case, and according to the Twin Deficits Hypothesis, a reduction of the government deficit can contribute to the mitigation of external imbalances and a tightening of fiscal policy can improve the external balance of the economy. Nevertheless, the estimated effect of the general government balance on the current account balance is small. The policy implication is thus that the use of fiscal policy to correct the external imbalance is not substantial, especially in an economic crisis scenario.

Current account deficits can result from losses in the external competitiveness of the economy, which aggravate the risk of capital flow reversal with sudden stops of external financing and leads to a fall in economic activity and negatively affect public accounts. In addition, current account deficits can encourage the government to increase public expenditure, as more foreign capital flows are available to respond to a fall in economic activity, and they contribute to the deterioration of the government balance. Therefore, and once again from a policy perspective, the verification of the Current Account Targeting Hypothesis points to the need to monitor the external competitiveness of the economy in order to assess export and import flows, and also to the importance of the inflow of foreign capital as well as that of the income and transfers received from the Rest of the World.

As the variation in public consumption and its share on GDP has a negative impact on the current account balance, and thus, worsens the external accounts, this also represents a relevant variable that needs to be monitored. Any policy that stimulates economic activity which translates into an increase in public consumption should take this factor into account.

Finally, public policy measures which promote investment enhance the performance of the economy in the long-term and contribute to the structural improvement of the government balance position, even though they have a negative effect on external accounts in the short-term. In addition, our empirical results confirm that fiscal policy was a driver of the evolution of the current account balance in Portugal during the period under analysis.

## References

- Abell, J. D. (1990). Twin deficits during the 1980s: An empirical investigation. *Journal of Macroeconomics*, 12(1), 81-96.
- Afonso, A., Rault C. & Estay C. (2013). Budgetary and external imbalances relationship: a panel data diagnostic. *Journal of Quantitative Economics*, 11(1-2), 84-110.
- Algieri, B. (2013). An empirical analysis of the nexus between external balance and government budget balance: The case of the GIIPS countries. *Economic Systems*, 37(2), 233-253.
- Barro, R. J. (1974). Are government bonds net wealth?. *Journal of Political Economy*, 82(6), 1095-1117.
- Barro, R. J. (1989). The Ricardian approach to budget deficits. *Journal of Economic perspectives*, 3(2), 37-54.

- Bird, G., Pentecost, E., & Yang, Y. (2019). The twin deficits hypothesis: an empirical examination. *Open Economies Review*, 30(4), 759-777.
- Coelho, J. C. (2020). *The relationship between budget deficit and external deficit: the case of Portugal*. REM Working Paper 0116-2020.
- Daly, V., & Siddiki, J. U. (2009). The twin deficits in OECD countries: cointegration analysis with regime shifts. *Applied Economics Letters*, 16(11), 1155-1164.
- Darrat, A. (1988). Have Large Budget Deficits Caused Rising Trade Deficits? *Southern Economic Journal*, 54(4), 879-887.
- Dibooglu, S. (2007). Accounting for US current account deficits: an empirical investigation. *Applied Economics*, 29(6), 787-793.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Feldstein, M. & Horioka C. (1980). Domestic Saving and International Capital Flows. *The Economic Journal*, 90(358), 314-329.
- Fidrmuc, J. (2003). The Feldstein-Horioka Puzzle and Twin Deficits in Selected Countries. *Economic Changing and Restructuring*, 36(2), 135-152.
- Fleming, J. M. (1962). Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates. *Staff Papers—International Monetary Fund*, 9 (November), 369-379.
- Forte, F., & Magazzino, C. (2013). Twin Deficits in the European Countries. *International Advances in Economic Research*, 19(3), 289-310.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.
- Janko, S. (2020). On the relationship between the current account and the fiscal balance: The case of Canada. *North American Journal of Economics and Finance*, 54, 101241.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Kalou, S., & Paleologou, S. M. (2012). The twin deficits hypothesis: Revisiting an EMU country. *Journal of Policy Modeling*, 34(2), 230-241.
- Karras, G. (2019). Are “twin deficits” asymmetric? Evidence on government budget and current account balances, 1870–2013. *International Economics*, 158, 12-24.
- Kaufmann, S., Scharler J., & Winckler, G. (2002). The Austrian current account deficit: Driven by twin deficits or by intertemporal expenditure allocation? *Empirical Economics*, 27(3), 529-542.
- Kim, S., & Roubini, N. (2008). Twin deficit or twin divergence? Fiscal policy, current account, and real exchange rate in the U.S. *Journal of International Economics*, 74(2), 362-383.
- Litsios, I., & Pilbeam, L. (2017). An empirical analysis of the nexus between investment, fiscal balances and current account balances in Greece, Portugal and Spain. *Economic Modelling*, 63, 143-152.

- Magazzino, C. (2012). The twin deficits phenomenon: evidence from Italy. *Journal of Economic Cooperation and Development*, 33(3), 65-80.
- Makin, A. J., & Narayan, P. K. (2013). Re-examining the “twin deficits” hypothesis: evidence from Australia. *Empirical Economics*, 45(2), 817-829.
- McFarlane, A., Jung Y. C., & Das, A. (2020). The dynamics among domestic saving, investment, and the current account balance in the USA: a long run perspective. *Empirical Economics*, 58(4), 1659-1680.
- Mundell, R. A. (1960). The Monetary Dynamics of International Adjustment under Fixed and Flexible Exchange Rates. *Quarterly Journal of Economics*, 74, 227-257.
- Nikiforos, M., Carvalho, L., & Schoder, C. (2015). “Twin deficits” in Greece: in search of causality. *Journal of Post Keynesian Economics*, 38(2), 302-330.
- Panousis, K. P., & Koukouritakis, M. (2020). Twin Deficits: Evidence from Portugal, Italy, Spain and Greece. *Intereconomics*, 5(5), 332-338.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In S. Strom, *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century, the Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge University Press.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Poterba, J., & Summers, L. (1986). *Financial Lifetimes and the Crowding Out Effects of Budget Deficits* (NBER Working Paper No. 1955). National Bureau of Economic Research.
- Rosenweig, J. A., & Tallman, E. W. (1993). Fiscal Policy and Trade Adjustment: are the deficits really twins?. *Economic Inquiry*, 31(4), 580-594.
- Summers, L. H. (1988). Tax Policy and International Competitiveness. In J. Frankel, *International Aspects of Fiscal Policies* (pp. 349-386). Chicago University Press.
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Trachanas, E., & Katrakilidis, C. (2013). The dynamic linkages of fiscal and current account deficits: New evidence from five highly indebted European countries accounting for regime shifts and asymmetries. *Economic Modelling*, 31(1), 502-510.
- Vamvoukas, G. A. (1999). The twin deficits phenomenon: evidence from Greece. *Applied Economics*, 31(9), 1093-1100.

## APPENDIX

**TABLE A1**  
**RELATED LITERATURE**

<b>Authors</b>	<b>Countries</b>	<b>Period</b>	<b>Methods</b>	<b>Results</b>
Feldstein and Horioka (1980)	21 OECD countries	1960-1974	Simultaneous equations	Bi-directional relationship
Kim and Roubini (2008)	United States	Quarterly, 1973-2004Q1	VAR	Twin divergence
Darrat (1988)	United States	Quarterly, 1960-1984	Causality	Bi-directional relationship
Abell (1990)	United States	Quarterly, 1979Q2-1985Q2	VAR	Budget deficits positively influence trade deficits.
Rosenweig and Tallman (1993)	United States	Quarterly, 1961-1989	VAR	Twin Deficits Hypothesis
Vamvoukas (1999)	Greece	1948-1994	Cointegration, Causality	Budget deficit has a positive short and long run effect on the trade deficit.
Kaufmann et al. (2002)	Austria	Quarterly, 1976-1998	VAR	Reject the Twin Deficit Hypothesis
Fidrmuc (2003)	10 OECD countries	Quarterly, 1970-2001	Cointegration	Twin Deficits Hypothesis
Dibooglu (2007)	United States	Quarterly, 1960-1994	Cointegration, VECM	Twin Deficits Hypothesis
Daly and Siddiki (2009)	23 OECD countries	1960-2000	Cointegration	Twin Deficits Hypothesis
Kalou and Paleologou (2012)	Greece	1960-2007	Cointegration, Causality, Multivariate VECM	Current Account Targeting Hypothesis
Magazzino (2012)	Italy	1970-2010	Cointegration, Causality	Current Account Targeting Hypothesis
Afonso et al. (2013)	European Union and OECD countries	1970-2007	Panel cointegration, Seemingly Unrelated Regressions (SUR) Estimations	Depending on the country: Twin Deficits Hypothesis, Ricardian Equivalence Hypothesis and Current Account Targeting Hypothesis

**SOURCE:** Own elaboration.

**TABLE A1 (Cont.)**  
**RELATED LITERATURE**

<b>Authors</b>	<b>Countries</b>	<b>Period</b>	<b>Methods</b>	<b>Results</b>
Algieri (2013)	Greece, Ireland, Italy, Portugal and Spain	Quarterly, 1980Q2-2012Q2	Causality	Ricardian Equivalence Hypothesis
Forte and Magazzino (2013)	33 European countries	1970-2010	FE, System GMM, Panel cointegration, Causality	Twin Deficit Hypothesis
Makin and Narayan (2013)	Australia	Quarterly, 1983-2009	Cointegration	Twin Deficit Hypothesis
Trachanas and Katrakilidis (2013)	Greece, Ireland, Italy, Portugal and Spain	1971-2009	Cointegration	Twin Deficit Hypothesis
Nikiforos et al. (2015)	Greece	Quarterly, 1980-2010	Causality, Cointegration	After 1995, the external deficit has a positive impact on the budget deficit.
Litsios and Pilbeam (2017)	Greece, Portugal and Spain	Quarterly, 1980Q2-2015Q2	ARDL	Twin Deficit Hypothesis
Panousis and Koukouritakis (2020)	Portugal, Italy, Spain and Greece	Quarterly, 1999Q1-2017Q3	Cointegration, Causality	For Italy and Greece, the Twin Deficits Hypothesis is supported. For Portugal and Spain this evidence is weak.
Janko (2020)	Canada	Quarterly, 1981-2018	ARDL	Twin Deficit Hypothesis
Coelho (2020)	Portugal	Quarterly, 1999-2016	Causality	Twin Deficits Hypothesis, Current Account Targeting Hypothesis

**SOURCE:** Own elaboration.

**TABLE A2**  
**DESCRIPTIVE STATISTICS**

	CA	GB	G	log Gov	log GDP	REER	RIR	INV
Obs.	84	84	84	84	84	84	84	84
Mean	-0.0565	-0.0478	0.1907	9.0271	10.7452	0.0001	0.0128	0.2115
Std. Dev.	0.0491	0.0341	0.0132	0.0513	0.0407	0.0095	0.0177	0.0453
Maximum	0.0182	0.0181	0.2140	9.1145	10.8428	0.0278	0.0512	0.2987
Minimum	-0.1308	-0.1599	0.1675	8.8882	10.6516	-0.0229	-0.0311	0.1426

SOURCE: Own elaboration.

**TABLE A3**  
**CORRELATION MATRIX**

	CA	GB	G	log Gov	log GDP	REER	RIR	INV
<b>CA</b>	1							
<b>GB</b>	0.2629	1						
<b>G</b>	-0.7507	-0.5710	1					
<b>log Gov</b>	-0.2552	-0.3482	0.5902	1				
<b>log GDP</b>	0.1372	0.2223	-0.1566	0.6036	1			
<b>REER</b>	-0.0172	0.0872	0.1107	0.0371	-0.0164	1		
<b>RIR</b>	-0.7273	0.0086	0.4247	-0.0191	-0.2167	-0.0803	1	
<b>INV</b>	-0.8309	0.0591	0.3901	-0.2231	-0.2632	0.0511	0.6998	1

SOURCE: Own elaboration.

**TABLE A4**  
**UNIT ROOT TESTS**

Series	Levels		First differences		Type
	ADF	PP	ADF	PP	
<b>CA</b>	0.8594	0.8249	0.0000	0.0000	I(1)
<b>GB</b>	0.0456	0.0000	0.0000	0.0000	I(0)
<b>G</b>	0.6922	0.7631	0.0000	0.0000	I(1)
<b>log Gov</b>	0.0663	0.0313	0.0015	0.0036	I(1)
<b>log GDP</b>	0.7300	0.6878	0.0000	0.0000	I(1)
<b>REER</b>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	I(0)
<b>RIR</b>	0.2476	0.0015	0.0000	0.0000	I(1)
<b>INV</b>	0.4522	0.5392	0.0000	0.0000	I(1)

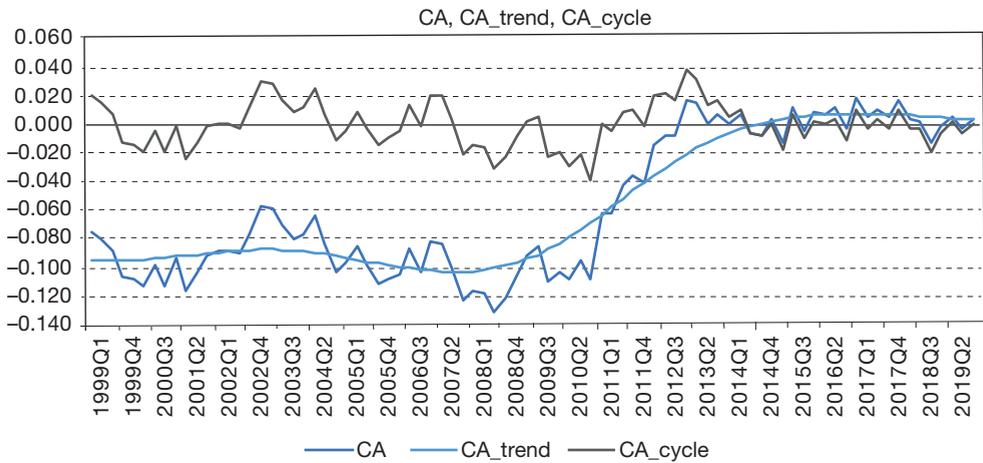
SOURCE: Own elaboration.

**TABLE A5**  
**VARIABLES, DEFINITIONS AND DATA SOURCES**

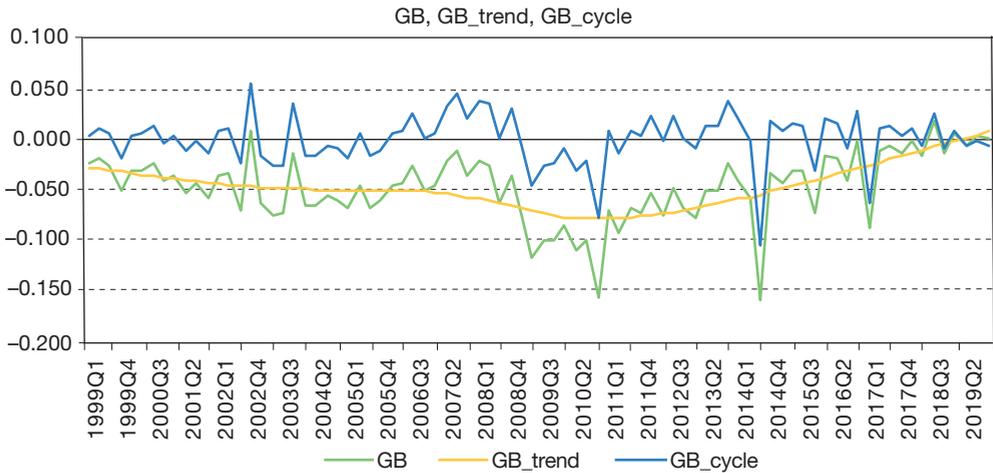
<b>Variable</b>	<b>Definition</b>	<b>Source</b>
<b>CA</b>	Current account balance as a percentage of GDP, the sum of external balance of goods and services with the net factor income from abroad and net current transfers over GDP.	Authors' calculations based on INE data.
<b>GB</b>	General government balance as a percentage of GDP.	INE.
<b>G</b>	share of public consumption as a percentage of GDP.	Authors' calculations based on INE data.
<b>log Gov</b>	log of real public consumption.	INE.
<b>log GDP</b>	log of real GDP.	INE.
<b>REER</b>	relative variation of an exchange rate index based in 42 foreign partners (industrial countries) and deflated by a consumer price index (with basis in 2010), using monthly data.	Authors' calculations based on Eurostat data.
<b>RIR</b>	real interest rate, difference between the nominal interest rate and the inflation rate, at three months. The inflation rate is the relative variation of the Harmonized Index Consumer Price (the year base is 2015), using monthly data.	Authors' calculations based on Eurostat data.
<b>INV</b>	investment rate, the investment-to-GDP ratio.	Authors' calculations based on INE data.

**SOURCE:** Own elaboration.

**FIGURE A1**  
**CA DECOMPOSITION**



**FIGURE A2**  
**GB DECOMPOSITION**



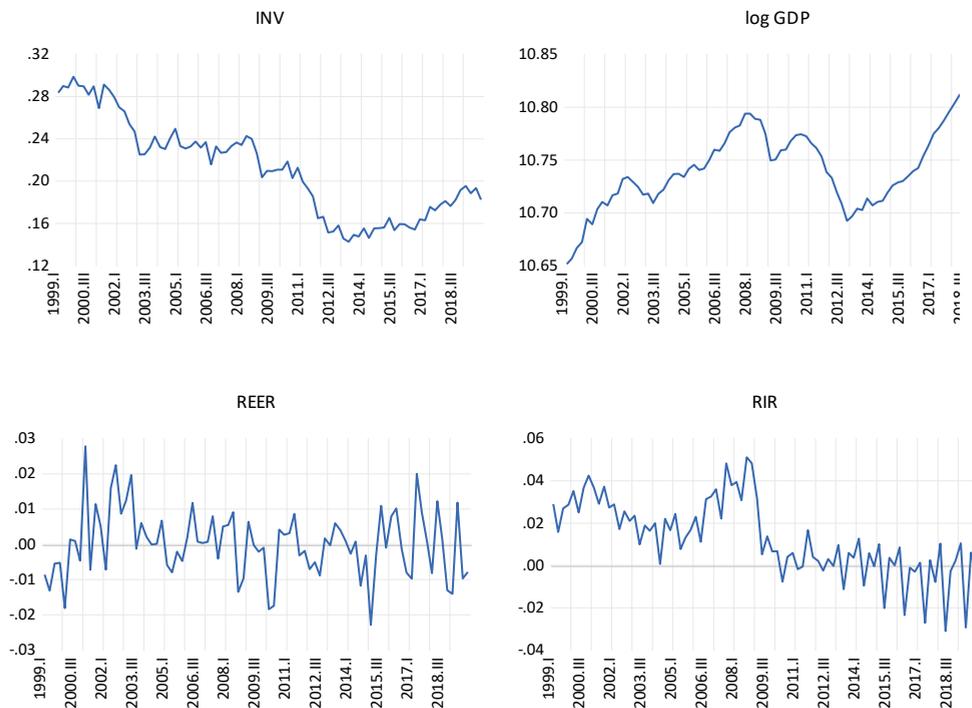
NOTE: The series of the structural components of the current account balance and the general government balance, both as a percentage of GDP, were obtained using the Hodrick-Prescott (HP), with a smoothing parameter of 1,600, and are based on INE data.  
SOURCE: Own elaboration.

**FIGURE A3**  
**MAIN VARIABLES**



SOURCE: Own elaboration.

**FIGURE A3 (Cont.)**  
**MAIN VARIABLES**







---

---

## CUADERNOS ECONÓMICOS

---

---

### **NORMAS DE PUBLICACIÓN**

Los manuscritos que se envíen para publicar en Cuadernos Económicos de ICE deberán ser originales, no publicados, ni en proceso de evaluación por otra publicación. Se aceptan trabajos en castellano o en inglés. Todos los trabajos recibidos serán sometidos para su aceptación a evaluación externa anónima.

1. Los originales se enviarán en formato Microsoft Word a la dirección de correo electrónico, [revistasice.sccc@mincotur.es](mailto:revistasice.sccc@mincotur.es) o directamente a la editora, María del Carmen Díaz Roldán ([carmen.diazroldan@uclm.es](mailto:carmen.diazroldan@uclm.es)), señalando en el asunto «Cuadernos Económicos de ICE». También pueden enviarse a través de la página web de *Revistas ICE*.
2. La extensión del trabajo, incluyendo cuadros, gráficos, tablas, notas y referencias bibliográficas, no excederá de 30 páginas. La fuente será Times New Roman 12, márgenes de 3 cm, espaciado doble y paginado en la parte inferior derecha.
3. Cada original incluirá en una primera página independiente el título del artículo y la fecha de conclusión del mismo; el nombre y apellidos de los autores, afiliación institucional, dirección, teléfono y correo electrónico de cada uno de ellos.
4. En la primera página del texto se incluirá:
  - El título en castellano y en inglés.
  - Un resumen del trabajo, en castellano y en inglés, con una extensión que no exceda de 100 palabras.
  - Una lista de 2 a 6 palabras clave
  - Los códigos (entre 1 y 5) de la clasificación del Journal of Economic Literature (JEL) que puede consultarse en el siguiente enlace <https://www.aeaweb.org/jel/guide/jel.php>
5. En las siguientes páginas se incorporará el texto, la información gráfica y la bibliografía con la siguiente organización:
  - Se incluirá, por este orden, introducción, desarrollo, conclusiones y referencias bibliográficas. Si hubiera anexos, se insertarán tras las referencias bibliográficas y deberán llevar título.
  - En un archivo Excel independiente se incluirá la representación gráfica (cuadros, gráficos, diagramas, figuras, etcétera), que debe llevar título, estar numerada y referenciada en el texto. En la parte inferior se incluirán la fuente de información y, en su caso, las notas aclaratorias.
  - Los apartados y subapartados se numerarán en arábigos según el siguiente modelo:

## **1. Título del apartado** (primer nivel)

### *1.1. Subapartado* (segundo nivel)

#### 1.1.1. Sección del subapartado (tercer nivel)

- Las notas a pie de página irán integradas en el texto y su contenido debe estar al final de su misma página en tamaño 10, Times New Roman.
- En las citas en el texto, de acuerdo con las normas de la American Psychological Association (Normas APA), se indicará entre paréntesis el apellido del autor y el año. Ej.: (Martínez, 1991).
- Las referencias a siglas deben ir acompañadas, en la primera ocasión en que se citen, de su significado completo.
- Al final del texto se recogerá la bibliografía utilizada, bajo el título de «Referencias bibliográficas», ordenada alfabéticamente según las Normas APA. A continuación se recogen los ejemplos de referencias más utilizados:

### ***Libro***

Apellido, A. A. (Año). *Título*. Editorial.

Pilling, D. (2019). *El delirio del crecimiento*. Taurus.

### ***Libro electrónico con DOI (o URL)***

Apellido, A. A. (Año). *Título*. <https://doi.org/xxx>

Nicolletti, B. (2017). The Future of Fintech: Integrating Finance and Technology in Financial Services. Palgrave Macmillan. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-51415-4>

### ***Capítulo de libro***

Apellido, A. A. (Año). Título del capítulo o la entrada. En C. C. Apellido (Ed.), *Título del libro* (pp. xx-xx). Editorial.

Demas, M., & Agnew, N. (2013). Conservation and sustainable development of archaeological sites. En I. Rizzo y A. Mignosa, *Handbook on the Economics of Cultural Heritage* (pp. 326-343). Edward Elgar.

### ***Publicaciones periódicas formato impreso***

Apellido, A. A. (Año). Título del artículo. *Nombre de la revista, volumen* (número), pp-pp.

Fernández-Blanco, V., Prieto-Rodríguez, J., & Suárez-Pandiello, J. (2017). A quantitative analysis of reading habits in Spain. *International Journal of Arts Management*, 19(3), 19-32.

### ***Publicaciones periódicas online con DOI (o URL)***

Apellido, A. A. (Año). Título del artículo. *Nombre de la revista, volumen*(número), pp-pp. <https://doi.org/xxx>

Amador, J., & Cabral, S. (2017). Networks of Value-added Trade. *The World Economy*, 40(7), 1265-1512. <https://doi.org/10.1111/twec.12469>

### ***Informe oficial en web***

Organismo. (Año). *Título del informe*. <http://www...>

Fondo Monetario Internacional. (2019). *Global Financial Stability Report*.  
<https://www.imf.org/en/Publications/GFSR/Issues/2019/10/01/global-financial-stability-report-october-2019>

### ***Ley/Reglamento***

Título de la ley. *Publicación*, número, fecha de publicación, pp-pp. <http://www.boe.es...>

Ley Orgánica 8/2013, de 9 de diciembre, para la mejora de la calidad educativa.  
*Boletín Oficial del Estado*, n.º. 295, de 10 de diciembre de 2013, pp. 97858 a 97921. <https://www.boe.es/buscar/pdf/2013/BOE-A-2013-12886-consolidado.pdf>

### **Orden de la lista de referencias bibliográficas**

Las referencias se ordenan alfabéticamente y, en caso de varios trabajos realizados por el mismo autor/a, el criterio es el siguiente:

- Primero los trabajos en los que el/la autor/a figura solo/a. Correlativos de año más antiguo al año más actual de publicación.
- Segundo, aquellos trabajos colectivos en los que el/la autor/a es el/la primero/a. Correlativos por fecha.
- Tercero, en caso de coincidencia exacta de autores y fechas, debe citarse cada trabajo añadiendo una letra a la fecha. Ej.: 2014a, 2014b, etc.

En la página web del grupo de revistas de Información Comercial Española se publican los artículos en formato electrónico y se recogen los principios editoriales de la publicación: ***www.revistasICE.com***

**CUADERNOS ECONÓMICOS DE INFORMACIÓN COMERCIAL ESPAÑOLA  
(CICE) ISSN 0210-2633**

**SUSCRIPCIÓN ANUAL**

<b>CUADERNOS ECONÓMICOS DE INFORMACIÓN COMERCIAL ESPAÑOLA (2 NÚMEROS/AÑO)</b>			
	<b>ESPAÑA 1 año</b>	<b>UNIÓN EUROPEA 1 año</b>	<b>RESTO DEL MUNDO 1 año</b>
SUSCRIPCIÓN	30,00 €	30,00 €	30,00 €
Gastos de envío España	1,12 €	1,60 €	2,08 €
Más 4% de IVA Excepto Canarias, Ceuta y Melilla	1,24 €		
<b>TOTAL</b>	<b>32,36 €</b>	<b>31,60 €</b>	<b>42,08 €</b>

**EJEMPLARES SUELTOS**

<b>CUADERNOS ECONÓMICOS DE INFORMACIÓN COMERCIAL ESPAÑOLA</b>			
	<b>ESPAÑA 1 ejemplar</b>	<b>UNIÓN EUROPEA 1 ejemplar</b>	<b>RESTO DEL MUNDO 1 ejemplar</b>
NÚMERO SUELTO	18,00 €	18,00 €	18,00 €
Gastos de envío España	0,56 €	0,80 €	1,04 €
Más 4% de IVA Excepto Canarias, Ceuta y Melilla	0,74 €		
<b>TOTAL</b>	<b>19,30 €</b>	<b>18,80 €</b>	<b>19,04 €</b>

**Suscripciones y venta de ejemplares sueltos**

Ministerio de Industria, Comercio y Turismo. Centro de Publicaciones.

C/ Panamá, 1. Planta 0, despacho 3.

Teléfonos: 91 3 49 51 29 – 91 3 49 51 33 (venta de publicaciones)

91 3 49 43 35 (suscripciones)

Correo electrónico: CentroPublicaciones@mincotur.es



**GOBIERNO  
DE ESPAÑA**

**MINISTERIO  
DE INDUSTRIA, COMERCIO  
Y TURISMO**

SECRETARÍA GENERAL TÉCNICA

SUBDIRECCIÓN GENERAL  
DE DESARROLLO NORMATIVO,  
INFORMES Y PUBLICACIONES  
CENTRO DE PUBLICACIONES



---

# CUADERNOS ECONÓMICOS

---

## ÚLTIMOS NÚMEROS PUBLICADOS

64. Crisis y reformas de los sistemas de Seguridad Social: Temas a debate (I)
65. Crisis y reformas de los sistemas de Seguridad Social: Temas a debate (II)
66. Microeconometría y conducta: Aplicaciones para el caso español
67. La economía de la salud
68. Modelos de microsimulación
69. Instrumentos derivados
70. Nuevas tendencias en Historia Económica
71. Diseño y evaluación de políticas de protección ambiental
72. Decisiones de inversión y adopción de nuevas tecnologías
73. La gestión de la actividad innovadora en las empresas
74. Capital humano y empleo
75. Desigualdad, equidad y eficiencia en salud y servicios sanitarios
76. Contribuciones recientes a la Economía del Desarrollo
77. Contribuciones a la Economía Experimental
78. Aportaciones recientes a la Economía Industrial
79. Contribuciones a la economía de la energía
80. Evaluación económica de infraestructuras de transporte
81. Análisis económico de las telecomunicaciones en España
82. Comercio internacional, empresas y competitividad
83. Economía de las energías renovables
84. Mejorar la productividad: un reto pendiente en la economía española
85. Temas actuales de Economía Política
86. Gestión ambiental de las organizaciones
87. Inmigración y crisis económica en España
88. Defensa de la Competencia en España: un análisis sectorial
89. Contribuciones a la Economía de la Innovación: análisis de la I+D+i empresarial
90. La vivienda tras la crisis financiera global: nueva visión, viejos problemas
91. Política económica europea
92. Una panorámica del sector bancario después de la crisis
93. Turismo sostenible: un debate todavía abierto a la discusión
94. Sector exterior y economía internacional
95. Capital humano y mercado laboral
96. Sistema Nacional de Salud: retos y tareas pendientes tras la Gran Recesión
97. ¿Economía colaborativa?: antecedentes, situación y desafíos en su regulación
98. Economía de la Cultura
99. Economía del comportamiento
100. Globalización y sostenibilidad
101. Indicadores macroeconómicos ambientales. El caso español
102. La evaluación de las políticas públicas en España: recursos, metodologías y algunos ejemplos
103. Desequilibrios exteriores y crisis de deuda soberana

CUADERNOS ECONÓMICOS

ICE

INFORMACIÓN COMERCIAL  
ESPAÑOLA



GOBIERNO  
DE ESPAÑA

MINISTERIO  
DE INDUSTRIA, COMERCIO  
Y TURISMO

P.V.P.: 18 € + IVA

