

# ECONOMÍA CHILENA

Agosto 2016 volumen 19 N.º 2

---

## ARTÍCULOS

### **Flexibilización cuantitativa y estabilidad financiera**

Michael Woodford

### **Medición de los efectos de la política monetaria no convencional sobre los precios de activos**

Eric T. Swanson

### **Respuesta del rendimiento de los bonos soberanos a la política monetaria de Estados Unidos**

Simon Gilchrist / Egon Zakrajšek / Vivian Z. Yue

## NOTAS DE INVESTIGACIÓN

### **Un análisis de la capacidad predictiva del precio del cobre sobre la inflación global**

Carlos A. Medel

### **Traspaso de tipo de cambio nominal a inflación desagregada en Chile**

Gabriela Contreras M. / Francisco Pinto A.

## REVISIÓN DE LIBROS

### ***THE COURAGE TO ACT: A MEMOIR OF A CRISIS AND ITS AFTERMATH***

de Ben S. Bernanke

Carlos Madeira

## REVISIÓN DE PUBLICACIONES

Catastro de publicaciones recientes

Resúmenes de artículos seleccionados



El objetivo de ECONOMÍA CHILENA es ayudar a la divulgación de resultados de investigación sobre la economía chilena o temas de importancia para ella, con significativo contenido empírico y/o de relevancia para la conducción de la política económica. Las áreas de mayor interés incluyen macroeconomía, finanzas y desarrollo económico. La revista se edita en la Gerencia de División Estudios del Banco Central de Chile y cuenta con un comité editorial independiente. Todos los artículos son revisados por árbitros anónimos. La revista se publica tres veces al año, en los meses de abril, agosto y diciembre.

#### **EDITORES**

Rodrigo Caputo (Banco Central de Chile)  
Gonzalo Castex (Banco Central de Chile)  
Diego Saravia (Banco Central de Chile)

#### **EDITORES DE NOTAS DE INVESTIGACIÓN**

Álvaro Aguirre (Banco Central de Chile)  
Ernesto Pastén (Banco Central de Chile)  
Michael Pedersen (Banco Central de Chile)

#### **EDITOR DE PUBLICACIONES**

Diego Huerta (Banco Central de Chile)

#### **COMITÉ EDITORIAL**

Roberto Chang (Rutgers University)  
Kevin Cowan (Banco Interamericano de Desarrollo)  
José De Gregorio (Universidad de Chile)  
Eduardo Engel (Yale University-Universidad de Chile)  
Ricardo Ffrench-Davis (Universidad de Chile)  
Luis Óscar Herrera (BTG Pactual)  
Felipe Morandé (Universidad Mayor)  
Pablo Andrés Neumeyer (Universidad Torcuato Di Tella)  
Jorge Roldós (Fondo Monetario Internacional)  
Klaus Schmidt-Hebbel (Pontificia Universidad Católica de Chile)  
Ernesto Talvi (Centro de Estudio de la Realidad Económica y Social)  
Rodrigo Valdés (Ministerio de Hacienda)  
Rodrigo Vergara (Banco Central de Chile)

#### **EDITOR ASISTENTE**

Roberto Gillmore (Banco Central de Chile)

#### **SUPERVISORA DE EDICIÓN Y PRODUCCIÓN**

Consuelo Edwards (Banco Central de Chile)

#### **REPRESENTANTE LEGAL**

Alejandro Zurbuchen (Banco Central de Chile)

El contenido de la revista ECONOMÍA CHILENA, así como los análisis y conclusiones que de este se derivan, es de exclusiva responsabilidad de sus autores. Como una revista que realiza aportes en el plano académico, el material presentado en ella no compromete ni representa la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

ISSN 0717-3830

# ECONOMÍA CHILENA

Agosto 2016 volumen 19 N.º 2

---

## ÍNDICE

<b>RESÚMENES</b>	<b>2</b>
<b>ABSTRACTS</b>	<b>3</b>
<b>ARTÍCULOS</b>	
<b>Flexibilización cuantitativa y estabilidad financiera</b> Michael Woodford	4
<b>Medición de los efectos de la política monetaria     no convencional sobre los precios de activos</b> Eric T. Swanson	78
<b>Respuesta del rendimiento de los bonos soberanos a     la política monetaria de Estados Unidos</b> Simon Gilchrist / Egon Zakrajšek / Vivian Z. Yue	102
<b>NOTAS DE INVESTIGACIÓN</b>	
<b>Un análisis de la capacidad predictiva del precio del cobre     sobre la inflación global</b> Carlos A. Medel	128
<b>Traspaso de tipo de cambio nominal a inflación     desagregada en Chile</b> Gabriela Contreras M. / Francisco Pinto A.	154
<b>REVISIÓN DE LIBROS</b>	
<b><i>THE COURAGE TO ACT: A MEMOIR OF A CRISIS AND ITS     AFTERMATH</i></b> de Ben S. Bernanke Carlos Madeira	172
<b>REVISIÓN DE PUBLICACIONES</b>	
Catastro de publicaciones recientes	182
Resúmenes de artículos seleccionados	185



# RESÚMENES

## FLEXIBILIZACIÓN CUANTITATIVA Y ESTABILIDAD FINANCIERA

Michael Woodford

La enorme expansión de los balances de los bancos centrales como reacción frente a las crisis recientes plantea importantes interrogantes sobre los efectos de las políticas de “flexibilización cuantitativa”, tanto en las condiciones financieras como en la demanda agregada (los efectos buscados por las políticas), y sus posibles efectos colaterales sobre la estabilidad financiera. El presente trabajo compara tres dimensiones alternativas de política de los bancos centrales: la política convencional de manejo de la tasa de interés, el aumento de la oferta de pasivos (monetarios) seguros por parte del banco central y la política macroprudencial (posiblemente a través de cambios discrecionales en el encaje). En el contexto de un sencillo modelo de equilibrio general intertemporal se muestra por qué son ellas dimensiones lógicamente independientes de los cambios de política, y cómo en conjunto determinan las condiciones financieras, la demanda agregada y el nivel de los riesgos asociados a una crisis de financiamiento en el sector bancario. Los resultados sugieren que las políticas de flexibilización cuantitativa pueden servir al manejo de la demanda agregada no solo cuando el piso cero de la tasa de interés impide un mayor uso de la política convencional de tasa de interés, sino también, cuando no es deseable reducir aun más las tasas por consideraciones de estabilidad financiera.

---

## MEDICIÓN DE LOS EFECTOS DE LA POLÍTICA MONETARIA NO CONVENCIONAL EN LOS PRECIOS DE ACTIVOS

Eric T. Swanson

Una versión adaptada de los métodos de Gürkaynak, Sack y Swanson (2005) se utiliza aquí para estimar dos dimensiones de política monetaria durante el período de piso cero de la tasa de interés en Estados Unidos entre el 2009 y el 2015. Se muestra que, tras una rotación adecuada, estas dos dimensiones pueden interpretarse como “orientación de las expectativas” y “compra masiva de activos”. Se calcula el tamaño de uno y otro componente antes de cada anuncio de la Reserva Federal entre enero del 2009 y junio del 2015, mostrando que las estimaciones se corresponden estrechamente con características identificables de los anuncios más importantes de la Fed durante ese período. La orientación de expectativas tiene efectos menores en el rendimiento de los bonos del Tesoro de más larga duración, y esencialmente ningún efecto sobre el de los bonos corporativos; en tanto, la compra de activos tiene efectos importantes sobre los rendimientos, pero esencialmente ningún efecto sobre los bonos del Tesoro de corto plazo. Ambos tipos de política tienen efectos significativos en el rendimiento de los bonos del Tesoro a mediano plazo, en el precio de las acciones y en los tipos de cambio.

---

## RESPUESTA DEL RENDIMIENTO DE LOS BONOS SOBERANOS A LA POLÍTICA MONETARIA DE ESTADOS UNIDOS

Simon Gilchrist / Egon Zakrajšek / Vivian Z. Yue

Este trabajo compara los efectos de la política monetaria convencional de EE.UU. sobre el rendimiento de los bonos de gobiernos extranjeros con los de las medidas no convencionales adoptadas luego de que la tasa de los fondos federales alcanzara su límite inferior efectivo. Para dicho período, identificamos dos sorpresas de la política monetaria estadounidense: (i) las variaciones del rendimiento del bono del Tesoro a 2 años en torno a los anuncios de política, y (ii) las variaciones del rendimiento del bono del Tesoro a 10 años que son ortogonales a las del rendimiento del bono a 2 años. Encontramos que la política monetaria de Estados Unidos tiene un efecto pronunciado en las tasas de interés tanto de corto como largo plazo en las otras economías avanzadas: una política monetaria expansiva de Estados Unidos empuja la curva de rendimiento externa durante el período convencional y la aplana durante el período no convencional. En general, en promedio, la transmisión internacional de la política no convencional de EE.UU. es comparable a la de la política convencional; hay, sin embargo, diferencias significativas en el grado de transmisión entre las economías avanzadas y las economías emergentes.

## ABSTRACTS

### QUANTITATIVE EASING AND FINANCIAL STABILITY

Michael Woodford

The massive expansion of central-bank balance sheets in response to recent crises raises important questions about the effects of such “quantitative easing” policies, both on financial conditions and on aggregate demand (the intended effects of the policies), and their possible collateral effects on financial stability. The present paper compares three alternative dimensions of central-bank policy —conventional interest-rate policy, increases in the central bank’s supply of safe (monetary) liabilities, and macroprudential policy (possibly implemented through discretionary changes in reserve requirements). In the context of a simple intertemporal general-equilibrium model, the paper shows why they are logically independent dimensions of variation in policy, and how they jointly determine financial conditions, aggregate demand, and the severity of the risks associated with a funding crisis in the banking sector. The results suggest that quantitative easing policies may be useful as an approach to aggregate demand management not only when the zero lower bound precludes further use of conventional interest-rate policy, but also when it is not desirable to further reduce interest rates because of financial stability concerns.

### MEASURING THE EFFECTS OF UNCONVENTIONAL MONETARY POLICY ON ASSET PRICES

Eric T. Swanson

I adapt the methods of Gürkaynak, Sack, and Swanson (2005) to estimate two dimensions of monetary policy during the 2009–2015 zero lower bound period in the U.S. I show that, after a suitable rotation, these two dimensions can be interpreted as “forward guidance” and “large-scale asset purchases” (LSAPs). I estimate the sizes of the forward guidance and LSAP components of each FOMC announcement between January 2009 and June 2015, and show that those estimates correspond closely to identifiable features of major FOMC announcements over that period. Forward guidance has relatively small effects on the longest-maturity Treasury yields and essentially no effect on corporate bond yields, while LSAPs have large effects on those yields but essentially no effect on short-term Treasuries. Both types of policies have significant effects on medium-term Treasury yields, stock prices, and exchange rates.

### THE RESPONSE OF SOVEREIGN BOND YIELDS TO U.S. MONETARY POLICY

Simon Gilchrist / Egon Zakrajšek / Vivian Z. Yue

This paper compares the effects of U.S. conventional monetary policy on foreign government bond yields with those of the unconventional measures employed after the target federal funds rate hit the effective lower bound (ELB). For the ELB period, we identify two U.S. monetary policy surprises: (i) changes in the 2-year Treasury yield around policy announcements; and (ii) changes in the 10-year Treasury yield that are orthogonal to those in the 2-year yield. We find that the U.S. monetary policy has a pronounced effect on both the short- and long-term interest rates for advanced foreign economies: an expansionary U.S. monetary policy steepens the foreign yield curve during the conventional period and flattens the foreign yield curve during the unconventional period. In general, the average international spillover of U.S. unconventional policy is comparable to that of conventional policy; there are, however, significant differences in the degree of spillovers across advanced economies and emerging economies.



---

## FLEXIBILIZACIÓN CUANTITATIVA Y ESTABILIDAD FINANCIERA

Michael Woodford\*

### I. INTRODUCCIÓN

Tras la crisis financiera global del 2008-2009, muchos de los principales bancos centrales han aumentado en forma drástica el tamaño de sus balances y modificado la composición de sus activos en favor de instrumentos de largo plazo (y de activos más riesgosos en otros aspectos). Mientras muchos han aplaudido estas políticas pues contribuyen significativamente a atenuar el daño —tanto a los sistemas financieros de los países como a las economías reales— resultante del colapso de la confianza en ciertos tipos de activos de riesgo, las políticas también han sido y siguen siendo bastante controvertidas. Los escépticos han llegado a sugerir que tal “flexibilización cuantitativa” de los bancos centrales puede haber apoyado los sistemas bancarios y la demanda agregada de los países solo fomentando la toma de riesgos por parte de usuarios finales del crédito y de intermediarios financieros de un tipo que, precisamente aumenta el riesgo, de que ocurra la clase de crisis financiera destructiva que los llevó a introducir dichas políticas.

El argumento más elemental para sospechar que tales políticas crean riesgos para la estabilidad financiera es simplemente que, según los defensores de estas políticas en los bancos centrales (por ejemplo, Bernanke, 2012), representan medios alternativos para lograr el mismo tipo de relajamiento de las condiciones financieras que, en circunstancias normales, se lograría reduciendo la meta operativa para las tasas de interés de corto plazo del banco central; sin embargo, es una herramienta que sigue disponible incluso cuando dichas tasas de interés ya hayan alcanzado su límite inferior eficaz, y por lo tanto ya no pueden bajarse más para dar un estímulo adicional. Si se cree que los recortes de las tasas de interés de corto plazo tienen como efecto colateral —quizás incluso como el principal canal a través del cual afectan la demanda agregada, como sostienen Adrian y Shin (2010)— un aumento del grado en que los intermediarios toman posiciones más apalancadas en activos de riesgo, aumentando la probabilidad o la gravedad de una posible crisis financiera, entonces uno podría suponer que, en la medida en que las políticas de flexibilización cuantitativa logran relajar las condiciones financieras y estimular la demanda agregada, deberían aumentar de igual modo los riesgos para la estabilidad financiera.

---

\* Columbia University. E-mail: michael.woodford@columbia.edu

Se podría ir más allá y argumentar que tales políticas relajan las condiciones financieras al aumentar las reservas de los bancos centrales<sup>1</sup>, y se podría suponer que tal aumento en la disponibilidad de reservas es importante para las condiciones financieras, precisamente porque relaja una restricción en la medida en que intermediarios financieros privados pueden emitir pasivos de tipo monetario (que están sujetos a requisito de reserva o encaje) como una manera de financiar su adquisición de activos de mayor riesgo y menos líquidos, como en el modelo de Stein (2012). Mirado así el mecanismo de funcionamiento de la flexibilización cuantitativa, se podría suponer que este debería estar aún más vinculado al aumento del riesgo de inestabilidad financiera, que una política de tasas de interés expansiva (que, después de todo, también podría aumentar la demanda agregada a través de canales no ligados al aumento de la toma de riesgos por parte de los bancos).

Por último, alguien podría desconfiar en especial de las políticas de flexibilización cuantitativa debido a que estas, a diferencia de la política de tasas de interés convencional, relajan las condiciones financieras principalmente por la reducción de las primas de riesgo, obtenidas por la tenencia de valores a más largo plazo, en lugar de reducir la trayectoria esperada de la tasa libre de riesgo<sup>2</sup>. Este alejamiento del patrón histórico normal de las primas de riesgo como resultado de compras masivas por los bancos centrales puede parecer un motivo de alarma. Si se piensa que las primas predominantes cuando los precios de mercado no están “distorsionados” por la intervención del banco central, entregan una señal importante del grado de riesgo que existe en el mercado, se podría temer que las medidas de los bancos centrales que suprimen esta señal —sin reducir realmente los riesgos subyacentes, sino impidiendo que se reflejen de manera plena en los precios de mercado— conlleven el peligro de distorsionar la percepción del riesgo y así estimulen una excesiva toma de riesgos.

En este artículo se examina hasta qué punto estos precedentes justifican la preocupación por el uso de esta herramienta de política por los bancos centrales, mediante un análisis más profundo de los mecanismos que acabamos de esbozar, en el contexto de un modelo explícito de la forma en que las políticas de flexibilización cuantitativa influyen sobre las condiciones financieras, y la manera en que las políticas monetarias en general afectan más los incentivos de los intermediarios financieros para participar en la modificación de plazos y liquidez de una manera que aumenta el riesgo de crisis financiera. De hecho,

---

*1 El término “flexibilización cuantitativa” acuñado por el Banco de Japón para describir la política que adoptó en el 2001 en un intento de frenar la caída de deflación que Japón había sufrido como consecuencia del colapso de una burbuja de activos a principios de los noventa, se refiere precisamente a la intención de aumentar la base monetaria (y por lo tanto —se esperaba— la oferta de dinero en términos más generales) mediante el aumento de la oferta de reservas.*

*2 De nuevo, ver en Bernanke (2012) una discusión de este punto de vista sobre el funcionamiento de las políticas, aunque también analiza la posibilidad de que los efectos de la flexibilización cuantitativa derivados de las medidas adoptadas por los bancos centrales indiquen intenciones diferentes con respecto a una futura política de tasas de interés.*



se sostiene que las preocupaciones que acabamos de plantear tienen poco mérito. Sin embargo, no se llega a esta conclusión desafiando la opinión de que las políticas de flexibilización cuantitativa efectivamente pueden relajar las condiciones financieras (y así lograr efectos sobre la demanda agregada que son similares a los efectos de la política convencional de tasas de interés); tampoco se niega que los riesgos para la estabilidad financiera sean una preocupación válida en las deliberaciones de política monetaria, o que la política expansiva de tasas de interés tienda a aumentar este tipo de riesgos (entre otros efectos). El modelo desarrollado aquí plantea que el sector financiero puede fácilmente tomar un exceso de riesgos (en el sentido de que una restricción de la capacidad de los bancos de modificar la liquidez tanto como lo harían bajo *laissez-faire* aumentaría el bienestar); que, en su caso, una reducción de la tasa de interés de corto plazo implementada por el banco central empeorará el problema al hacer aun más tentador para los bancos financiar la adquisición de activos ilíquidos y de riesgo mediante la emisión de pasivos seguros de corto plazo; y que la compra de activos de riesgo y/o de largo plazo por el banco central, financiada mediante la creación de reservas adicionales (u otros pasivos seguros de corto plazo, tales como operaciones de compra con pactos de retroventa –*repos*– inversos o bonos de bancos centrales, que también serían útiles para facilitar las transacciones), relajará efectivamente las condiciones financieras, con un efecto sobre la demanda agregada que es similar, aunque no idéntico, al de una reducción de la meta operativa del banco central para su tasa de interés. No obstante, demostramos que las políticas de flexibilización cuantitativa no deben aumentar los riesgos para la estabilidad financiera y, en cambio, deberían tender a reducirlos.

La razón de esta conclusión diferente se basa en nuestra concepción de las fuentes del tipo de fragilidad financiera que permitió que ocurriera una crisis como la reciente, y la manera en que la política monetaria puede afectar los incentivos para crear una estructura financiera más frágil. En nuestra opinión, la fragilidad que condujo a la última crisis se agravó por el notable incremento de la transformación de plazos y liquidez en el sector financiero durante los años inmediatamente anteriores a la crisis (Brunnermeier, 2009; Adrian y Shin, 2010), en particular, el significativo aumento del financiamiento de intermediarios financieros por medio de la emisión de deuda garantizada de corto plazo, como *repos* (financiando bancos de inversión) o papeles comerciales respaldados por activos (emitidos por vehículos de inversión estructurada (SIV)). Este tipo de financiamiento es relativamente barato, en el sentido de que los inversionistas mantienen estos instrumentos aun cuando prometan un rendimiento relativamente bajo, ya que el pago es seguro y los fondos se pueden retirar en cualquier momento con un breve aviso. Pero el uso excesivo del mismo es peligroso, ya que expone a la institución apalancada al riesgo de financiamiento, lo que puede requerir un abrupto desapalancamiento a través de una venta urgente de activos relativamente ilíquidos. La repentina necesidad de vender activos ilíquidos para cubrir un déficit de financiamiento puede deprimir sustancialmente el precio de los activos, lo que requiere aun más desapalancamiento y conduce a una “espiral de margen” de la clase descrita por Shleifer y Vishny (1992, 2010) y Brunnermeier y Pederson (2009).

Es importante preguntarse por qué surge este tipo de estructuras financieras frágiles como fenómeno de equilibrio, con el fin de entender cómo puede la política monetaria aumentar o disminuir el probable grado de fragilidad. De acuerdo con la perspectiva adoptada aquí, los inversionistas se sienten atraídos por los pasivos seguros de corto plazo creados por bancos u otros intermediarios financieros, porque los activos con un valor totalmente seguro son aceptados en forma más amplia como medio de pago<sup>3</sup>. Si el gobierno suministra una cantidad insuficiente de dichos activos seguros (por medios que se discuten más adelante), los inversionistas tendrán que pagar una “prima de dinero” por instrumentos de corto plazo seguros emitidos por entidades privadas con esta característica, como lo documentan Greenwood et al. (2010), Krishnamurthy y Vissing-Jorgensen (2012), y Carlson et al. (2014). Esto ofrece a los bancos un incentivo para obtener una mayor fracción de su financiamiento bajo esta modalidad. Asimismo, pueden optar por una cantidad excesiva de este tipo de financiamiento, a pesar del riesgo de financiamiento al que se exponen, ya que cada banco por separado no internaliza los efectos de sus decisiones de financiamiento colectivo en el grado en que los precios de los activos se deprimirán en caso de venta urgente. Esto da lugar a una externalidad pecuniaria, como resultado de la cual se asume un riesgo excesivo en equilibrio (Lorenzoni, 2008; Jeanne y Korinek, 2010; Stein, 2012).

Se podría argumentar que la política monetaria convencional —que reduce las tasas de interés nominales de corto plazo cuando cae la demanda agregada— puede exacerbar este problema, ya que el bajo rendimiento de los instrumentos seguros de corto plazo del mercado aumentará aun más el incentivo para la emisión privada de pasivos de este tipo (Adrian y Shin, 2010; Giavazzi y Giovannini, 2012). La pregunta de mayor interés en este trabajo es si las políticas de flexibilización cuantitativa, mantenidas para estimular la economía cuando la política monetaria convencional se ve restringida por el piso de la tasa de interés nominal de corto plazo, aumentan los riesgos de inestabilidad financiera por un motivo similar.

En el modelo aquí propuesto, las políticas de flexibilización cuantitativa reducen el rendimiento real de equilibrio de los pasivos de riesgo de largo plazo del gobierno, al igual que lo hará un recorte de la meta del banco central para la tasa libre de riesgo de corto plazo, y este relajamiento de las condiciones financieras tiene un efecto expansivo similar sobre la demanda agregada en ambos casos. Sin embargo, las consecuencias para la estabilidad financiera no son las mismas. En el caso de la política monetaria convencional, una reducción de la tasa libre de riesgo también reduce el rendimiento de equilibrio de los activos de riesgo porque, si no lo hiciera, el aumento del diferencial entre los dos rendimientos proporcionaría un mayor incentivo para la transformación de plazos y liquidez por parte de los bancos, hasta el punto en el que el diferencial se haya reducido (debido a los rendimientos decrecientes de la inversión en

---

<sup>3</sup> La función de los pagos no contingentes al estado de permitir que un activo sea ampliamente aceptable se enfatiza en especial en Gorton y Pennacchi (2010), y en discusiones recientes, tales como en Gorton (2010) y Gorton et al. (2012).



activos de riesgo) hasta donde se equilibra de nuevo por los riesgos asociados a la inversión excesivamente apalancada (Esto ocurre, en equilibrio, en parte a través de una reducción del grado en que aumenta el diferencial —lo que significa que se reduce la rentabilidad esperada de los activos de riesgo— y en parte por un aumento del riesgo de una costosa venta forzada de los activos). En cambio, en el caso de la flexibilización cuantitativa, cae la rentabilidad de equilibrio de los activos de riesgo, pero en este caso mediante una reducción y no un aumento del diferencial entre los dos rendimientos. La “prima de dinero” que resulta de una escasez de activos seguros debería reducirse si las compras de activos de los bancos centrales aumentan la oferta de activos seguros al público, como sostienen Caballero y Farhi (2013) y Carlson et al. (2014). De ahí que los incentivos para la creación de una estructura financiera más frágil no se incrementan tanto por una política monetaria expansiva de este tipo.

La idea de que las políticas de flexibilización cuantitativa, si se adoptan como medio de estímulo adicional cuando la tasa libre de riesgo está en el límite inferior cero, deberían aumentar los riesgos para la estabilidad financiera, ya que son análogos a una política expansiva que relaja los requisitos de encaje sobre los emisores privados de pasivos monetarios, también se basa en una analogía imperfecta. Es cierto que, en el modelo de riesgo endógeno de estabilidad financiera que se presenta aquí, un relajamiento del encaje proporcional a la emisión de pasivos seguros de corto plazo de los bancos (en caso de que la restricción sea vinculante) aumentará el grado en que se produzca la transformación del exceso de liquidez. Y también es cierto que en la explicación escolar convencional sobre la forma en que la política monetaria afecta las condiciones financieras, un aumento de la provisión de reservas por el banco central relaja la restricción sobre la emisión de pasivos monetarios adicionales por parte de los bancos (“dinero endógeno”) que implica el encaje, por lo que el medio por el cual el banco central implementa una reducción de la tasa de interés de corto plazo libre de riesgo es esencialmente equivalente a una “reducción de la reducción” del requisito de reserva. Sin embargo, este no es un canal por el cual las políticas de flexibilización cuantitativa pueden ser eficaces si la tasa libre de riesgo ya ha caído a cero (o más en general, al nivel del interés que se paga sobre las reservas). Porque, en ese caso, la provisión de reservas necesariamente ya es suficientemente grande para saciar de reservas a los bancos, de modo que el costo de oportunidad de mantenerlas debe caer a cero a fin de que la provisión existente se mantenga en forma voluntaria. En tales circunstancias (es decir, las existentes en países como Estados Unidos desde fines del 2008), los requisitos de reserva de los bancos ya han dejado de limitar su comportamiento. Por lo tanto, en la medida en que las políticas de flexibilización cuantitativa sean de alguna utilidad en el límite inferior cero de las tasas de interés de corto plazo, sus efectos no pueden producirse a través de este canal tradicional.

En el modelo que aquí se presenta, la flexibilización cuantitativa es eficaz en el límite inferior cero (o, más generalmente, incluso en ausencia de los requisitos de reserva, o en circunstancias en que ya existe la saciedad de reservas); esto se debe a un aumento de la oferta de activos seguros (mediante la emisión de pasivos seguros de corto plazo adicionales por el banco central, utilizados para

comprar activos que de igual modo no son cuasi monetarios) reduce la “prima de dinero” de equilibrio. Sin embargo, mientras una relajación de un requisito de reserva vinculante aumentaría la emisión de pasivos seguros de corto plazo por los bancos (y, por consiguiente, el riesgo para la estabilidad financiera), una reducción de la “prima de dinero” debería reducir su emisión de dichos pasivos, por lo que en todo caso el riesgo para la estabilidad financiera debiera reducirse.

La idea de que una reducción de las primas de riesgo a consecuencia de la política de hoja balance del banco central debería aumentar el peligro de toma excesiva de riesgos es igualmente equivocada. En el modelo presentado en este artículo, la flexibilización cuantitativa logra sus efectos (tanto en la rentabilidad exigida de equilibrio sobre los activos de riesgo como en la demanda agregada) mediante la reducción de la prima de riesgo de equilibrio —es decir, el diferencial entre el rendimiento requerido por los activos de riesgo y la tasa sin riesgo. Pero esto no implica la creación de condiciones en las que debiera ser más tentador para los bancos asumir un mayor riesgo. Por el contrario, la existencia de un diferencial menor entre la rentabilidad esperada de los activos de riesgo y la tasa libre de riesgo hace que sea menos tentador financiar las compras de activos de riesgo mediante la emisión de pasivos de corto plazo, de gran liquidez, seguros, que solo deben pagar la tasa libre de riesgo. Por lo tanto, nuevamente un análisis correcto implica que las políticas de flexibilización cuantitativa deben aumentar la estabilidad financiera, no amenazarla.

El resto del artículo desarrolla estos puntos en el contexto de un modelo de equilibrio monetario intertemporal explícito, en el que es posible trazar con claridad los determinantes de equilibrio general de las primas de riesgo, la forma en que se ven afectados tanto por la política de tasas de interés como por el balance del banco central, y las consecuencias para las decisiones sobre estructura del capital endógenas de los bancos. La sección II presenta la estructura del modelo y luego en la sección III se derivan las condiciones que deben relacionar los diferentes precios y cantidades endógenas en un equilibrio intertemporal. La sección IV considera los efectos de las políticas de balance alternativas sobre las variables de equilibrio, centrándose en el caso de un equilibrio estacionario de largo plazo con precios flexibles. La sección V compara las formas en que la flexibilización cuantitativa y los ajustes del encaje afectan las decisiones de financiamiento de los bancos. Por último, la sección VI compara (algo más brevemente) los efectos a corto plazo de la política monetaria convencional, la flexibilización cuantitativa y la política macroprudencial en presencia de rigideces nominales que permiten que la política monetaria convencional afecte el grado de la actividad económica real. La sección VII presenta las conclusiones.

## II. MODELO DE EQUILIBRIO MONETARIO CON VENTAS FORZOSAS

En esta sección se desarrolla un modelo simple de equilibrio monetario, en el que es posible al mismo tiempo considerar los efectos del balance del banco central sobre las condiciones financieras (sobre todo, el diferencial de equilibrio entre la tasa de rentabilidad esperada de los activos de riesgo y la tasa de interés



libre de riesgo) y la forma en que las decisiones de financiamiento de los bancos privados pueden aumentar los riesgos para la estabilidad financiera. Un objetivo importante del análisis es presentar un modelo suficientemente explícito de los objetivos y limitaciones de los actores individuales para permitir el análisis del bienestar de los equilibrios, asociados con políticas alternativas basado en el grado de satisfacción de los objetivos individuales, que subyacen a la conducta supuesta en el modelo, al igual que en la teoría moderna de finanzas públicas, en lugar de juzgar equilibrios alternativos sobre la base de algún criterio más *ad hoc*<sup>4</sup>.

Los riesgos para la estabilidad financiera se modelan utilizando una versión ligeramente adaptada del modelo propuesto por Stein (2012). Este es un modelo de tres períodos en el que los bancos financian sus inversiones en activos de riesgo en el primer período; en el segundo puede producirse una crisis en la que los bancos son incapaces de renovar su financiamiento a corto plazo y en consecuencia tengan que vender activos de riesgo ilíquidos en una venta forzosa, y en el tercer período, se determina el valor último de los activos de riesgo. El presente modelo incorpora este modelo de contratación financiera y ocasionales ventas forzosas de activos en un modelo de equilibrio general intertemporal bastante estándar de la demanda de activos cuasimonetarios, el modelo *cash-in-advance* (efectivo por adelantado) de Lucas y Stokey (1987). De esta manera, la prima devengada por activos cuasimonetarios, tratada como parámetro exógeno en Stein (2012), puede ser endogeneizada; además, se puede analizar los efectos de la política del banco central sobre esta variable y, asimismo, las consecuencias para la estabilidad financiera.

## 1. Elementos del modelo

Como la mayoría de los modelos de equilibrio general de intercambio monetario, el de Lucas y Stokey (1987) es un modelo de horizonte infinito, en el que la disposición de los vendedores a aceptar pasivos del banco central en pago por bienes y servicios reales en cualquier período depende de la expectativa de poder utilizar estos instrumentos como medio de pago en nuevas operaciones en períodos futuros. El espacio de estado del modelo se mantiene pequeño (lo que permite una caracterización directa del equilibrio, pese a las perturbaciones aleatorias en cada período) suponiendo una estructura de hogares representativa; se supone que los dos lados de cada transacción efectuada con dinero en efectivo son dos miembros de una unidad familiar con un objetivo común, que pueden considerarse un “trabajador” y un “comprador”. Durante cada período, el trabajador y el comprador de un determinado hogar tienen restricciones presupuestarias separadas (de modo que el efectivo recibido por el trabajador en pago por la venta de bienes producidos no puede ser utilizado de inmediato por el comprador para adquirir bienes en el mismo mercado), según sea necesario para que importe la restricción de efectivo por adelantado; pero, al final del

---

<sup>4</sup> El marco propuesto se desarrolla más a fondo en Sergeyev (2016), que considera la interacción entre la política monetaria convencional y las políticas macroprudenciales específicas de cada país en una unión monetaria.

período, sus fondos se reúnen de nuevo en una sola restricción presupuestaria familiar (de modo que en este punto solo importan las posiciones de activos de los hogares, que son todas idénticas).

Emplearemos un recurso similar, pero aumentando aun más el número de distintas funciones de los diferentes miembros de la familia, con el fin de introducir tipos adicionales de restricciones financieras en el modelo, conservando al mismo tiempo la conveniencia de un hogar representativo. Suponemos que cada hogar de vida infinita consta de cuatro miembros con diferentes roles durante el período: un “trabajador” que suministra los insumos utilizados para producir todos los bienes finales y recibe los ingresos por la venta de estos bienes; un “comprador” que compra “bienes regulares” para el consumo del hogar y que mantiene el saldo de caja de la unidad familiar para utilizarlo en dichas operaciones; un “banquero” que compra bienes durables de riesgo y emite pasivos seguros de corto plazo para financiar algunas de estas compras, y un “inversionista” que compra bienes finales “especiales” y que también puede hacer ofertas por los bienes durables de riesgo vendidos por los banqueros en caso de una venta forzosa<sup>5</sup>. Al igual que en el modelo de Lucas-Stokey, los diferentes miembros del hogar tienen restricciones presupuestarias separadas durante el período (que es la razón para referirse a ellos como personas distintas), pero hacen un fondo común con sus presupuestos al final de cada período en una única restricción presupuestaria familiar.

En cada período se producen cuatro tipos de bienes finales: bienes durables y tres tipos de bienes no durables, denominados “bienes en efectivo”, “bienes de crédito” y “bienes especiales”. Asimismo, suponemos que los trabajadores también producen “bienes de inversión” intermedios que se utilizan como insumo en la producción de bienes durables. Tanto los bienes “en efectivo” como los “de crédito” son adquiridos por los compradores; la distinción entre ambos tipos de bienes se tomó de Lucas y Stokey (1987), donde la posibilidad de sustitución por los consumidores entre los dos tipos de bienes (uno sujeto a la restricción de efectivo por adelantado, el otro no) permite que la demanda por saldos de caja reales varíe según el tamaño de la prima de liquidez (costo de oportunidad de mantener dinero en efectivo), para determinado nivel de gasto real previsto. Este margen de sustitución también se traduce en una distorsión en la asignación de recursos que depende del tamaño de la prima de liquidez, y deseamos tomar en cuenta esta distorsión al analizar los efectos sobre el bienestar de cambiar el tamaño del balance del banco central.

---

*5 La distinción entre banqueros, inversionistas y pares trabajador/comprador corresponde a la distinción de los papeles de “banqueros”, “inversionistas pacientes” y “hogares” en el modelo de Stein (2012). En el modelo de Stein, estos tres tipos de agentes son personas distintas que no comparten recursos entre ellas, en lugar de miembros de un solo hogar (más grande); no se necesita el recurso de que hagan un fondo común de activos al final de cada “período” para simplificar la dinámica del modelo, porque el modelo simplemente termina cuando se llega al final del primer y único “período” (en el sentido en que se usa el término “período” en este modelo). Obsérvese que en este modelo, el recurso de hogar representativo también permite comparaciones de bienestar menos ambiguas entre equilibrios.*

La introducción de “bienes especiales” comprados solo por el inversionista proporciona un uso alternativo de los fondos disponibles para el inversionista, por lo que la cantidad que gastan los inversionistas en bienes durables de riesgo en una venta forzada depende de qué tan bajo caiga el precio de los bienes durables<sup>6</sup>. En nuestro modelo, los “bienes durables” producidos desempeñan el papel de proyectos de inversión riesgosos en el modelo de Stein (2012): requieren un desembolso de recursos inicial, financiado por banqueros, con el fin de permitir la producción de algo que puede producir o no un retorno más adelante. El recurso de referirse por separado a bienes de inversión y bienes durables producidos a partir de ellos, nos permite considerar los bienes de inversión como sustitutos perfectos de los bienes en efectivo o de crédito por el lado de la producción, permitiendo una simple especificación de la desutilidad de los trabajadores de producir más, sin tener también que considerar los bienes durables como sustitutos perfectos de esos bienes, lo cual no permitiría al precio relativo de los bienes durables subir durante un auge del crédito.

Se supone que todos los miembros de un hogar determinado actúan con el fin de maximizar un objetivo común familiar. Mirando hacia adelante desde el comienzo de cualquier período  $t$  el objetivo del hogar es maximizar

$$E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{\tau-t} [u(c_{1\tau}, c_{2\tau}) + \tilde{u}(c_{3\tau}) + \gamma \underline{s}_{\tau} - v(Y_{\tau}) - w(x_{\tau})]. \quad (1)$$

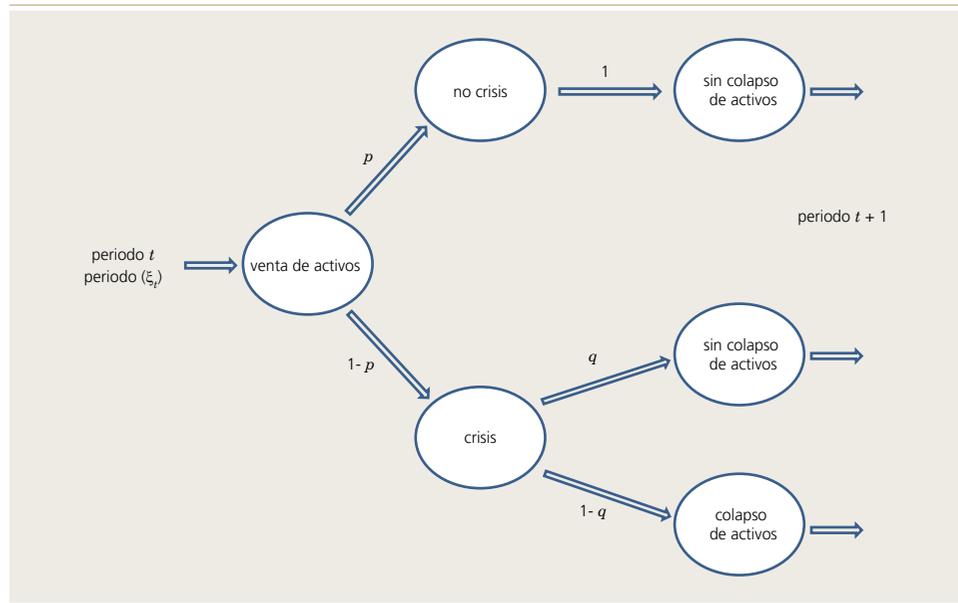
Aquí  $c_{1t}$ ,  $c_{2t}$ ,  $c_{3t}$  son el consumo de bienes en efectivo, bienes de crédito y bienes especiales del hogar, respectivamente, en el período  $t$ ;  $\underline{s}_t$  denota la cantidad de bienes durables que mantiene el hogar al final del período  $t$  que no han demostrado ser inútiles, y por consiguiente el flujo de servicios en el período  $t$  de tales bienes durables intactos;  $Y_t$  denota la oferta de “bienes normales” (término colectivo que abarca bienes en efectivo, bienes de crédito y bienes de inversión, que son todos sustitutos perfectos desde el punto de vista de un productor) del hogar en el período  $t$ ; y  $x_t$  denota la oferta de bienes especiales del hogar en el período  $t$ . Las funciones  $u(\cdot, \cdot)$ ,  $\tilde{u}(\cdot)$ ,  $v(\cdot)$ , y  $w(\cdot)$  son todas funciones crecientes de cada uno de sus argumentos; las funciones  $u(\cdot, \cdot)$  y  $\tilde{u}(\cdot)$  son estrictamente cóncavas, y las funciones  $v(\cdot)$  y  $w(\cdot)$  son al menos débilmente convexas. También suponemos que la función  $u(\cdot, \cdot)$  implica que tanto los bienes en efectivo como los de crédito son bienes normales, en el sentido de que resulta óptimo aumentar las compras de ambos tipos de bienes si el hogar aumenta su gasto en este tipo de bienes en su conjunto, mientras el precio relativo (efectivo) de los dos tipos de bienes sigue siendo el mismo<sup>7</sup>. Además, el factor de descuento satisface  $0 < \beta < 1$  y  $\gamma > 0$ . El operador  $E_t[\cdot]$  indica la expectativa condicional en la información al principio del período  $t$ .

---

<sup>6</sup> La oportunidad de gastar en la compra de bienes especiales desempeña el mismo papel en nuestro modelo que la posibilidad de invertir en “proyectos que llegan tarde” en el modelo de Stein (2012).

<sup>7</sup> Por precio relativo efectivo queremos decir el precio relativo teniendo en cuenta el costo para el hogar de tener que mantener dinero en efectivo con el fin de comprar bienes en efectivo, como se analiza más adelante.

Gráfico 1

Resolución secuencial de la incertidumbre en el período  $t$ 

Fuente: Elaboración propia.

Cada una de las infinitas secuencias del períodos  $t = 0, 1, 2, \dots$  se subdivide en tres subperíodos, correspondientes a los tres períodos del modelo de Stein (2012). La secuencia de eventos y el conjunto de estados alternativos que pueden alcanzarse dentro de cada período se indican en el gráfico 1. En el subperíodo 1, se abre un mercado financiero en el que los banqueros emiten pasivos seguros de corto plazo y adquieren bienes durables de riesgo, y los hogares deciden respecto de los saldos de caja que deben mantener para su uso por el comprador<sup>8</sup>. En el subperíodo 2, se revela información sobre la posibilidad de que los bienes durables adquiridos por los bancos resulten sin valor. Con probabilidad  $p$  se alcanza el estado de “no crisis”, en que se sabe con certeza que no se producirá un colapso en el valor de los activos, pero con probabilidad  $1-p$  se alcanza un estado de “crisis”, en el que se entiende la posibilidad (aunque no la certeza) de que los activos resulten sin valor. Finalmente, en el subperíodo 3, se conoce el valor de los bienes durables de riesgo. En ambos estados etiquetados “sin colapso de activos”, una unidad de los bienes durables produce una unidad de servicios, mientras que en el estado de “colapso de activos” (que ocurre con probabilidad  $1-q$ , condicional a alcanzarse el estado de crisis), los bienes durables no proporcionan flujo de servicios.

<sup>8</sup> Este subperíodo corresponde tanto al primer período del modelo de Stein (2012), en el que se financian proyectos riesgoso como al subperíodo de negociación de valores del modelo en la sección 5 de Lucas y Stokey (1987), en el que se fija el precio de los bonos y, por lo tanto, se determina la prima de liquidez de dinero en efectivo.



Los diversos tipos de bienes se producen y venden en el subperíodo 2. Los mercados en los que se venden los diversos productos difieren en cuanto a los medios de pago que se aceptan. Se supone, como en Lucas y Stokey (1987), que los “bienes en efectivo” solo se venden por dinero en efectivo que se transfiere desde el comprador al vendedor en el momento; los saldos de caja utilizados para este propósito deben haber sido adquiridos en el subperíodo 1 por el hogar al que pertenece el comprador. La prima de liquidez asociada al dinero en efectivo se determina de este modo en el intercambio de efectivo por otros activos financieros en el subperíodo 1. En cambio, los “bienes de crédito” se venden a compradores a crédito; esto significa (como en Lucas y Stokey) que las cuentas se liquidan entre compradores y vendedores solo al final del período, momento en el que los diversos miembros del hogar han puesto nuevamente sus recursos en un fondo común, de modo que los gastos de los compradores durante el período pueden pagarse con los ingresos percibidos por los trabajadores por bienes vendidos durante ese mismo período. Se supone que la única restricción sobre el monto de crédito de este tipo del que puede hacer uso un hogar está determinado por una condición no Ponzi (es decir, el requisito de que el hogar pueda pagar sus deudas en el tiempo con ingresos futuros, en lugar de ser refinanciadas indefinidamente). Los “bienes de inversión” se venden a crédito de la misma manera. Se supone que los “bienes especiales” también se venden a crédito, pero en este caso, el importe del crédito al que pueden recurrir los inversionistas está limitado por el tamaño de la línea de crédito que se les haya asignado en el subperíodo 1. En particular, se supone que un hogar debe negociar determinado límite de crédito antes de saberse si se producirá una crisis en el subperíodo 2, y, por lo tanto, si los inversionistas tendrán la oportunidad de hacer ofertas en una venta forzosa de activos. La existencia del límite de crédito no contingente al estado para compras por parte de los inversionistas (tanto de bienes especiales como de bienes durables riesgosos liquidados por los banqueros en una venta forzosa) es importante para entender la idea de que solo una cantidad limitada de fondos puede ser movilizada (por potenciales compradores con los conocimientos técnicos necesarios para evaluar los activos) para hacer ofertas por activos vendidos en una venta forzosa<sup>9</sup>.

La naturaleza del “efectivo” que puede utilizarse para comprar bienes en efectivo requiere más comentarios. A diferencia de Lucas y Stokey, aquí no suponemos que solo los pasivos monetarios del gobierno constituyen “efectivo” aceptable como medio de pago en este mercado. En cambio, identificamos “efectivo” con la clase de instrumentos seguros de corto plazo (STSI) analizados por Carlson et al. (2014) para Estados Unidos, que incluye letras del Tesoro de EE.UU. (y no simplemente pasivos monetarios de la Reserva Federal), y ciertos tipos de deuda garantizada de corto plazo de instituciones financieras privadas. El supuesto de que solo se pueden utilizar estos activos para comprar bienes en efectivo pretende

---

<sup>9</sup> En el modelo de Stein (2012), este límite está asegurado con el supuesto de que los “inversionistas pacientes” tienen un presupuesto que se fija como un parámetro del modelo. Aquí endogeneizamos este presupuesto, al permitir que sea elegido de manera óptima por el hogar en el subperíodo 1; pero es importante continuar suponiendo que no puede modificarse en el subperíodo 2.

reemplazar la conveniencia que proporcionan estos instrumentos especiales, que da cuenta de sus rendimientos de equilibrio más bajos respecto de los retornos por tenencia breve de otros activos<sup>10</sup>. El hecho de suponer que todos los activos de este tipo, sean emitidos por el gobierno (o el banco central) o por banqueros, satisfacen por igual la restricción, tiene por objetivo captar la forma en la que la demanda por STSI emitidos por entidades privadas parece variar con la oferta de STSI de emisión pública, como muestran Carlson et al. (2014).

Por supuesto, no negamos que *también* hay usos especiales para la base monetaria (divisas y saldos de reserva mantenidos en la Fed) como medio de pago, del tipo que Lucas y Stokey buscaron modelar. En particular, cuando la oferta de reservas de la Fed está suficientemente restringida, como fue crónicamente el caso antes de la crisis financiera del 2008, la conveniencia especial de los saldos de reserva para facilitar los pagos entre intermediarios financieros tiene por resultado un diferencial entre el rendimiento de las reservas y el de los STSI, tales como letras del Tesoro, y controlar este diferencial modificando la oferta de reservas fue el foco de la política monetaria antes de la crisis. No obstante, el diferencial entre el rendimiento de las reservas y la tasa de las letras del Tesoro (o la tasa de los fondos federales) no es lo que nos interesa aquí. En las circunstancias en que la Reserva Federal ha llevado a cabo sus experimentos de “flexibilización cuantitativa”, la oferta de reservas ha estado siempre muy por encima del nivel necesario para hacer bajar el retorno de las letras del Tesoro hasta igualar (o ir incluso por debajo de) el rendimiento de las reservas. Por lo tanto, si bien ciertos tipos de pago de los bancos se ven limitados por sus saldos de reserva, podemos suponer que no se trató de una restricción vinculante en el período en el que queremos considerar los efectos de otros cambios en el balance del banco central. Y reconocer que las reservas tienen usos especiales que pueden resultar en una prima de liquidez específica para ellos (en circunstancias que ya no son relevantes en la actualidad) no implica de manera alguna que los STSI no puedan *también* tener usos especiales para los que otros activos no sirven, dando lugar a otro tipo de prima de dinero —que no necesita ser cero simplemente porque se haya eliminado la prima asociada a los saldos de reserva.

Se supone que la aceptabilidad de un título de crédito como “efectivo” utilizable para comprar bienes en efectivo depende de que tenga un valor al vencimiento que sea totalmente seguro, en lugar de contingente al estado. Esto requiere no solo que se trate de un título de crédito por una cantidad nominal fija a una fecha futura, sino que sea percibido como completamente seguro, por una de dos

---

*10 Una interpretación de la restricción de efectivo por adelantado es que, en realidad, representa una restricción sobre el tipo de activos que pueden mantenerse en fondos mutuos del mercado monetario (FMA). Sin embargo, tal restricción da lugar a una “prima de dinero” solo en la medida en que existan ventajas especiales para los inversionistas por mantener riqueza en FMA; la capacidad de mover fondos con rapidez desde los mismos para hacer compras es una de dichas ventajas. En lugar de introducir explícitamente una demanda por efectivo por parte de los FMA y suponer que los hogares utilizan sus saldos de FMA para hacer ciertos tipos de compras, obtenemos la misma prima de dinero de equilibrio en forma más simple suponiendo que los STSI pueden utilizarse directamente como medio de pago en determinadas transacciones.*



razones posibles: que sea un pasivo del gobierno (o banco central)<sup>11</sup>, o que sea garantizado de una manera que otorgue al tenedor del título de crédito la certeza de que al momento de su realización obtendrá su valor nominal. Suponemos que los banqueros pueden emitir pasivos que serán aceptados como dinero en efectivo, pero que estos pasivos tendrán que ser respaldados por bienes durables riesgosos específicos como colateral, y que el titular de la deuda tiene derecho a exigir el pago de la deuda en cualquier momento, si deja de confiar en que el colateral seguirá garantizando el valor acordado.

Cuando los banqueros compran bienes durables de riesgo en el primer subperíodo, pueden financiar parte del precio de compra mediante la emisión de deuda segura (que puede ser utilizada por el titular durante el segundo subperíodo para comprar bienes en efectivo), garantizada por los bienes durables adquiridos. Si en el segundo subperíodo se alcanza el estado de “no crisis”, los bienes durables pueden continuar sirviendo como colateral de la deuda segura, ya que en este caso el valor del activo en el tercer subperíodo puede preverse con certeza. En este caso, los banqueros pueden refinanciar su deuda garantizada de corto plazo y seguir manteniendo los bienes durables. Si, por el contrario, se alcanza el estado de “crisis”, los bienes durables ya no podrán garantizar una deuda segura, ya que ahora hay una probabilidad positiva de que en el tercer subperíodo los bienes durables no tengan ningún valor. En este caso, los titulares de la deuda segura exigen el reembolso en el segundo subperíodo, y los banqueros deben vender bienes durables en una venta forzosa, en el monto que les permita saldar la deuda de corto plazo. Es el derecho a exigir esta liquidación lo que hace que la deuda emitida por los banqueros en el primer subperíodo sea segura.

Para ser más específicos, suponemos que la venta de bienes (y, en particular, bienes en efectivo) se produce al comienzo del segundo subperíodo: después de que se sepa si se producirá o no el estado de crisis, pero antes de que se adopte la decisión de exigir el reembolso inmediato de la deuda de corto plazo. Por lo tanto, al momento en que los compradores procuran comprar bienes en efectivo, pueden tener pasivos emitidos por banqueros que otorgan a su tenedor el derecho a exigir el reembolso en cualquier momento; el hecho de que la deuda de corto plazo tenga esta característica es lo que le permite ser aceptada como dinero en efectivo en el mercado de bienes en efectivo. Una vez realizada la negociación de bienes en efectivo, los tenedores de deuda de corto plazo de banqueros (entre los que se pueden incluir ahora vendedores de bienes en efectivo) deciden si deben exigir el reembolso inmediato de la deuda. En este punto, a estos tenedores (compradores o trabajadores) solo les interesa el aporte que hará el activo al presupuesto común del hogar al final del período. En el estado de crisis, optarán por exigir el reembolso, ya que tienen garantizado el

---

*11 Obviamente, un título de crédito contra un gobierno no tiene por qué ser completamente seguro. Sin embargo, si un gobierno se endeuda en su propia moneda y se compromete a garantizar que sus pasivos nominales se pagarán con certeza (mediante su monetización, si fuere necesario), entonces es posible que emita deuda que sea correctamente percibida como 100% segura (en términos nominales).*

valor nominal de la deuda, mientras que si no exigen su reembolso, recibirán el valor nominal de la deuda con probabilidad  $q < 1$ , pero no recibirán nada si se produce el estado de “colapso de activos”. Si exigen el reembolso, reciben un título de crédito contra los inversionistas que compran el colateral en la venta forzosa; se supone que tal título de crédito garantiza el pago en la liquidación de fin del período, si está dentro del límite de la línea de crédito asignada al inversionista en el primer subperíodo.

La otra fuente de activos que valen como dinero en efectivo es el gobierno. Algunos pasivos del gobierno a muy corto plazo (letras del Tesoro) valen como dinero en efectivo. Asimismo, supondremos que el banco central puede emitir pasivos que también cuentan como dinero en efectivo. Si el banco central aumenta su oferta de STSI mediante la compra de letras del Tesoro (que son a su vez STSI), la oferta total de dinero en efectivo no variará. (Esta es una nueva demostración de que nuestro concepto de “efectivo” se diferencia en forma importante de la de Lucas y Stokey). Pero si el banco central compra activos que no son en efectivo (sean bonos del Tesoro a más largo plazo, que son menos aptos para facilitar transacciones que las letras a más corto plazo, o activos sujetos a otros tipos de riesgo) y financia estas compras mediante la creación de nuevos pasivos seguros de corto plazo, puede aumentar la oferta neta de STSI. Nos interesan los efectos de este último tipo de política.

## 2. Restricciones presupuestarias y definición de equilibrio

Cada hogar empieza el período  $t$  con  $I_{t-1}$  unidades del bien de inversión (compradas en el período anterior) y riqueza financiera  $A_t$ , lo que puede representar títulos de crédito contra el gobierno o contra otros hogares, y se mide en términos de la cantidad de dinero que tendría el mismo valor de mercado en la negociación del subperíodo 1, aunque no es necesario que los activos agregados en  $A_t$  valgan como dinero en efectivo. En el primer subperíodo, se utiliza el bien de inversión para producir  $F(I_{t-1})$  unidades del bien durable, que pueden venderse en un mercado competitivo al precio de  $Q_t$  por unidad<sup>12</sup>. En cada hogar el banquero compra una cantidad  $s_t$  de estos bienes durables, financiada en parte con fondos proporcionados por el hogar para este fin, y en parte mediante la emisión de deuda garantizada de corto plazo en la cantidad  $D_t$ . Aquí  $D_t$  es el valor nominal de la deuda, la cantidad nominal a la que tiene derecho el tenedor (con certeza) en la liquidación de cuentas al final del período  $t$ . El precio  $Q_t$  del activo de riesgo se cotiza en las mismas unidades (nominales, de fin del período); por lo tanto, el monto de los fondos que el hogar debe proveer al banquero es igual a  $Q_t s_t - D_t$  en esas unidades.

---

<sup>12</sup> Alternativamente, podemos suponer que los bienes de inversión son comprados por empresas constructoras que producen los bienes durables y los venden a los banqueros, y que los hogares simplemente empiezan el período poseyendo acciones de esas empresas constructoras. La introducción explícita de dichas empresas no modificaría las condiciones de equilibrio que se presentan a continuación.

Los demás usos por parte del hogar de su riqueza financiera al inicio de período son adquirir dinero en efectivo, en cantidad  $M_t$ , para uso del comprador o para adquirir bonos  $B_t$  (a más largo plazo), que son pasivos del gobierno que no cuentan como dinero en efectivo. La cantidad  $M_t$  representa el valor nominal de fin del período de estos activos seguros; de ese modo, si se producen intereses sobre el dinero en efectivo (como permitimos),  $M_t$  representa el valor de los saldos de caja del hogar, incluidos los intereses generados por ellos, en lugar del valor nominal al momento en que se adquieren<sup>13</sup>. El monto de los bonos  $B_t$  se mide en función del número de unidades de efectivo que tienen el mismo valor de mercado en la negociación del subperíodo 1 (como en la medición de  $A_t$ ). Por consiguiente, las elecciones de  $s_t$ ,  $D_t$ ,  $M_t$  y  $B_t$  del hogar en el primer subperíodo están sujetas a una restricción presupuestaria transitoria

$$(Q_t s_t - D_t) + M_t + B_t \leq A_t + Q_t F(I_{t-1}). \quad (2)$$

Las decisiones de financiamiento de los banqueros también están sujetas a la restricción de no poder emitir deuda segura  $D_t$  en un monto superior a aquel por el cual puedan ofrecer garantías suficientes, dadas sus tenencias  $s_t$  del bien durable<sup>14</sup>. Esto exige que

$$D_t \leq \Gamma_t s_t, \quad (3)$$

donde  $\Gamma_t$  es el precio de mercado del bien durable en la venta forzosa, si se produjera durante el período  $t$ . (Aquí  $\Gamma_t$  se cotiza en términos de las unidades de valor nominal que entregarán los inversionistas en la liquidación de cuentas al fin del período. Nótese que, si bien en el subperíodo 1 aún no se sabe si se producirá una crisis, el precio  $\Gamma_t$  que se obtendrá en la venta forzosa si acaso ocurre es perfectamente predecible). La restricción (3) indica el monto de garantía requerido para asegurar que cualquiera sea el estado que se alcance en el subperíodo 2, el valor de la deuda con garantía será igual a  $D_t$  puesto que la venta del colateral en una venta forzosa reeditaré al menos ese monto.

Independientemente del estado alcanzado en el subperíodo 2, las compras de bienes en efectivo del comprador deben satisfacer la restricción de efectivo por adelantado

$$P_t c_{1t} \leq M_t, \quad (4)$$

---

13 Si pensamos en dinero en efectivo como letras del Tesoro,  $M_t$  representa su valor nominal al vencimiento, en lugar del valor descontado al que se compraron.

14 Podemos suponer que los banqueros también pueden emitir deuda no garantizada, o no garantizada en esta medida. Sin embargo, tales pasivos no serían considerados como dinero en efectivo por los hogares que los adquieran, de modo que permitir que un banquero emita esa deuda no tendría consecuencias diferentes que si se permite que el hogar mismo emita dicha deuda en el primer subperíodo, con el fin de financiar un mayor aporte de capital a su banquero. Y permitir a los hogares negociar en tipos adicionales de pasivos financieros no monetarios no haría ninguna diferencia para las condiciones de equilibrio aquí derivadas; simplemente nos permitiría establecer el precio de los tipos adicionales de títulos de crédito. En cambio, importa la capacidad de los banqueros de emitir deuda de corto plazo con garantía real que vale como dinero en efectivo; este no es un tipo de título de crédito que un hogar pueda emitir que no sea disponiendo que su banquero la emita (ya que debe ser garantizada por bienes durables de riesgo), y emitir tales títulos de crédito tiene un valor especial porque ya que pueden relajar la restricción de efectivo por adelantado.

donde  $P_t$  es el precio de los “bienes normales” en el período  $t$  (que puede depender del estado alcanzado en el subperíodo 2), cotizado en unidades del valor nominal que se entregarán en la liquidación del cierre del período. Esta restricción es la que proporciona una razón para que el hogar elija mantener saldos de caja  $M_t$ . El precio común de todos los bienes normales se deduce del hecho que estos bienes son sustitutos perfectos desde el punto de vista de sus productores (trabajadores), y que todos los pagos que garanticen el mismo valor nominal en la liquidación de fin del período son de igual valor para los vendedores, una vez resuelto el problema de verificar la solvencia de los pagos efectuados en el mercado de bienes en efectivo<sup>15</sup>.

No existe ninguna restricción similar sobre las compras de bienes de crédito o de inversión por el comprador, ya que los mismos se venden a crédito. Sin embargo, las compras  $c_{3t}$  de bienes especiales del comprador y las compras  $s_t^{*d}$  de bienes durables en la venta forzosa<sup>16</sup> deben satisfacer una restricción presupuestaria condicional al estado

$$\tilde{P}_t c_{3t} + \eta_t \Gamma_t s_t^{*d} \leq F_t, \quad (5)$$

donde  $\tilde{P}_t$  es el precio de los bienes especiales (en las mismas unidades que  $P_t$  y que de igual manera puede depender del estado alcanzado en el subperíodo 2);  $\eta_t$  es un indicador de la ocurrencia de una crisis en el período  $t$ <sup>17</sup>; y  $F_t$  es la línea de crédito concertada para el inversionista en el subperíodo 1, en unidades de la cantidad nominal que el inversionista puede prometer entregar en la liquidación de fin del período, y con un valor que debe ser no contingente al estado que se obtenga en el subperíodo 2. (Nótese que (5), como (4), son en realidad dos restricciones, una para cada posible estado al que se pueda llegar en el subperíodo 2).

Si se alcanza el estado de crisis en el subperíodo 2, el banquero ofrece vender  $s_t^{*d}$  unidades del bien durable en la venta forzosa, cantidad que debe satisfacer los límites

$$D_t \leq \Gamma_t s_t^{*s} \leq \Gamma_t s_t. \quad (6)$$

La primera desigualdad indica que el banquero tiene que liquidar activos suficientes para permitir el pago de la deuda de corto plazo (dado que, en este estado, sus tenedores necesariamente exigirán el reembolso inmediato); la segunda desigualdad se deduce del hecho que el banquero no puede ofrecer

15 Los bienes en efectivo y los bienes de crédito se venden al mismo precio en cualquier período determinado por el mismo motivo que en el modelo de Lucas y Stokey (1987).

16 Utilizamos la notación  $s_t^*$  para la cantidad de bienes durables liquidados en la venta forzosa, si se realiza en el período  $t$ . Se utiliza un superíndice adicional  $d$  para la cantidad demandada en este mercado, y un superíndice  $s$  para la cantidad ofrecida. Obsérvese que  $s_t^{*d}$  y  $s_t^{*s}$  son dos variables de elección independiente para un hogar individual y no es necesario que se elijan iguales, aun cuando en equilibrio deben ser iguales (debido a las opciones comunes para todos los hogares) con el fin que se equilibre el mercado.

17 Es decir,  $\eta_t = 1$  si se produce una crisis, mientras que  $\eta_t = 0$  si se llega al estado de no crisis.



vender más acciones del bien durable que las que posee (la gama de posibles ofertas de cantidades definida en (6) no está vacía solo porque se ha satisfecho (3); en consecuencia, un plan que satisfaga (6) necesariamente satisface (3), lo que hace la primera restricción técnicamente redundante).

Dadas estas decisiones, los bienes durables que posee el hogar en el subperíodo 3 serán iguales a

$$\underline{s}_t = s_t + \eta_t [s_t^{*d} - s_t^{*s}] \quad (7)$$

si los bienes durables resultan ser valiosos, mientras que  $\underline{s}_t = 0$  independientemente de las decisiones del hogar en el estado de “colapso de activos”. La riqueza financiera en el fondo común del hogar al fin del período (en unidades nominales) estará dada por

$$W_t = M_t + (R_t^b / R_t^m) B_t + P_t Y_t - P_t [c_{1t} + c_{2t} + I_t] + \tilde{P}_t x_t + \eta_t \Gamma_t s_t^{*s} - D_t - F_t + T_t. \quad (8)$$

Esta se compone de los saldos de caja del hogar al final del subperíodo 1, más el valor de final del período de los bonos que posea al fin del subperíodo 1, además de los fondos adicionales obtenidos en la venta tanto de bienes normales como de bienes especiales en el subperíodo 2, más los fondos obtenidos en la venta forzosa de activos en caso de crisis, menos el gasto del hogar en bienes normales de los diversos tipos en el subperíodo 2, y los montos que deba reembolsar al final del período (si no antes) para saldar la deuda con garantía emitida por el banquero, y para pagar la línea de crédito concertada para el inversionista, más el valor nominal  $T_t$  de las transferencias netas del gobierno. Suponemos que el hogar debe pagar  $F_t$  sin importar cuánto se utilice de la línea de crédito; entonces no es necesario restar los gastos del inversionista, porque ya fueron pagados cuando se pagó  $F_t$ <sup>18</sup>. Nótese también que los bonos que cuestan lo mismo que una unidad de dinero en efectivo en el subperíodo 1 tienen un valor de  $R_t^b / R_t^m$  unidades de dinero en efectivo al fin del período, donde  $R_t^m$  es el rendimiento nominal bruto del dinero en efectivo (que se supone conocido cuando se adquiere el dinero efectivo en el subperíodo 1, ya que estos son activos sin riesgo en términos nominales) y  $R_t^b$  es la rentabilidad de la tenencia nominal bruta de bonos (que puede depender del estado alcanzado al final del período). Suponemos que cada hogar está sujeto a un límite de endeudamiento

$$W_t \geq \underline{W}_t, \quad (9)$$

---

*18 El supuesto de que  $F_t$  se debe pagar se utilice o no toda la línea de crédito es importante porque evita que el hogar simplemente solicite una gran línea de crédito, tanto como sería conveniente en el estado de crisis, y luego no usarla en su totalidad en el estado de no crisis. Si eso fuera posible sin costo, la no dependencia del estado del crédito disponible para el inversionista no tendría asidero. El supuesto de que la línea de crédito debe pagarse tanto si se utiliza como si no, la hace costosa y tiene como consecuencia que el hogar desee ex post en el estado de crisis haber proporcionado más fondos al inversionista, aunque también desee ex post en el estado de no crisis haber otorgado menos crédito al inversionista. Este recurso implica que el crédito disponible para el inversionista será óptimo en promedio, aunque no óptimo en cada estado, ya que no puede ser contingente al estado.*

expresado como límite inferior de su patrimonio después de la liquidación de cuentas de fin del período (no se especifica más a fondo el valor exacto del límite de endeudamiento, pero nótese que puede fijarse lo suficientemente ajustado para garantizar que a la larga pueda reembolsarse cualquier deuda neta al fin del período, y que al mismo tiempo sea lo suficientemente floja como para que la restricción (9) no vincule en ningún período). Por último, el hogar lleva al período  $t + 1$  los bienes de inversión  $I_t$  comprados en el subperíodo 2 del período  $t$ , y la riqueza financiera por el monto de

$$A_{t+1} = R_{t+1}^m W_t, \quad (10)$$

donde el factor multiplicativo  $R_{t+1}^m$  convierte el valor de la riqueza financiera del hogar al principio del período  $t + 1$  en una cantidad de efectivo equivalente (medida en términos del valor nominal de los STSI en lugar de su costo en la negociación del subperíodo 1).

Entonces, un plan factible para un hogar es una especificación de las cantidades  $M_t, B_t, s_t, D_t, F_t, s_t^{*s}, s_t^{*d}$  para cada período  $t$ , en función de la historia  $\xi_t$  de choques hasta entonces, y una especificación de las cantidades  $c_{1t}, c_{2t}, c_{3t}, I_t, Y_t, x_t$ , para cada período  $t$ , en función tanto de  $\xi_t$  como de  $\eta_t$  (es decir, si ocurre una crisis en el período  $t$ ), que satisfaga las restricciones (2)-(3) para cada posible historia  $\xi_t$ , y las restricciones (4)-(10) para cada posible historia  $(\xi_t, \eta_t)$ , dada la riqueza financiera inicial  $A_0$  y los bienes de inversión preexistentes  $I_{-1}$ , y dada la evolución de precios contingente al estado, las transferencias netas del gobierno a los hogares y el límite de endeudamiento. Un plan óptimo es un plan factible que maximice (1).

El equilibrio exige que se despejen todos los mercados de bienes y activos. Por lo tanto, requiere que en el primer subperíodo del período  $t$ ,

$$M_t = \tilde{M}_t + D_t, \quad (11)$$

$$B_t = B_t^s, \quad (12)$$

$$s_t = F(I_{t-1}), \quad (13)$$

donde  $\tilde{M}_t$  es la oferta pública de efectivo (pasivos seguros de corto plazo del gobierno o del banco central) y  $B_t^s$  es la oferta de bonos de largo plazo del gobierno (no en poder del banco central). Obsérvese que, para simplificar, suponemos que los bienes durables se deprecian totalmente después de entregar un flujo de servicio (en caso de que no haya colapso de activos) en el período en que se producen y son adquiridos por los banqueros; por consiguiente, la oferta de bienes durables que adquirirán los banqueros en el período  $t$  está dada simplemente por la nueva producción  $F(I_{t-1})$ , y es independiente de la cantidad  $s_{t-1}$  de bienes durables de valor en el período anterior.

El equilibrio también requiere que en el segundo subperíodo, si se produce una crisis,



$$s_t^{*d} = s_t^{*s}, \quad (14)$$

y que tanto en el estado de crisis como en el de no crisis,

$$c_{1t} + c_{2t} + I_t = Y_t, \quad (15)$$

$$\text{y } c_{3t} = x_t. \quad (16)$$

Entonces, podemos definir un equilibrio (de precios flexibles) como una especificación de precios  $Q_t, \Gamma_t$ , y un rendimiento  $R_t^m$  sobre el efectivo para cada historia  $\xi_t$ , y precios  $P_t, \tilde{P}_t$  y un rendimiento de los bonos  $R_t^b$  para cada historia  $(\xi_t, \eta_t)$ , junto con un plan (como el descrito antes) para el hogar representativo, de tal manera que (i) el plan sea óptimo para el hogar, dados esos precios y (ii) se satisfagan las condiciones de equilibrio del mercado (11)-(14) para cada historia  $\xi_t$  y se satisfagan las condiciones (15)-(16) para cada historia  $(\xi_t, \eta_t)$ .

### 3. Política fiscal y política del banco central

Las condiciones de equilibrio precedentes involucran diversas variables que dependen de la política del gobierno: la oferta de activos financieros  $\tilde{M}_t$  y  $B_t^s$ , las transferencias netas  $T_t$  y los retornos  $R_t^m$  y  $R_t^b$  sobre los activos financieros externos. La política fiscal determina la evolución de los títulos de crédito contra el gobierno de fin del período,

$$L_t \equiv \tilde{M}_t + (R_t^b / R_t^m) B_t^s + T_t, \quad (17)$$

cambiando adecuadamente las transferencias netas no contingentes al estado a los hogares. El Tesoro también debe tomar una decisión de gestión de deuda: al comienzo de cada período  $t$ , debe decidir qué cantidad de títulos de crédito existentes contra el gobierno financiará a través de STSI (emisión de letras del Tesoro), en oposición a la deuda de largo plazo que no puede utilizarse para satisfacer la restricción de efectivo por adelantado. Si suponemos que  $\tilde{M}_t^g$  es la emisión de letras del Tesoro en el primer subperíodo del período  $t$ , se desprende que la oferta total de deuda de largo plazo por parte del Tesoro será igual a<sup>19</sup>

$$B_t^g = R_t^m L_{t-1} - \tilde{M}_t^g. \quad (18)$$

De estos valores a más largo plazo emitidos por el Tesoro, una cantidad  $B_t^{cb}$  se mantendrá como activos del banco central, para respaldar pasivos del banco central  $\tilde{M}_t^{cb}$  de igual valor. Supondremos que todos esos pasivos del banco central son STSI que valen como dinero en efectivo. La oferta de activos externos al sector privado está dada por

$$\tilde{M}_t \equiv \tilde{M}_t^g + \tilde{M}_t^{cb}, \quad (19)$$

---

<sup>19</sup> Obsérvese que los pasivos con un valor de mercado igual a  $\tilde{M}_t^g + B_t^g$  unidades de dinero en efectivo en el subperíodo 1 tendrán un precio de mercado de  $(\tilde{M}_t^g + B_t^g) / R_t^m$ .

$$B_t^s \equiv B_t^g - B_t^{cb}. \quad (20)$$

En equilibrio, la riqueza neta  $W_t$  del hogar representativo al final del período  $t$  debe ser igual a las títulos de crédito netos  $L_t$  contra el gobierno. (Una comparación de la definición de  $W_t$  en (8) con la definición de  $L_t$  en (17) muestra que las condiciones de equilibrio del mercado implican que  $W_t = L_t$ ). Entonces, de (10) y (18) se desprende que los activos de comienzo del período  $A_t$  del hogar representativo deben ser iguales a

$$A_t = \tilde{M}_t^g + B_t^g.$$

Dado que  $\tilde{M}_t^{cb} = B_t^{cb}$ , alternativamente tenemos

$$A_t = \tilde{M}_t + B_t^s, \quad (21)$$

en términos de las ofertas de activos externos al sector privado.

Al final del período  $t$ , los activos del banco central valen  $(R_t^b / R_t^m) B_t^{cb}$ , mientras que sus pasivos valen  $\tilde{M}_t^{cb} = B_t^{cb}$ . En general, estas cantidades no serán iguales; sin embargo, suponemos que las ganancias netas del balance deben retornarse al Tesoro al final del período, en una transferencia de magnitud

$$T_t^{cb} = (R_t^b / R_t^m) B_t^{cb} - \tilde{M}_t^{cb}.$$

Una transferencia desde el banco central al Tesoro le permite al Tesoro hacer una transferencia mayor al sector privado y lograr el mismo objetivo para los títulos de final del período contra el gobierno. Sin embargo, esto no cambia la fórmula (17) respecto del tamaño de la transferencia neta que se efectúa al sector privado, porque la ecuación ya estaba escrita en términos de una restricción de presupuesto consolidado para el Tesoro y el banco central. Si en cambio se escribe

$$T_t^g = L_t - \tilde{M}_t^g - (R_t^b / R_t^m) B_t^g$$

para la transferencia neta del Tesoro necesaria para alcanzar la meta  $L_t$  omitiendo toda transferencia desde el banco central, entonces

$$T_t = T_t^g + T_t^{cb}.$$

Por último, además de elegir el tamaño de su balance, el banco central puede elegir la tasa de interés nominal  $R_t^m$  que paga sobre sus pasivos. En nuestro modelo, cuando los pasivos del banco central (reservas, *repos* inversos o letras del banco central) son tratados como sustitutos perfectos de todas las demás formas de efectivo (letras del Tesoro o STSI emitidos por bancos privados), esta decisión de política también determina directamente el rendimiento de



equilibrio de aquellas otras formas de dinero en efectivo<sup>20</sup>. Existen, pues, dos dimensiones independientes de la política de los bancos centrales en cada período, y cada una puede elegirse con independencia de la política fiscal (es decir, de la evolución tanto del total de títulos de crédito contra el gobierno  $L_t$  y de oferta de pasivos seguros de corto plazo del gobierno), salvo en la medida en que tal vez  $B_t^{cb}$  no debe ser mayor que  $B_t^g$ <sup>21</sup>. Alternativamente, estos pueden describirse como la implementación de la meta del banco central para la tasa de interés que se paga por el efectivo, y la variación del tamaño de su balance, manteniendo fija su meta para esa tasa de interés.

Existe otra dimensión posible de la política del banco central, que es la elección de la composición de su balance. Anteriormente supusimos que el banco central solo mantiene valores del Tesoro a más largo plazo, pero también puede mantener letras del Tesoro en su balance (como de hecho lo hace la Reserva Federal). Sin embargo, en nuestro modelo es fácil ver que la adquisición por los bancos centrales de letras del Tesoro (financiada mediante la emisión de pasivos del banco central que son sustitutos perfectos de las letras del Tesoro y pagan la misma tasa de interés) no tendrá efecto sobre ningún otro aspecto del equilibrio. Para simplificar el álgebra, ni siquiera permitimos esta posibilidad en la notación presentada.

### III. DETERMINANTES DEL EQUILIBRIO INTERTEMPORAL

Pasamos ahora a una caracterización de equilibrio en el modelo que acabamos de describir. Prestaremos especial atención a los determinantes de la oferta y la demanda de activos seguros, y la oferta y la demanda de bienes durables de riesgo, tanto cuando se producen inicialmente como en caso de una venta forzosa.

#### 1. Condiciones para un comportamiento óptimo

Comenzamos nuestra caracterización del equilibrio señalando algunas condiciones necesarias para la optimización del comportamiento del hogar representativo. Un plan óptimo para el hogar (tal como se define en la sección anterior) es aquel que maximiza una función de Lagrange

---

<sup>20</sup> En un modelo más complejo en el que los saldos de reservas en el banco central juegan un papel especial que otros STSI no pueden cumplir y su oferta es suficientemente escasa, habrá un diferencial entre la tasa de interés que se paga por las reservas y el retorno de equilibrio de otros STSI, aunque el banco central todavía tenga un control relativamente directo sobre el rendimiento de equilibrio de los STSI, cambiando ya sea la tasa de interés pagada sobre las reservas o el grado de escasez de reservas. Incluso antes de la expansión de los balances de los bancos centrales derivada de la crisis financiera, muchos bancos centrales implementaron sus metas de tasas de interés en gran medida variando la tasa de interés pagada sobre los saldos de reservas (ver Woodford, 2003, cap. 1).

<sup>21</sup> De hecho, en la lógica del modelo, no hay problema en permitir que  $B_t^b$  sea superior a  $B_t^g$ ; esto simplemente requeriría tenencias negativas de bonos del gobierno por el sector privado (emisión de bonos “sintéticos” por el sector privado), que ya pueden adaptarse a las restricciones antes especificadas.

$$\begin{aligned}
 & E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ u(c_{1t}, c_{2t}) + \tilde{u}(c_{3t}) + \gamma[(1 - \eta_t)s_t + \eta_t q(s_t + s_t^{*d} - s_t^{*s})] - v(Y_t) - w(x_t) \right. \\
 & - \varphi_{1t} [M_t + B_t + Q_t(s_t - F(I_{t-1})) - A_t - D_t] - \eta_t \varphi_{2t} [D_t - \Gamma_t s_t^{*s}] \\
 & - \eta_t \varphi_{3t} [\Gamma_t s_t^{*s} - \Gamma_t s_t] - \varphi_{4t} [P_t c_{1t} - M_t] - \varphi_{5t} [\eta_t \Gamma_t s_t^{*d} + \tilde{P}_t c_{3t} - F_t] \\
 & - \varphi_{6t} [(A_{t+1} / R_{t+1}^m) - M_t - (R_t^b / R_t^m) B_t - P_t (Y_t - c_{1t} - c_{2t} - I_t) - \tilde{P}_t x_t \\
 & \left. - \eta_t \Gamma_t s_t^{*s} + D_t + F_t - T_t] \right\}, \tag{22}
 \end{aligned}$$

donde hemos sustituido  $\underline{s}_t$  por (7) en la función de utilidad, y  $W_t$  por (8) en (10), con el fin de eliminar dos variables y restricciones del problema de maximización (lo que permite simplificar la función de Lagrange). Además, no incluimos ningún término correspondiente a la restricción (9), ya que en los equilibrios que se analizan a continuación suponemos que la restricción al endeudamiento se establece de modo que no sea vinculante en ningún período<sup>22</sup>.

Diferenciando la función de Lagrange con respecto a las variables de elección  $M_t$ ,  $B_t$ ,  $D_t$ ,  $s_t$ ,  $s_t^{*s}$ ,  $s_t^{*d}$ ,  $F_t$ ,  $c_{1t}$ ,  $c_{2t}$ ,  $c_{3t}$ ,  $I_t$ ,  $Y_t$ ,  $x_t$ , y  $A_{t+1}$ , respectivamente, obtenemos las condiciones de primer orden

$$\varphi_{1t} = E_t[\varphi_{4t} + \varphi_{6t}], \tag{23}$$

$$\varphi_{1t} = E_t[(R_t^b / R_t^m) \varphi_{6t}], \tag{24}$$

$$\varphi_{1t} = (1 - p) \varphi_{2t} + E_t \varphi_{6t}, \tag{25}$$

$$\varphi_{1t} Q_t = \gamma[p + (1 - p)q] + (1 - p) \varphi_{3t} \Gamma_t, \tag{26}$$

$$\gamma q = (\varphi_{2t} - \varphi_{3t}) \Gamma_t + \varphi_{6t}^c \Gamma_t, \tag{27}$$

$$\gamma q = \varphi_{5t}^c \Gamma_t, \tag{28}$$

$$E_t \varphi_{5t} = E_t \varphi_{6t}, \tag{29}$$

$$u_1(c_{1t}, c_{2t}) = P_t [\varphi_{4t} + \varphi_{6t}], \tag{30}$$

$$u_2(c_{1t}, c_{2t}) = P_t \varphi_{6t}, \tag{31}$$

$$\tilde{u}'(c_{3t}) = \tilde{P}_t \varphi_{5t}, \tag{32}$$

$$\beta \varphi_{1,t+1} Q_{t+1} F'(I_t) = P_t \varphi_{6t}, \tag{33}$$

<sup>22</sup> Suponemos un límite de endeudamiento que restringe el comportamiento asintótico de la posición de riqueza neta de los hogares en un futuro lejano, de manera de impedir un "esquema Ponzi", pero que no limita el endeudamiento de los hogares durante ningún número finito de períodos.



$$v'(Y_t) = P_t \varphi_{6t}, \quad (34)$$

$$w'(x_t) = \tilde{P}_t \varphi_{6t}, \quad (35)$$

$$y \varphi_{6t} = \beta R_{t+1}^m \varphi_{1,t+1}, \quad (36)$$

para cada  $t \geq 0$ .

En estas condiciones, debe entenderse, además, que las primeras siete variables de elección (de  $M_t$  a  $F_t$ ) deben elegirse solo en función de la historia  $\xi_t$  (es decir, el estado inicial del período  $t$ ), mientras que las otras siete variables ( $c_{1t}$  a  $A_{t+1}$ ) pueden depender de  $\eta_t$  (es decir, si se produce una crisis en el período  $t$ ) así como de  $\xi_t$ . Esto significa que aunque hay una sola condición que corresponde a cada una de las ecuaciones (23)-(29) para cada historia  $\xi_t$ , cada ecuación de la (30) a la (36) corresponde en realidad a dos condiciones para cada historia  $\xi_t$ , una para cada uno de los dos posibles estados que puedan ocurrir en el subperíodo 2 (crisis o no crisis). De modo semejante, cada multiplicador de Lagrange  $\varphi_{1t}, \varphi_{2t}, \varphi_{3t}$ , tendrá un valor único para cada historia  $\xi_t$ , pero los valores de los multiplicadores  $\varphi_{4t}, \varphi_{5t}, \varphi_{6t}$ , pueden diferir según el estado alcanzado en el subperíodo 2. La expectativa condicional  $E[\cdot]$  que aparece en condiciones tales como (23) se refiere al valor esperado (en el primer subperíodo del período  $t$ ) de variables que pueden tomar diferentes valores según el estado que se alcance en el subperíodo 2.

El superíndice  $c$  que aparece en los multiplicadores de Lagrange en las ecuaciones (27) y (28) indica el valor del multiplicador en caso de que el estado de crisis se produzca en el subperíodo 2. Por lo tanto, (27) indica la manera en que los valores de los multiplicadores  $\varphi_{2t}, \varphi_{3t}$ , (que se refieren a restricciones que aplican solo en caso de que se alcance el estado de crisis) dependen del valor del multiplicador  $\varphi_{6t}$  en caso de crisis en el período  $t$ ; pero cabe tener en cuenta que este valor puede ser diferente del valor de  $\varphi_{6t}$  si no se produce crisis.

Al escribir las condiciones de primer orden en esta forma, hemos supuesto para simplificar que las perturbaciones aleatorias (distintas de saber si se produjo o no un “colapso de activos”, después de que vivir un estado de crisis en el subperíodo 2) se realizan en el subperíodo 2 de algún período. Bajo este supuesto, no hay ninguna diferencia entre la información del primer subperíodo del período  $t + 1$  (representado por  $\xi_{t+1}$ ) y la información que figura en el subperíodo 2 del período  $t$ <sup>23</sup>. También suponemos que mientras el rendimiento  $R_{t+1}^b$  de la deuda

---

<sup>23</sup> Está, por supuesto, la diferencia que, al principio del período  $t + 1$ , se sabrá si se produjo un colapso de activos en el período  $t$ , mientras esto todavía no se sabe en el subperíodo 2 del período  $t$  (en caso de alcanzarse el estado de crisis). Sin embargo, debido al supuesto de plena amortización de los bienes durables existentes al final de cada período, mientras la ocurrencia de un colapso de activos afecta la utilidad del hogar, no tiene consecuencias para los activos que el hogar traspasa al período siguiente, cuyos montos ya son predecibles en el subperíodo 2, siempre y cuando no se permita que se produzcan otras perturbaciones aleatorias (como un cambio inesperado del tamaño de las transferencias netas  $T_t$ ) en el subperíodo 3. Suponemos que la política en los períodos  $t + 1$  y posteriores también es independiente de si se produjo o no un colapso de activos en el período  $t$ . Dado esto, la información relevante establecida para la determinación del equilibrio en el subperíodo 1 del período  $t + 1$  es independiente de la ocurrencia de un colapso de activos.

pública a más largo plazo puede depender del estado alcanzado en el subperíodo 2 del período  $t + 1$ , no ocurre lo mismo con el rendimiento  $R_{t+1}^m$  de los pasivos de corto plazo del banco central; de ahí que esto también deba conocerse en el subperíodo 2 del período  $t$ . Así, la decisión del banco central sobre la tasa de política  $R_{t+1}^m$  (que en realidad debería considerarse la *decisión sobre tasas de interés del período  $t^{24}$* ) debe anunciarse en el subperíodo 2 del período  $t^{25}$ . Esto nos permite escribir las condiciones (33) y (36) sin expectativas condicionales, ya que las variables con subíndice  $t + 1$  en estas ecuaciones son aquellas cuyos valores son perfectamente predecibles ya en el subperíodo 2 del período  $t$ .

Además de las condiciones de primer orden (23) y (36), las variables de decisiones del hogar deben satisfacer las restricciones del problema del hogar, junto con una serie de condiciones de holgura complementarias. Podemos ver, de la condición (34), junto con el supuesto de que  $v'(Y) > 0$  para todos los valores posibles de  $Y$ , que necesariamente  $\varphi_{3t} > 0$ ; de modo similar, si suponemos no saciedad en bienes especiales, (32) implica que necesariamente  $\varphi_{5t} > 0$ . Debido a que se asocia con una restricción de desigualdad (condición (25)), el multiplicador  $\varphi_{4t}$  es necesariamente no negativo; la condición (22) implica entonces que necesariamente  $\varphi_{1t} > 0$ . Los multiplicadores restantes,  $\varphi_{2t}$ ,  $\varphi_{3t}$ ,  $\varphi_{4t}$ , se asocian a restricciones de desigualdad y por eso son necesariamente no negativos, pero pueden ser iguales a cero si las restricciones en cuestión no son vinculantes (más adelante se discute cuándo ocurrirá esto). Si cualquiera de estos multiplicadores tiene un valor positivo, la restricción de desigualdad correspondiente debe mantenerse con la igualdad.

## 2. Caracterización del equilibrio

En un equilibrio, deben mantenerse todas las condiciones necesarias para la optimalidad del plan del hogar que acabamos de mencionar, así como también deben hacerlo las condiciones de equilibrio del mercado (32) y (37). Ahora extraeremos otras conclusiones sobre las relaciones que deben existir entre las diversas variables endógenas en un equilibrio, con el fin de comprender la forma en que se ven afectadas por la política de los bancos centrales.

Para simplificar el análisis, en el presente trabajo limitaremos nuestra atención al caso en el que los factores exógenos que cambian con el tiempo (aparte de la ocurrencia de estados de crisis y colapsos de activos, tal como se representa en el gráfico 1) son puramente determinísticos (es decir, simplemente una función de

---

24 Obsérvese que  $R_{t+1}^m$  es el rendimiento nominal entre la liquidación de cuentas al final del período  $t$  y la liquidación de cuentas al final del período  $t+1$  de riqueza que se mantiene en forma de dinero en efectivo. Esto a menudo se denomina la tasa de interés libre de riesgo del período  $t$ , ya que se debe determinar antes del período para el cual se garantiza la rentabilidad segura. Utilizamos la notación  $R_{t+1}^m$  en lugar de  $R_t^m$  por coherencia con la notación  $R_{t+1}^b$  para la rentabilidad de la tenencia de un período de bonos a más largo plazo durante el mismo período de tiempo; la última variable por lo general no es perfectamente predecible en el subperíodo 2 del período  $t$ .

25 De modo similar, suponemos que la decisión del Tesoro sobre la oferta de letras del Tesoro  $\bar{M}_{t+1}^g$  y la decisión del banco central sobre el tamaño de su balance  $\bar{M}_{t+1}^{cb}$  se anuncian en el subperíodo 2 del período  $t$ . La decisión del Tesoro sobre el tamaño de las transferencias netas  $T_t$ , y, por lo tanto, el valor total de los títulos de crédito contra el gobierno  $L_t$  al final del período  $t$ , también se anuncian en el subperíodo 2 del período  $t$ .



la fecha  $t$ ). Es decir, si consideramos los efectos de una perturbación temporal de cualquier otro tipo, solo consideraremos el caso de un choque que se produce en el período inicial  $t = 0$  cuyas consecuencias son perfectamente predecibles después. También limitaremos nuestra atención a los efectos de las políticas monetarias y fiscales alternativas que son igualmente determinísticas; esto significa que, si bien podemos considerar los efectos de responder de diferentes maneras a una perturbación de una sola vez (como veremos), no consideramos los efectos de responder a la ocurrencia de una crisis que se traduce en una venta forzosa de los activos bancarios (o a un colapso de activos). Esto porque lo que aquí nos preocupa son las consecuencias sobre los riesgos para la estabilidad financiera de las políticas alternativas del banco central *previas* a la ocurrencia de una crisis; la cuestión interesante (pero más compleja) de lo que puede lograrse mediante el uso adecuado de estos instrumentos para responder a una crisis *después* de producida se deja para un estudio posterior.

Bajo este supuesto, ni la ocurrencia de una crisis ni un colapso de activos en cualquier período  $t$  afectan la determinación de equilibrio en períodos posteriores, y se obtiene un equilibrio en el que las variables mencionadas anteriormente en función de la historia  $\xi_t$  dependen solo de la fecha  $t$ , y las que se detallan como funciones de la historia ( $\xi_t, \eta_t$ ) dependerán solo de la fecha  $t$  y del valor de  $\eta_t$ . Por otra parte, dado que la resolución de incertidumbre durante el período no tiene ningún efecto sobre el equilibrio en períodos posteriores, el multiplicador de Lagrange  $\varphi_{6t}$  que indica el valor sombra de fondos adicionales en la liquidación de cuentas al final del período será independiente de si se produce una crisis en el período  $t$ , y en consecuencia, el precio  $P_t$  de los bienes normales, las cantidades compradas de bienes normales ( $c_{1t}, c_{2t}, I_t$ ), y la cantidad  $Y_t$  que se producen serán todas independientes de si ocurre o no una crisis. Del mismo modo, el multiplicador de Lagrange  $\varphi_{4t}$  asociado con la restricción de efectivo por adelantado también tendrá un valor independiente de la ocurrencia de una crisis.

Por consiguiente, un equilibrio puede describirse por completo mediante secuencias  $\{A_t, M_t, B_t, D_t, F_t, s_t, s_t^*, c_{1t}, c_{2t}, I_t, Y_t, c_{3t}^c, c_{3t}^n\}$  que describen las opciones del hogar representativo<sup>26</sup>, secuencias  $\{Q_t, \Gamma_t, P_t, \bar{P}_t^c, \bar{P}_t^n\}$  de precios y secuencias  $\{R_t^m, R_t^{bc}, R_t^{bn}\}$  de rendimientos de instrumentos del gobierno y secuencias  $\{\varphi_{1t}, \varphi_{2t}, \varphi_{3t}, \varphi_{4t}, \varphi_{5t}^c, \varphi_{5t}^n, \varphi_{6t}\}$  de multiplicadores de Lagrange. Aquí los superíndices  $c$  y  $n$  se utilizan para indicar los valores que toman las variables en un período determinado, dependiendo de si se alcanza el estado de crisis (superíndice  $c$ ) o el estado de no crisis (superíndice  $n$ ); las variables sin superíndices toman valores que dependen solo de la fecha. Para que estas secuencias representen un equilibrio, deben satisfacer todas las condiciones de equilibrio ya establecidas para cada fecha, y para cada uno de los posibles estados en el subperíodo 2. Obsérvese que las expectativas condicionales ya no son necesarias en relaciones de equilibrio como (23) o (25), y que el superíndice ya no es necesario en (27).

<sup>26</sup> Aquí reducimos el número de variables separadas utilizando un único símbolo  $s_t^*$  para referirnos tanto a  $s_t^{**}$  como a  $s_t^*$ , ya que son necesariamente iguales en todo equilibrio; igualmente eliminamos la referencia por separado a  $x_t$ , ya que debe ser siempre igual a  $c_{3t}$  en todo equilibrio.

### 3. Precios y cantidades transadas en una crisis

Pasamos ahora a una descripción más compacta de las condiciones que deben mantenerse en equilibrio. Comenzamos con una discusión de las relaciones que determinan la oferta de equilibrio de bienes especiales, el grado en que los inversionistas están restringidos financieramente y el precio de los bienes durables en caso de una venta forzosa.

En primer lugar observamos que (33) y (35), junto con el requisito de que  $c_{3t} = x_t$  en cada estado, requieren que

$$\frac{\tilde{u}'(c_{3t}^s)}{w'(c_{3t}^s)} = \tilde{\varphi}_{5t}^s \equiv \frac{\varphi_{5t}^s}{\varphi_{6t}^s} \quad (37)$$

para cada posible estado  $s$  (igual a  $c$  o a  $n$ ) que pueda alcanzarse en el subperíodo 2. Puesto que el lado izquierdo de (37) es una función monótonicamente decreciente, podemos resolver esta ecuación solo para la demanda de bienes especiales en cada estado,

$$c_{3t}^s = c_3(\tilde{\varphi}_{5t}^s),$$

donde introducimos la notación  $\tilde{\varphi}_{kt} \equiv \varphi_{kt} / \varphi_{6t}$  para cualquier  $k \neq 6$ , y  $c_3(\cdot)$  es la función monótonicamente decreciente definida en forma implícita por (37).

Aquí  $\tilde{\varphi}_{5t}^s$  mide el grado de restricción financiera de los inversionistas en el estado  $s$  del subperíodo 2. El valor  $\tilde{\varphi}_{5t}^s = 1$  implicaría ningún remordimiento *ex post* en el estado  $s$  sobre el tamaño de la línea de crédito concertada para el inversionista, y una demanda de bienes especiales que es la misma que si no hubiera una restricción que separara los fondos de los inversionistas de los del resto del hogar;  $\tilde{\varphi}_{5t}^s > 1$  indica que, *ex post*, el hogar desearía haber acordado más crédito para el inversionista, mientras que  $\tilde{\varphi}_{5t}^s < 1$  implicaría que desearía haber concertado menos. También observamos que el nivel socialmente eficiente de la producción y consumo de bienes especiales en cualquiera de los dos estados está dado por la cantidad  $c_3^*$  tal que

$$\frac{\tilde{u}'(c_3^*)}{w'(c_3^*)} = 1.$$

Por lo tanto, los bienes especiales son sub o sobreproducidos en el estado  $s$  en función de si  $\tilde{\varphi}_{5t}^s$  es mayor o menor que 1.

Podemos utilizar (35) para obtener el precio contingente al estado implícito de los bienes especiales (en unidades de utilidad marginal al final del período),

$$\varphi_{6t} \tilde{P}_t^s = \tilde{p}(\tilde{\varphi}_{5t}^s) \equiv w'(c_3(\tilde{\varphi}_{5t}^s)),$$



y el gasto contingente al estado en bienes especiales (en las mismas unidades),

$$\varphi_{6t} \tilde{P}_t^s c_{3t}^s = e_3(\tilde{\varphi}_{5t}^s) \equiv \tilde{p}(\tilde{\varphi}_{5t}^s) c_3(\tilde{\varphi}_{5t}^s).$$

Cabe señalar que  $e_3(\tilde{\varphi}_5)$  será una función monotónicamente decreciente.

Dado que  $\varphi_{5t} > 0$  en cada estado, la restricción presupuestaria (26) debe mantenerse con igualdad en cada estado. El hecho de que  $F_t$  no deba ser contingente al estado implica entonces que el lado izquierdo de (26) debe ser el mismo se produzca o no una crisis, de manera que, en equilibrio,

$$e_3(\tilde{\varphi}_{5t}^n) = e_3(\tilde{\varphi}_{5t}^c) + \tilde{\Gamma}_t s_t^* \quad (38)$$

en cada período, donde  $\tilde{\Gamma}_t \equiv \varphi_{6t} \Gamma_t$ . También observamos que la condición (29) implica que

$$(1-p)\tilde{\varphi}_{5t}^c + p\tilde{\varphi}_{5t}^n = 1.$$

Podemos resolver esta ecuación para  $\tilde{\varphi}_{5t}^n = \tilde{\varphi}_5^n(\tilde{\varphi}_{5t}^c)$ , función monotónicamente decreciente con la propiedad de que  $\tilde{\varphi}_5^n(1) = 1$ . Sustituyendo  $\tilde{\varphi}_{5t}^n$  por este en (38), obtenemos una ecuación

$$\tilde{D}(\tilde{\varphi}_{5t}^c) = \tilde{\Gamma}_t s_t^*, \quad (39)$$

donde

$$\tilde{D}(\tilde{\varphi}_5^c) \equiv e_3(\tilde{\varphi}_5^n(\tilde{\varphi}_{5t}^c)) - e_3(\tilde{\varphi}_{5t}^c)$$

es una función monotónicamente creciente con la propiedad  $\tilde{D}(1) = 0$ .

Por último, observamos que (28) implica que

$$\tilde{\varphi}_{5t}^c \tilde{\Gamma}_t = \gamma q. \quad (40)$$

Esto, junto con (39), implica que

$$\tilde{\varphi}_{5t}^c \tilde{D}(\tilde{\varphi}_{5t}^c) = \gamma q s_t^*.$$

Puesto que el lado izquierdo de esta ecuación es una función monotónicamente creciente de  $\tilde{\varphi}_{5t}^c$ , puede resolverse únicamente para

$$\tilde{\varphi}_{5t}^c = \tilde{\varphi}_5^c(s_t^*), \quad (41)$$

donde  $\tilde{\varphi}_5^c(s^*)$  es una función monotónicamente creciente con la propiedad  $\tilde{\varphi}_5^c(0) = 1$ .

Esta solución para el valor de equilibrio del multiplicador  $\tilde{\varphi}_{5t}^c$  nos permite entonces resolver para los valores implícitos de  $\tilde{\Gamma}_t$ ,  $\tilde{\varphi}_{5t}^n$ ,  $c_{3t}^c$ ,  $c_{3t}^n$ ,  $\varphi_{6t} \tilde{P}_t^c$ , y  $\varphi_{6t} \tilde{P}_t^n$ , cada uno en función de la cantidad  $s_t^*$  de bienes durables que se vende en la venta forzosa (si se efectuara) en el período  $t$ . Observamos que  $\tilde{\varphi}_{5t}^c$  y  $c_{3t}^n$  serán

funciones crecientes de  $s_t^*$ , y  $\varphi_{6t} \tilde{P}_t^n$  será no decreciente, mientras que  $\tilde{\Gamma}_t$ ,  $\tilde{\varphi}_{5t}^n$  y  $c_{3t}^c$  serán funciones decrecientes de  $s_t^*$  y  $\varphi_{6t} \tilde{P}_t^c$  será no creciente.

En caso de que  $s_t^* = 0$  (no se vendan activos en una venta forzosa), tendremos  $c_{3t}^c = c_{3t}^n = c_3^*$  (la cantidad eficiente de bienes especiales se produce en ambos estados),  $\tilde{\varphi}_{5t}^c = \tilde{\varphi}_{5t}^n = 1$  (sin lamentar el tamaño de la línea de crédito concertada para el inversionista, en cualquiera de los estados), y  $\tilde{\Gamma}_t = \gamma q$  (el precio de mercado de los bienes durables en el estado de crisis es igual a su valor “fundamental”). En cambio, si  $s_t^* > 0$  (es decir, si se venden activos en una venta forzosa),  $c_{3t}^c < c_3^* < c_{3t}^n$ ,  $\tilde{\varphi}_{5t}^n < 1 < \tilde{\varphi}_{5t}^c$ , y  $\tilde{\Gamma}_t < \gamma q$ . Esto significa que los bienes especiales son subproducidos en el estado de crisis y sobreproducidos en el estado sin crisis, y que, *ex post*, el hogar desearía haber proporcionado más crédito a su inversionista si se produce el estado de crisis, mientras que desearía haber proporcionado menos crédito si no se produce el estado de crisis. También significa que, si se produce el estado de crisis, el precio al que se venden los bienes durables en la venta forzosa es inferior a su valor “fundamental”, condicional a alcanzar ese estado. Por otra parte, el tamaño de estas distorsiones es mayor cuanto más alto sea el valor agregado de  $s_t^*$ . El hecho que los hogares no tomen en cuenta estos efectos en equilibrio al planear el valor de  $s_t^{**}$  tiene como resultado una externalidad pecuniaria.

#### 4. Implicancias de la demanda por activos seguros

Pasamos ahora a analizar las consecuencias de la oferta de instrumentos seguros de corto plazo para la compra de equilibrio de bienes en efectivo y de crédito. En primer lugar analizamos las implicancias de las condiciones de plan óptimo (30) y (31), junto con la restricción de efectivo por adelantado (4) y la condición de holgura complementaria asociada.

Definamos primero las funciones de demanda  $c_1^*(\lambda)$ ,  $c_2^*(\lambda)$  como la solución del problema de elegir  $c_1$  y  $c_2$  para maximizar

$$u(c_1, c_2) - \lambda (c_1 + c_2)$$

para un “precio” arbitrario  $\lambda > 0$ . Bajo el supuesto de que los bienes en efectivo y de crédito ambos bienes son normales, tanto  $c_1^*(\lambda)$  como  $c_2^*(\lambda)$  deben ser funciones monotónicamente decrecientes<sup>27</sup>. Entonces podemos considerar el problema restringido

$$\max_{c_1, c_2} u(c_1, c_2) - \lambda (c_1 + c_2) \quad s.t. \quad c_1 \leq m, \tag{42}$$

donde  $m > 0$  representa los saldos de caja reales disponibles para el hogar. La solución  $c_1(\lambda; m)$ ,  $c_2(\lambda; m)$  al problema (42) puede caracterizarse de la siguiente

---

27 Las trayectorias que siguen las dos variables a medida que se reduce  $\lambda$  corresponden a la “trayectoria de expansión de la renta” como resultado de un aumento del presupuesto disponible para gastar en estos dos bienes, por un precio relativo fijo (precios iguales de ambos bienes).

manera: si  $m \leq c_1^*(\lambda)$ , entonces  $c_1(\lambda; m) = m$  y  $c_2(\lambda; m)$  es definido implícitamente por la ecuación

$$u_2(m, c_2) = \lambda. \quad (43)$$

En cambio, si  $m \geq c_1^*(\lambda)$ , entonces  $c_1(\lambda; m) = c_1^*(\lambda)$  y  $c_2(\lambda; m) = c_2^*(\lambda)$ .

Es fácil ver que las condiciones de Kuhn-Tucker para este último problema corresponden precisamente a las condiciones (30) y (31) y a la restricción (25) junto con la condición de holgura complementaria, donde el precio de los bienes normales en unidades de utilidad marginal al final del período está dado por  $\lambda_t \equiv \varphi_{6t} P_t$ , y los saldos de caja reales disponibles están dados por  $m_t \equiv M_t / P_t$ . Se desprende que nuestro modelo implica que  $c_{1t}, c_{2t}$  debe satisfacer

$$c_{jt} = c_j(\lambda_t; M_t / P_t)$$

para  $j = 1, 2$ , donde las funciones  $c_j(\lambda; m)$  están definidas en el párrafo anterior.

Asociado con esta solución habrá un valor para el multiplicador de Lagrange normalizado  $\tilde{\varphi}_{4t}$ , dado por

$$\tilde{\varphi}_{4t} = \tilde{\varphi}_4(\lambda_t; M_t / P_t),$$

donde definimos

$$\tilde{\varphi}_4(\lambda; m) \equiv \frac{u_1(c_1(\lambda; m), c_2(\lambda; m))}{u_2(c_1(\lambda; m), c_2(\lambda; m))} - 1.$$

Obsérvese, además, que las condiciones de Kuhn-Tucker para el problema (42) implican que  $\tilde{\varphi}_4(\lambda; m) = 0$  para todo  $m \geq c_1^*(\lambda)$ , mientras que  $\tilde{\varphi}_4(\lambda; m) > 0$  para todo  $m < c_1^*(\lambda)$ . Asimismo, en el último caso (donde la restricción de efectivo por adelantado es vinculante), el supuesto de que tanto los bienes en efectivo como los bienes de crédito son bienes normales implica que  $\tilde{\varphi}_4(\lambda; m)$  es una función decreciente de  $\lambda$  para  $m$  fijo<sup>28</sup>, y una función decreciente de  $m$  para  $\lambda$  fijo<sup>29</sup>.

28 La concavidad de la función de utilidad implica que aumentar  $c_2$  mientras  $c_1$  permanece fijo en  $m$  implica una disminución de la utilidad marginal del consumo de bienes de crédito, de modo que aumentar  $\lambda$  con  $m$  fijo debe corresponder a una reducción de la cantidad de  $c_2$  que se compra. Para que la demanda  $m$  de bienes en efectivo se mantenga igual pese a la contracción del presupuesto que exige la compra de menos bienes de crédito, el precio relativo de los bienes en efectivo debe disminuir (bajo el supuesto de bienes normales). Esto significa que  $u_1/u_2$  debe disminuir y, por lo tanto, que  $\tilde{\varphi}_4$  debe disminuir.

29 En el plano  $\lambda$ - $m$ , las curvas de nivel de la función  $\tilde{\varphi}_4$  corresponden a trayectorias de expansión de los ingresos, ya que el presupuesto para bienes en efectivo y de crédito cambia con el precio relativo de ambos tipos de bienes fijos. Si los dos tipos corresponden a bienes normales,  $m$  debe aumentar a lo largo de esa trayectoria a medida que  $\lambda$  disminuye, como ya se analizó; por consiguiente, las curvas de nivel deben tener pendiente negativa en todos los puntos. Se deduce entonces, que el signo de este derivado parcial se deriva del signo del que analizamos en el pie de página anterior.

Una comparación de (23) con (25) (y recordando que se eliminaron las expectativas condicionales de estas dos condiciones) implica que, conforme a cualquier plan óptimo, debemos tener  $\tilde{\varphi}_{4t} = (1-p)\tilde{\varphi}_{2t}$ . En consecuencia, en todo equilibrio donde la restricción de efectivo por adelantado sea vinculante en cierto período, de modo que  $\tilde{\varphi}_{4t} > 0$ , debemos tener también  $\tilde{\varphi}_{2t} > 0$ , de modo que la primera desigualdad en (27) también sea una restricción vinculante, y  $D_t = \Gamma_t s_t^*$  (hasta donde la deuda con garantía emitida por los banqueros pueda ser reembolsada en caso de crisis, dada la cantidad de bienes durables que los banqueros proyecten vender en una venta forzosa). De manera más general, se puede concluir que el multiplicador de Lagrange normalizado  $\tilde{\varphi}_{2t}$  será dado por

$$\tilde{\varphi}_{2t} = \tilde{\varphi}_2(\lambda_t; M_t/P_t),$$

donde definimos

$$\tilde{\varphi}_2(\lambda; m) \equiv \tilde{\varphi}_4(\lambda; m)/(1-p).$$

La condición (23) implica que el multiplicador normalizado  $\tilde{\varphi}_{1t}$  será igualmente dado por una función

$$\tilde{\varphi}_{1t} = \tilde{\varphi}_1(\lambda_t; M_t/P_t), \tag{44}$$

donde definimos

$$\tilde{\varphi}_1(\lambda; m) \equiv 1 + \tilde{\varphi}_4(\lambda; m).$$

Se deduce que  $\tilde{\varphi}_{1t} > 1$  si y solo si la restricción de efectivo por adelantado es vinculante, mientras que en caso contrario es igual a 1. Nótese, además, que tanto  $\tilde{\varphi}_1(\lambda; m)$  como  $\tilde{\varphi}_2(\lambda; m)$  serán decrecientes en ambos argumentos, en la zona donde la restricción de efectivo por adelantado es vinculante.

Asimismo, una comparación de (27) con (28) implica que conforme a cualquier plan óptimo, debemos tener

$$\tilde{\varphi}_{3t}^c - 1 = \tilde{\varphi}_{2t} - \tilde{\varphi}_{3t}. \tag{45}$$

Esto nos permite resolver el valor implícito del multiplicador normalizado  $\tilde{\varphi}_{3t}$  como

$$\tilde{\varphi}_{3t} = \tilde{\varphi}_3(\lambda_t; s_t^* M_t/P_t),$$

donde definimos

$$\tilde{\varphi}_3(\lambda_t; s_t^* M_t/P_t) \equiv \tilde{\varphi}_2(\lambda_t; M_t/P_t) + 1 - \tilde{\varphi}_5^c(s_t^*). \tag{46}$$

La oferta de saldos de caja reales  $M_t/P_t$  y la cantidad de activos  $s_t^*$  vendidos en caso de una venta forzosa debe determinarse endógenamente de tal manera que se garantice que, en equilibrio, el valor de esta función es siempre no negativo (a continuación se muestra la existencia de una solución de este tipo).

Por último, (26) se puede utilizar para determinar el precio de equilibrio de los bienes durables de riesgo en el mercado del subperíodo 1. Si  $\tilde{Q}_t \equiv \varphi_{6t} Q_t$  denota este precio en unidades de utilidad marginal, entonces obtenemos una solución de forma

$$\tilde{Q}_t = \tilde{Q}(\lambda_t; s_t^*, M_t / P_t),$$

donde definimos

$$\tilde{Q}(\lambda_t; s_t^*, M_t / P_t) \equiv \frac{\tilde{Q}^* + (1-p)\tilde{\varphi}_3(\lambda_t; s_t^*, M_t / P_t)\tilde{\Gamma}(s_t^*)}{\tilde{\varphi}_1(\lambda_t; M_t / P_t)}. \quad (47)$$

Aquí se utiliza la notación

$$\tilde{Q}^* \equiv \gamma[p+(1-p)q]$$

para la utilidad marginal esperada del flujo de servicios previsto de un bien durable comprado en el subperíodo 1, y

$$\tilde{\Gamma}(s^*) \equiv \gamma q / \tilde{\varphi}_5^c(s^*)$$

para la solución de  $\tilde{\Gamma}_t$  derivada en la sección anterior.

Obsérvese que el “valor fundamental” de un bien durable comprado en el subperíodo 1, si el flujo de servicios futuro previsto llegara a valorarse mediante el mismo núcleo de fijación de precios que el utilizado para fijar el precio de los bonos en (24),<sup>30</sup> sería igual a<sup>31</sup>

$$\tilde{Q}_t^{fund} \equiv \frac{\tilde{Q}^*}{\tilde{\varphi}_{1t}}. \quad (48)$$

Por lo tanto, (47) implica que el precio de los bienes durables se fijará a su valor fundamental en el subperíodo 1, si y solo si la segunda desigualdad en (26) no es una restricción vinculante; es decir, que la cantidad de bienes durables en poder de los banqueros (y por consiguiente la disponibilidad de colateral) no obligue a los banqueros a emitir menos deuda con colateral que la que desearían. Cuando la restricción es vinculante, de modo que  $\tilde{\varphi}_{3t} > 0$ , los bienes durables son sobrevalorados en el subperíodo 1. Nuestra discusión precedente sobre el valor de equilibrio de  $\tilde{\varphi}_{3t}$  implica que, para que esto suceda, la restricción de efectivo por adelantado debe ser vinculante (de modo que  $\tilde{\varphi}_{2t} > 0$ ), mientras que la oferta de bienes durables (y por consiguiente el valor de equilibrio de  $s_t^*$ ) no debe ser demasiado grande (de modo que  $\tilde{\varphi}_5^c(s_t^*)$  no sea mucho mayor que 1).

<sup>30</sup> Obsérvese que es una relación general de precios para activos no monetarios, ya que no hacemos ningún supuesto en particular sobre la naturaleza de la rentabilidad contingente al estado de los bonos, solo que este activo no puede utilizarse como medio de pago en el mercado de bienes en efectivo.

<sup>31</sup> La ecuación (24) indica que un activo que reditúa  $Y_t$  al final del período en unidades de utilidad marginal debe tener, en el subperíodo 1, un precio de  $P_t^Y = E_t[Y_t] / \varphi_{1t}$ . Para el caso de bonos a más largo plazo,  $Y_t = \varphi_{6t} R_t^b$  y el precio en el mercado del subperíodo 1 es  $P_t^Y = R_t^m$ .

### 5. Determinantes de la oferta de activos seguros

Pasamos ahora a la determinación endógena de la oferta de dinero en efectivo  $M_t$ , resultante de las decisiones de financiamiento de los banqueros. Dado que  $\tilde{\varphi}_5^c(s_t^*) > 1$  si  $s_t^* > 0$ , podemos concluir que si los banqueros venden activos en caso de una venta forzosa, el lado izquierdo y, por consiguiente, el lado derecho también, de (45) deben ser positivos. Sin embargo, el lado derecho de (45) puede ser positivo solo si  $\tilde{\varphi}_{2t}$  es positivo, lo que ocurre solo si la restricción de efectivo por adelantado es vinculante. Esto a la vez requeriría que  $D_t = \tilde{\Gamma}_t s_t^*$ , como se plantea en el párrafo anterior, y por eso —utilizando (11)— que

$$M_t = \tilde{M}_t + \Gamma_t s_t^*. \tag{49}$$

Por otra parte, si  $s_t^* = 0$ , la restricción (26) requiere que  $D_t$  también; de modo que (49) también debe cumplirse en este caso. Por lo tanto, podemos concluir que en cualquier equilibrio la oferta total de dinero en efectivo será dada por (49). Falta determinar el valor de equilibrio de  $s_t^*$ . Observamos en primer lugar que en unidades de utilidad marginal, (49) se puede formular como

$$\hat{M}_t \equiv \varphi_{6t} M_t = \lambda_t \tilde{m}_t + \tilde{\Gamma}_t s_t^*, \tag{50}$$

utilizando la notación  $\tilde{m}_t \equiv \tilde{M}_t / P_t$  para la oferta real de activos seguros por parte del gobierno. Luego, en cualquier equilibrio donde

$$\tilde{m}_t + \tilde{\Gamma}_t s_t^* / \lambda_t > c_1^*(\lambda_t),$$

la restricción de efectivo por adelantado no vinculará; pero, como esto implica que  $\tilde{\varphi}_{2t} = 0$ , (45) implica que  $\tilde{\varphi}_{5t}^c$  no puede ser mayor que 1, lo que exige que  $s_t^* = 0$ .

En consecuencia, se produce tal equilibrio si y solo si

$$\tilde{m}_t > \tilde{m}^*(\lambda_t) \equiv c_1^*(\lambda_t), \tag{51}$$

e implica que  $\hat{M}_t = \lambda_t \tilde{m}_t$ . En este caso, (46) implica que  $\tilde{\varphi}_{3t} = 0$ , de modo que  $\tilde{Q}_t$  es igual al valor fundamental (48). Además, porque  $s_t^* = 0$ , debemos tener  $\tilde{\Gamma}_t = \tilde{\Gamma}(0) = 1$ , tal que el valor de los bienes durables también se fije a su valor fundamental en el subperíodo 2, incluso si se alcanza el estado de crisis.

Consideremos ahora la posibilidad de un equilibrio en el que la oferta de saldos de caja reales no es mayor que  $c_1^*(\lambda_t)$  (el nivel necesario para la saciedad de dinero en efectivo), pero la oferta de bienes durables  $s_t$  es lo suficientemente grande como para que los banqueros no tengan restricciones en cuanto al monto de deuda garantizada que pueden emitir (de modo que  $\tilde{\varphi}_{3t} = 0$ ). Debido a (45), esto requiere un valor de  $s_t^* = 0$  tal que

$$\tilde{\varphi}_5^c(s_t^*) - 1 = \tilde{\varphi}_2(\lambda_t; \tilde{m}_t + \tilde{\Gamma}(s_t^*) s_t^* / \lambda_t). \tag{52}$$

Se desprende de nuestro análisis precedente que el lado izquierdo de esta ecuación es una función creciente de  $s_t^*$ , y que el lado derecho es una función no creciente de  $s_t^*$  (que disminuye hasta el punto en que la restricción de efectivo por adelantado deja de vincular, y es constante a partir de entonces)<sup>32</sup>. Asimismo, el lado derecho es al menos tan grande como el lado izquierdo si  $s_t^* = 0$ , en vista de nuestro supuesto ahora que  $\tilde{m}_t \leq c_1^*(\lambda_t)$ . Por lo tanto, hay un valor único de  $0 \leq s_t^* < s_t$  que satisface a (52) si y solo si el lado izquierdo es mayor que el lado derecho donde  $s_t^* < s_t$ , es decir, si y solo si

$$\tilde{\varphi}_5^c(s_t) - 1 > \tilde{\varphi}_2(\lambda_t; \tilde{m}_t + \tilde{\Gamma}(s_t)s_t / \lambda_t). \quad (53)$$

De este modo, existe un equilibrio de ese tipo en el período  $t$  si y solo si la oferta externa de activos seguros  $\tilde{m}_t$  no satisface (51) mientras que la oferta de bienes durables  $s_t$  sí satisface (53); en tal caso,  $s_t^*$  es definido implícitamente por (52), y la oferta total de dinero en efectivo está dada por (50). En este caso, de nuevo  $\tilde{\varphi}_{3t} = 0$ , y por consiguiente  $\tilde{Q}_t = \tilde{Q}_t^{fund}$ . Por otra parte, si  $\tilde{m}_t < c_1^*(\lambda_t)$ , la solución debe involucrar que  $s_t^* > 0$  y por eso  $\tilde{\Gamma}_t < 1$ , de modo que, en caso de crisis, los bienes durables tienen precios castigados en la venta forzosa.

En cambio, si  $\tilde{m}_t$  no satisface (51) y la oferta de bienes durables  $s_t$  no satisface (53), solo puede haber un equilibrio en el que  $s_t^* = s_t$ . En este caso, la oferta de activos seguros está dada por

$$\hat{M}_t = \lambda_t \tilde{m}_t + \tilde{\Gamma}(s_t)s_t. \quad (54)$$

El valor de  $\tilde{\varphi}_{3t}$  está dado por (46), que será positivo en el caso de cualquier valor de  $s_t$  tal que la desigualdad en (53) se invierte. En cualquiera de estos casos, debemos tener  $\tilde{Q}_t > \tilde{Q}_t^{fund}$ , de modo que los bienes durables están sobrevalorados en el subperíodo 1. Además, el hecho de que  $s_t^* > 0$  implica que  $\tilde{\Gamma}_t < 1$ , de modo que los bienes durables están *subvalorados* en caso de venta forzosa, aun cuando estén *sobrevalorados* en el subperíodo 1. En este caso, tras un auge de activos puede seguir un colapso económico.

Así, podemos caracterizar completamente el precio de equilibrio de los bienes durables de riesgo en cualquier período  $t$  (tanto en el subperíodo 1 como en caso de crisis), en función de tres cantidades: la oferta real  $\tilde{m}_t$  de activos seguros por el gobierno (determinada por la política fiscal y las compras de activos por el banco central), la oferta de bienes durables  $s_t$  (que se deduce directamente de la cantidad  $I_{t-1}$  de bienes de inversión producidos en el período anterior), y la utilidad marginal  $\lambda_t$  que el hogar representativo asigna a la riqueza real adicional al final del período. La última cantidad depende de las expectativas respecto de los períodos posteriores, como veremos a continuación.

---

<sup>32</sup> Cabe recordar que  $\tilde{\Gamma}(s^*) = \tilde{D}(\tilde{\varphi}_5^c(s^*))$  es una función monótonicamente creciente de  $s^*$ , y que  $\tilde{\varphi}_2(\lambda; m)$  es una función decreciente de  $m$  en tanto la restricción de efectivo por adelantado sea vinculante e independiente del valor de  $m$  para todos los valores más altos.

En particular, podemos representar el precio de equilibrio de los bienes durables en el subperíodo 1, expresado en unidades de utilidad marginal, como una función

$$\tilde{\varphi}_{1t} \tilde{Q}_t = \varphi(\lambda_t; s_t, \tilde{m}_t)$$

derivada de la manera que acabamos de explicar. Para el análisis que sigue es útil considerar cómo depende esta función de la oferta de bienes durables  $s_t$ . En el caso de una oferta externa de dinero en efectivo que satisface  $\tilde{m}_t > c_1^*(\lambda_t)$ , o una oferta de bienes durables que satisface (53), en equilibrio debemos tener  $\tilde{\varphi}_{3t} = 0$ , de modo que (47) implica que  $\varphi(\lambda_t; s_t, \tilde{m}_t) = \tilde{Q}^*$ . Así, el valor de la función es independiente del valor de  $s_t$  en cualquiera de estos casos. Si, por el contrario, tenemos tanto una oferta externa de dinero en efectivo por debajo del nivel de saciedad como una oferta de bienes durables demasiado pequeña para satisfacer (53), la oferta de equilibrio de activos seguros está dada por (54). El lado derecho de esta ecuación es una función monótonicamente creciente de  $s_t$  de modo que  $M_t / P_t = \hat{M}_t / \lambda_t$  también es una función creciente de  $s_t$ .

De esto se desprende que el valor de equilibrio de  $\tilde{\varphi}_{3t}$  dado por (46) será una función monótonicamente decreciente de  $s_t$ . Entonces se deduce de (47) que  $\tilde{\varphi}_{1t} \tilde{Q}_t$  será una función monótonicamente decreciente de  $s_t$ , y por consiguiente que la función  $\varphi(\lambda_t; s_t, \tilde{m}_t)$  es decreciente en este argumento. Así, en caso de que  $\tilde{m}_t < c_1^*(\lambda_t)$ , la función  $\varphi(\lambda_t; s_t, \tilde{m}_t)$  será una función decreciente de  $s_t$  para todas las ofertas de bienes durables demasiado pequeñas para satisfacer (53), y en cambio será constante en su valor mínimo de  $\tilde{Q}^*$  para todo  $s_t$  suficientemente grande para satisfacer (53). La función es constante (e igual a  $\tilde{Q}^*$ ) cada vez que  $\tilde{m}_t > c_1^*(\lambda_t)$ , cualquiera sea el valor de  $s_t$ .

También para nuestro análisis de equilibrio intertemporal que haremos a continuación, será útil observar que el valor relativo de los fondos disponibles en el subperíodo 1, en comparación con el final del período, será dado por una función de forma

$$\tilde{\varphi}_{1t} = \hat{\varphi}_1(\lambda_t; s_t, \tilde{m}_t). \quad (55)$$

Esta función depende solo del valor de  $\lambda_t$ , en caso de que  $\tilde{m}_t \geq c_1^*(\lambda_t)$ , de modo que hay saciedad de dinero en efectivo. Depende tanto de  $\lambda_t$  como de  $\tilde{m}_t$  en caso de que  $\tilde{m}_t < c_1^*(\lambda_t)$ , pero  $s_t$  es suficientemente grande como para satisfacer (53), pero no depende de  $s_t$ , ya que en este caso la restricción de garantías de los banqueros no es vinculante, y  $s_t^*$  es independiente del tamaño de  $s_t$ . Por último, en el caso que  $\tilde{m}_t < c_1^*(\lambda_t)$ , y  $s_t$  es demasiado pequeña para satisfacer (53), el valor de la función depende de los tres argumentos. (En ese último caso,  $M_t/P_t$  será una función creciente de  $s_t$  para determinados valores de los otros dos argumentos, como se acaba de exponer; por lo tanto  $\tilde{\varphi}_{1t}$  será una función decreciente de  $s_t$  para  $s_t$  en este rango).

## 6. Equilibrio intertemporal

Ahora consideramos las conexiones entre las variables en períodos sucesivos que se requieren para un equilibrio intertemporal. Una de estas conexiones está dada por la condición (33) para la demanda de inversión óptima. Utilizando la solución para el precio de equilibrio de los bienes durables en el subperíodo 1 recién derivada, la condición (33) puede escribirse en la forma alternativa

$$\lambda_t = \beta \phi(\lambda_{t+1}; F(I_t), \tilde{m}_{t+1}) F'(I_t). \quad (56)$$

Aquí también partimos del hecho que la oferta de bienes durables en el período  $t + 1$  debe ser igual a  $s_{t+1} = F(I_t)$ .

Puesto que el lado derecho de esta expresión debe ser una función monótonicamente decreciente de  $I_t$ <sup>33</sup>, la condición (56) tiene una solución única para el valor de equilibrio de  $I_t$ , que se puede escribir en la forma

$$I_t = I(\lambda_t; \lambda_{t+1}, \tilde{m}_{t+1}). \quad (57)$$

Debido a que el lado derecho de (56) es una función decreciente de  $I_t$  la función  $I(\lambda; \lambda', \tilde{m})$  implícitamente definida por esta ecuación será una función monótonicamente decreciente de  $\lambda$ . Así, obtenemos una “curva de demanda” de inversión que es función decreciente de  $\lambda_t$ , semejante a las demandas de bienes en efectivo y bienes de crédito como funciones decrecientes de  $\lambda_t$  que pueden derivarse de la manera explicada. Pero mientras las demandas por bienes en efectivo y bienes de crédito dependen de  $s_t$  y  $\tilde{m}_t$  junto con el valor de  $\lambda_t$ , la demanda de inversión depende de las expectativas sobre los valores de  $\lambda_{t+1}$  y  $\tilde{m}_{t+1}$  junto con el valor de  $\lambda_t$ .

Si escribimos nuestra solución para la suma de las demandas por bienes en efectivo y bienes de crédito como

$$c_{1t} + c_{2t} = y(\lambda_t; s_t, \tilde{m}_t),$$

entonces la demanda agregada de bienes normales se puede escribir como

$$Y_t = y(\lambda_t; s_t, \tilde{m}_t) + I(\lambda_t; \lambda_{t+1}, \tilde{m}_{t+1}). \quad (58)$$

En un equilibrio de precios flexibles (del tipo supuesto hasta el momento), esta cantidad de bienes normales también tendrá que ser suministrada voluntariamente, lo que requiere que la condición (13) sea satisfecha. De ahí que el valor de equilibrio de  $\lambda_t$  debe satisfacer

$$v'(y(\lambda_t; F(I_{t-1}), \tilde{m}_t) + I(\lambda_t; \lambda_{t+1}, \tilde{m}_{t+1})) = \lambda_t. \quad (59)$$

---

<sup>33</sup> Aquí nos basamos en la demostración precedente de que  $\phi(\lambda; s, \tilde{m})$  es una función de valor positivo no creciente de  $s$ , además de que en nuestra hipótesis la función  $F(I)$  es estrictamente cóncava.

Puesto que el lado izquierdo de esta ecuación es una función no creciente de  $\lambda_t$  (estrictamente decreciente si  $v'' > 0$ ), habrá una solución única para  $\lambda_t$  que corresponde a valores dados de  $I_{t-1}, \tilde{m}_t, \tilde{m}_{t+1}$ , y  $\lambda_{t+1}$ .

En el período inicial del modelo, el valor de  $I_{t-1}$  será dado como condición inicial; pero en todos los períodos posteriores, el valor será determinado endógenamente por (57). Por consiguiente, para todos períodos posteriores al período inicial, se obtiene una relación de equilibrio de forma

$$v'(y(\lambda_t; F(I(\lambda_{t-1}; \lambda_t, \tilde{m}_t)), \tilde{m}_t) + I(\lambda_t; \lambda_{t+1}, \tilde{m}_{t+1})) = \lambda_t. \quad (60)$$

Dada una reserva inicial de bienes de inversión  $I_{-1}$  en el período  $t = 0$ , y una trayectoria de  $\{\tilde{m}_t\}$  para todo  $t \geq 0$  (determinada por la política fiscal y la política de balance del banco central), un equilibrio intertemporal es entonces una secuencia de los valores previstos  $\{\lambda_t\}$  para todo  $t \geq 0$  que satisface la ecuación (59) cuando  $t = 0$  y la ecuación diferencial de segundo orden no lineal (60) para todo  $t \geq 1$ .

Dada una solución para la trayectoria  $\{\lambda_t\}$ , la trayectoria asociada a la producción de bienes de inversión es dada por (57) para todo  $t \geq 0$ . Esto a la vez implica una oferta de bienes durables  $s_t$  para cada período  $t \geq 0$  utilizando (13). Se tiene entonces secuencias de valores  $\{\lambda_t, s_t, \tilde{m}_t\}$  para cada período  $t \geq 0$ . Los valores implícitos de las variables  $s_t^*$ ,  $M_t/P_t$ , y así sucesivamente, como también para los distintos multiplicadores de Lagrange normalizados, puede determinarse entonces para cada período, utilizando los resultados obtenidos en las secciones anteriores.

Esto nos da una solución para la asignación de recursos, todos los precios relativos y todos los precios *reales* de los activos, que no implica referencia a ninguna variable nominal, en tanto la política de balance del banco central se especifique en términos reales (ya que la oferta real de activos seguros externos se utiliza en los cálculos anteriores). De hecho, el único elemento de política que importa para determinar las variables reales en la versión precios flexibles del modelo es la trayectoria de  $\{\tilde{m}_t\}$ . La trayectoria de la deuda pública en su conjunto no tiene importancia para la determinación de las variables del modelo: se obtiene la “equivalencia ricardiana” (dada nuestra hipótesis de un hogar representativo e impuestos y transferencias por una suma global), a excepción de la calificación en que los cambios en la oferta de activos seguros del gobierno no son neutrales en este modelo, debido a la restricción de efectivo por adelantado<sup>34</sup>.

La política monetaria convencional (el control por el banco central de la tasa de interés sobre los saldos de caja  $R_t^m$ ) también es irrelevante para la determinación

---

<sup>34</sup> Por la misma razón, no importa exactamente el tipo de pasivos que emita el gobierno que no sean activos seguros a corto plazo; tampoco importa, en este modelo, el tipo de activos no monetarios que se mantenga en el balance del banco central.



de las variables reales, aunque puede utilizarse para controlar el nivel general de precios (la trayectoria  $\{P_t\}$ , y junto con él los precios de otros bienes y activos en unidades monetarias). La condición (36) requiere que, en equilibrio

$$R_{t+1}^m = (1 + r_{t+1}^m) \frac{P_{t+1}}{P_t}, \quad (61)$$

donde

$$1 + r_{t+1}^m \equiv \frac{\lambda_t}{\beta \lambda_{t+1} \hat{\phi}_1(\lambda_{t+1}; s_{t+1}, \tilde{m}_{t+1})}$$

es la rentabilidad real de equilibrio del dinero en efectivo entre el final del período  $t$  y el final del período  $t + 1$ . Obsérvese que la trayectoria de la variable  $\{r_{t+1}^m\}$  es determinada para todo  $t \geq 0$  por la trayectoria de  $\{\tilde{m}_t\}$  de la manera analizada anteriormente, al igual que para todas las demás variables reales. La ecuación (61) entonces describe la relación de Fisher que debe mantenerse entre la tasa de interés nominal del dinero en efectivo y la tasa de inflación.

Las trayectorias de equilibrio del nivel de precios  $\{P_t\}$  para  $t \geq 0$  y de la tasa de interés nominal  $\{R_{t+1}^m\}$  para  $t \geq 0$  son determinadas en forma conjunta por la relación de equilibrio (61) y la función de reacción (que puede ser, por ejemplo, de forma  $R_{t+1}^m = \psi(P_t / P_{t-1})$  que especifica la manera en que la meta de tasa de interés del banco central responde a la variación del nivel de precios. La discusión de cómo se produce esto sigue exactamente las líneas del análisis sobre la determinación del nivel de precios en una “economía sin dinero en efectivo” de precios flexibles en Woodford (2003, cap. 2). Cabe señalar que, si bien el modelo actual incluye una serie de fricciones financieras y otras complicaciones que no están presentes en el modelo simple utilizado en ese análisis, lo que importa es que la variable  $r_{t+1}^m$  de la ecuación (61) se desarrolla de una manera completamente exógena a la evolución del nivel de precios e independiente de la especificación de la política monetaria (convencional).

El análisis que sigue se simplificará si la política monetaria convencional es especificada no por una función de reacción del banco central, sino por una trayectoria objetivo del nivel de precios  $\{P_t\}$  para todo  $t \geq 0$ . Dado que esta trayectoria objetivo puede lograrse mediante una norma adecuada para fijar la tasa de interés  $R_{t+1}^m$  (suponiendo que la ecuación (61) no implica en ningún momento una tasa nominal negativa<sup>35</sup>, dada la trayectoria objetivo de precios), simplemente supondremos que la trayectoria del nivel de precios se ajusta a la trayectoria objetivo elegida por el banco central y utilizaremos la ecuación (61) para determinar la evolución de equilibrio implícita en la tasa de interés nominal del dinero en efectivo.

---

<sup>35</sup> El modelo descrito anteriormente no impediría, de hecho, una tasa de interés nominal negativa en equilibrio, es decir, un valor  $R_{t+1}^m < 1$ . Sin embargo, es más realista agregar el supuesto que los hogares pueden exigir moneda al banco central en cualquier momento a cambio de dinero en efectivo que devenga intereses, lo que por motivos institucionales obtiene una tasa de interés nominal cero, y que esa moneda sería aceptable en pago de bienes en efectivo. La posibilidad de mantener efectivo entonces impediría equilibrios con  $R_{t+1}^m < 1$  en cualquier período.

Por último, la condición (24) exige que la rentabilidad de equilibrio esperada de los bonos satisfaga

$$E_t[R_t^b] = \hat{\phi}_1(\lambda_t; s_t, \tilde{m}_t)$$

en todos los períodos  $t \geq 0$ . Dada una especificación del carácter de esta forma alternativa de deuda del gobierno para determinar el valor relativo de los bonos en el estado  $c$  y  $n$ , esta relación determina entonces por completo las rentabilidades contingentes al estado de los bonos. Nótese que la solución para rendimientos de los bonos de equilibrio no es necesaria para resolver ninguna de las demás variables analizadas anteriormente; por lo tanto no necesitamos discutir más el carácter de los bonos o sus precios de equilibrio.

#### IV. TAMAÑO DEL BALANCE DEL BANCO CENTRAL Y EQUILIBRIO ESTACIONARIO

Nos interesa comparar los efectos de las dos dimensiones de política de los bancos centrales: la variación en su meta para la tasa de interés  $R_t^m$  pagada sobre el dinero en efectivo y la variación del tamaño de su balance manteniendo fija su meta para esa tasa de interés. Primero comparamos posibles equilibrios estacionarios de largo plazo alternativos, en los que la tasa de inflación, las diversas tasas de interés y los precios relativos son todos constantes en el tiempo, y el tamaño real del balance del banco central y la oferta real de letras del Tesoro por el Tesoro también son constantes en el tiempo. Podemos demostrar que existe una familia bidimensional de dichos equilibrios estacionarios. Por otra parte, fijando la oferta real de letras del Tesoro, todavía es posible moverse en ambas direcciones dentro de esta familia bidimensional de equilibrios estacionarios mediante la variación de las dos dimensiones independientes de la política del banco central. Por lo tanto, incluso un simple examen de equilibrios estacionarios nos permite observar los efectos separados de las dos dimensiones de la política.

##### 1. Equilibrios estacionarios alternativos

En un equilibrio estacionario, suponemos que el gobierno persigue una meta de inflación constante

$$\frac{P_t}{P_{t-1}} = \Pi > 0$$

para todo  $t \geq 0$ , a partir de cierto nivel de precios inicial  $P_{-1}$ , y elige suministrar una cantidad constante de saldos de caja externos reales  $\tilde{m}_t = \tilde{m}$  en todos los períodos  $t \geq 0$  también<sup>36</sup>. Además, suponemos que no hay perturbaciones transitorias a las preferencias, las posibilidades tecnológicas o a las restricciones

---

<sup>36</sup> Cabe observar que, dado nuestro supuesto de una trayectoria de meta en constante crecimiento para el nivel de precios y nuestro supuesto de que esta meta se logra con precisión en cada período, no hay diferencia entre especificar la trayectoria de meta para la oferta de saldos de caja externos como un nivel real constante o como una meta nominal con una tasa de crecimiento constante igual a la tasa de inflación meta.

financieras (de modo que las ecuaciones derivadas anteriormente se aplican en todos los períodos, sin modificaciones), y que la economía comienza a partir de una reserva inicial de bienes de inversión  $I_{-1}$  que toma el valor particular  $I$  con la propiedad de que a partir de este nivel de bienes de inversión se produce un equilibrio en que  $I_t = I$  para todo  $t \geq 0$  también. En tal caso (y para opciones de las metas  $\Pi$  y  $\tilde{m}_t$  dentro de rangos adecuados), podemos demostrar la existencia de un equilibrio intertemporal con la propiedad especial de que las variables  $c_{1t}, c_{2t}, c_{3t}^c, c_{3t}^n, s_t, s_t^*, \lambda_t, \tilde{Q}_t, \tilde{\Lambda}_t, \tilde{P}_t^c, \tilde{P}_t^n, \tilde{M}_t, R_t^m$ , y los distintos multiplicadores de Lagrange normalizados tienen todos los mismos valores constantes para todo  $t \geq 0$ , valores constantes que simplemente denotaremos  $c_1, c_2$ , y así sucesivamente. De la ecuación (60) es evidente que tal equilibrio estacionario debe corresponder a un valor constante  $\lambda$  para el valor de la utilidad marginal del ingreso real al final del período que satisface

$$v'(y(\lambda; F(I(\lambda; \lambda, \tilde{m})), \tilde{m}) + I(\lambda; \lambda, \tilde{m})) = \lambda. \quad (62)$$

Esto nos da una sola ecuación a resolver para encontrar el valor de equilibrio estacionario de  $\lambda$  correspondiente a determinada meta estacionaria  $\tilde{m}$ . Dada la solución para  $\lambda$  a partir de esta ecuación, el valor estacionario implícito de  $I$  entonces está dado por  $I = I(\lambda; \lambda, \tilde{m})$ , que es el valor de  $I_{-1}$  que debemos suponer para la existencia de un equilibrio de este tipo. Tal equilibrio obviamente implicará una oferta constante de bienes durables, igual a  $s = F(I)$ . Estos valores constantes de  $\lambda_t, s_t$ , y  $\tilde{m}_t$  en todos los períodos nos permiten luego resolver respecto de los valores constantes de todas las demás variables antes señaladas, utilizando los métodos explicados en la sección anterior.

El valor constante de la tasa de interés nominal del dinero en efectivo será dada por  $R^m = (1 + r^m(\tilde{m}))\Pi$ , donde

$$1 + r^m \equiv \frac{1}{\beta \tilde{\varphi}_1(\tilde{m})}$$

y  $\tilde{\varphi}_1(\tilde{m})$  es el valor estacionario de  $\tilde{\varphi}_{1t}$ , que depende del valor elegido para  $\tilde{m}$ , como se analizó anteriormente, pero es independiente de la elección de  $\Pi$ . Por lo tanto, para cualquier elección de  $\tilde{m}$ , es posible elegir cualquier valor de  $\Pi$  tal que

$$\Pi \geq \beta \tilde{\varphi}_1(\tilde{m}),$$

y que la tasa de interés nominal estacionaria requerida satisface  $R_m \geq 1$ .

Hay un equilibrio estacionario correspondiente a cualquier valor  $\tilde{m} > 0$ , pero para todo  $\tilde{m}$  mayor que un valor crítico  $m^*$ , el equilibrio estacionario es el mismo. Aquí  $m^*$  es el nivel de saldos de caja reales externos necesarios para la saciedad de saldos de caja, que puede determinarse como sigue. En un equilibrio estacionario con saciedad de saldos de caja, debemos tener  $c_1 = c_1^*(\lambda)$  y  $c_2 = c_2^*(\lambda)$ . Además,  $\tilde{\varphi}_1 = 1 \tilde{Q} = \tilde{Q}^*$ , de modo que  $\phi(\lambda; s, \tilde{m}) = \tilde{Q}^*$ , sin tener en cuenta los valores de  $\lambda$  y  $s$ . Se deduce que el nivel estacionario de la producción de bienes de inversión  $I$  debe ser igual a  $I^*(\lambda)$ , la cantidad implícitamente definida por la ecuación

$$F'(I) = \frac{\lambda}{\beta \tilde{Q}^*}.$$

De esto se deduce que el valor estacionario de  $\lambda$  debe satisfacer

$$v'(c_1^*(\lambda) + c_2^*(\lambda) + I^*(\lambda)) = \lambda. \quad (63)$$

Puesto que  $c_1^*(\lambda)$ ,  $c_2^*(\lambda)$  y  $I^*(\lambda)$  son todas funciones monótonicamente decrecientes, se concluye que el lado izquierdo de (63) es una función no creciente de  $\lambda$  y la ecuación debe tener una solución única para  $\lambda$ . El nivel estacionario asociado de los saldos de caja puede estar en cualquier nivel igual o mayor que  $m^* \equiv c_1^*(\lambda)$ . Por lo tanto, tal equilibrio estacionario existe para todo valor de  $\tilde{m}_i$  que sea igual o mayor que  $m^*$ .

Finalmente, en todo equilibrio estacionario, la rentabilidad de equilibrio real de los bonos a más largo plazo (y, en efecto, de cualquier activo que no pueda utilizarse como dinero en efectivo ni como garantía para la emisión de pasivos que puedan ser utilizados como dinero en efectivo) será igual a

$$E[R^b] / \Pi = R^m \tilde{\varphi}_1 / \Pi = \beta^{-1}.$$

Nótese que esto es independiente tanto de  $\tilde{m}_i$  como de  $\Pi$ . Por eso, un mayor valor de  $R^m / \Pi = 1 + r^m(\tilde{m}_i)$  corresponde a un diferencial reducido entre las rentabilidades de los bonos a más largo plazo y las de los fondos en efectivo. También se observa que el valor de  $\tilde{\varphi}_1$  (o en forma más precisa, el registro de  $\tilde{\varphi}_1$ ), mide este diferencial.

Por consiguiente, encontramos que hay una familia bidimensional de posibles equilibrios estacionarios, que puede indexarse mediante la elección de las dos variables de política  $\Pi$  y  $\tilde{m}_i$ , que pueden variarse en forma independiente utilizando las dos dimensiones de política de los bancos centrales: la política monetaria convencional (política de tasas de interés) y la política de balance (flexibilización cuantitativa). Estas dos dimensiones de política monetaria tienen efectos muy diferentes. En nuestro modelo de precios flexibles, la política de tasas de interés no tiene efecto sobre las variables reales, pero se puede utilizar (dentro del límite impuesto por el límite inferior cero) para controlar la inflación. La política de balance (el cambio de la oferta total de activos seguros aumentando o reduciendo la cantidad de bonos de largo plazo en poder del banco central), en cambio, puede afectar los valores de estado estacionario de todas las variables reales de nuestro modelo, salvo que, nuevos aumentos de la oferta real de activos seguros externos más allá del nivel  $\tilde{m}_i = m^*$  no tienen otros efectos.

De este modo, los posibles valores estacionarios de las diversas variables reales que pueden lograrse mediante políticas monetarias alternativas pueden caracterizarse plenamente considerando la familia de un parámetro de equilibrios estacionarios correspondiente a los diferentes valores de  $\tilde{m}_i$ . Estos equilibrios pueden clasificarse en tres tipos posibles, según la limitación financieras que sea vinculante. (Los tres casos posibles corresponden a los tres



casos discutidos en nuestro análisis en la sección anterior sobre la determinación endógena de la oferta de activos seguros).

En primer lugar, hay equilibrios en los que la oferta externa real de activos seguros es igual o superior al nivel  $m^*$  requerido para la sociedad; en estos equilibrios, la restricción de efectivo por adelantado es holgada, los banqueros no financian ninguna de sus compras de bienes durables mediante la emisión de deuda garantizada de corto plazo (por lo que la restricción de colateral para dicha emisión también es holgada), y como no se venden activos en una venta forzosa, incluso si se produce el estado de crisis, no hay arrepentimiento *ex post* respecto del tamaño del límite de crédito de los inversionistas (por lo que la restricción de que este debe fijarse de antemano tampoco es vinculante).

En segundo lugar, existen equilibrios en los que la oferta externa real de activos seguros es insuficiente y hay algo de emisión privada de deuda segura, pero la cantidad de deuda segura emitida por los banqueros todavía es suficientemente pequeña para que la restricción de garantías no sea vinculante. Y en tercer lugar, existen equilibrios en los cuales el incentivo para la emisión de deuda segura por los banqueros es tan fuerte que su emisión de dichos pasivos está limitada por la disponibilidad de garantías adecuadas. Los tres casos corresponden a diferentes rangos de oferta externa real de activos seguros: altos valores de  $\tilde{m}$ , un rango intermedio de valores de  $\tilde{m}$  y valores bajos de  $\tilde{m}$ , respectivamente. Esta familia de un solo parámetro de equilibrios estacionarios, alternativamente, se puede parametrizar por el valor asociado de  $R^m / \Pi = 1 + r^m(\tilde{m})$ , la tasa de rentabilidad real bruta estacionaria del efectivo. Los valores de  $\tilde{m}$  que aumentan de 0 hasta  $m^*$  corresponden a los valores de  $R^m / \Pi$  que aumentan desde un mínimo  $1 + r^m(0)$  (que bien puede ser positivo, aunque generalmente corresponde a una tasa de rentabilidad real negativa) hasta  $1 + r^m(m^*) = \beta^{-1} > 1$  (el punto en el que el diferencial entre la rentabilidad de los bonos y la del dinero en efectivo se elimina por completo). Un ejemplo numérico puede ser útil para ilustrar cómo la variación sistemática de este parámetro cambia el carácter del equilibrio estacionario.

El gráfico 2 muestra la manera en que varían los valores de equilibrio estacionario de  $c_1$ ,  $c_2$ ,  $c_3^c$ ,  $c_3^n$ , e  $I$  con valores estacionarios alternativos de  $R^m / \Pi$  (Así, el gráfico muestra por completo la asignación de recursos reales en cada equilibrio posible y proporciona toda la información necesaria para evaluar el nivel de utilidad esperada del hogar representativo en cada caso, y extraer conclusiones acerca de los efectos sobre el bienestar de posibles objetivos alternativos de política a largo plazo). Los valores considerados de  $R^m / \Pi$  varían de  $1 + r^m(0)$  en el límite izquierdo del gráfico a hasta  $1 + r^m(m^*) = \beta^{-1} > 1$  en el límite derecho.

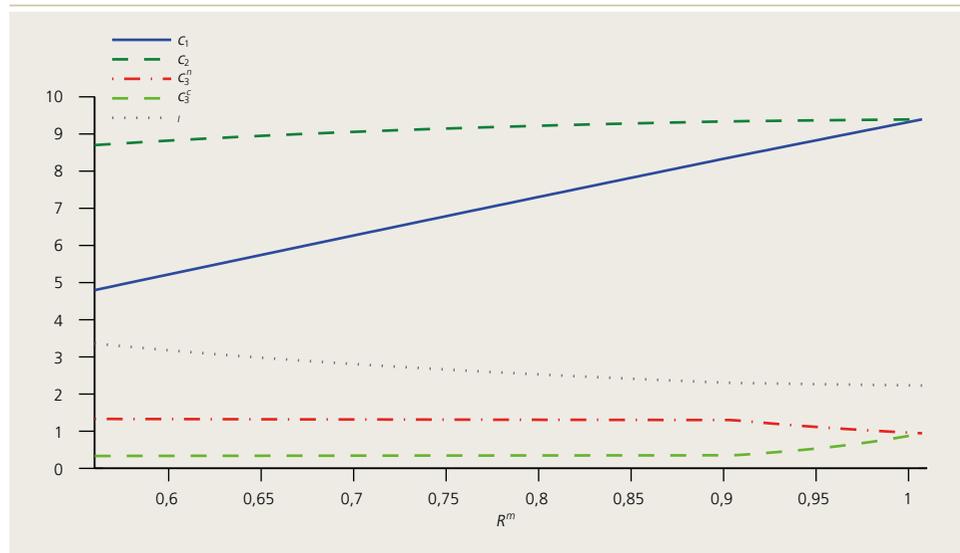
En este ejemplo, los bienes en efectivo y los bienes de crédito entran en la función de utilidad del hogar en forma simétrica, así que en una asignación eficiente se producen y consumen cantidades iguales de ambos tipos de bienes; de este modo, se puede utilizar una comparación de las magnitudes de  $c_1$  y  $c_2$  para ver el tamaño de la distorsión creada por la restricción de efectivo por adelantado. No hay distorsión ( $c_1 = c_2$ ) en el extremo derecho del gráfico, es decir, cuando  $R^m / \Pi = \beta^{-1}$ , de modo que no hay diferencial entre la rentabilidad de los bonos

a más largo plazo y el dinero en efectivo. Al moverse hacia la izquierda del gráfico, a medida que se reduce la rentabilidad real del dinero en efectivo (lo que significa que el diferencial se agranda progresivamente), el grado en que  $c_1$  es menor que  $c_2$  se hace progresivamente mayor.

La eficiencia del nivel de producción y consumo de bienes especiales también puede verse directamente en el gráfico. Debido a que tanto la utilidad de consumir bienes especiales como la desutilidad de suministrarlos son independientes del estado que se produzca en el subperíodo 2, una asignación eficiente requiere que  $c_3^n$  sea igual a  $c_3^c$ ; y para la parametrización utilizada en este ejemplo, el nivel eficiente común de la producción de bienes especiales es igual a 1 (sin tener en cuenta el nivel de producción y consumo de otros bienes). Por lo tanto, el grado en que  $c_3^n$  es mayor que  $c_3^c$  (y en que la primera cantidad es mayor que 1, mientras que la última cantidad es menor) indica el grado en que se distorsiona la producción y consumo de bienes especiales por el hecho que los inversionistas gasten algunos de sus recursos en adquirir bienes durables de riesgo en la venta forzosa que se realiza en el estado de crisis. A medida que nos movemos de derecha a izquierda en el gráfico, aumenta el incentivo de los banqueros para emitir deuda de corto plazo con garantía real, pero la consecuencia es que debe venderse una mayor cantidad de bienes durables para rescatar dicha deuda en el evento de una venta forzosa, aumentando la brecha entre  $c_3^n$  y  $c_3^c$ .

Gráfico 2

Asignación de recursos en equilibrios estacionarios alternativos\*



Fuente: Elaboración propia.

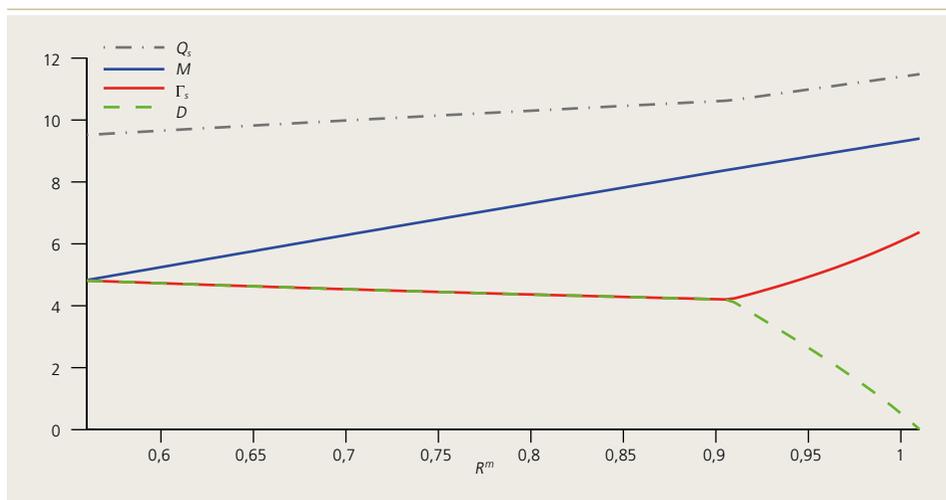
\*Correspondientes a diferentes valores constantes de  $R^m/\Pi$ .

Los tres tipos distintos de equilibrio posibles corresponden a diferentes regiones del eje horizontal del gráfico. La posibilidad de un equilibrio en que la restricción de efectivo por adelantado sea débil está representada por el límite derecho ( $R^m/\Pi = \beta^{-1}$ ); si bien esto corresponde a toda una gama de posibles valores de  $\tilde{m}$  (cualquier  $\tilde{m} \geq m^*$ ), todos corresponden a la misma rentabilidad real del dinero en efectivo y a la misma asignación de recursos. El caso en el cual la restricción de efectivo por adelantado es vinculante pero la restricción de garantías de los banqueros es débil corresponde a valores de  $R^m/\Pi$  de alrededor de 0,91 a 1,01, mientras que el caso en el que ambas restricciones son vinculantes corresponde a todos los valores de  $R^m/\Pi$  desde el límite izquierdo hasta aproximadamente 0,91.

En la zona relativamente alta de rentabilidad del dinero en efectivo, debido a que la restricción de garantías de los banqueros no es vinculante, la cantidad de emisión de deuda de corto plazo por los banqueros se incrementa con relativa rapidez a medida que  $R^m/\Pi$  disminuye, como consecuencia de lo cual la brecha entre  $c_3^n$  y  $c_3^c$  aumenta en forma relativamente brusca; sin embargo, debido a que en el subperíodo 1 los bienes durables todavía son valorados a su valor fundamental, la producción de bienes durables no aumenta mucho. En cambio, en la zona inferior de la rentabilidad del dinero en efectivo, nuevas reducciones en  $R^m/\Pi$  no aumentan la emisión de deuda en forma tan rápida (porque ahora la cantidad de deuda emitida solo puede aumentar en la medida en que la cantidad de bienes durables comprada por los banqueros también aumente lo suficiente como para proporcionar las garantías adicionales necesarias), de modo que la brecha entre  $c_3^n$  y  $c_3^c$  ya no aumenta en forma tan rápida; sin embargo, debido a la capacidad de los bienes durables de permitir la emisión adicional de deuda de corto plazo aumenta el precio de los bienes durables por encima de su valor fundamental, la producción de equilibrio de bienes durables ahora aumenta más rápido con nuevas de  $R^m/\Pi$ .

Gráfico 3

### Oferta endógena de activos seguros en equilibrios estacionarios alternativos\*



Fuente: Elaboración propia.

\*Correspondientes a diferentes valores constantes de  $R^m/\Pi$  con sus implicancias y consecuencias tanto para la estructura de capital de los bancos como para la oferta total de activos seguros.

El gráfico 3 muestra los valores estacionarios de otro conjunto de variables a través de la misma familia de un solo parámetro de equilibrios estacionarios: la oferta de deuda de corto plazo con garantía  $\tilde{D}$  (el valor estacionario de la variable  $\tilde{D}_t \equiv \tilde{\varphi}_{6t} D_t$ ), la consiguiente oferta total de dinero en efectivo  $\tilde{M}$ , el límite superior  $\tilde{\Gamma}$ s de la emisión de deuda de corto plazo por los banqueros dado el valor de mercado esperado de su activos en caso de crisis, y para efectos de comparación, el valor de mercado  $\tilde{Q}$ s de esos mismos activos en el subperíodo 1.<sup>37</sup> Se observa que, a medida que cae la rentabilidad de equilibrio del dinero en efectivo y aumenta la prima de dinero en consecuencia, al movernos del límite derecho al izquierdo del gráfico, que la emisión de deuda de corto plazo por parte de los banqueros aumenta desde un valor inicial de cero (cuando la prima de dinero es cero) hasta valores progresivamente más altos. La tasa de aumento es más marcada en la zona de alta rentabilidad del dinero en efectivo, porque el límite superior de la emisión de deuda no vincula; después que la restricción comienza a vincular (alrededor de  $R^m/\Pi = 0,91$ ),  $\tilde{D}$  aumenta en forma menos marcada con disminuciones adicionales en  $R^m/\Pi$  ya que solo puede aumentar en la medida en que  $\tilde{\Gamma}$ s también aumente. De hecho, en la zona de alta rentabilidad del dinero en efectivo,  $\tilde{\Gamma}$ s disminuye a medida que aumenta la prima de dinero; el motivo es que, a medida que la emisión de deuda de corto plazo aumenta, la cantidad de activos que se debe vender en una venta forzosa en caso de crisis aumenta, deprimiendo el valor de los activos de los banqueros en la venta forzosa.

Una vez que  $R^m/\Pi$  cae a aproximadamente 0,91, la restricción se hace vinculante, debido al aumento de la emisión de deuda deseada y a la reducción del valor de las garantías disponibles para avalar dicha deuda. Más allá de este punto, el aumento adicional del tamaño de la prima de dinero hace que  $\tilde{\Gamma}$ s aumente en lugar de seguir disminuyendo; esto se debe a que el valor de relajar la restricción de la emisión de deuda de corto plazo, ahora contribuye con un mayor valor de mercado de los bienes durables en el subperíodo 1,<sup>38</sup> que induce una mayor oferta de mercado de bienes durables (como puede apreciarse en la curva I del gráfico 2), de modo que  $\tilde{\Gamma}$ s aumenta ligeramente, aun cuando el precio de venta forzosa  $\tilde{\Gamma}$  siga cayendo.

También podemos observar, del tamaño de la brecha entre la línea continua que indica el valor de  $\tilde{M}$  y la línea punteada que indica el valor de  $\tilde{D}$ , cómo la parte de la oferta de dinero en efectivo que proviene de activos seguros externos (el valor de  $\lambda\tilde{m}$ , en unidades de utilidad marginal) varía a través de equilibrios

---

37 Cada una de estas variables se mide en unidades de utilidad marginal, ya que tienen un valor constante en unidades de utilidad marginal en un equilibrio estacionario, sin tener en cuenta la tasa de inflación. Además, demostramos antes que las relaciones de equilibrio que determinan los valores de estas variables son, en muchos casos, más simples cuando se escriben en términos de las variables expresadas en unidades de utilidad marginal.

38 Específicamente, el valor de  $\tilde{\varphi}_1\tilde{Q}/\lambda$  aumenta, que es el ratio del valor de utilidad marginal del precio de venta de una unidad del bien duradero en el subperíodo 1, dado que el pago recibido en el subperíodo 1 puede utilizarse para adquirir dinero en efectivo para uso del comprador, al valor de la utilidad marginal del precio de venta de una unidad de bienes normales en el subperíodo 2. Este precio relativo determina el incentivo para producir bienes de inversión adicionales, como lo muestra la condición (33) y, por lo tanto, la oferta de bienes durables. Obsérvese que el valor estacionario de  $\tilde{Q}$  no aumenta, como puede verse en la curva  $\tilde{Q}$ s de este gráfico.

estacionarios alternativos. Este valor disminuye monotónicamente al ir de derecha a izquierda en el gráfico, tanto porque  $\tilde{D}$  aumenta como porque  $\tilde{M}$  disminuye; el último efecto representa la reducción de la demanda de saldos de caja a medida que aumenta el costo de oportunidad de mantenerlos (es decir, la prima de dinero). El hecho que la relación de equilibrio entre el tamaño de la prima de dinero y la cantidad de activos seguros externos sea monotónica indica la manera en que la elección de un nivel estacionario para la oferta de activos seguros externos (a través de la combinación de la política de gestión de la deuda del Tesoro y la política de balance del banco central) puede utilizarse para determinar el valor estacionario de  $R^m/\Pi$ , y así seleccionar cuál de los equilibrios estacionarios descritos en estos gráficos debe ocurrir.

Nótese que hay un límite para la medida en que puede reducirse  $R^m/\Pi$  mediante una contracción de la oferta de activos seguros externos; en el borde izquierdo del gráfico,  $\tilde{m}_i$  cae a cero, mientras que  $R^m/\Pi$  sigue siendo positivo. (Esto se debe a que este límite inferior no corresponde a un costo de oportunidad suficientemente alto como para reducir la demanda de saldos de caja a cero; solo es necesario que la demanda de saldos de caja caiga a un nivel suficientemente bajo como para que no sea superior a la cantidad de pasivos de seguros que los banqueros desean suministrar, que crece cuanto mayor llegue a ser la prima de dinero). Sin embargo, este límite inferior de  $R^m/\Pi$  puede fácilmente estar muy por debajo de 1 (como se muestra en el gráfico), lo que corresponde a una tasa real de corto plazo de equilibrio negativo a largo plazo. Por consiguiente, en nuestro modelo es perfectamente posible tener una tasa real de equilibrio de corto plazo que se mantenga negativa para siempre, como resultado de la escasez de activos seguros; esto se traduce en una “trampa de seguridad” en el sentido de Caballero y Farhi (2013), en el caso que la meta de inflación  $\Pi$  sea demasiado baja. Sin embargo, una de las ventajas de trabajar con un modelo de equilibrio monetario plenamente desarrollado es que vemos que la existencia de una trampa de seguridad no depende simplemente de una oferta demasiado baja de activos seguros (o de una excesiva demanda de los mismos), sino también de la elección de una meta de inflación demasiado baja, al igual que en el modelo de “trampa de liquidez” de Krugman (1998) y Eggertsson y Woodford (2003).

El gráfico 4 muestra cómo el grado en que los bienes durables están tan sobrevalorados en el subperíodo 1 (y al momento en que se adopta la decisión de desviar recursos hacia la producción de bienes durables) como subvalorados en el caso de una venta forzosa varía a través de equilibrios estacionarios alternativos. La línea de rayas traza el valor estacionario de  $\tilde{\varphi}_1 \tilde{Q} / \tilde{Q}^*$ , que corresponde al ratio entre el precio de mercado de los bienes durables en el subperíodo y su valor “fundamental”<sup>39</sup>. En consecuencia, los bienes durables se sobrevaloran en el subperíodo 1 en la medida en que esta cantidad sea superior a 1. Vemos que es igual a 1 (no hay sobrevaloración) en la zona de alta rentabilidad del dinero en

---

39 Por otra parte, la cantidad trazada es el ratio entre  $\Lambda^s$  y su valor fundamental  $\beta \tilde{Q}^*$ , donde  $\Lambda^s$  es la valoración de utilidad marginal asignada a una cantidad adicional de bienes de inversión suficientes para permitir la producción de una unidad adicional de bienes durables, por lo que la curva de la demanda de bienes de inversión puede escribirse como  $F'(I) = \lambda / \Lambda^s$ .

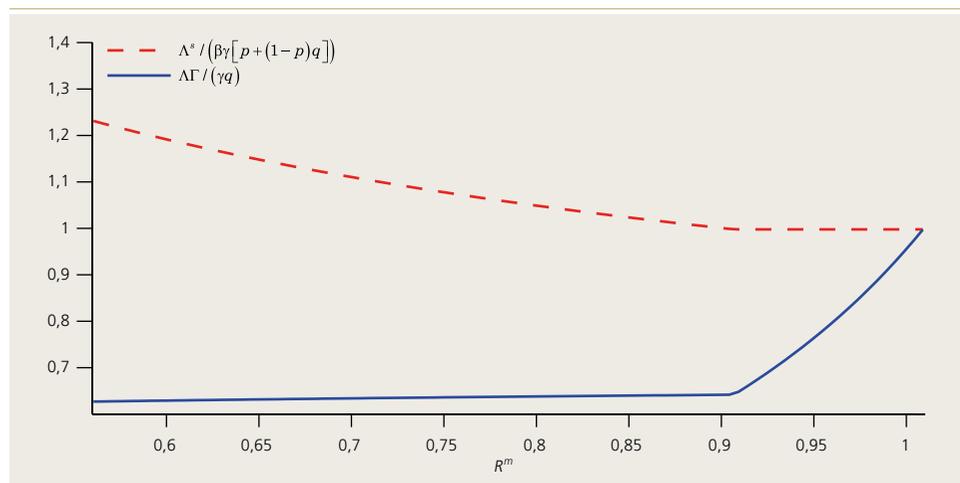
efectivo, dado que los bancos no desean adquirir bienes durables adicionales con el fin de poder emitir más deuda garantizada de corto plazo. Sin embargo, para todos los valores de  $R^m/\Pi$  inferiores a 0,91, los bienes durables están sobrevalorados, y el grado de sobrevaloración se hace progresivamente más alto mientras más alta sea la prima de dinero.

La línea continua en el mismo gráfico representa el valor estacionario de  $\tilde{\Gamma}/\gamma q$ , que es el ratio entre el precio de los bienes durables en una venta forzosa y su valor fundamental bajo esta contingencia (que es menor que su valor fundamental en el subperíodo 1, ya que si se produce una crisis la probabilidad de que los bienes durables no tengan ningún valor es mayor que la apreciada anteriormente). Así, los bienes durables están subvalorados en la venta forzosa en la medida en que esta cantidad sea inferior a 1. Como se muestra en el gráfico, los bienes durables se subvaloran en la venta forzosa en caso de cualquier  $R^m/\Pi < \beta^{-1}$  (correspondiente a cualquier  $\tilde{m}_i < m^*$ ), y el grado de subvaloración aumenta constantemente cuanto mayor sea la prima de dinero. El grado de subvaloración aumenta en especial en forma brusca con los incrementos de la prima de dinero en la zona de alta rentabilidad del dinero en efectivo, ya que en esta zona  $s^*$  (la cantidad de activos vendidos en la venta forzosa, si se efectuara) sube en forma relativamente brusca con los aumentos de la prima de dinero. Una vez que la restricción de que  $s^*$  no puede ser mayor que la cantidad total  $s$  de activos en poder de los banqueros se convierte en una restricción vinculante,  $s^*$  crece mucho menos rápido con nuevos aumentos de la prima de dinero, y en consecuencia, el grado de subvaloración de equilibrio deja de subir tan rápido, aunque crece un poco.

Gráfico 4

### Sobrevaloración inicial de los bienes durables y posterior subvaloración en caso de crisis

(en equilibrios estacionarios alternativos correspondientes a diferentes valores constantes de  $R^m/\Pi$ )

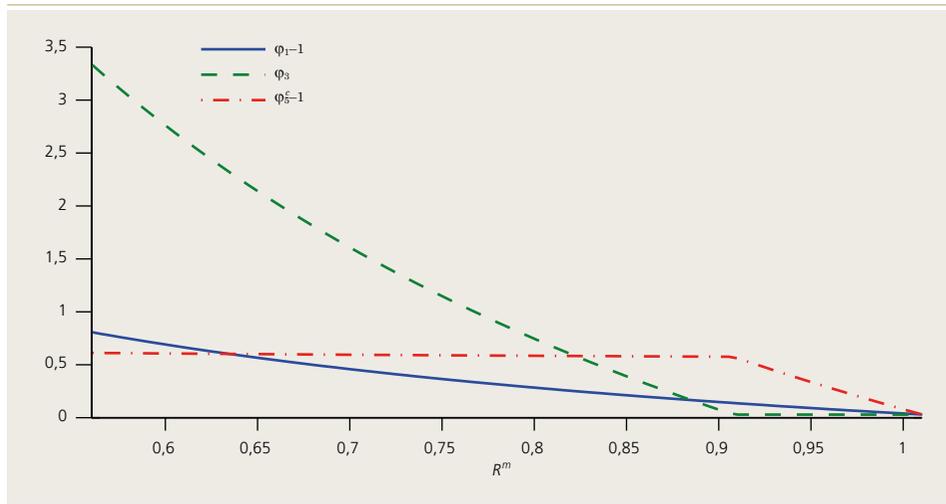


Fuente: Elaboración propia.

Nota: línea punteada, grado de sobrevaloración inicial; línea continua, grado de subvaloración en caso de crisis.

Gráfico 5

### Multiplicadores de Lagrange que indican el grado en que vinculan las diversas restricciones financieras, en equilibrios estacionarios alternativos\*



Fuente: Elaboración propia.

\*Correspondientes a diferentes valores constantes de  $R^m/\Pi$ .

Podemos medir, alternativamente, el grado en que las restricciones financieras crean distorsiones en el equilibrio estacionario alternativo examinando no la forma en que las valoraciones de mercado difieren de los valores fundamentales, sino la medida en que las restricciones afectan las decisiones de los hogares, como indica el tamaño de los multiplicadores de Lagrange asociados a las diversas restricciones. El gráfico 5 representa los valores de los tres multiplicadores esenciales (normalizados) de Lagrange en nuestro modelo:  $\tilde{\varphi}_1$  (que representa una restricción vinculante de efectivo por adelantado en la medida en que sea mayor que 1<sup>40</sup>),  $\tilde{\varphi}_3$  (que indica una restricción vinculante de la cantidad de deuda garantizada de corto plazo que los banqueros pueden emitir, en la medida en que sea positivo), y  $\tilde{\varphi}_5^c$  (que indentifica una restricción vinculante de la capacidad de los inversionistas de gastar en el estado de crisis tanto como el hogar desearía *ex post*, en la medida en que sea mayor que 1).

El valor de  $\tilde{\varphi}_1$  es igual a  $u_1/u_2$ , la tasa marginal de sustitución entre bienes en efectivo y de crédito, y cuanto más esté por encima de 1, mayor será la ineficiencia en la asignación de gastos entre estos dos tipos de bienes (que tienen la misma desutilidad que la oferta). Vemos en el gráfico que la magnitud de esta distorsión aumenta constantemente a medida que  $R^m/\Pi$  se reduce (es decir, a medida que

40 Obsérvese que la cantidad  $\tilde{\varphi}_1^{-1}$  trazada en el gráfico es también el valor de  $\tilde{\varphi}_1$ , así como  $1-p$  veces el valor de  $\tilde{\varphi}_2$ .

aumenta la prima de dinero), a partir de cero distorsión cuando  $R^m/\Pi=\beta^{-1}$ , por lo que no hay prima de dinero. Por otra parte, la magnitud de la distorsión es una función convexa del tamaño de la prima de dinero, por lo que la tasa en la que aumenta la distorsión se hace mayor para valores más altos de la prima de dinero.

Como se explica en la subsección II.3, los valores de equilibrio estacionario de  $c_3^c$  y  $c_3^n$  son ambas funciones monótonicas de  $\tilde{\varphi}_5$  (la primera una función creciente, la última una función decreciente), con  $\tilde{\varphi}_5 = 1$  correspondiente al nivel eficiente de la producción  $c_3^*$  de bienes especiales en ambos estados. Por consiguiente, la medida en que  $\tilde{\varphi}_5$  es mayor que 1 indica el grado de ineficiencia del nivel de producción y consumo de bienes especiales (en ambos estados) debido a la posibilidad de una venta forzosa de activos por parte de los bancos. El gráfico muestra que la magnitud de esta distorsión también aumenta a medida que  $R^m/\Pi$  se reduce, a partir de cero distorsión cuando  $R^m/\Pi=\beta^{-1}$ . Sin embargo, la magnitud de esta distorsión se eleva bruscamente con los aumentos en el tamaño de la prima de dinero solo en la zona de alta rentabilidad del dinero en efectivo; una vez que la disponibilidad de garantías se convierte en una restricción vinculante para la emisión de deuda de corto plazo por los banqueros, el grado de ineficiencia del nivel de producción de bienes especiales sube solo en forma gradual con nuevos aumentos del tamaño de la prima de dinero.

Por último, el gráfico señala que  $\tilde{\varphi}_3 > 0$ , lo que indica que la restricción en cuanto a que la emisión de deuda de corto plazo no puede ser superior al monto que pueda ser respaldado por el valor de las garantías de los activos de los banqueros es vinculante, solo para valores de  $R^m/\Pi$  inferiores a 0,91. No obstante, por debajo de este punto, el valor del multiplicador se eleva en forma brusca con nuevas alzas de la prima de dinero; esto explica el aumento del precio de mercado de los bienes durables en el subperíodo 1, mostrado en el gráfico 4, en esta misma zona.

## 2. Consecuencias de un balance más grande del banco central

Ahora podemos considerar cómo una política de flexibilización cuantitativa que aumenta permanentemente el tamaño del balance del banco central (en términos reales o en relación con el tamaño de la economía) —y, más específicamente, una política de compra de activos de largo plazo y el financiamiento de estas compras mediante la emisión de pasivos seguros de corto plazo— afecta el equilibrio de largo plazo de la economía. En la medida en que los efectos de la política no se vean perjudicados por un cambio de compensación en la composición de la madurez de la deuda emitida por el Tesoro,<sup>41</sup> dicha política puede aumentar el nivel de estado estacionario de  $\tilde{m}$ . Si  $\tilde{m} < m^*$ , para que ya no haya saciedad de la demanda de activos seguros incluso sin creación de activos seguros por el sector privado, entonces aumentar  $\tilde{m}$  significará pasar a un equilibrio estacionario

41 Nótese que esta modificación de la política del Tesoro compensó, de hecho, parte significativa del efecto de las compras de activos de la Fed en los últimos años, como se muestra en Greenwood et al. (2014).



con un valor más alto de  $R^m/\Pi$ , correspondiente a un movimiento más hacia la derecha en cada uno de los gráficos que acabamos de presentar.

Esto tiene efectos reales y, en particular, consecuencias para la estabilidad financiera. Sin embargo, una mayor oferta de activos seguros externos como resultado de una política de flexibilización cuantitativa debería mejorar la estabilidad financiera. En concreto, si la economía comienza en la zona de baja rentabilidad del dinero en efectivo o alta rentabilidad del dinero en efectivo, un valor mayor de  $R^m/\Pi$  (y por lo tanto una prima de dinero más pequeña) reduce la emisión privada de deuda de corto plazo  $\tilde{D}$ . Como consecuencia, reduce la cantidad  $s^*$  de bienes durables que tendrán que venderse en una venta forzosa en caso de crisis, y por lo tanto reduce la gravedad de las distorsiones asociadas a una crisis<sup>42</sup>. Tanto el grado en que son subvalorados los bienes durables en la crisis (como se muestra en el gráfico 4) como el grado de ineficiencia en el nivel de producción de bienes especiales (como muestra el gráfico 2) son más pequeños cuanto mayor sea el valor de  $R^m/\Pi$ .

En consecuencia, desde el punto de vista de la estabilidad financiera, claramente debe preferirse un balance más grande del banco central (al menos en lo que respecta a estados estacionarios de largo plazo). En realidad, los demás efectos reales de una política de flexibilización cuantitativa sobre el estado estacionario de largo plazo también son beneficiosos. Un valor más alto de  $R^m/\Pi$  implica que la restricción de efectivo por adelantado vincula con menos fuerza (como lo muestra el valor de  $\tilde{\varphi}_1$  en el gráfico 5), y esto se traduce en una asignación más eficiente del gasto de los hogares bienes en efectivo y de crédito entre los dos tipos de bienes (un ratio de  $c_1/c_2$  más cerca de 1, en el gráfico 2). Y en la zona de baja rentabilidad del dinero en efectivo (donde  $\tilde{\varphi}_3 > 0$ ), un valor más alto de  $R^m/\Pi$  también resulta en una menor sobrevaloración de los bienes durables en el subperíodo 1, de modo que hay menos sobreproducción ineficiente de bienes durables (como también se aprecia en el gráfico 2). Así, cada una de estas consideraciones apunta en la misma dirección: la asignación de equilibrio de los recursos es más eficiente (y el bienestar del hogar representativo se incrementa) si aumenta la oferta real de activos seguros externos.

La conclusión que la expansión del balance del banco central se asocia a una asignación más eficiente de recursos entre bienes en efectivo y de crédito podría parecer sorprendente a la luz del análisis de Lucas y Stokey (1987), quienes concluyen, en el contexto de un modelo similar (pero sin producción de bienes durables ni ventas de liquidación), que la eficiencia en este aspecto es mayor mientras *más baja sea la tasa de crecimiento* de la base monetaria —lográndose los más altos niveles de eficiencia (y, por lo tanto, de bienestar para el hogar representativo) solo en caso de una contracción constante en el tamaño del balance del banco central. La diferencia en las conclusiones resulta

---

<sup>42</sup> Obsérvese que en el modelo simple que aquí se presenta, la probabilidad de una crisis es exógena, y de ese modo no puede ser afectado por la política. Sin embargo, la política puede afectar la gravedad de una crisis, dependiendo del estado de crisis que se alcance.

del supuesto que los pasivos seguros que valen como dinero en efectivo deben obtener una tasa de interés nominal de cero (por lo que se supone que  $R^m = 1$ ). En ese caso, los estados estacionarios con diferentes valores de  $R^m/\Pi$  deben corresponder a diferentes tasas de inflación  $\Pi$  —mientras que aquí la elección de la meta de inflación  $\Pi$  es independiente de los aspectos de política que determine  $R^m/\Pi$ , dentro del margen que exija el límite inferior de las tasas de interés nominales.

Lucas y Stokey concluyen, como nosotros, que una relajación de la restricción de efectivo por adelantado y una asignación más eficiente del gasto entre bienes en efectivo y de crédito exigen un mayor valor de  $R^m/\Pi$  pero en su análisis esto requiere una menor tasa de inflación y, por consiguiente, una menor tasa de crecimiento del *valor nominal* de los activos seguros externos  $\tilde{M}_t$ . En nuestro modelo, también es cierto que en un equilibrio estacionario de largo plazo, la tasa de crecimiento de  $\tilde{M}_t$  debe ser igual a la tasa de inflación. Sin embargo, es posible que el banco central controle el valor de la unidad monetaria de una manera distinta al control de la trayectoria de  $\tilde{M}_t$  (mediante la variación adecuada en  $R_t^m$ ), por lo que hay que adoptar una decisión acerca de qué tan grande se aspira que sea  $\tilde{M}_t$  en relación con el nivel de  $P_t$  a través de la política de tasas de interés, que es independiente de la cuestión de la tasa de crecimiento a largo plazo de ambas variables. Por consiguiente, en forma más general, no es correcto identificar una decisión de aumentar el tamaño del balance del banco central con una decisión de seguir una política más *inflacionaria*; en el largo plazo, se trata de dos cuestiones distintas. Las consecuencias a corto plazo de la expansión del balance, en cambio, se consideran en la sección VI.

## V. FLEXIBILIZACIÓN CUANTITATIVA COMPARADA CON LA POLÍTICA MACROPRUDENCIAL

Otra consecuencia del aumento de la provisión de reservas del banco central a través de una política de flexibilización cuantitativa, que no se discute en el análisis anterior, es la relajación de la restricción de la capacidad de los bancos privados de emitir pasivos cuasimonetarios que puedan derivarse de un requisito de mantener reservas proporcionales a su emisión de dichos pasivos. Tales requisitos de reserva se aplican (por lo menos en algunos países, como EE.UU.) al menos sobre algunos tipos de instrumentos seguros de corto plazo emitidos por bancos comerciales —aunque no, incluso en EE.UU., al tipo de STSI emitidos por privados que fueron los mayores responsables de la fragilidad financiera expuesta por la reciente crisis<sup>43</sup>. Y en muchas exposiciones en libros de texto tradicionales sobre la forma en que la política monetaria afecta a la economía, el efecto fundamental de una operación de mercado abierto del banco central

---

<sup>43</sup> Los tipos de pasivos como depósitos al por menor en bancos comerciales, a los que se aplican tales requisitos no eran aquellos cuya demanda resultó ser altamente volátil. Si bien, en principio, estos fondos podían ser retirados a corto plazo, no lo fueron, probablemente debido a la existencia de seguros de depósito, y por eso no fueron responsables de ningún riesgo de financiamiento considerable.



es precisamente relajar esta restricción sobre el comportamiento de los bancos privados, mediante el aumento de la cantidad de reservas disponibles para satisfacer el requisito de reserva. Podría parecer que esto tiene importantes implicancias para la estabilidad financiera, y que van en dirección opuesta al análisis anterior; es decir, podría parecer que la expansión del balance del banco central debe tener como efecto, incluso como efecto principal, un aumento del grado en que los bancos privados adquieren activos de riesgo y financian dichos activos mediante la emisión de pasivos cuasimonetarios. De hecho, este es un tema clave del análisis de Stein (2012) y la base de su propuesta es que las decisiones de política monetaria deben considerarse desde el punto de vista de la “regulación de la estabilidad financiera.”

En el presente análisis nos hemos abstraído de los requisitos de reserva, ya que incluso en EE.UU., no fueron restricciones vinculantes sobre el comportamiento de los bancos durante el período en que se realizaron los experimentos de la Fed con la flexibilización cuantitativa.<sup>44</sup> Sin embargo, podemos utilizar nuestro marco para discutir las consecuencias para la estabilidad financiera de aumentar o disminuir el costo para las instituciones financieras de emitir deuda garantizada de corto plazo como fuente de financiamiento, aun cuando posean activos suficientes para proporcionar garantías de dicha emisión. No obstante, vemos esto como una dimensión separada de la política —política macroprudencial— que debe distinguirse, conceptualmente, tanto de la política monetaria convencional (política de tasas de interés) y la política de balance del banco central.<sup>45</sup> Uno bien podría utilizar instrumentos de política macroprudencial que afectan la capacidad y/o los incentivos de los bancos para emitir pasivos cuasimonetarios que no están relacionados con el balance del banco central (y que no dependen de la existencia de los requisitos de reserva). Y aun cuando la herramienta que se utiliza es un requisito de reserva, se puede aflojar o apretar esta restricción con independencia de la forma en que cambia el tamaño del balance del banco central; primero, porque se puede variar la proporción requerida de reserva, así como la oferta de reservas, y en segundo lugar, porque el banco central puede modificar la oferta de STSI sin alterar la provisión de reservas, si emite letras del banco central o lleva a cabo operaciones de *repos* inversos<sup>46</sup>, o mediante la variación de la cantidad de letras del Tesoro en su propio balance.

Los efectos de variar la política macroprudencial son de hecho bastante diferentes de los efectos (considerados anteriormente) de variar la oferta

---

*44 No eran relevantes, incluso antes, para la mayoría de los tipos de decisiones de financiamiento modeladas en este artículo. Como se señaló anteriormente, el “dinero en efectivo” suministrado en forma privada en este modelo debe identificarse principalmente con repos o papeles comerciales respaldados por activos.*

*45 La política macroprudencial, modelada de manera similar a la utilizada aquí, se compara también con la política monetaria convencional en Sergeyev (2016), que también discute la política de Ramsey cuando existen los dos distintos tipos de instrumentos de política. La discusión de la política óptima por Sergeyev no trata el uso de las políticas de balance de la clase que son el foco central aquí.*

*46 Ver en particular Carlson et al. (2014) sobre la utilidad de las operaciones de repos inversos, tales como las operaciones nocturnas de recompra (ON RRP facility) propuestas por la Fed, para este fin.*

del banco central de activos seguros externos, cuando la última política se implementa de una manera que no tenga efectos directos sobre el costo de emisión de deuda de corto plazo por las instituciones financieras. Podemos introducir la política macroprudencial en el modelo presentado precedentemente de la siguiente manera. Supongamos que un banquero que emite deuda de corto plazo con valor nominal  $D_t$  obtiene solo  $\xi_t D_t$  en fondos adicionales para adquirir activos en el subperíodo 1, donde  $0 \leq \xi_t \leq 1$ ; la cantidad  $(1 - \xi_t)D_t$  representa un impuesto proporcional sobre la emisión de deuda segura, recaudado por el gobierno. La variable  $\xi_t$  (o, alternativamente, la tasa de impuestos) entonces representa un instrumento de política macroprudencial. Obsérvese que  $\xi_t$  puede modificarse de un período a otro, si el grado en que es conveniente proporcionar un desincentivo a la emisión de deuda segura varía con el tiempo; y que la elección de la trayectoria de  $\{\xi_t\}$  es independiente de la elección de la trayectoria de  $\{\tilde{m}_t\}$ , la oferta segura externa real de activos seguros.

Una posible forma de implementar dicho impuesto sobre la emisión de deuda segura es a través de un requisito de reserva. Supongamos que un banco que emite deuda segura con valor nominal  $\hat{D}_t$  está obligado a mantener reservas  $H_t \geq k_t \hat{D}_t$ , donde  $H_t$  es el valor de las reservas en la liquidación de fin de período. Además, supongamos que las reservas pagan una tasa de interés nominal bruta de  $R_t^{cb} \leq R_t^m$  lo que significa que en el subperíodo 1 deben pagarse  $\theta_t \equiv R_t^m / R_t^{cb} \geq 1$  unidades de dinero en efectivo para adquirir una unidad de reservas. Por último, supongamos que se puede utilizar el saldo de reservas de un banco pagar su deuda segura en el subperíodo 2, si los tenedores de deuda de corto plazo del banco no están dispuestos a renovarla, en que una unidad de reservas sirva para retirar una unidad de deuda de corto plazo. Entonces la restricción de garantías del banco vuelve a tomar la forma (24), y los activos vendidos en una venta forzosa deben satisfacer (27), donde ahora  $D_t \equiv \hat{D}_t - H_t$  es emisión de deuda de corto plazo no cubierta por el saldo de reservas del banco. Los fondos obtenidos por el banco para adquirir activos adicionales en el subperíodo 1 son solo  $\hat{D}_t - \theta_t H_t$ , debido a la necesidad de adquirir reservas con algunos de los fondos provenientes de la emisión de deuda. Esta cantidad puede expresarse alternativamente como  $\xi_t D_t$ , donde

$$\xi_t \equiv \frac{1 - k_t \theta_t}{1 - k_t} \leq 1.$$

Si suponemos que  $k_t \theta_t \leq 1$ , de modo que sea posible que el banco adquiera las reservas necesarias con los fondos obtenidos de su emisión de deuda de corto plazo,<sup>47</sup> entonces  $\xi_t \geq 0$  como se supuso anteriormente. Por lo tanto, los requisitos de reserva son un ejemplo de la clase de política macroprudencial que puede modelarse de la manera antes propuesta (en caso de que la tasa de interés pagada sobre las reservas sea menor que la tasa pagada sobre el dinero en efectivo). Cabe tener en cuenta que en este caso,  $\xi_t$  se puede reducir ya sea

<sup>47</sup> Obsérvese que requisitos de reservas más estrictos que este no tendrían efecto, ya que cuando  $k_t \theta_t = 1$  los bancos ya están completamente impedidos de recaudar fondos mediante la emisión de deuda a corto plazo.

mediante la reducción de la tasa de interés  $R_t^{cb}$  pagada por las reservas (en relación con la meta del banco central para la tasa de interés que se paga sobre el dinero en efectivo), o el aumento del ratio de reserva exigido  $k_t$ .

Las condiciones de primer orden que caracterizan el comportamiento óptimo del hogar no cambian por la introducción de la política macroprudencial, excepto que (25) ahora toma la forma más general

$$\xi_t \varphi_{1t} = (1 - p) \varphi_{2t} + E_t \varphi_{6t}. \quad (64)$$

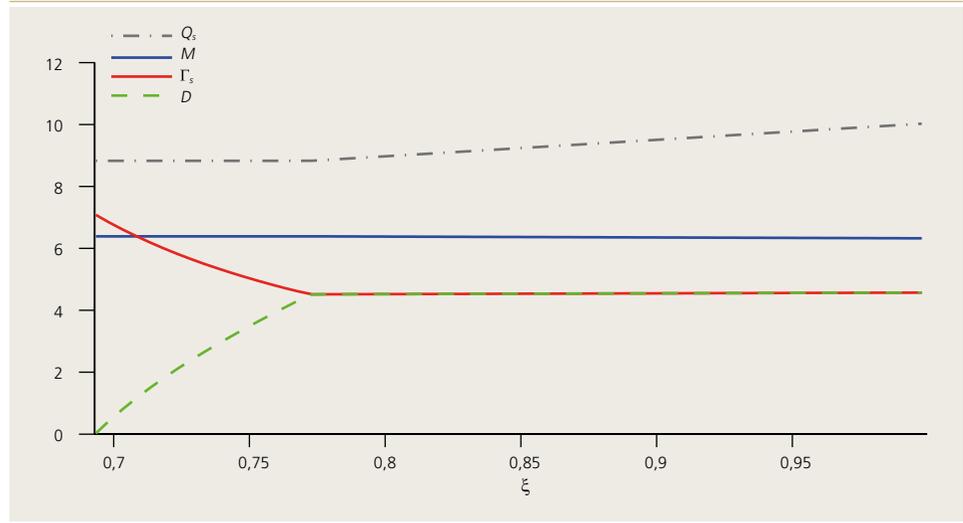
Con este cambio, la derivación de las condiciones para un equilibrio intertemporal procede como en la sección III. Las trayectorias de equilibrio de las variables endógenas dependen ahora de la especificación de la serie  $\{P_t, \tilde{m}_t, \xi_t\}$ , que representa tres dimensiones distintas de política: política monetaria convencional, determinación de la oferta externa de activos seguros por la política de gestión de la deuda y flexibilización cuantitativa, y política macroprudencial.

En esta versión más general del modelo, obtenemos una familia de tres parámetros de equilibrio estacionario, indexada por valores estacionarios  $\Pi$ ,  $\tilde{m}$ , y  $\xi$ . La asignación real estacionaria de recursos depende solo de los valores estacionarios de  $\tilde{m}$  y  $\xi$ . En la sección anterior, demostramos cómo la variación de  $\tilde{m}$  (o alternativamente, de  $R^m/\Pi$ ) afecta los valores de equilibrio estacionarios de las variables reales y los precios relativos, para un valor fijo de  $\xi$  (En esa sección, asumimos que  $\xi = 1$ ; pero se obtendrían conclusiones cualitativas similares en caso de cualquier valor fijo de  $\xi$ ). Aquí, en cambio, consideramos las consecuencias de modificar el valor estacionario de  $\xi$ , y en particular, la medida en que los efectos de modificar la solidez de la política macroprudencial (tal vez relajando o restringiendo los requisitos de reservas) son equivalentes a los efectos de las variaciones de la provisión de reservas, analizados en la sección anterior.

El gráfico 6 muestra de nuevo los valores estacionarios de las variables representadas en el gráfico 3 (que comparan la emisión de deuda de corto plazo por los bancos con la oferta total de dinero en efectivo y con las garantías disponibles para respaldar dicha emisión), para valores constantes alternativos de  $\xi \leq 1$ , manteniendo fija la meta que determina la política de balance del banco central (aquí se supone que es una meta fija para la prima por plazo asociada a bonos de más largo plazo, o de manera equivalente un valor fijo de  $R^m/\Pi$ ). En el caso mostrado en el gráfico, la meta de  $R^m/\Pi$  es suficientemente baja para que, en ausencia de un requisito de reserva u otra regulación de la emisión de deuda de corto plazo por los bancos (es decir, el caso  $\xi = 1$ ), el equilibrio estacionario es del tipo “baja rentabilidad del dinero en efectivo” analizado en la sección anterior; es decir, el incentivo para la emisión de deuda de corto plazo por los bancos es suficientemente grande para que la restricción de garantías sea vinculante, lo que se traduce en una sobrevaloración de los bienes durables en el subperíodo 1, de modo que hay un exceso de oferta de bienes durables. Consideramos este caso para nuestra ilustración numérica porque es el caso en que hay mayor motivo de interés en cuanto a si la política macroprudencial puede reducir las distorsiones resultantes del incentivo excesivo de los bancos para emitir deuda de corto plazo. Los valores estacionarios correspondientes para la valoración de mercado de los bienes durables se muestran en el gráfico 7.

Gráfico 6

**Emisión de deuda de corto plazo por parte de los bancos\* en equilibrios estacionarios alternativos**



Fuente: Elaboración propia.

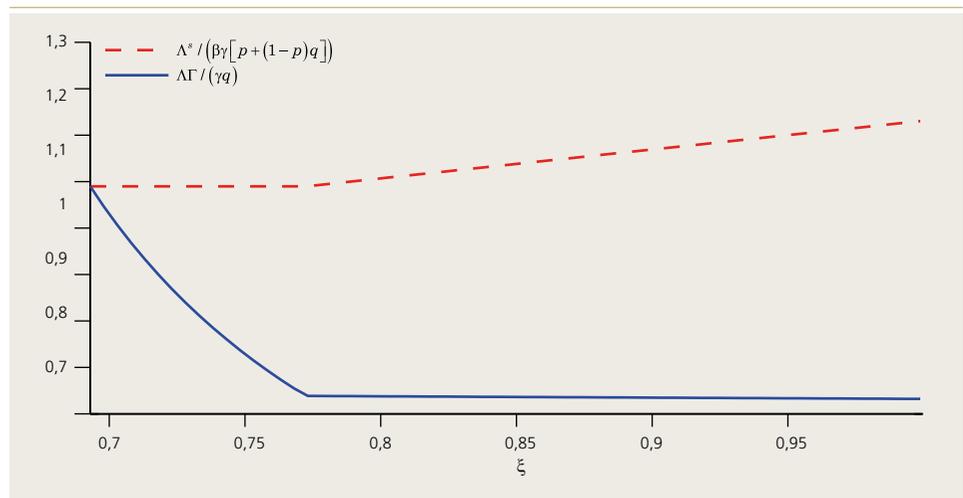
\*Incluye las demás variables que aparecen en el gráfico 3.

Nota: Corresponden a diferentes valores constantes de  $\xi$ , para un valor fijo de  $R^m/\Pi$ .

Gráfico 7

**Sobrevaloración inicial de los bienes durables y posterior subvaloración en caso de crisis**

(en equilibrios estacionarios alternativos correspondientes a diferentes valores constantes de  $\xi$ , para el mismo valor fijo de  $R^m/\Pi$ , como en el gráfico 6)



Fuente: Elaboración propia.

Nota: línea segmentada, grado de sobrevaloración inicial; línea continua, grado de subvaloración en caso de crisis.

El gráfico 6 muestra que, a medida que aumenta la tasa de impuesto sobre la emisión de deuda de corto plazo (o aumenta la tasa efectiva de impuesto mediante el aumento del ratio de reservas requerido o una reducción de la tasa de interés pagada sobre las reservas), y por consiguiente baja  $\xi$ , el valor estacionario de  $\tilde{D}$  cae. Y para una tasa impositiva suficientemente grande (el caso de  $\xi$  menor que 0,77, en nuestro ejemplo numérico), las restricciones de garantías deja de vincular; esto implica que los bienes durables ya no están sobrevalorados en el subperíodo 1, como muestra el gráfico 7. En el caso de una tasa impositiva aun mayor (aunque todavía inferior a una tributación del 100 por ciento de los fondos obtenidos de la emisión de deuda de corto plazo), el financiamiento de la deuda de corto plazo de los bancos es expulsado por completo ( $\tilde{D} = 0$ ), porque el impuesto macroprudencial compensa plenamente el valor de la prima de dinero a los emisores de títulos de crédito que pueden utilizarse como dinero en efectivo. (En nuestro ejemplo numérico, esto ocurre cuando  $\xi = 0,69$ , el límite izquierdo de los gráficos). Cuando esto ocurre, los banqueros ya no tienen que vender activos en venta forzosa, incluso si se produce el estado de crisis, y se elimina la subvaloración de bienes durables en el estado de crisis, como también ilustra el gráfico 7. Las nuevas reducciones de  $\xi$  por debajo de este valor son irrelevantes, ya que la emisión de deuda de corto plazo de los bancos no puede reducirse más.

Las implicancias de estos equilibrios alternativos para la asignación de recursos se muestran en el gráfico 8. Debido a que se utiliza la política de balance para fijar el valor de  $R^m/\Pi$ , el valor estacionario de  $\tilde{\varphi}_1$  y, por lo tanto, el valor estacionario de  $\tilde{\varphi}_4$ , no se ven afectados al cambiar  $\xi$ . Esto significa que el grado de ineficiencia en la asignación del gasto entre bienes en efectivo y de crédito (medido por el grado en que la tasa marginal de sustitución  $u_1/u_2$  es mayor que 1, el costo relativo de producirlos) no se ve afectado y, por consiguiente, los niveles de equilibrio de la producción de bienes en efectivo y de crédito son poco afectados. Sin embargo, a medida que  $\xi$  disminuye de 1 (aunque todavía por encima de 0,77), se reduce el grado de sobreproducción ineficiente de bienes de inversión, debido a la disminución del grado en que los bancos están dispuestos a pagar para relajar sus restricciones de garantías. (Una vez que  $\xi$  es menor que 0,77, la restricción de garantías ya es vinculante, como muestra el gráfico 6; por lo tanto, mayores reducciones de  $\xi$  no producen más reducciones en esta distorsión). Por otra parte, debido a que las reducciones de  $\xi$  reducen la emisión de deuda de corto plazo (mientras  $\xi$  se mantenga por encima de 0,69), y por lo tanto el valor de  $s^*$ , disminuyen el grado de ineficiencia de la producción y el consumo de bienes especiales: tanto  $c_3^c$  como  $c_3^n$  se mueven más cerca del nivel eficiente de 1, que alcanzan con exactitud si  $\xi$  se reduce a 0,69.

Ahora podemos preguntar en qué medida los efectos de ampliar la oferta de pasivos del banco central (a través de la flexibilización cuantitativa) son equivalentes, o incluso similares, a los efectos de relajar un requisito de reserva que limite la capacidad de los bancos de emitir pasivos cuasimonetarios. En el contexto de nuestro modelo, el primer tipo de política corresponde a un aumento de  $\tilde{m}$  (que se traduce en un aumento de  $R^m/\Pi$  si todavía no hay saciedad de saldos de caja), que puede implementarse mientras  $\xi$  se mantiene fijo; este último tipo

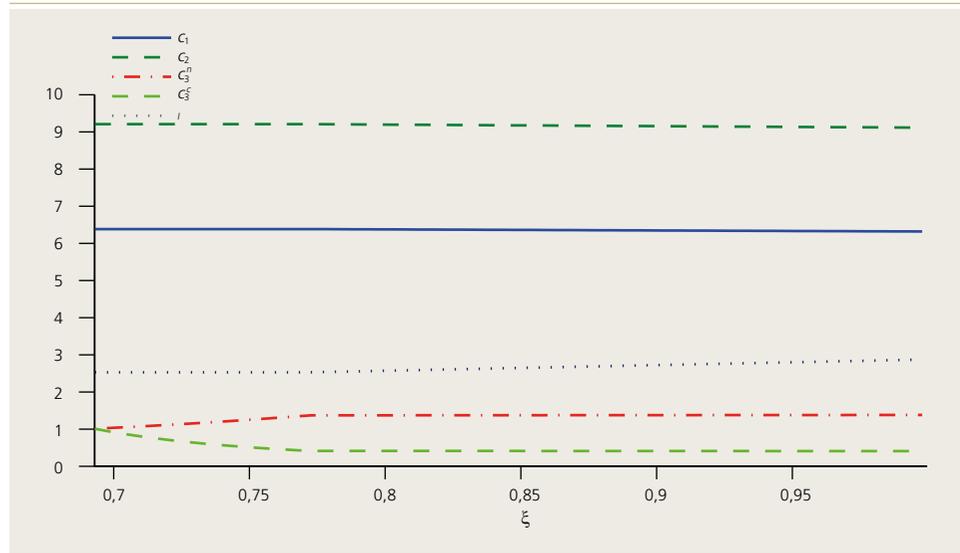
de política corresponde a un aumento de  $\xi$  (suponiendo un requisito de reserva suficientemente estricto para vincular), que puede implementarse mientras  $\tilde{m}$  se mantiene fijo, o con un ajuste adecuado del balance del banco central, mientras  $R^m/\Pi$  se mantiene fijo.

Una comparación de los gráficos 6 a 8 con los gráficos 2 a 4 muestra que estas dos políticas no solo no son equivalentes, sino que en muchos aspectos sus efectos son exactamente opuestos. Una expansión del balance del banco central mientras se fija  $\xi$  corresponde a un movimiento de izquierda a derecha en los gráficos 2 a 4: la emisión de deuda de corto plazo por bancos privados cae, tanto la sobrevaloración de los bienes durables en el subperíodo 1 como su subvaloración en caso de una crisis se reducen, la sobreproducción de bienes durables se contrae y el nivel de producción de bienes especiales en los estados  $c$  y  $n$  se hace casi más eficiente. En cambio, una relajación del requisito de encaje vinculante fijando a la vez  $R^m/\Pi$  corresponde a un movimiento de izquierda a derecha en los gráficos 6 a 8, que esencialmente invierte los efectos observados en los gráficos anteriores: la emisión de deuda de corto plazo por los bancos privados se incrementa, tanto la sobrevaloración de los bienes durables en el subperíodo 1 como su subvaloración en el estado de crisis aumentan, la sobreproducción de bienes durables aumenta y el nivel de producción de bienes especiales se distorsiona en forma progresivamente más severa.

Gráfico 8

### Asignación de recursos en equilibrios estacionarios alternativos

(mismo conjunto de escenarios alternativos mostrado en gráficos 6 y 7)



Fuente: Elaboración propia.

Nota: línea segmentada, grado de sobrevaloración inicial; línea continua, grado de subvaloración en caso de crisis.



De hecho, tanto una expansión de la oferta externa de activos seguros como un endurecimiento de los requisitos de encaje (u otras formas de política macroprudencial) tienen consecuencias similares para la estabilidad financiera, en la medida en que ambos reducen el grado en que los bancos se financian mediante emisión de deuda segura de corto plazo. Cualquiera de estas políticas, si se lleva demasiado lejos, eliminará por completo la emisión privada de títulos de crédito cuasimonetarios (el límite derecho de los gráficos 2 a 4, o el límite izquierdo de los gráficos 6 a 8), y en consecuencia, eliminará las distorsiones resultantes del riesgo de una venta forzosa de activos y del deseo de los banqueros de obtener activos utilizables para garantizar la emisión de deuda de corto plazo. Por consiguiente, cada una de estas políticas, cualquiera que mejore el bienestar (cuando no es irrelevante), puede servir, en cierta medida, como reemplazo de la otra. Sin embargo, cabe señalar que si bien un aumento suficiente de la oferta externa de activos seguros haría innecesaria la política macroprudencial en nuestro modelo (ya que la emisión privada de títulos de crédito cuasimonetarios puede eliminarse completamente, incluso si  $\xi = 1$ ), lo contrario no es cierto: ni siquiera una política macroprudencial de la máxima rigurosidad posible (que impida por completo la emisión privada de STSI) eliminará los aumentos en bienestar de una mayor expansión de la oferta externa de activos seguros, ya que incluso cuando  $\tilde{D} = 0$  (como en el caso de  $\xi = 0,69$  en los gráficos 6 a 8), seguirá habiendo bajo consumo ineficiente de bienes en efectivo, debido a la restricción vinculante de efectivo por adelantado, siempre que  $\tilde{m} < m^*$ .

## VI. POLÍTICA MONETARIA CONVENCIONAL Y NO CONVENCIONAL EN PRESENCIA DE RIGIDECES NOMINALES

En el análisis realizado hasta ahora, se ha supuesto que todos los precios son perfectamente flexibles y equilibran los mercados en cada período. En tal modelo, la política monetaria convencional no tiene efectos reales y solo afecta el nivel general de precios en términos de la unidad monetaria. De ello se deduce que la política monetaria convencional no tiene consecuencias para la estabilidad financiera. Esto establece una clara distinción entre los efectos de la política monetaria convencional (política de tasas de interés) y la política de balance, ya que como se indicó anteriormente, el balance del banco central (en concreto, la oferta *real* de activos seguros por parte del banco central) no tiene consecuencias para la estabilidad financiera.

Dicho análisis es adecuado para examinar los posibles equilibrios estacionarios de largo plazo que pueden lograrse con políticas alternativas, como en las dos secciones anteriores. Pero no basta para estudiar las consideraciones en juego cuando se utilizan dimensiones alternativas de política monetaria para abordar los objetivos de estabilización macroeconómica a corto plazo, y este es el contexto en el que se han llevado a cabo experimentos recientes de los bancos centrales con la flexibilización cuantitativa. Para abordar las cuestiones planteadas por las políticas recientes, debemos tener en cuenta las consecuencias para la estabilidad financiera de utilizar la flexibilización cuantitativa como sustituto

de un recorte de las tasas de interés que el límite inferior efectivo de las tasas de interés nominales de corto plazo impide realizar, en una situación en que de lo contrario tal recorte de tasas de interés sería conveniente para lograr un mayor nivel de producción.

La conveniencia de un recorte de tasas de interés para aumentar la actividad real solo tiene sentido en presencia de rigideces nominales de algún tipo. Aquí analizamos una simple extensión del modelo presentado precedentemente, que muestra cómo la rigidez de precios permite que la política monetaria convencional tenga efectos reales en el corto plazo, mientras que solo afecta el nivel general de precios en el largo plazo. Entonces podemos comparar los efectos de la flexibilización cuantitativa con los de un recorte de tasas de interés, tanto en relación con los efectos de estas políticas sobre la demanda agregada, como con sus consecuencias para la estabilidad financiera.

### 1. Equilibrio con rigidez de precios de los bienes normales

Suponemos que solo el precio  $P_t$  de los bienes normales debe establecerse de antemano, mientras que consideramos que los precios de los productos especiales, los bienes durables y todos los activos financieros son perfectamente flexibles, como anteriormente. (Debido a que los tres tipos de bienes normales son sustitutos perfectos desde el punto de vista de sus proveedores, suponemos que se fija un precio único  $P_t$ , en el que los bienes de cualquiera de estos tipos pueden comprarse; suponemos que el comprador determina qué tipo de plusvalía se obtendrá). Por simplicidad, también consideramos aquí el caso de un único choque agregado inesperado (aparte del tipo de incertidumbre representado en el gráfico 1) en alguna fecha  $t$ , en respuesta al cual la política monetaria (tanto política de tasas de interés como política de balance) puede ajustarse; suponemos que no hay más incertidumbre (excepto del tipo representado en el gráfico 1) sobre la manera en que evolucionará la economía después de producirse este choque, y que el choque es completamente inesperado antes de su ocurrencia.

El hecho de que el choque sea completamente inesperado significa que antes de que ocurra, la gente espera un equilibrio en el que nunca habrá ningún acontecimiento al azar, excepto del tipo representado en el gráfico 1. Podemos suponer que dicho equilibrio es estacionario de la clase descrita en la sección IV. Nótese que, en tal equilibrio, el precio  $P_\tau$  de los bienes normales en cualquier período  $\tau$  es una función determinística de tiempo; no depende del estado que se alcance en el subperíodo 2 del período  $\tau$ , como tampoco de la historia  $\xi_\tau$  de estados descritos en períodos anteriores. Por lo tanto, podemos suponer que se fija el mismo precio  $P_\tau$  para los bienes normales en todos los períodos  $\tau \leq t$  como lo harían los mercados equilibrados en el equilibrio estacionario de precios flexibles antes analizado, incluso si el precio  $P_\tau$  debe fijarse antes de alcanzar el subperíodo 2 del período  $\tau$ . Para los fines de la presente discusión, no nos ocuparemos de cómo exactamente se determina el precio predeterminado de los bienes normales, más allá del supuesto que en un entorno cuyo futuro es perfectamente predecible (a excepción de la incertidumbre de cada período representada en el gráfico 1), el precio que se fija en cada período es el que equilibraría el mercado de bienes normales.

Supongamos que en el período  $t$  no se produce crisis en el subperíodo 2 (aunque no se sepa hasta este momento que ese sería el caso). Supongamos también que en el subperíodo 2 del período  $t$ , ocurre un choque inesperado a raíz de lo cual la utilidad del consumo de bienes en efectivo y de crédito es igual a  $\chi u(c_{1t}, c_{2t})$ , y la desutilidad de la oferta de bienes normales es igual a  $\chi v(Y_t)$ , para cierto factor  $\chi > 0$  que no necesita ser igual a 1; los demás componentes de la función de utilidad no se ven afectados por el choque. Se supone que el factor  $\chi$  toma un valor distinto de 1 solo en el período  $t$  (y antes del período  $t$ , se supone que es igual a 1 con probabilidad 1 en el período  $t$  también). El motivo de suponer un choque de este tipo en particular es que, para determinado nivel de producción de bienes de inversión, el nivel eficiente de producción y consumo de bienes en efectivo y de crédito no sería modificado por el choque  $\chi$ ; sin embargo, la tasa de interés real necesaria para mantener ese nivel de la demanda cambiará (será más bajo si  $\chi$  es menor). De ahí que el choque  $\chi$  representa una “perturbación de la demanda” a la que sería conveniente responder mediante una reducción de las tasas de interés, si esto no lo impide el límite inferior de tasas de interés. Tanto la política monetaria convencional como la política de balance pueden responder a la ocurrencia del choque, aunque se supone que sus trayectorias son perfectamente predecibles a partir de entonces, al igual que en el caso de todas las demás variables exógenas. Suponemos que  $R_\tau^m$  y  $\tilde{m}_\tau$  son ambas determinadas en el subperíodo 2 del período  $\tau - 1$ . Por lo tanto, ni  $R_t^m$  ni  $\tilde{m}_t$  pueden ser afectadas por el valor de  $\chi$ ; ambas variables son iguales a sus valores en el equilibrio estacionario. Sin embargo, tanto  $R_\tau^m$  como  $\tilde{m}_\tau$  pueden diferir de sus valores de equilibrio estacionario en los períodos  $\tau \geq t + 1$ .

Por simplicidad, aquí consideraremos solo respuestas de política al choque de un tipo especial. Seguimos suponiendo que desde el período  $t + 1$  en adelante, la política monetaria convencional (es decir, la elección de  $R_\tau^m + 1$  para todo  $\tau \geq t + 1$ ) se utiliza para asegurar que la trayectoria de precios de los bienes normales  $\{P_\tau\}$  crezca a la tasa constante  $\pi^*$  en todos los períodos  $\tau \geq t + 1$ <sup>48</sup>. Asimismo, seguimos suponiendo que se utiliza la política de balance para lograr una oferta externa real de dinero en efectivo  $m_{\tau+1}$  igual al valor de equilibrio estacionario  $\tilde{m}$  para todo  $\tau \geq t + 1$ . Entonces podemos reducir el conjunto de políticas monetarias alternativas que consideramos a una familia de dos parámetros, correspondiente a diferentes opciones posibles de  $R_{t+1}^m$  y  $\tilde{m}_{t+1}$  (ambas deben elegirse en el subperíodo 2 del período  $t$ , pero pueden depender de valor de  $\chi$ )<sup>49</sup>.

Debido a que el precio  $P_t$  se fijó de antemano, se supone que es independiente del valor de  $\chi$ , e igual al precio asociado con el equilibrio estacionario que

---

48 Cabe observar que  $P_{t+1}$  se fija de antemano sobre la base de las expectativas sobre la demanda de bienes normales en el período  $t + 1$ , lo que dependerá de la tasa de interés  $R_{t+2}^m$  debido a la condición (36). Así, la regla para fijar  $R_{t+1}^m$  en los períodos  $\tau \geq t + 1$  puede utilizarse para asegurar que el precio de equilibrio del mercado de bienes normales en todos los períodos  $\tau \geq t + 1$  sea coherente con la meta de inflación. Este desiderátum deja el valor de  $R_{t+1}^m$  indeterminado. Nótese que el valor de  $P_t$  refleja expectativas acerca de la manera en que se establecería  $R_{t+1}^m$ ; pero son expectativas sobre la política monetaria en el período  $t$  que se mantuvieron antes del choque inesperado, que no pueden confirmarse, como consecuencia del choque.

49 Para simplificar, en esta sección hacemos abstracción de la posible utilización de la política macroprudencial, como vimos antes; es decir, se consideran solo equilibrios en los que  $\xi_t = 1$  en todo momento.

anteriormente se esperaba que continuara. Una vez que se produce el choque  $\chi$ , no hay más incertidumbre sobre la manera en que evolucionará la economía a partir de entonces (salvo la incertidumbre representada en el gráfico 1). Por consiguiente, podemos suponer que el precio  $P_\tau$  de los bienes normales en cada período  $\tau \geq t + 1$  se fija de manera de equilibrar el mercado de bienes normales en ese período. (Si bien se supone que  $P_\tau$  se debe fijar antes del subperíodo 2 del período  $\tau$ , suponemos que no se fija antes del subperíodo 2 del período  $\tau - 1$ <sup>50</sup>). Por consiguiente, en el equilibrio considerado en esta sección, el único período en que el mercado de bienes normales no necesita equilibrarse es el período  $t$  (el período en el que se produce el choque  $\chi$ ); en ese período,  $P_t$  se fija a un nivel que equilibraría el mercado en el caso que  $\chi = 1$ .

En forma más general, supondremos que todas las variables determinadas en el subperíodo 1 del período  $t$ , o antes, se determinan de manera que estén en el equilibrio en el que se espera  $\chi = 1$  (es decir, como en el equilibrio estacionario con precios flexibles que implica la política inicial). Así, los valores de  $A_t$ ,  $M_t$ ,  $B_t$ ,  $D_t$ ,  $F_t$ ,  $s_t$ , y  $Q_t$  no se ven afectados por el choque, además de  $P_t$  y todas las variables de fecha  $t - 1$  o anterior. En cambio, las variables  $c_{1t}$ ,  $c_{2t}$ ,  $c_{3t}$ ,  $I_t$ ,  $Y_t$ ,  $x_t$ , y  $\tilde{P}_t$ , al igual que todas las variables de fecha  $t + 1$  o posterior, se determinan de una manera que tenga en cuenta la ocurrencia del choque  $\chi$ <sup>51</sup>. Los multiplicadores de Lagrange  $\varphi_{4t}$ ,  $\varphi_{5t}$ , y  $\varphi_{6t}$ , se determinan conjuntamente con este último conjunto de variables (así como los multiplicadores de Lagrange para períodos posteriores).

Las variables afectadas por el choque  $\chi$  son determinadas por un sistema de condiciones de equilibrio intertemporal de la forma señalada anteriormente, con las siguientes excepciones. En primer lugar, el hecho que los proveedores de bienes normales deban ofrecer cualquier cantidad de dichos bienes que se demande al precio predeterminado  $P_t$  significa que no es necesario satisfacer *ex post* la condición de primer orden (34) en el período  $t$  (es decir, después de producirse el choque  $\chi$ ). Sin embargo, se sigue aplicando las demás condiciones de primer orden para el comportamiento óptimo del hogar señaladas anteriormente, y (34) y deben mantenerse también en los períodos  $t + 1$  y posteriores (ya que el precio de los bienes normales en esos períodos se fija de una manera que equilibre el mercado). Por lo tanto, abandonamos una (pero solo una) de las condiciones que determinaría un equilibrio intertemporal de precios flexibles desde el subperíodo 2 del período  $t$  en adelante, y la reemplazamos por el requisito que  $P_t$  tenga un valor predeterminado, equilibre o no el mercado de bienes normales. En segundo lugar, los derivados parciales  $u_i(c_1, c_2)$  de las condiciones de primer orden (30) y (31) se reemplazan por  $\chi u_i(c_1, c_2)$  (para  $i=1,2$ ) en el período  $t$  solamente. Todas las demás condiciones de primer orden y condiciones de equilibrio del mercado continúan adoptando las formas indicadas precedentemente.

50 Esto significa que la longitud de tiempo en que los precios son rígidos es limitada en el modelo propuesto. Sin duda, un modelo cuantitativamente realista tendría que permitir que algunos precios se mantengan fijos durante un período más prolongado, pero el caso simple aquí considerado basta para ilustrar los efectos cualitativos de la rigidez temporal de los precios.

51 Observe que las variables  $s_t^*$  y  $\Gamma_t$  son indefinidas, ya que se supuso que no se produce el estado de crisis en el período  $t$ .

Entonces, la demanda por bienes en efectivo y de crédito en el período  $t$  vendrá dada por

$$c_{1t} = c_1(\lambda_t / \chi; M_t / P_t), \quad c_{2t} = c_2(\lambda_t / \chi; M_t / P_t),$$

donde  $M_t/P_t$  no se ve afectado por el choque. En consecuencia, la demanda agregada de bienes normales en el período  $t$  es a

$$Y_t = c_1(\lambda_t / \chi; M_t / P_t) + c_2(\lambda_t / \chi; M_t / P_t) + I(\lambda_t; \lambda_{t+1}, \tilde{m}_{t+1}). \quad (65)$$

Puesto que  $c_1(\lambda; m)$  y  $c_2(\lambda; m)$  son ambas funciones no crecientes de  $\lambda$ , y al menos  $c_2$  debe ser decreciente, se deduce que demanda agregada es una función monótonicamente creciente de  $\lambda$ , para valores dados de  $\lambda_t$  y  $\lambda_{t+1}$ .

La condición (61) sigue siendo un requisito para el equilibrio, como resultado de cual debemos tener

$$\lambda_t = \beta \lambda_{t+1} \hat{\phi}_1(\lambda_{t+1}; F(I(\lambda_t; \lambda_{t+1}, \tilde{m}_{t+1})), \tilde{m}_{t+1}) R_{t+1}^m \frac{P_t}{P_{t+1}}. \quad (66)$$

Esta ecuación indica la forma en que la elección de  $R_{t+1}^m$  en el período  $t$  afecta al valor de  $\lambda_t$  y, a través de este, a la demanda agregada  $Y_t$  para expectativas dadas sobre las condiciones en el período  $t + 1$ . Cabe observar que si se requiriera el precio  $P_t$  para equilibrar el mercado de bienes normales, el uso de (65) en (34) produciría una condición para determinar el valor requerido de  $\lambda_t$  en equilibrio; (66) entonces indicaría la tasa de interés  $R_{t+1}^m$  necesaria para lograr la meta de nivel de precios  $P_t$ . Bajo el supuesto que  $P_t$  está predeterminado y no necesita equilibrar el mercado, es posible que  $R_{t+1}^m$  cambie en respuesta al choque, lo que se traduce en un valor de  $Y_t$  que no necesita satisfacer la condición de oferta voluntaria (34).

En cada período desde  $t + 1$  en adelante, efectivamente tenemos precios flexibles, por lo que de nuevo se requiere la condición (60) para el equilibrio. Así, para cualquier especificación de  $R_{t+1}^m$  y de la trayectoria  $\{\tilde{m}_\tau\}$  de todo  $\tau \geq t + 1$ , la secuencia de equilibrio  $\{\lambda_\tau\}$  para  $\tau \geq t$  es determinada por la condición (66) y la secuencia de condiciones de la forma (60) para cada período desde  $t + 1$  en adelante. Dada una solución para la secuencia  $\{\lambda_\tau\}$ , la demanda agregada de bienes normales es determinada por (65) en el período  $t$ , y por (58) en cada período desde  $t + 1$  en adelante. Los valores de equilibrio implícitos de las demás variables se determinan entonces de la manera analizada en la sección III.

## 2. Efectos reales de la política monetaria convencional y no convencional

Ahora podemos comparar los efectos de la flexibilización cuantitativa con los de la política convencional de tasas de interés, como posibles respuestas a un choque  $\chi$ . Nótese que si tanto  $R_{t+1}^m$  como la trayectoria  $\{\tilde{m}_\tau\}$  para  $t \geq t + 1$  permanecen fijos a los valores asociados al equilibrio estacionario en el que no hay choque, entonces los valores  $\lambda_\tau = \bar{\lambda}$  para todo  $\tau \geq t$  satisfarán la condición

(60) en el período  $t$  y la condición (60) para cada uno de los períodos  $t + 1$  y posteriores, donde  $\bar{\lambda}$  es el valor constante de  $\lambda_t$  en el equilibrio estacionario. La demanda agregada de bienes normales en el período  $t$  entonces está dada por (65). Si  $\chi = 0$  esto implica que  $Y_t = \bar{Y}$ , el nivel constante de la producción en el equilibrio estacionario. Si, en cambio,  $\chi < 0$  tendremos  $Y_t < \bar{Y}$ . Esta reducción de la producción de bienes normales será ineficaz, ya que implicará que

$$u_2(c_{1t}, c_{2t}) = \chi \bar{\lambda} < \bar{\lambda} = v'(\bar{Y}) \leq v'(Y_t),$$

de modo que la utilidad marginal del consumo adicional de bienes normales excedería la desutilidad marginal de ofrecerlos. Consideramos ahora el grado en que puede utilizarse la política monetaria para responder a un choque de este tipo. Además de los efectos de la política sobre la producción y el consumo, nos interesa cómo cada de una nuestras posibles dimensiones de política de los bancos centrales influye en las condiciones financieras. Dos medidas de las condiciones financieras son especialmente útiles. Una de ellas es el tamaño de la prima de dinero obtenida por el dinero en efectivo, que podemos medir por el grado en que el ratio

$$\frac{E_t[R_{t+1}^b]}{R_{t+1}^m} = \tilde{\phi}_{1,t+1}$$

es mayor que uno. Esta es una medida de las condiciones financieras que determina los incentivos para la emisión de deuda a corto plazo de los bancos. Otra medida importante es la rentabilidad real esperada de un período de los bonos a más largo plazo,

$$1 + \bar{r}_{t+1}^b \equiv E_{t+1} \left[ \frac{R_{t+1}^b P_t}{P_{t+1}} \right] = \frac{\lambda_t}{\beta \bar{\lambda}}.$$

(Obsérvese que este aspecto de las condiciones financieras puede medirse alternativamente por el valor de  $\lambda_t$ ) Esta es la medida de las condiciones financieras que es pertinente para determinar la demanda agregada de bienes normales no duraderos, como resultado de (65). A continuación analizamos los efectos de cada una de las dimensiones de política de estas dos medidas de las condiciones financieras.

*Política monetaria convencional*

La política monetaria convencional puede utilizarse para mitigar los efectos de un choque  $\chi$  mediante la reducción de  $R_t^m$  (si esto no lo impide el límite inferior de la tasa de interés nominal). Los efectos de dicha política se ven con mayor facilidad en el caso especial en que  $v(Y)$  es lineal, de modo que  $v'(Y) = \bar{\lambda}$  independientemente del valor de  $Y$ . Entonces, (60) requiere que  $\lambda_{t+1} = \bar{\lambda}$ , y (66) se reduce a

$$\lambda_t = \beta \bar{\lambda} \hat{\phi}_1(\bar{\lambda}; F(I_t), \tilde{m}_{t+1}) R_{t+1}^m / \Pi. \tag{67}$$

Aquí también usamos la meta de tasa de inflación bruta  $\Pi$  para sustituir  $P_{t+1}/P_t$  bajo el supuesto de que se utiliza la política de tasa de interés en el período  $t + 1$  para asegurar el logro de la meta de tasa de inflación, sin tener en cuenta otras condiciones.

Para efectos de simplicidad, se discute aquí solo el caso de un equilibrio en el que la restricción de colateral de los banqueros es vinculante en el período  $t + 1$ , de modo que los bienes durables están sobrevalorados en el subperíodo 1. (Nótese que este es el caso en que los riesgos para la estabilidad financiera constituyen la mayor preocupación). En este caso, podemos utilizar

$$M_t / P_t = \tilde{m}_t + \lambda_t^{-1} \tilde{\Gamma}(s_t) s_t$$

que se deduce de (50), junto con el hecho que  $\tilde{\varphi}_1(\lambda; m)$  es decreciente en ambos argumentos (como se muestra en la sección III), para concluir que  $\hat{\varphi}_1(\lambda; s, \tilde{m})$  será una función decreciente tanto de  $s$  como de  $\tilde{m}$ , para cualquier valor fijo de  $\lambda$ .

Además, (56) requiere que

$$\lambda_t = \beta \phi(\bar{\lambda}; F(I_t), \tilde{m}_{t+1}) F'(I_t). \quad (68)$$

Igualando el lado derecho de (67) y (68), vemos que la inversión de equilibrio  $I_t$  debe satisfacer

$$\hat{\varphi}_1(\bar{\lambda}; F(I_t), \tilde{m}_{t+1}) = \frac{\Pi}{\lambda R_{t+1}^m} \phi(\bar{\lambda}; F(I_t), \tilde{m}_{t+1}) F'(I_t). \quad (69)$$

Limitando de nuevo la atención al caso en el que la restricción de garantías de los banqueros es vinculante en el período  $t + 1$ , podemos expresar alternativamente la función  $\phi(\lambda; s, \tilde{m})$  en términos de la función  $\hat{\varphi}_1$ . Obsérvese que

$$\begin{aligned} \tilde{\varphi}_{1t} \tilde{Q}_t &= \tilde{Q}^* + (1-p) \tilde{\varphi}_{3t} \tilde{\Gamma}_t \\ &= \tilde{Q}^* + (1-p) [(\tilde{\varphi}_{2t} + 1) \tilde{\Gamma}_t - \gamma q] \\ &= \gamma p + [\tilde{\varphi}_{1t} - p] \tilde{\Gamma}_t, \end{aligned}$$

utilizando (26), (27), y (25) en sucesión. Se deduce que podemos expresar la función  $\phi$  como

$$\phi(\lambda; s, \tilde{m}) \equiv \hat{\varphi}(\hat{\varphi}_1(\lambda; s, \tilde{m}); s), \quad (70)$$

donde

$$\hat{\varphi}(\tilde{\varphi}_1; s) \equiv \gamma p + [\tilde{\varphi}_1 - p] \tilde{\Gamma}(s). \quad (71)$$

La condición (69) puede entonces formularse alternativamente como

$$\tilde{\varphi}_{1,t+1} = \frac{\Pi}{\bar{\lambda} R_{t+1}^m} \hat{\phi}(\tilde{\varphi}_{1,t+1}; F(I_t)) F'(I_t) \quad (72)$$

utilizando (70). Esta describe una relación que debe existir entre la demanda de inversión  $I_t$  y la prima de dinero  $\tilde{\varphi}_{1,t+1}$  en el caso de cualquier especificación dada de política monetaria convencional. Cabe señalar (en beneficio de nuestro análisis sobre flexibilización cuantitativa a continuación) que esta relación no se ve afectada por el valor de  $\tilde{m}_{t+1}$ .

Debido a que  $\tilde{\Gamma}(s) \leq \gamma q < \gamma$ , (71) implica que

$$0 < \frac{\partial \hat{\phi}}{\partial \tilde{\varphi}_1} < \frac{\hat{\phi}}{\tilde{\varphi}_1}, \quad \frac{\partial \hat{\phi}}{\partial s} < 0.$$

Se desprende de lo anterior que (72) implícitamente define una función

$$\tilde{\varphi}_{1,t+1} = \bar{\varphi}_1(I_t, R_{t+1}^m) \quad (73)$$

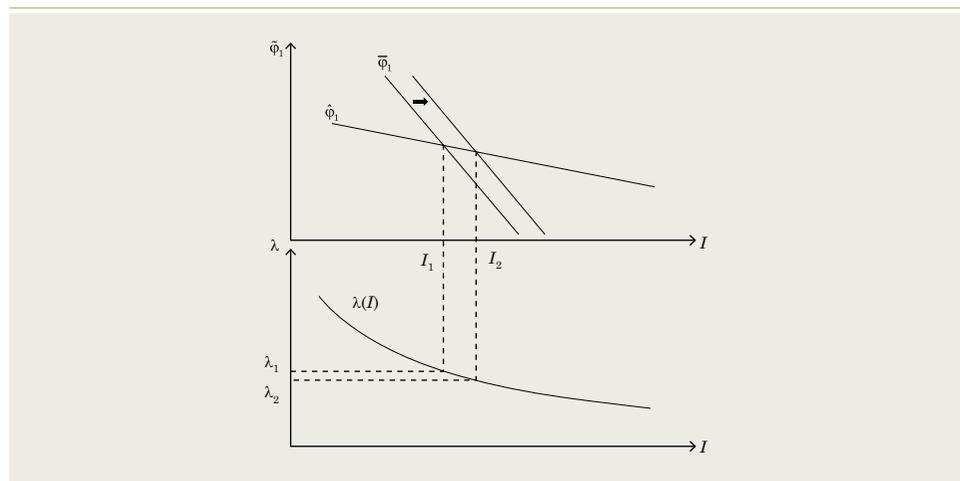
que es decreciente en ambos argumentos.

Utilizando esto junto con (55), vemos que el nivel de inversión de equilibrio  $I_t$  debe satisfacer

$$\hat{\phi}_1(\bar{\lambda}; F(I_t), \tilde{m}_{t+1}) = \bar{\varphi}_1(I_t, R_{t+1}^m). \quad (74)$$

Gráfico 9

Efectos de una reducción de la tasa de interés pagada sobre los activos seguros ( $R_{t+1}^m$ )\*



Fuente: Elaboración propia.

\* Sobre la prima de dinero y la inversión de equilibrio en activos reales de riesgo (panel superior) y sobre las condiciones financieras medidas por  $\lambda$ , (panel inferior).

Esto puede resolverse para los efectos de la política monetaria sobre inversión. Dado que  $\hat{\phi}_1(\lambda; s, m)$  es una función decreciente de  $s$  (cuando la restricción de garantías es vinculante), vemos que ambos lados de (74) son funciones decrecientes de  $I_t$ .

La estática comparativa de  $I_t$  en respuesta a un cambio en  $R_{t+1}^m$  o en  $\tilde{m}_{t+1}$  depende entonces de las pendientes relativas de estos dos cuadros. Supondremos que en el equilibrio inicial, con respecto al cual queremos considerar los efectos de una modificación de la política monetaria,

$$\frac{\partial \bar{\phi}_1}{\partial I} < \frac{\partial \hat{\phi}_1}{\partial I} < 0, \quad (75)$$

como se muestra en la parte superior del gráfico 9.

En este caso se obtienen los signos convencionales de los efectos a corto plazo de la política de tasas de interés<sup>52</sup>. En particular, dado que  $\bar{\phi}_1(I, R^m)$  es una función decreciente de  $R_m$ , una reducción de  $R_{t+1}^m$  aumentará  $I_t$ , como muestra el gráfico.

También se deduce de (70) y del hecho que  $\hat{\phi}_1(\lambda; s, m)$  es una función decreciente de  $s$  que  $\phi(\lambda; s, \tilde{m})$  también es una función decreciente de  $s$ . Por lo tanto, el lado derecho de (68) es una función decreciente de  $I_t$ , para cualquier valor fijo de  $\tilde{m}_{t+1}$ . Por consiguiente, (68) establece una relación inversa entre  $\lambda_t$  e  $I_t$  que debe mantenerse, independientemente del valor elegido para  $R_{t+1}^m$ . Esta relación es graficada en la parte inferior del gráfico 9. Dado que una reducción de  $R_{t+1}^m$  aumenta  $I_t$ , también debe reducir  $\lambda_t$ , como se muestra en el gráfico. Esto, a su vez, implicará un aumento de  $Y_t$ , debido a (65)<sup>53</sup>.

Si bien la política de tasas de interés puede utilizarse para estimular la demanda agregada de este modo y así reducir algunas de las distorsiones creadas por el choque de la demanda  $\chi$ , tiene el efecto secundario de aumentar los riesgos para la estabilidad financiera. Parte del aumento de la demanda agregada asociado a una reducción de  $\lambda_t$  será un aumento de la producción de bienes de inversión, como resultado de que  $s_{t+1}$  será mayor. En caso de un equilibrio en el que la restricción de garantías sea vinculante, esto significará un valor correspondientemente más alto de  $s_{t+1}^*$ , a raíz del cual el grado de subvaloración de los bienes durables en caso de crisis y venta forzosa será más severo. Por

---

52 Cabe notar que si se invierte la desigualdad (75), nuestro modelo implicaría que una reducción de la tasa de interés del dinero en efectivo se asocia con una disminución, en lugar de un aumento, de la demanda agregada. La condición (68) establece una relación inversa entre  $\lambda_t$  y  $I_t$ , independientemente de si (75) se mantiene, por lo que si se asociara una reducción de  $R_{t+1}^m$  con una reducción de  $I_t$ , esto tendría que significar un aumento de  $\lambda_t$  y, por lo tanto, una disminución de los tres términos al lado derecho de (65). Dicho efecto sería contrario a la evidencia conocida relativa a los efectos de la política de tasas de interés y también excluiría la posibilidad de una "trampa de liquidez" en la que el límite inferior de las tasas de interés nominal impida un recorte suficiente de las tasas para mantener un nivel deseado de actividad real.

53 Obsérvese que la expresión  $I(\lambda_t; \lambda_{t+1}, \tilde{m}_{t+1})$  en esta ecuación es solo la cantidad  $I_t$ , que hemos demostrado que debe aumentar.

lo tanto, en la versión de rigidez de precios del modelo, efectivamente sucede que reducir las tasas de interés nominal de corto plazo aumenta la toma de riesgos por los bancos de una manera que agrava las distorsiones asociadas a una crisis, si llegara a producirse.

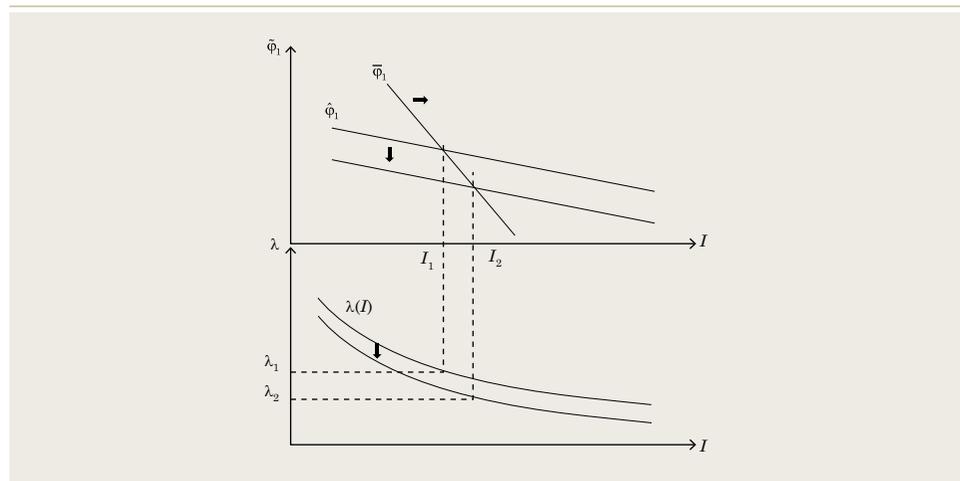
*Efectos de las políticas no convencionales*

En el evento que el límite inferior de las tasas de interés impida reducir  $R_{t+1}^m$  en la medida necesaria para mantener la demanda agregada en el nivel deseado, la flexibilización cuantitativa proporciona un canal alternativo a través de cual se puede aumentar la demanda agregada. Al igual que la política convencional de tasas de interés, una expansión de la oferta de activos seguros de corto plazo por el banco central afecta la demanda agregada al aliviar las condiciones financieras, como lo indica una reducción de  $\lambda_t$  (que puede considerarse el precio de determinado bono indexado de muy larga duración).

Consideremos los efectos de un aumento de  $\tilde{m}_{t+1}$ , manteniendo  $R_{t+1}^m$  fijo. De nuevo podemos determinar el efecto sobre la demanda de inversión de equilibrio utilizando (74). La tabla correspondiente al lado derecho de esta ecuación no se desplaza como resultado de un aumento de  $\tilde{m}_{t+1}$ , pero el hecho de que  $\hat{\varphi}_1(\lambda; s, \tilde{m})$  sea una función decreciente de  $\tilde{m}$  significa que el cuadro correspondiente al lado izquierdo de la ecuación se desplaza hacia abajo para cada posible valor de  $I_t$  como se muestra ahora en la parte superior del gráfico 10. Luego, suponiendo nuevamente que las pendientes relativas de los dos cuadros son dadas por (75), otra vez podemos concluir que  $I_t$  debe aumentar mientras que  $\hat{\varphi}_{1,t+1}$  debe disminuir.

**Gráfico 10**

**Efectos de un aumento de la oferta de pasivos seguros del banco central ( $\tilde{m}_{t+1}$ )\***



Fuente: Elaboración propia.

\* En la prima de dinero y la inversión de equilibrio en activos reales de riesgo (panel superior) y en las condiciones financieras medidas por  $\lambda_t$  (panel inferior).



También podemos utilizar de nuevo (68) para determinar el cambio de  $\lambda_t$  necesario por un aumento de determinado tamaño de  $I_t$ . Como se sostuvo anteriormente, un aumento de  $I_t$  reduce el lado derecho de esta ecuación, para cualquier valor dado de  $\tilde{m}_{t+1}$ . Además, (70) junto con el resultado precedente que  $\hat{\phi}_1(\lambda; s, \tilde{m})$  es una función decreciente de  $\tilde{m}$ , esto implica que la función  $\phi(\lambda; s, \tilde{m})$  es también una función decreciente de  $\tilde{m}$ . Esto significa que la curva (el gráfico de la ecuación (68)) representado en la parte inferior del gráfico 10 se desplaza hacia abajo a raíz de un aumento de  $\tilde{m}_{t+1}$  como muestra el gráfico. De esto se desprende que  $\lambda_t$  se reduce por un aumento de  $\tilde{m}_{t+1}$ , tanto debido a la disminución de  $I_t$  (el desplazamiento a lo largo de la curva) como al efecto directo de un aumento de  $\tilde{m}_{t+1}$  (el desplazamiento hacia abajo de la curva).

Se deduce que un aumento de  $\tilde{m}_{t+1}$  debe aflojar las condiciones financieras, en el sentido que  $\lambda_t$  se reduce. Esto a la vez significa que, como en el caso de un recorte de tasas de interés,  $Y_t$  debe aumentar debido a (65). Por consiguiente, los efectos de la flexibilización cuantitativa son cualitativamente similares a los de un recorte de tasas de interés: las condiciones financieras se alivian, la demanda agregada de bienes normales aumenta (tanto debido al alza de la demanda de bienes de crédito como al aumento en la demanda de bienes de inversión), pero al mismo tiempo se elevan los riesgos para la estabilidad financiera, debido a un incremento de la emisión de deuda de corto plazo por los bancos, lo que lleva a esperar distorsiones mayores en caso de surgir un estado de crisis en el período  $t + 1$ .

No obstante, las dos políticas no tienen efectos cuantitativamente equivalentes. Si comparamos un recorte de tasas de interés (reducción de  $R_{t+1}^m$ ) y un aumento de la oferta neta de activos seguros por el banco central (aumento de  $\tilde{m}_{t+1}$ ) que elevan la demanda de equilibrio de bienes de inversión  $I_t$  en igual monto, el aumento de  $\tilde{m}_{t+1}$  reduce  $\lambda_t$  en un monto mayor.<sup>54</sup> Esto se puede apreciar por el hecho que (68) debe aplicarse en cualquiera de los casos. Si, por hipótesis,  $I_t$  aumenta en el mismo monto en ambos casos, entonces la única diferencia en el valor implícito de  $\lambda_t$  es que  $\tilde{m}_{t+1}$  crece en el segundo caso, pero permanece constante en el primero, y esto implica un menor valor de  $\lambda_t$  en el segundo caso. Esto significa que en el caso de flexibilización cuantitativa, una considerable parte del aumento total de la demanda agregada proviene de una mayor demanda de bienes de crédito, en contraposición a una mayor demanda de bienes de inversión. En consecuencia, se puede lograr un determinado grado de estímulo a la demanda agregada con menor riesgo para la estabilidad financiera, si se obtiene mediante una expansión del balance del banco central, en lugar de una reducción de la tasa de interés que se paga por dinero en efectivo.

También podemos considerar los efectos del estímulo a la demanda agregada a través de una relajación de las restricciones macroprudenciales (es decir, un

---

<sup>54</sup> Compárense los gráficos 9 y 10. En el gráfico 10, el monto de flexibilización cuantitativa se elige de manera de lograr el mismo aumento de la inversión (de  $I_1$  a  $I_2$ ) que el recorte de tasas de interés en el gráfico 9. En cambio, la reducción de  $\lambda_t$  es más grande (de  $\lambda_1$  a  $\lambda_3 < \lambda_2$ ).

aumento de  $\xi_{t+1}$ ). Generalicemos el análisis presentado en la primera parte de esta sección para permitir un impuesto macroprudencial (o requisito de reserva), de modo que  $\xi_t$  no necesita ser igual a 1 (como se supuso hasta ahora en esta sección). Las condiciones (65), (67) y (68) continuarán siendo necesarias para el equilibrio y no se modificará la definición de la función  $\hat{\varphi}_1(\lambda; s, \tilde{m})$ ; pero en (68), la expresión  $\phi(\bar{\lambda}; F(I_t), \tilde{m}_{t+1}) \tilde{m}_{t+1}$  debe reemplazarse por  $\phi(\bar{\lambda}; F(I_t), \tilde{m}_{t+1}, \xi_{t+1})$ , donde definimos

$$\phi(\lambda; s, \tilde{m}, \xi) \equiv \hat{\phi}(\xi \hat{\varphi}_1(\lambda; s, \tilde{m}); s),$$

generalizando (70).

La condición (72) entonces toma la forma más general

$$\tilde{\varphi}_{1,t+1} = \frac{\Pi}{\bar{\lambda} R_{t+1}^m} \hat{\phi}(\xi_{t+1} \tilde{\varphi}_{1,t+1}; F(I_t)) F'(I_t).$$

Como lo anterior, esto implícitamente define una función

$$\tilde{\varphi}_{1,t+1} = \bar{\varphi}_1(I_t, R_{t+1}^m, \xi_{t+1}), \tag{76}$$

donde ahora  $\bar{\varphi}_1(I, R^m, \xi)$  es decreciente en  $I$  y  $R^m$ , y creciente en  $\xi$ . El nivel de inversión de equilibrio nuevamente es determinado por (74), pero ahora el cuadro correspondiente al lado izquierdo es desplazada solo por  $\tilde{m}_{t+1}$ , mientras que el cuadro correspondiente al lado derecho es desplazado por cambios en  $R_{t+1}^m$  o en  $\xi_{t+1}$ . Para una aproximación lineal (es decir, cambios de política suficientemente pequeños), un aumento de  $\xi_{t+1}$  (una relajación de la política macroprudencial, como mediante la reducción del ratio de reserva requerido) tiene los mismos efectos en  $I_t$  y  $\tilde{\varphi}_{1,t+1}$  que cierto tamaño de recorte de  $R_{t+1}^m$ .

También podemos utilizar (76) para reformular (67) como

$$\lambda_t = \beta \bar{\lambda} \bar{\varphi}_1(I_t, R_{t+1}^m, \xi_{t+1}) R_{t+1}^m / \Pi. \tag{77}$$

De esto se deduce que, dado que una relajación de la política macroprudencial reduce el valor de  $\tilde{\varphi}_{1,t+1}$ , debe reducir el valor de  $\lambda_t$ . Por lo tanto, aumenta la demanda de bienes de crédito y así debe aumentar  $Y_t$ , al igual que las otras dos políticas que acabamos de considerar. Pero también se deduce de (77) que en el caso de los dos cambios de política (un recorte de  $R_{t+1}^m$  o un aumento de  $\xi_{t+1}$ ) que reducen  $\tilde{\varphi}_{1,t+1}$  en la misma medida y que por consiguiente reducen  $\bar{\varphi}_1(I_t, R_{t+1}^m, \xi_{t+1})$  en igual medida, el recorte de tasas de interés debe reducir  $\lambda_t$  en más, y así debe estimular la demanda de bienes de crédito en mayor medida. Por consiguiente, una proporción aun mayor del aumento de la demanda agregada logrado mediante la relajación de la política macroprudencial proviene de un aumento de la demanda de inversión, a diferencia de un alza en la demanda de bienes de crédito, que en el caso de un aumento de la demanda agregada logrado mediante un recorte de la tasa de interés del dinero en efectivo.

Por lo tanto, podemos ordenar los tres tipos de política expansiva: para determinado grado de aumento de la demanda agregada, lograrla mediante un aumento de  $\tilde{m}_{t+1}$  en que  $I_t$  aumenta en la menor medida; o a través de



la reducción de  $R_{t+1}^m$  en que  $I_t$  aumenta en una medida intermedia, y finalmente, con un incremento de  $\xi_{t+1}$  en que  $I_t$  aumenta (y por lo tanto, también la emisión de deuda de corto plazo por los bancos y los riesgos para la estabilidad financiera) en la mayor medida. Una consecuencia de esto es que aumentar la demanda agregada a través de la política monetaria no implica *necesariamente* un incremento de los riesgos para la estabilidad financiera en absoluto. Por ejemplo, se puede combinar un aumento de  $\tilde{m}_{t+1}$  con un endurecimiento de la política macroprudencial (reducción de  $\xi_{t+1}$ ) que compensa exactamente los efectos de la flexibilización cuantitativa en la demanda de inversión deseada, por lo que no hay un cambio neto de  $I_t$ . Puesto que el primer cambio de la política reducirá  $\lambda_t$  más de lo que lo aumenta el último cambio, el efecto neto será un relajamiento de las condiciones financieras y un incremento en la demanda de bienes de crédito. Dado que no hay (por hipótesis) ningún cambio en la demanda de inversión, la demanda agregada  $Y_t$  aumentará; pero no habrá un alza asociada de  $s_{t+1}$  y, por consiguiente, ningún aumento en la gravedad de las distorsiones asociadas a un estado de crisis en el período  $t+1$ .

Concluimos que mientras la flexibilización cuantitativa *puede* aumentar los riesgos para la estabilidad financiera en el evento que las rigideces nominales permitan efectos a corto plazo de la política monetaria sobre la demanda agregada, *no tiene por qué* tener tal efecto. Si se combina el aumento del balance del banco central con un aumento de la tasa de interés que se paga por el dinero en efectivo, o un endurecimiento de la política macroprudencial en la medida suficiente, se puede aumentar la demanda agregada sin ningún tipo de consecuencias adversas para la estabilidad financiera. Es particularmente fácil conseguir este resultado combinando la flexibilización cuantitativa con la política macroprudencial, si existe un instrumento macroprudencial adecuado; porque en nuestro modelo, una reducción de  $\xi_{t+1}$  proporciona un desincentivo incluso mayor para la emisión de deuda de corto plazo por los bancos que si se eleva  $R_{t+1}^m$ , para un grado dado de reducción de la demanda agregada.

Estos resultados implican que la flexibilización cuantitativa puede ser una útil adición al conjunto de herramientas de política monetaria de un banco central, incluso si la política de tasas de interés aún no está restringida por el límite inferior eficaz de las tasas de interés nominales de corto plazo. En el caso de un choque contractivo  $\chi$  los efectos sobre la demanda agregada se pueden compensar únicamente a través de una reducción de  $R_{t+1}^m$ , si el límite inferior no impide el tamaño del recorte de las tasas que se necesita; pero tal respuesta aumenta más de lo necesario los riesgos para la estabilidad financiera. Alternativamente se podrían contrarrestar los efectos del choque  $\chi$  aumentando  $\tilde{m}_{t+1}$ , dejando a la vez a  $R_{t+1}^m$  sin modificación, con la ventaja de presentar una menor amenaza a la estabilidad financiera. Aun mejor, se podría combinar un aumento algo mayor de  $\tilde{m}_{t+1}$  con un endurecimiento de la política macroprudencial, lo que permitiría una compensación de los efectos del choque  $\chi$  sobre la demanda agregada, incluso sin mayor riesgo para la estabilidad financiera, posiblemente sin riesgo en absoluto.

## VII. CONCLUSIONES

Ahora podemos evaluar la validez de las preocupaciones sobre las consecuencias de la flexibilización cuantitativa para la estabilidad financiera esbozadas en la introducción, a la luz del modelo que acabamos de presentar. En nuestro modelo, la política monetaria efectivamente influye en los riesgos para la estabilidad financiera; en particular, las políticas que relajan las condiciones financieras, mediante la reducción de la meta de operación del banco central respecto de su tasa de política (política monetaria convencional), o relajando los requisitos de reserva (u otras restricciones macroprudenciales), si cada uno aumentara el atractivo de la emisión privada de pasivos cuasimonetarios, lo que se traduciría en un mayor apalancamiento y, como consecuencia, mayor riesgo de una grave y mala asignación de recursos en caso de una crisis de financiamiento. Esto significa, que a veces, puede haber una tensión en la política monetaria que sería preferible desde el estricto punto de vista de la gestión de la demanda agregada y la estabilización de la inflación, por una parte, y la política que reduzca al mínimo los riesgos para la estabilidad financiera.

La pregunta es si es correcto pensar en la flexibilización cuantitativa como una política análoga a estas y, por lo tanto, que plantea riesgos similares para la estabilidad financiera. Nuestro modelo implica que tal analogía es imperfecta. Una política de flexibilización cuantitativa (aumento de la oferta pública de activos seguros, mediante la emisión de pasivos seguros adicionales del banco central, que se utilizan para comprar activos que no ganan una prima de seguridad similar) aumenta de manera similar la demanda agregada mediante la reducción de la tasa de rentabilidad de equilibrio de los activos no seguros. Pero a diferencia de la política monetaria convencional, lo hace disminuyendo la prima de seguridad de equilibrio (al hacer menos escasos los activos seguros), en lugar de reducir la rentabilidad de equilibrio de los activos seguros, y esto no tiene las mismas consecuencias para la estabilidad financiera. La reducción de la rentabilidad de equilibrio de las inversiones de riesgo (como los “bienes durables” modelados aquí, que pueden considerarse como vivienda) vía reducción de la rentabilidad de los activos seguros solo funciona con respecto al *aumento* del diferencial entre los dos rendimientos que se produciría si la rentabilidad de las inversiones de riesgo no cayera también, aumenta los incentivos para financiar la inversión de riesgo adicional mediante la emisión de pasivos seguros, aumentando así el apalancamiento de los bancos y el grado en que se involucran en la transformación de liquidez; de lo anterior resulta una reducción de la rentabilidad de equilibrio de la inversión de riesgo, que no es suficiente para eliminar por completo el mayor diferencial que induce a los bancos a emitir pasivos seguros, garantizados por activos adicionales.

Este mecanismo, necesariamente, aumenta el riesgo para la estabilidad financiera al mismo tiempo que incrementa la demanda agregada. La flexibilización cuantitativa, en cambio, *reduce* el diferencial entre estas dos rentabilidades, al menos en ausencia de alguna modificación de la oferta privada de pasivos seguros. Esta reducción del diferencial disminuye el incentivo para



la emisión privada de dichos pasivos, y la reducción de la emisión de pasivos seguros garantizados por activos por parte de los bancos compensa en parte la reducción del margen, pero no la elimina por completo, ya que de otro modo los bancos no tendrían una razón para reducir su emisión. De ahí, que en este caso, la reducción de la rentabilidad de equilibrio de las inversiones de riesgo se asocia con una *reducción* de los incentivos para la transformación de la liquidez de los bancos, en lugar de un aumento.

Igualmente, la flexibilización cuantitativa eleva la oferta total de activos seguros y de ese modo reduce la prima de seguridad; pero a diferencia de una reducción de los requerimientos de reservas (o la relajación de la política macroprudencial), logra esto aumentando la oferta pública de activos seguros (y, de hecho, reduciendo el incentivo para la emisión privada), en lugar de mejorar el incentivo de los bancos para financiar la inversión de riesgo mediante la emisión de pasivos seguros garantizados por activos. Una vez más las consecuencias para el grado de transformación de la liquidez por el sector bancario y, por ende, el riesgo para la estabilidad financiera, son totalmente diferentes.

Asimismo, es cierto que la flexibilización cuantitativa facilita las condiciones financieras mediante la reducción del diferencial entre la rentabilidad requerida de las inversiones de riesgo y la rentabilidad de los activos seguros; pero esto no significa que las primas de riesgo sean reducidas *artificialmente* de manera que distorsione los incentivos para un comportamiento prudente, dando lugar a la toma de riesgos excesivos. En el modelo presentado en este artículo, la flexibilización cuantitativa reduce la prima de seguridad, pero debido a que se incrementa la oferta pública de activos seguros que mantienen los inversionistas privados, y no a que se induce a error a alguien al subestimar el grado de riesgo involucrado en la realización de inversiones de riesgo. Por otra parte, el menor diferencial disminuye el incentivo para la emisión privada de pasivos seguros, y en cambio, favorece el financiamiento de la inversión vía la emisión de los pasivos no seguros, lo cual es deseable por razones de estabilidad financiera. En lugar de amenazar la estabilidad financiera al promover una mayor toma de riesgos, la favorece fomentando formas de financiamiento que reducen la magnitud de las distorsiones asociadas a una crisis de financiamiento.

En nuestro modelo, pudimos comparar los efectos de tres políticas alternativas que pueden aumentar la demanda agregada flexibilizando las condiciones financieras: reducción de la meta de operación del banco central para la tasa de interés nominal de los activos seguros (la política monetaria convencional, en el supuesto que el límite inferior cero todavía no impida tal flexibilización), relajación de los requisitos de reserva (u otras restricciones macroprudenciales) y flexibilización cuantitativa. Encontramos que entre ellas, la flexibilización cuantitativa es la política que asume menos riesgos para la estabilidad financiera, para cualquier grado dado de aumento de la demanda agregada. La flexibilización cuantitativa no solo le permite a un banco central aumentar la demanda agregada, incluso cuando la política monetaria convencional se ve

restringida por el límite inferior cero de las tasas de interés nominales, que permite, al menos en principio, elevar la demanda agregada sin el efecto colateral de un aumento del riesgo para la estabilidad financiera, si la mayor oferta de pasivos seguros por el banco central se combina con un endurecimiento suficiente de las medidas macroprudenciales. (Estas últimas medidas por sí mismas reducirían la demanda agregada; pero cuando se combinan con flexibilización cuantitativa, el efecto neto es un aumento de la demanda agregada, incluso si el grado de endurecimiento macroprudencial es suficiente para compensar totalmente cualquier aumento de los riesgos para la estabilidad financiera como consecuencia de la política de balance).

Esto indica que la preocupación por los efectos de la política monetaria sobre la estabilidad financiera no tiene por qué impedir el uso de flexibilización cuantitativa para estimular la demanda agregada en circunstancias en que (como en EE.UU. a raíz de la reciente crisis) la política monetaria convencional se ve limitada por el límite inferior cero. En efecto, el hecho que el estímulo de la demanda a través de flexibilización cuantitativa presente menos riesgos para la estabilidad financiera que el estímulo de la demanda a través de la reducción de las tasas de interés nominales de corto plazo, sugiere que la política de balance puede ser una herramienta útil de la política de estabilización monetaria, incluso cuando un banco central está lejos del límite inferior cero. En el modelo presentado aquí, el estímulo de la demanda agregada, logrado mediante la reducción de las tasas de interés nominales, aumenta el riesgo para la estabilidad financiera más de lo que lo haría una política de flexibilización cuantitativa, que es igualmente eficaz para aumentar la demanda agregada. Esto implica que (incluso si la política macroprudencial es ineficaz o inexistente) debería ser posible incrementar la demanda agregada sin aumentar el riesgo para la estabilidad financiera mediante una combinación de la política de balance expansivo con un tamaño apropiado de *aumento* de la tasa de política. En tal caso, la política monetaria convencional se utilizaría esencialmente con fines macroprudenciales (para controlar el riesgo para la estabilidad financiera), mientras que la política de balance se emplearía para la estabilización de la demanda.

Por lo tanto, parece justificarse un mayor estudio de los efectos de las políticas de flexibilización cuantitativa, no por el mero hecho de contar con un conjunto más eficaz de herramientas de política, para utilizar la próxima vez que la política convencional esté restringida por el límite inferior cero, sino también, por la posibilidad de mejorar la gestión de estabilización de la política en circunstancias más normales. Es particularmente probable que la disponibilidad de esta dimensión adicional de la política monetaria sea de utilidad en circunstancias en que el estímulo monetario adicional, a través de la reducción de tasas de interés, sea poco atractivo debido a preocupaciones sobre la estabilidad financiera. Tal situación podría fácilmente presentarse incluso cuando las tasas de interés estén muy por encima de su límite inferior eficaz.



## REFERENCIAS

---

Adrian, T. y H. Song Shin (2010). “Financial Intermediaries and Monetary Economics”. En *Handbook of Monetary Economics*, vol. 3. Amsterdam: Elsevier Press.

Bernanke, B.S. (2012). “Opening Remarks: Monetary Policy Since the Onset of the Crisis”. En *The Changing Policy Landscape*. Kansas City, EE.UU.: Federal Reserve Bank of Kansas City.

Brunnermeier, M.K.(2009). “Deciphering the Liquidity and Credit Crunch 2007–2008”. *Journal of Economic Perspectives* 23(1): 77–100.

Brunnermeier, M.K. y L.H. Pederson (2009). “Market Liquidity and Funding Liquidity”. *Review of Financial Studies* 22: 2201–38.

Caballero, R.J. y E. Farhi (2013). “A Model of the Safe Asset Mechanism (SAM): Safety Traps and Economic Policy”. NBER Working Paper N°18737.

Carlson, M., B. Duygan-Bump, F. Natalucci, W.R. Nelson, M. Ochoa, J. Stein y S. van den Heuvel (2014). “The Demand for Short-Term Safe Assets and Financial Stability: Some Evidence and Implications for Central Bank Policies”. Fed paper N°2014-102, Reserva Federal.

Eggertsson, G.B. y M. Woodford (2003). “The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy”. *Brookings Papers on Economic Activity* 2003(1): 139–211.

Giavazzi, F. y A. Giovannini (2012). “Central Banks and the Financial System”. En *Central Banking, Financial Regulation and Supervision after the Financial Crisis*, editado por S. Eijffinger y D. Masciandaro. Cheltenham, R.U.: Edward Elgar.

Gorton, G. (2010). *Slapped by the Invisible Hand: The Panic of 2007*. Oxford: Oxford University Press.

Gorton, G. y G. Pennacchi (1990). “Financial Intermediaries and Liquidity Creation”. *Journal of Finance* 45: 49–71.

Gorton, G., S. Lewellen y A. Metrick (2012). “The Safe-Asset Share”. *American Economic Review* 102(3): 101–6.

Greenwood, R., S.G. Hanson, J.S. Rudolph y L.H. Summers (2014). “Government Debt Management at the Zero Lower Bound”. Hutchins Center Working Paper N°5.

Greenwood, R., S.G. Hanson y J.C. Stein (2010). “A Gap-Filling Theory of Corporate Debt Maturity Choice”. *Journal of Finance* 65: 993–1028.

Jeanne, O. y A. Korinek (2010). “Managing Credit Booms and Busts: A Pigouvian Taxation Approach”. NBER Working Paper N°16377.

Krishnamurthy, A. y A. Vissing-Jorgensen (2012). “The Aggregate Demand for Treasury Debt”. *Journal of Political Economy* 120: 233–67.

Krugman, P.R. (1998). “It’s Baaack: Japan’s Slump and the Return of the Liquidity Trap”. *Brookings Papers on Economic Activity* 1998(2): 137–206.

Lorenzoni, G. (2008). “Inefficient Credit Booms”. *Review of Economic Studies* 75: 809–33.

Lucas, R.E., Jr., y N.L. Stokey (1987). “Money and Interest in a Cash-in-Advance Economy”. *Econometrica* 55: 491–513.

Sergeyev, D. (2016). “Optimal Macprudential and Monetary Policy in a Currency Union”. Documento de Trabajo, Università Bocconi, marzo.

Shleifer, A. y R.W. Vishny (1992). “Liquidation Values and Debt Capacity: A Market Equilibrium Approach”. *Journal of Finance* 47: 1343–66.

Shleifer, A. y R.W. Vishny (2011). “Fire Sales in Finance and Macroeconomics”. *Journal of Economic Perspectives* 25(1): 29–48.

Stein, J.C. (2012). “Monetary Policy as Financial-Stability Regulation”. *Quarterly Journal of Economics* 127: 57–95.

Woodford, M. *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton, NJ: Princeton University Press.



---

## MEDICIÓN DE LOS EFECTOS DE LA POLÍTICA MONETARIA NO CONVENCIONAL SOBRE LOS PRECIOS DE ACTIVOS\*

Eric T. Swanson\*\*

### I. INTRODUCCIÓN

El 16 de diciembre de 2008, el Comité Federal de Mercado Abierto de la Reserva Federal de Estados Unidos (FOMC) recortó la tasa de los fondos federales (*fed funds*) —su instrumento tradicional de política monetaria— prácticamente a cero, en respuesta a la crisis financiera más grave que haya sufrido ese país desde la Gran Depresión. Dado que la moneda norteamericana tiene una tasa de interés cercana a cero, en esencia al Comité le resulta imposible proponer una tasa de política que sea significativamente menor que cero. Frente a esta restricción, conocida como el “piso cero” (ZLB)<sup>1</sup>, el FOMC comenzó a aplicar políticas monetarias alternativas “no convencionales”, con particular énfasis en una orientación de expectativas y compras de activos a gran escala (que defino más adelante). Aquí propongo un nuevo método para identificar y estimar los efectos de estos dos tipos principales de política monetaria no convencional.

Comprender las políticas monetarias no convencionales es importante tanto para quienes las administran como para quienes las estudian. Muchos bancos centrales alrededor del mundo se han visto restringidos por el piso cero para la tasa de interés nominal de corto plazo. Aquellos que lidian con esta limitación tienen que recurrir a medidas no convencionales si su objetivo es afectar los mercados financieros y/o la economía en general. Una comprensión cabal de los efectos de distintos tipos de política monetaria no convencional, entonces, permite a la autoridad y a los estudiosos analizar mejor la eficacia, las fortalezas y las debilidades de las distintas opciones de que disponen.

La eficacia de la política monetaria no convencional también es un determinante relevante del costo que trae aparejado la restricción del piso cero. Si dicha política es ineficaz, la restricción del piso cero para la tasa de interés resulta más costosa, y la autoridad tiene que hacer esfuerzos mayores para evitar que la tasa caiga a cero; por ejemplo, fijar una meta de inflación más alta, como proponen varios autores (Summers, 1991; Blanchard et al., 2010; *Wall Street*

---

\* Agradezco a Mike Woodford por alentarme a escribir este artículo, y a Sofía Bauducco, Joe Gagnon, Don Kim, Matt Roberts-Sklar, y en especial a quienes participaron en la conferencia anual del Banco Central de Chile (BCCCh) por los debates y útiles comentarios y sugerencias. Las opiniones aquí expresadas son solo mías y no reflejan necesariamente las de los individuos o grupos mencionados. Cualquier error u omisión es mi responsabilidad. El BCCCh proporcionó apoyo financiero para este proyecto.

\*\* University of California, Irvine. E-mail: eric.swanson@uci.edu

<sup>1</sup> Por zero lower bound. (N de T).

*Journal*, 2010; Ball, 2014). Por el contrario, si la política no convencional es muy eficaz, el piso cero resulta mucho menos costoso, o sea que la autoridad no necesita tomar acciones tan drásticas para evitar que ocurra en el futuro.

En este trabajo me concentro en medir los efectos de la orientación de expectativas y en particular los de las compras de activos a gran escala, puesto que son los principales tipos de política monetaria no convencional que utilizó la Reserva Federal (*Fed*) durante el reciente período de tasa de interés en el piso cero. La expresión “orientación de expectativas” (*forward guidance*) se refiere al comunicado del FOMC acerca de la probable trayectoria futura de la tasa de referencia por los siguientes trimestres o años. Las “compras de activos a gran escala” (o masivas) son compras de activos de más largo plazo realizadas por la *Fed* por valor de cientos de miles de millones de dólares, tales como bonos del Tesoro de EE.UU. e instrumentos con respaldo hipotecario (MBS)<sup>2</sup>. Ambas políticas tenían por objetivo rebajar las tasas de interés estadounidenses de más largo plazo, utilizando métodos que no supusieran modificar la tasa de los fondos federales. La *Fed* utilizó extensamente ambos tipos de política monetaria no convencional (cuadro 1). Cabe observar que, aparte de los principales anuncios de políticas monetarias no convencionales identificados en el cuadro 1, hubo cada vez más comunicaciones sobre las mismas, dirigidas a los mercados financieros tras casi todas las reuniones del Comité, tales como que alguna medida estaba en marcha, era probable que continuara, o podría requerir ajustes.

**Cuadro 1**

### Principales anuncios de políticas monetarias no convencionales por parte de la Reserva Federal, 2009–2015

Marzo 18, 2009	El FOMC anuncia que espera mantener la tasa de referencia entre 0 y 25 puntos base (pb) por “un extenso período”, y que comprará US\$750 mil millones en MBS, US\$300 mil millones de bonos de Tesorería de más largo plazo, y US\$100 mil millones de deuda de agencias (conocida como “Quantitative Easing 1” o “QE1”).
Noviembre 3, 2010	El FOMC anuncia que comprará US\$600 mil millones adicionales en bonos del Tesoro a más largo plazo (“QE2”).
Agosto 9, 2011	El FOMC anuncia que espera mantener la tasa de los fondos federales entre 0 y 25 pb “al menos hasta mediados del 2013”.
Septiembre 21, 2011	El FOMC anuncia que venderá US\$400 mil millones en bonos del Tesoro de corto plazo, y con lo recaudado comprará US\$400 mil millones en bonos del Tesoro de largo plazo (“Operación Twist”).
Enero 25, 2012	El FOMC anuncia que espera mantener la tasa de los fondos federales entre 0 y 25 pb “al menos hasta fines del año 2014”.
Septiembre 13, 2012	El FOMC anuncia que espera mantener la tasa de los fondos federales entre 0 y 25 pb “al menos hasta mediados del 2015”, y que comprará US\$40 mil millones mensuales en MBS por un tiempo indefinido.
Diciembre 12, 2012	El FOMC anuncia que comprará US\$45 mil millones mensuales en bonos del Tesoro a más largo plazo por un tiempo indefinido, y que espera mantener la tasa de los fondos federales entre 0 y 25 pb al menos mientras el desempleo permanezca por sobre el 6,5% y las expectativas de inflación estén acotadas.
Diciembre 18, 2013	El FOMC anuncia que comenzará a reducir sus compras de bonos del Tesoro de más largo plazo y de MBS a razón de US\$40 y 35 mil millones mensuales, respectivamente.
Diciembre 17, 2014	El FOMC anuncia que “puede tener paciencia” en lo que respecta a iniciar la normalización de la instancia de política monetaria.

<sup>2</sup> Por mortgage-backed securities (N de T).



Un importante desafío que se enfrenta a la hora de estimar los efectos de los anuncios de política monetaria no convencional es determinar la magnitud y el tipo de cada anuncio. Por ejemplo, muchos de los anuncios que aparecen en el cuadro 1 fueron previstos al menos en parte por los mercados financieros antes de su divulgación oficial. Dado que los mercados financieros tienen una mirada prospectiva, el componente previsto de cada anuncio no debería tener ningún efecto en los precios de activos; solo la parte no anticipada debería ser novedad para los mercados y tener algún efecto. Pero determinar la magnitud del componente sorpresa de cada anuncio del cuadro 1 es muy difícil, ya que no hay datos fiables sobre qué esperaban los mercados financieros de cada anuncio de la *Fed*<sup>3</sup>.

Otro tema relacionado es que el FOMC puede a veces sorprender a los mercados por su pasividad antes que por sus acciones. Por ejemplo, el 18 de septiembre de 2013, una amplia porción de los mercados pensaba que el FOMC comenzaría a reducir sus compras de activos, pero el FOMC decidió no hacerlo, lo que los tomó por sorpresa y tuvo importantes efectos en los precios de activos a pesar de no haber anunciado medida alguna<sup>4</sup>. Esto implica que incluso fechas que no aparecen en la lista del cuadro 1 podrían haber producido una sorpresa importante en los mercados financieros y afectado los precios de los activos y la economía.

Determinar a qué tipo de medida corresponde un anuncio (orientación de expectativas o compra de activos a gran escala) también entraña grandes dificultades. Por ejemplo, muchos de los anuncios del cuadro 1 contienen claramente noticias importantes sobre ambos tipos de política, lo que complica la tarea de descifrar qué parte corresponde a cuál en tales fechas. Aun en el caso de un anuncio aparentemente preciso, puede haber participación de ambos tipos de política: en particular, varios autores han argumentado que las compras masivas afectan la economía por la vía de modificar las expectativas del mercado sobre la trayectoria futura de la tasa de referencia (Woodford, 2012; Bauer y Rudebusch, 2014). En la medida en que este canal esté operativo, aun un anuncio inequívoco de compra de activos podría tener implicancias de orientación futura. Esto hace más difícil desenmarañar ambos tipos de política que lo que parece a primera vista.

En este artículo, abordo estos problemas adaptando los métodos de Gürkaynak, Sack y Swanson (2005) (en adelante, GSS) al período de piso cero de EE.UU., entre los años 2009 y 2015. El problema que enfrentaron GSS era similar al problema que yo tengo aquí, en cuanto a que GSS intentaban identificar por

---

<sup>3</sup> En contraste, para la política monetaria convencional (un cambio en la tasa de referencia), los fondos federales a futuro y otros instrumentos de corto plazo del mercado financiero son buenas formas de medir las expectativas del mercado antes de cada anuncio. Véase Kuttner (2001); GSS (2005, 2007), entre otros.

<sup>4</sup> Por ejemplo, el *Wall Street Journal* publicó “Anuncio sin moderación sorprende a Wall Street”, y “Es revelador que Bernanke haya tenido vía libre para iniciar el proceso de moderación y haya escogido no hacerlo (...) La Fed tenía al mercado justo donde tenía que estar. La postergación de hoy tuvo el efecto de subir la marca” (*Wall Street Journal*, 2013b,c).

separado los efectos de dos dimensiones de la política monetaria: un cambio en la tasa corriente de los fondos federales y un cambio en la orientación de expectativas del FOMC. En el escenario de tasa de interés en el límite cero que considero aquí, también hay dos dimensiones de política monetaria, pero ahora son dos dimensiones distintas: un cambio en la orientación de expectativas y un cambio en las compras de activos (los cambios en la tasa de referencia no fueron un componente significativo de la política monetaria en este período, dada la restricción del piso cero para la tasa de interés de política).

Siguiendo a GSS, examino la respuesta de los mercados financieros en una ventana de 30 minutos alrededor de cada anuncio del FOMC entre los años 2009 y 2015, y luego computo los primeros dos componentes principales de dichas respuestas de los precios de activos. La idea es que la orientación de expectativas y las compras masivas de activos fueron, con mucho, los componentes más importantes de los anuncios del FOMC para los mercados financieros, por lo que sus efectos deberían ser bien capturados por los dos componentes principales de la respuesta de los precios de activos. Luego analizo todas las posibles rotaciones de estos dos componentes principales con el objetivo de encontrar la especificación en la que uno de los dos factores tiene la interpretación más clara como factor de “orientación de expectativas”, usando el efecto estimado de la orientación de expectativas previo al período de piso cero (computado con exactitud, como en GSS) como el referente de cómo deberían verse los efectos de la orientación de expectativas. El factor ortogonal restante puede luego interpretarse como la segunda dimensión principal de la política monetaria durante este período. Yo interpreto este segundo factor como una medición de los anuncios de compra de activos del FOMC y presento evidencia que apoya esta interpretación. Por ejemplo, represento gráficamente los dos factores — orientación de expectativas y compra masiva de activos— en el tiempo, y muestro que ajustan bastante bien características identificables de los anuncios del FOMC durante el período. De esta manera identifico por separado la magnitud de los componentes orientación de expectativas y compra masiva de activos de cada anuncio del FOMC desde enero del 2009 hasta junio del 2015.

Una vez identificados los anuncios de orientación de expectativas y compra masiva de activos por parte del FOMC, resulta sencillo estimar los efectos de cada tipo de anuncio sobre la respuesta de alta frecuencia de distintos tipos de precios de activos alrededor de dichos anuncios.

El resto del artículo se organiza como sigue. En la sección II, examino la metodología analítica de GSS, muestro cómo adaptarla al reciente período de tasa de interés en el piso cero, y describo los datos. En la sección III realizo el principal análisis por componentes y hago rotar los factores como describí antes. Represento gráficamente los factores estimados a través del tiempo y reviso su relación con rasgos identificables de los principales anuncios del FOMC sobre el período de piso cero, mostrando que mis estimaciones de los anuncios de orientación de expectativas y compra masiva de activos parecen estar bien identificados y ser informativos. En la sección IV, estimo los efectos de estos anuncios sobre la rentabilidad de los bonos del Tesoro, los precios de acciones,



las paridades y los retornos y *spreads* de los bonos corporativos. En la sección V comento las implicancias de mis hallazgos para la política monetaria futura.

## II. METODOLOGÍA Y DATOS

Mi metodología aquí consiste en dos etapas principales. En primer lugar, extiendo el análisis de Gürkaynak, Sack y Swanson (2005) hasta el 16 de diciembre de 2008, que fue la última vez que el FOMC anunció que modificaría la meta para la tasa de los fondos federales. (Después de esa fecha, la tasa de referencia estuvo esencialmente en cero, y el FOMC no pudo o no quiso rebajar la tasa aun más). Este hecho me permite identificar y estimar los efectos de los cambios en la tasa de los fondos federales y de los cambios en la orientación de expectativas durante “tiempos normales”, antes de la restricción del piso cero para la tasa de interés<sup>5</sup>. En segundo lugar, adapto la metodología de GSS al período de piso cero entre enero del 2009 y junio del 2015, durante el cual el FOMC nunca modificó la tasa de política, pero hizo múltiples anuncios de política monetaria no convencional que incluían orientación de expectativas y compras masivas de activos, como ilustra el cuadro 1. Así, utilizo la metodología de GSS aplicada a la muestra del período de piso cero, para identificar y estimar los efectos de ambos tipos de política durante este último período.

Luego alargo los datos de GSS hasta junio del 2015 con datos facilitados por personal de la Reserva Federal. La suma de ambas fuentes incluye la fecha de cada anuncio del FOMC entre julio de 1991 y junio del 2015, y la variación en una cantidad de precios de activos en una ventana de 30 minutos alrededor de cada anuncio<sup>6</sup>. Los precios de activos incluyen tasas de fondos federales a futuro (contratos con vencimiento al final del mes en curso y cada uno de los siguientes cinco meses), eurodólares a futuro (contratos con vencimiento cerca del final del trimestre en curso y cada uno de los siguientes siete trimestres), retornos de los bonos del Tesoro (a tres meses, seis meses, y dos, cinco, diez y 30 años), el mercado accionario (medido por S&P 500), y las paridades dólar-yen y dólar-euro.

Para replicar el análisis de GSS para el período anterior a la compra masiva de activos, me centro en las respuestas del primer y el tercer contrato de fondos

---

5 Mis resultados son muy similares si termino la muestra en diciembre del 2004 como hicieron GSS, o en diciembre del 2007.

6 La ventana parte 10 minutos antes del anuncio del FOMC y termina 20 minutos después del anuncio. El conjunto de datos también incluye la fecha y hora de los anuncios del FOMC y algunas respuestas de los precios de activos intradía tan antiguos como enero de 1990, pero los datos para las respuestas del retorno de los bonos del Tesoro comienzan en julio de 1991, y estos son parte importante de mi análisis. Además, como es estándar en la literatura, dejo fuera el anuncio del FOMC del 17 de septiembre de 2001, que se hizo luego de que los mercados financieros habían cerrado varios días tras los recientes ataques terroristas. También incluyo el anuncio de la Reserva Federal del 25 de noviembre de 2008, de que comenzaría a comprar MBS y deuda de empresas estatales (el inicio de “QE1”). Aunque este anuncio no lo hizo el mismo FOMC, todos los siguientes anuncios de compra de activos los hizo el FOMC, de modo que lo incluyo con los demás. Sin embargo, incluir o no este anuncio no pone ni quita a mis resultados.

federales a futuro; del segundo, tercer y cuarto contrato de eurodólares a futuro; y del retorno de los bonos del Tesoro a dos, cinco y diez años a cada anuncio del FOMC desde julio de 1991 hasta diciembre del 2008. Los dos contratos de fondos federales a futuro se pueden escalar para entregar una buena estimación de lo que espera el mercado en cuanto a cuál será la tasa de los fondos federales tras la reunión actual y la próxima del FOMC (detalles en GSS, 2005). Los contratos dos, tres y cuatro de eurodólares a futuro entregan información sobre la expectativa del mercado respecto de la trayectoria de la tasa de los fondos federales en el horizonte de alrededor de cuatro meses a un año<sup>7</sup>. Los retornos de los bonos del Tesoro a dos, cinco y diez años entregan información sobre las expectativas respecto de la tasa de interés y los premios por riesgo a horizontes más largos, de uno a diez años.

Estas respuestas de los precios de activos a los anuncios del FOMC se pueden representar en una matriz  $X$ , cuyas filas corresponden a los anuncios del FOMC y cuyas columnas corresponden a las tasas de distintos futuros y a los retornos de los bonos del Tesoro. Dado que entre julio de 1991 y diciembre del 2008 se produjeron 159 anuncios del FOMC y me concentro en ocho respuestas de los precios de activos, las dimensiones de la matriz  $X$  son  $159 \times 8$ .

Al igual que GSS, aquí utilizo el análisis de componente principal para estimar los dos factores que componen la contribución más importante a la variación de  $X$ . La idea es que las respuestas de los precios de activos en  $X$  son bien descritas por un modelo de factores

$$X = F\Lambda + \varepsilon, \tag{1}$$

donde  $F$  es una matriz de  $159 \times 2$  que contiene dos factores,  $\Lambda$  es una matriz de  $2 \times 8$  de cargas de las respuestas de los precios de activos sobre los dos factores, y  $\varepsilon$  es una matriz de  $159 \times 8$  de residuos de ruido blanco. Si  $F$  denota los primeros dos componentes principales de  $X$ , las dos columnas de  $F$  representan los dos componentes de los anuncios del FOMC que produjeron los impactos más fuertes sobre los activos en  $X$  en el período de julio de 1991 a diciembre del 2008.

Aunque los primeros dos componentes principales de  $X$  explican una fracción máxima de la variación de  $X$ , son solo una descomposición estadística y típicamente

---

<sup>7</sup> La razón por la que me centro en algunas y no en todas las posibles tasas de contratos futuros en el conjunto de datos es para tratar de evitar la superposición de contratos, ya que están altamente correlacionados por motivos más técnicos que de política. Al realizar el principal análisis de componentes de los datos siguientes, los contratos futuros muy correlacionados tienden a aparecer como factor común, lo que no tiene interés si la correlación proviene de un traslape de contratos antes que de la conducción de la política monetaria. Por ejemplo, los anuncios del FOMC generalmente ocurren con seis a ocho semanas de diferencia, entonces esencialmente no se gana nada con incluir el segundo contrato de fondos federales a futuro si ya está el primero: el segundo contrato de fondos federales a futuro tiene una correlación altísima con el primero, una vez que este ha sido escalado para representar la resolución de la última reunión del FOMC. Igualmente, incluir el primer contrato de eurodólares a futuro prácticamente no aportaría información adicional más allá de los contratos de fondos federales a futuro primero y tercero. Sigo los pasos de GSS y cambio de contratos futuros de fondos federales a eurodólares en un horizonte de alrededor de dos trimestres, porque los futuros de eurodólares fueron mucho más líquidos en este período muestral que los futuros de fondos federales a plazos mayores, por lo que probablemente son una forma mejor de medir las expectativas del mercado financiero sobre los horizontes más largos (ver GSS, 2007).

no tienen interpretación estructural. Con el fin de asociar una columna de  $F$  con cambios en la tasa de los fondos federales y la otra columna con cambios en la orientación de expectativas (que es una interpretación estructural), se necesita transformar la matriz de factores  $F$  para ajustarla a esta interpretación.

Con este objetivo en mente, obsérvese que, si  $F$  y  $\Lambda$  caracterizan los datos  $X$  en la ecuación (1) y  $U$  es cualquier matriz ortogonal de  $2 \times 2$ , entonces la matriz  $\tilde{F} \equiv FU$  y las cargas  $\tilde{\Lambda} \equiv U\Lambda$  representan un modelo de factores alternativo que se ajusta a los datos  $X$  con la misma exactitud que  $F$  y  $U$ , en el sentido que produce exactamente los mismos residuos  $\varepsilon$  en la ecuación (1)<sup>8</sup>. Lo ideal sería que las dos columnas de  $F$  correspondieran a los cambios en la tasa de los fondos federales y a los cambios en la orientación de expectativas, como mencioné anteriormente. Si bien los primeros dos componentes principales de  $X$  por lo general no tienen esta interpretación, podemos escoger una matriz de rotación  $U$  tal que los factores rotados  $\tilde{F}$  sí tengan esa interpretación. En particular, podemos escoger  $U$  tal que, si  $\tilde{f}_1$  y  $\tilde{f}_2$  son las dos columnas de  $\tilde{F}$ , entonces  $\tilde{f}_2$  no tenga ningún efecto sobre la tasa corriente de los fondos federales<sup>9</sup>. Esto implica que toda la variación de la tasa corriente de los fondos federales (hasta los residuos de ruido blanco  $\varepsilon$ ) en respuesta a los anuncios del FOMC se debe a cambios en el primer factor  $\tilde{f}_1$ . Así, se puede interpretar el factor  $\tilde{f}_1$  como el componente sorpresa del cambio en la meta del FOMC para la tasa de los fondos federales. El segundo factor,  $\tilde{f}_2$ , corresponde entonces a toda la demás información contenida en los anuncios del FOMC, más allá del cambio sorpresa en la tasa de los fondos, que cambió las expectativas del mercado financiero respecto de la trayectoria futura de la tasa de los fondos federales. Por lo tanto, se puede ver  $\tilde{f}_2$  como la “orientación de expectativas” por parte del FOMC<sup>10</sup>. Como muestran GSS, el segundo factor  $\tilde{f}_2$  así identificado, corresponde bastante a los cambios importantes en los comunicados del FOMC acerca de su estimación para la trayectoria futura de la política monetaria, respaldando la interpretación de  $\tilde{f}_2$  como el cambio en la orientación de expectativas del FOMC.

A continuación adapto esta metodología al período de piso cero en Estados Unidos, entre enero del 2009 y junio del 2015. Al igual que en GSS y como ya vimos, genero una matriz de datos  $X$  cuyas filas corresponden a los anuncios entre enero del 2009 y junio del 2015, y cuyas columnas corresponden a las respuestas de las tasas de distintos contratos a futuro y de los retornos a los bonos en una ventana angosta de 30 minutos alrededor de cada anuncio. Excluyo del análisis, sin embargo, los contratos de fondos federales a futuro primero y tercero, y el segundo de eurodólares a futuro, porque son a plazos tan cortos

---

8 Las escalas de  $F$  y  $\Lambda$  también son indeterminadas: si  $k$  es cualquier escalar,  $kF$  y  $\Lambda/k$  también se ajustan a los datos  $X$  exactamente tan bien como  $F$  y  $\Lambda$ . Tradicionalmente, la escala de  $F$  se normaliza de modo que cada columna tenga varianzas unitarias.

9 En otras palabras,  $\tilde{\lambda}_{21} = 0$ , donde  $\tilde{\lambda}_{ij}$  denota el elemento  $(i, j)$ ésimo de  $\tilde{\Lambda}$ , de manera que el contrato de fondos federales a futuro del mes en curso no se ve afectado por las variaciones en el segundo factor.

10 GSS llaman a  $\tilde{f}_1$  el “factor meta” y a  $\tilde{f}_2$  “el factor trayectoria” porque se relacionan con la trayectoria futura de la tasa de los fondos federales, pero hoy se conoce más el último como “orientación de expectativas”.

que en esencia no responden a las noticias recibidas durante el período de piso cero<sup>11</sup>. La matriz  $X$  que construyo para la muestra del piso cero tiene entonces las dimensiones  $52 \times 5$ , correspondientes a los 52 anuncios del FOMC publicados en el período y cinco respuestas distintas de los precios de activos: los contratos tercero y cuarto de eurodólares a futuro, y los retornos de los bonos del Tesoro a dos, cinco y diez años.

Al igual que en GSS y como ya indiqué, extraigo los primeros dos componentes principales de la matriz  $X$ . Estos son las dos características de los anuncios del FOMC entre el 2009 y mediados del 2015 que más modificaron las cinco tasas de rendimiento enumeradas arriba. Igualmente, estos dos componentes principales no tienen una interpretación estructural en general. Sea  $F^{zlb}$  la matriz de  $52 \times 2$  de componentes principales;  $U$  una matriz ortogonal de  $2 \times 2$ ;  $\tilde{F}^{zlb} \equiv F^{zlb}U$ ; y  $\tilde{f}_1^{zlb}$  y  $\tilde{f}_2^{zlb}$  las columnas primera y segunda de  $\tilde{F}^{zlb}$ . Exploro en todas las posibles matrices de rotación  $U$  para encontrar aquella en la que el primer factor rotado es  $\tilde{f}_1^{zlb}$  lo más cercano posible (en términos de sus efectos en los precios de activos) al “factor de orientación de expectativas”  $\tilde{f}_2^{zlb}$  estimado previamente (con la muestra de 1991 al 2008)<sup>12</sup>. El supuesto de identificación es tal que el efecto de la orientación de expectativas en las tasas de interés de mediano y largo plazo durante el período de piso cero es casi el mismo efecto del período anterior a la compra masiva de activos entre 1991 y el 2008. Luego, el factor remanente,  $\tilde{f}_2^{zlb}$ , corresponde al componente de los anuncios del FOMC, más allá de los cambios en la orientación de expectativas, que tienen el mayor impacto en las tasas de interés de mediano y largo plazo. Resulta natural pensar que este segundo factor corresponde a las compras masivas de activos por parte del FOMC.

El supuesto crucial tras esta identificación es que la orientación de expectativas tiene esencialmente los mismos efectos sobre las tasas de interés de mediano y largo plazo antes y después de la compra masiva de activos. Este supuesto ha sido objeto de debate, pero aporta un punto de partida natural para mi análisis, y parece funcionar muy bien, como mostraré. Así, para cada anuncio del FOMC entre enero del 2009 y junio del 2015, puedo identificar por separado los componentes de orientación de expectativas y de compra masiva de activos. Una vez que he identificado ambos componentes por separado, resulta fácil estimar los efectos de cada componente sobre los precios de activos utilizando regresiones de mínimos cuadrados ordinarios.

11 Los contratos de fondos federales a futuro primero y tercero corresponden a la tasa esperada de los fondos a uno y tres meses, respectivamente, y el segundo contrato de eurodólares a futuro corresponde a la tasa esperada en alrededor de tres a seis meses. Como muestran Swanson y Williams (2014), las tasas de interés a estos plazos tan cortos esencialmente dejaron de responder sistemáticamente a las noticias entre los años 2009 y 2012 (el final de su muestra), y esto se mantiene hasta mediados del 2015.

12 Dicho de otro modo, escojo la matriz de rotación  $U$  que cuadra con las cargas de factores  $\tilde{\lambda}_{11}^{zlb}$ ,  $\tilde{\lambda}_{12}^{zlb}$ ,  $\tilde{\lambda}_{13}^{zlb}$ ,  $\tilde{\lambda}_{14}^{zlb}$ , y  $\tilde{\lambda}_{15}^{zlb}$  a  $\tilde{\lambda}_{24}$ ,  $\tilde{\lambda}_{25}$ ,  $\tilde{\lambda}_{26}$ ,  $\tilde{\lambda}_{27}$ , y  $\tilde{\lambda}_{28}$  con la mayor cercanía posible, en el sentido de la mínima distancia euclidiana.



### III. ORIENTACIÓN DE EXPECTATIVAS Y COMPRA MASIVA DE ACTIVOS EN LOS ANUNCIOS DEL COMITÉ FEDERAL DE MERCADO ABIERTO

A continuación reporto los resultados de esta metodología aplicada al período previo a la compra masiva de activos y luego al período de compra masiva de activos propiamente tal.

#### 1. La tasa de los fondos federales y los factores de orientación de expectativas antes de la compra masiva de activos

El cuadro 2 muestra las matrices de factores rotadas  $\tilde{\Lambda}$  del procedimiento de estimación arriba descrito. Las primeras dos filas contienen los resultados del período pre-compra de activos, esto es, de julio de 1991 a diciembre del 2008. Cada factor,  $\tilde{f}_1$  y  $\tilde{f}_2$ , es normalizado para tener una desviación estándar unitaria para la muestra, de manera que los coeficientes del cuadro están en unidades de puntos base (pb) por desviación estándar de cambio en el instrumento de política monetaria. Se estima que el aumento de una desviación estándar en la tasa de los fondos federales en este período causa que la tasa corriente de los fondos federales aumente unos 8,6 pb, que la tasa esperada para la próxima reunión del FOMC aumente unos 6,2 pb, que las tasas de los eurodólares a futuro al segundo, tercer y cuarto trimestre suban 5,9 pb, 5,6 pb y 4,8 pb, respectivamente, y que los retornos de los bonos del Tesoro a dos, cinco y diez años se incrementen en 3,8 pb, 1,9 pb y 0,7 pb, respectivamente. Así, un cambio inesperado en la tasa de los fondos federales tiene su máximo efecto en la parte corta de la curva de rendimiento y se extingue monotónicamente a medida que se alarga el plazo de la tasa de interés.

**Cuadro 2**

#### Efectos estimados de anuncios de política monetaria convencional y no convencional sobre las tasas de interés antes y después de diciembre del 2008

(puntos base)

	FF-1	FF-3	ED-2	ED-3	ED-4	T-2	T-5	T-10
<b>Julio 1991–diciembre 2008:</b>								
(1) Cambio en la tasa de fondos federales	8,55	6,23	5,88	5,59	4,81	3,79	1,91	0,68
(2) Cambio en orientación de expectativas	0	1,18	4,23	5,42	6,12	5,08	5,2	4,02
<b>Enero 2009–junio 2015:</b>								
	<b>b. Rezago promedio</b>							
(3) Cambio en orientación de expectativas	—	—	—	3,18	4,15	3,33	4,24	2,35
(4) Cambio en compra de activos	—	—	—	-0,73	-0,99	-1,27	-4,9	-7,46
(5) Fila 3, reescalada	—	—	—	4,68	6,11	4,89	6,24	3,45

Fuente: Elaboración propia.

Los coeficientes corresponden a elementos de la matriz de carga  $\Lambda$  de la ecuación (1), en puntos base por cambio de una desviación estándar en el instrumento de política monetaria, salvo en la fila 5 que está reescalada. FF-1 y FF-3 denotan los cambios escalados en los contratos de fondos federales a futuro primero y tercero, respectivamente; ED-2, ED-3 y ED-4 denotan los cambios en los contratos de eurodólares a futuro segundo, tercero y cuarto; y T-2, T-5 y T-10 son cambios en el retorno de los bonos del Tesoro a dos, cinco y diez años. Para detalles, véase el texto.

Los efectos de la orientación de expectativas (segunda fila) son bien distintos. Por construcción, un *shock* al factor de orientación de expectativas no afecta la tasa corriente de los fondos federales. Al aumentar el plazo, sin embargo, los efectos aumentan hasta alcanzar su máximo en un horizonte de alrededor de un año, y luego desaparecen levemente a plazos mayores. Esto es, el efecto de un cambio en la orientación de expectativas tiene más o menos la forma de una joroba en la curva de rendimiento. Para retornos a más largo plazo, como los de los bonos a cinco y a diez años, un cambio en la orientación de expectativas es una fuente de variación muchísimo más importante que un cambio en la tasa de los fondos federales, como destacaban originalmente GSS.

## 2. Orientación de expectativas y factores de compra masiva de activos durante el período de piso cero para la tasa de interés

Las filas tercera y cuarta del cuadro 2 reportan las cargas rotadas  $\Lambda$  para el período de piso cero entre enero del 2009 y junio del 2015. La tercera fila muestra los efectos de un cambio de una desviación estándar en la orientación de expectativas sobre los contratos de eurodólares tercero y cuarto y el retorno de los bonos del Tesoro a dos, cinco y diez años. Por construcción, estos coeficientes cuadran con los de la segunda fila tanto como es posible, hasta un factor constante de escala, de modo que el efecto de la orientación de expectativas tiene forma de joroba a horizontes intermedios de alrededor de un año. Para referencia, la quinta fila presenta los coeficientes de la tercera fila reescalados, para facilitar la lectura de su correspondencia con la segunda.

La cuarta fila presenta los efectos de un aumento de una desviación estándar en las compras de activos por parte del FOMC. Normalizo el signo de este factor de manera que un aumento de las compras provoque una caída de la tasa de interés. El efecto sobre el retorno es relativamente bajo a horizontes cortos y medianos, pero aumenta sostenidamente con el plazo, exactamente lo contrario de un cambio en la tasa corriente de los fondos federales. A un horizonte de un año, el efecto de la compra de activos es de apenas 1 pb, pero para el T-10, el efecto es más de siete veces: casi 7,5 pb.

## 3. Correspondencia entre los factores y anuncios destacados del FOMC

El gráfico 1 muestra las series de tiempo de los valores estimados para los factores de orientación de expectativas y compra masiva de activos para cada anuncio del FOMC entre enero del 2009 y junio del 2015. La línea azul cortada representa el factor de orientación de expectativas, y la línea naranja continua es el factor de compra de activos. Para hacer más intuitiva la interpretación del factor de compra de activos, la escalo por  $-1$  en el gráfico, de modo que un aumento en la compra de activos aparezca con valor negativo; esta convención de los signos implica que un valor positivo en el gráfico corresponde a una contracción de política monetaria, y un valor negativo corresponde a un relajamiento. Las leyendas del gráfico ayudan a explicar algunas de las observaciones mayores.

La mayor y más sorprendente observación del gráfico es el anuncio de compra de activos de 5,5 desviaciones estándares negativas el 18 de marzo de 2009,

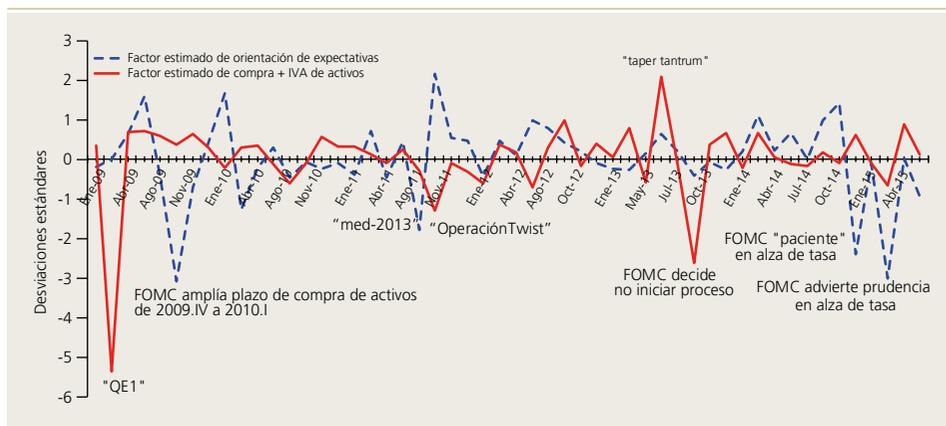
cerca del inicio de la muestra de compra masiva de activos. Dicha observación corresponde al día en que el FOMC anunció su primer programa de compra de activos, que la prensa llamó “QE1”<sup>13</sup>. El cuadro 1 enumera los principales elementos de este programa, y el anuncio parece haber tomado muy por sorpresa a los mercados financieros, dado el enorme tamaño estimado del factor ese día. Obsérvese que mi procedimiento para identificar anuncios de orientación de expectativas versus anuncios de compra de activos atribuye los efectos de este anuncio al segundo factor. Como este anuncio del FOMC puso tanto énfasis en la compra de activos, mi identificación parece funcionar bien hasta aquí.

La línea azul cortada corresponde al factor de orientación de expectativas, y la línea naranja al de compras de activos, y, en el tiempo. Los anuncios más destacados del FOMC se etiquetan en el gráfico para referencia. El factor de compra de activos se multiplicó por  $-1$ , o sea que los valores positivos corresponden a alzas de la tasa de interés. Para más detalles, véase el texto.

También es interesante el hecho de que el siguiente programa del FOMC, el “QE2” descrito en el cuadro 1, no figure como evento importante en el gráfico 1, quizá porque los mercados financieros se lo esperaban. Alrededor del anuncio del 3 de noviembre de 2010 prácticamente no hay efecto estimado, pues las tasas de interés incluidas en la estimación apenas si respondieron al anuncio. Aunque el programa QE2 anunciado era de alrededor de la mitad que el anterior QE1 en cuanto a la cantidad comprada, el componente sorpresa del anuncio aparece como muy inferior.

Gráfico 1

### Estimación de los factores de orientación de expectativas y compra masiva de activos, 2009–2015



Fuente: Elaboración propia.

Línea azul cortada corresponde al factor de orientación de expectativas; línea roja a compras de activos,  $\tilde{f}_1^{sb}$  y  $\tilde{f}_2^{sb}$ , en el tiempo. Principales anuncios del FOMC se etiquetan en el gráfico para referencia. El factor de compra de activos se multiplicó por  $-1$ , o sea que los valores positivos corresponden a alzas de la tasa de interés. Para más detalles, véase el texto.

13 El programa de expansión cuantitativa (QE1, por “Quantitative Easing”) comenzó el 25 de noviembre de 2008, cuando la Fed anunció que compraría US\$600 mil millones en instrumentos con respaldo hipotecario y US\$100 mil millones en deuda emitida por empresas relacionadas con el mundo hipotecario y patrocinadas por el gobierno. La expresión “QE1” puede referirse tanto a este programa como a su gigantesca expansión anunciada el 18 de marzo de 2009.

El siguiente evento importante en el gráfico 1 es el anuncio de orientación de expectativas de tres desviaciones estándares negativas el 23 de septiembre de 2009. Ese día, el FOMC comunicó que cambiaría la fecha de término de su programa de compra de activos a tres meses más, del 2009.IV hasta el 2010.I. Leyendo el comunicado del FOMC no queda claro si el anuncio debería tomarse como de orientación de expectativas o compra de activos, o ambas. Sin embargo, mi identificación caracteriza este anuncio como orientación de expectativas, por la respuesta de los mercados financieros (las tasas de interés de corto plazo respondieron más que las de plazos más largos). Cabe recordar que la economía estadounidense comenzaba a recuperarse a fines del 2009, y los mercados financieros esperaban que el FOMC comenzara a subir la tasa de referencia en unos pocos trimestres (Swanson y Williams, 2014), pero no antes de un par de reuniones después de haber completado el programa de compra de activos. Así, el mercado interpretó la ampliación del plazo del programa como que la tasa de los fondos federales también tardaría en subir.

Otra fecha interesante en el gráfico 1 es el 9 de agosto de 2011. Ese anuncio marcó la primera orientación de expectativas explícita (no implícita) sobre la trayectoria probable de la tasa de los fondos federales en los trimestres siguientes. En él, como describe el cuadro 1, el FOMC comunicó que esperaba que el nivel de entonces (prácticamente cero) sería apropiado “al menos hasta mediados del 2013”, para lo que faltaban casi dos años. Estimo este anuncio como una sorpresa de dos desviaciones estándares negativas en la orientación de expectativas, esencialmente sin componente de compra masiva de activos.

El anuncio siguiente del FOMC, el 21 de septiembre de 2011, corresponde a la “Operación Twist”, descrita en el cuadro 1, un programa con el que el FOMC vendió alrededor de US\$400 mil millones en bonos del Tesoro de corto plazo de su cartera y utilizó lo recaudado para comprar gran cantidad de bonos del Tesoro de largo plazo. Como se aprecia en el gráfico 1, estimo que este anuncio tiene elementos tanto de compra de activos como de orientación de expectativas: un efecto compra de activos de 1,3 desviaciones estándares negativas (intuitivo), y un efecto orientación de expectativas de dos desviaciones estándares positivas, talvez inesperado. Este último efecto se debe a que las tasas de interés de plazos más cortos aumentaron en respuesta al anuncio del FOMC, presumiblemente debido a un cambio en los premios por riesgo de los instrumentos, causado por el importante aumento de las expectativas de ventas de la *Fed*. Si bien probablemente este no sea un ejemplo de orientación de expectativas del FOMC por sí mismo, en los datos sí se asemeja a la orientación de expectativas en la inusual implicancia del anuncio en los retornos de los bonos del Tesoro de corto plazo. En consecuencia, aunque se podría argumentar que mi identificación no hace esta sutil distinción en esta fecha en particular, las estimaciones que emanan de la identificación son intuitivos y razonables.

Para el 19 de junio de 2013, estimo una caída sustancial, de dos desviaciones estándares en el factor compra de activos (positivo en el gráfico 1 porque representa una contracción de la política monetaria). El comunicado del FOMC de ese día casi no varía, pero, como reportó el *Wall Street Journal*, el FOMC publicó proyecciones económicas junto con el comunicado que mostraban un alza



sustancial en la proyección económica del FOMC. Considerando comentarios anteriores del entonces presidente de la *Fed*, Ben Bernanke, sobre que el FOMC podría comenzar pronto a moderar sus compras de activos, los mercados interpretaron el hecho como una señal de que la moderación era inminente. Por ejemplo, el *Wall Street Journal* reportó que “los precios de los bonos se desplomaron, lanzando el retorno del T-10 a su máximo de 15 años, pues la *Fed* subió su proyección de crecimiento para la economía estadounidense (...) El mayor crecimiento de EE.UU. es ampliamente percibido por el mercado como un anuncio de que la *Fed* pondrá término anticipado a su programa de comprar US\$85 mil millones en bonos todos los meses...” (*Wall Street Journal*, 2013a). Este episodio se enmarca en el período conocido como “taper tantrum” del verano boreal del 2013, y parece estar correctamente identificado por mi procedimiento como un aumento de las tasas de interés causado por el factor compra masiva de activos.

La otra cara de este anuncio se vio el 18 de septiembre del 2013, cuando la opinión pública esperaba que el FOMC comenzara a moderar sus compras de activos, pero optó por no hacerlo. El *Wall Street Journal* reportó que esto tomó a *Wall Street* por sorpresa, y que “La medida, que se produce después de que la *Fed* pasó meses alertando al público de que podría empezar a recortar su programa de compra de bonos por US\$85 miles de millones de dólares al mes en la reunión de política de septiembre, es el último de una serie de cambios de dirección sorpresivos de los políticos de Washington que han revuelto los mercados en los últimos días” (*Wall Street Journal*, 2013b,c)<sup>14</sup>. La inesperada decisión del FOMC de no moderar sus compras de activos parece estar correctamente identificada en mis estimaciones como un aumento en las compras masivas de activos (representado como valor negativo en el gráfico 1 dado que es un relajamiento de política monetaria).

Cerca del final de mi muestra, el 17 de diciembre de 2014, los mercados esperaban que el FOMC eliminara su declaración de que mantendría la tasa de referencia en prácticamente cero “por un tiempo considerable”. El FOMC no solo dejó intacta la frase, sino que anunció que “El Comité considera que puede ser paciente en cuanto a iniciar la normalización de la instancia de política monetaria”, la que era mucho más cauta que lo que esperaban los mercados financieros<sup>15</sup>. Este anuncio parece estar correctamente identificado en mi estimación como una caída grande, de 2,5 desviaciones estándares negativas, en la orientación de expectativas del FOMC.

Finalmente, el 18 de marzo de 2015, el FOMC hizo importantes recortes a sus proyecciones para el producto, la inflación y la tasa de los fondos federales, a mucho menos que lo esperado por el mercado. El mercado leyó las proyecciones

---

14 Ver nota de pie de página N°4.

15 Por ejemplo, “Los precios accionarios estadounidenses se dispararon... después de que la Reserva Federal emitió una declaración de política especialmente prudente al final de las reuniones del FOMC” (*Wall Street Journal*, 2014).

corregidas “como un signo de que la *Fed* se tomará su tiempo en subir el costo del endeudamiento para la economía” (*Wall Street Journal*, 2015a,b). Una vez más, mi estimación parece identificar correctamente este anuncio como un cambio sustancial, de tres desviaciones estándares negativas en la orientación de expectativas.

#### 4. Escala de los factores de orientación de expectativas y compra masiva de activos

Los factores de orientación de expectativas y compra de activos estimados arriba y representados en el gráfico 1 han sido normalizados para tener una desviación estándar unitaria para la muestra. Igualmente, las cargas del cuadro 2 son para estos factores normalizados, por lo que representan un efecto medido en puntos base por desviación estándar. Para la aplicación práctica de políticas, sin embargo, resulta más útil convertir estos factores a una escala menos abstracta y más tangible.

Para la orientación de expectativas, lo natural es pensar en el factor en términos de un efecto de 25 pb en la tasa del eurodólar a futuro a un año, ED-4. Nótese que un anuncio de orientación de expectativas de esta magnitud sería sumamente alto en términos históricos, equivalente a una sorpresa de seis desviaciones estándares durante el período de piso cero, o una sorpresa de cuatro desviaciones estándares en el período previo<sup>16</sup>. Para estimar los efectos de un anuncio de orientación de expectativas de esta magnitud, se pueden multiplicar los coeficientes de la tercera fila del cuadro 2 por un factor cercano a 6, lo que implica que los efectos sobre el retorno de los T-10 serían de alrededor de 25,5 y 14,2 pb, respectivamente. La interpretación es que, si el FOMC diera una orientación de expectativas para la tasa de los fondos federales un año adelante que fuera 25 pb menor que lo que esperaran los mercados financieros, los retornos del T-5 y del T-10 caerían unos 25,5 y 14,2 puntos base en promedio.

Para la compra de activos, nos gustaría que la unidad fueran mil millones de dólares de compras, transformación que resulta más difícil que una simple renormalización de los coeficientes del cuadro 2. Aun así, varias estimaciones que aparecen en la literatura sugieren que una operación de compra de activos de US\$600 mil millones, distribuida entre instrumentos del Tesoro de mediano y largo plazo, lleva a una caída cercana a 15 pb en el T-10 (véase, por ejemplo, Swanson, 2011, y tabla 1 en Williams, 2013). Utilizar esta estimación como referencia implica que los coeficientes de la cuarta fila del cuadro 2 corresponden a un anuncio sorpresa de alrededor de US\$300 mil millones en compra de activos. Parece razonable interpretar los coeficientes de la cuarta fila como que corresponden a un cambio en las compras de US\$300 mil millones. Por lo tanto, la interpretación es que, si el FOMC anunciara un nuevo programa de

---

<sup>16</sup> Curiosamente, mi estimación da que los anuncios de orientación de expectativas del FOMC fueron en promedio mayores antes del piso cero que durante, como se aprecia en el cuadro 2. Una posible explicación es que, una vez que el FOMC usó su orientación de expectativas para “mediados del 2013”, no hubo prácticamente ninguna actualización o novedad respecto de esta por varias reuniones. Igualmente, después de que el FOMC corrigió el mensaje para “fines del 2014”, tampoco hubo actualizaciones o novedades por varias reuniones, y así sucesivamente.



compra masiva de activos mayor por US\$300 mil millones que lo esperado por el mercado, los efectos serían de las magnitudes que presenta el cuadro 2 en su fila cuarta.

#### IV. EFECTOS DE LA ORIENTACIÓN DE EXPECTATIVAS Y DE LA COMPRA MASIVA DE ACTIVOS EN LOS PRECIOS DE ACTIVOS

Una vez que hemos identificado los componentes de orientación de expectativas y compra de activos en los anuncios del FOMC entre el 2009 y el 2015, resulta sencillo estimar los efectos de dichos anuncios en los precios de activos, utilizando regresiones de mínimos cuadrados ordinarios, como se ve a continuación.

##### 1. Bonos del Tesoro

El cuadro 3 muestra las respuestas de los retornos de los bonos del Tesoro a seis meses, dos, cinco, diez y 30 años ante los anuncios del FOMC según sus componentes de orientación de expectativas y compra de activos. Al igual que en los cuadros y gráficos anteriores, estos coeficientes están en unidades de puntos base por desviación estándar de sorpresa en el anuncio. Cada columna del cuadro presenta la estimación con regresiones de MCO de forma

$$\Delta_{yt} = \alpha + \beta \tilde{F}_t^{zlb} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

donde el subíndice  $t$  indica anuncios del FOMC entre enero del 2009 y junio del 2015, y denota el retorno del bono del Tesoro respectivo,  $\Delta$  denota el cambio en una ventana de 30 minutos alrededor de cada anuncio del FOMC,  $F^{zlb}$  denota los factores de orientación de expectativas y compra de activos estimados más arriba,  $\varepsilon$  es un residuo de la regresión, y  $\alpha$  y  $\beta$  son parámetros.

**Cuadro 3**

#### Efectos estimados de la orientación de expectativas y la compra de activos sobre retornos de bonos del Tesoro de EE.UU., 2009–2015

Vencimiento	6 meses	2 años	5 años	10 años	30 años
Cambio en orientación de expectativas	0,53***	3,33***	4,24***	2,35***	0,30
(error estándar)	(0,092)	(0,217)	(0,252)	(0,263)	(0,737)
[estadístico $t$ ]	[5,75]	[15,33]	[16,82]	[8,91]	[0,40]
Cambio en compra de activos	-0,08	-1,27***	-4,90***	-7,46***	-5,78***
(error estándar)	(0,080)	(0,077)	(0,556)	(0,453)	(0,493)
[estadístico $t$ ]	[-0,99]	[-16,48]	[-8,82]	[-16,47]	[-11,71]
$R^2$	0,47	0,93	0,94	0,97	0,77
Nº de observaciones	52	52	52	52	52

Fuente: Elaboración propia.

Coefficientes  $\beta$  de la regresión  $\Delta y_t = \alpha + \beta \tilde{F}_t^{zlb} + \varepsilon_t$ , donde  $t$  es el índice para anuncios del FOMC entre enero de 2009 y junio de 2015, y denota el retorno de un bono del Tesoro dado,  $\tilde{F}$  denota los factores de orientación de expectativas y compra de activos antes estimados, y  $\Delta$  es la variación intradía en una ventana de 30 minutos alrededor de cada anuncio del FOMC. Los coeficientes están en puntos base por variación de una desviación estándar en el instrumento de política monetaria. Entre paréntesis, error estándar heterocedástico de Huber-White; entre corchetes, estadístico  $t$ ; \*\*\*: Significancia estadística al 1% de confianza. Más detalles en el texto.

Las estimaciones punto para los bonos del Tesoro a dos, cinco y diez años del cuadro 3 son los mismos del cuadro 2, pero el cuadro 3 incluye además los estadísticos t y errores estándares heterocedásticos de Huber-White para cada coeficiente, de los cuales se desprende que las respuestas de dichos retornos tanto a la orientación de expectativas como a la compra de activos tienen una significancia estadística extraordinaria, con estadísticos t que van desde 8,8 hasta casi 17. Los  $R^2$  son también altos, más de 93%, de modo que estos dos factores explican parte importante de la variación de dichos retornos alrededor de los anuncios del FOMC.

El cuadro 3 agrega los resultados para los retornos de los bonos del Tesoro a seis meses y a 30 años, los que no se incluyeron en la estimación de los factores<sup>17</sup>. Las compras masivas de activos no tienen un efecto estadísticamente significativo sobre el retorno del bono a seis meses, y los efectos de la orientación de expectativas en este es estadísticamente significativo pero bajo, de alrededor de 0,5 pb por desviación estándar de sorpresa, menos de la sexta parte de la respuesta del T-2. Probablemente esto se debe a que el retorno del bono a seis meses estaba muy cerca de cero y bastante apático frente a las noticias durante gran parte del período (Swanson y Williams, 2014). En la medida en que el retorno del bono del Tesoro a seis meses estuvo clavado en cero por un trecho importante de la muestra, no cabe esperar una respuesta digna de mención frente a ningún tipo de anuncio.

#### Cuadro 4

#### Efectos estimados de la orientación de expectativas y la compra de activos sobre precios accionarios y paridades, 2009–2015

Vencimiento	S&P500	US\$/euro	US\$/yen
Cambio en orientación de expectativas	-0,19***	-0,25***	-0,20***
(error estándar)	(0,070)	(0,037)	(0,040)
[estadístico t]	[-2,68]	[-6,66]	[-5,04]
Cambio en compra de activos	0,20***	0,33***	0,37***
(error estándar)	(0,053)	(0,049)	(0,050)
[estadístico t]	[3,66]	[6,65]	[7,32]
$R^2$	0,27	0,67	0,80
Nº de observaciones	52	52	52

Fuente: Elaboración propia.

Coefficientes  $\beta$  de la regresión  $\Delta \log x_t = \alpha + \beta \tilde{F}_t^{zlb} + \varepsilon_t$ , donde  $t$  es el índice para anuncios del FOMC entre enero del 2009 y junio del 2015,  $x$  es precio de activos,  $\tilde{F}$  denota los factores de orientación de expectativas y compra de activos antes estimados, y  $\Delta$  es la variación intradía en una ventana de 30 minutos alrededor de cada anuncio del FOMC. Los coeficientes están en puntos porcentuales por variación de una desviación estándar en el instrumento de política monetaria. Entre paréntesis, error estándar heterocedástico de Huber-White; entre corchetes, estadístico t; \*\*\*: Significancia estadística al 1% de confianza. Más detalles en el texto.

17 No muestro aquí los resultados para el bono del Tesoro a tres años, porque en general no respondió a los eventos del período. Ver Swanson y Williams (2014).



El efecto de la orientación de expectativas en el retorno del bono del Tesoro a 30 años también es cuantitativamente pequeño y, en este caso, estadísticamente no significativo. En contraste con el bono a seis meses, el bono a 30 años no estuvo clavado en cero por ningún tiempo durante este período, o sea que el bajo coeficiente refleja el hecho de que aparentemente la orientación de expectativas tuvo muy poco efecto en el bono de plazo máximo durante el período de piso cero. El efecto de la compra de activos sobre el bono a 30 años, sin embargo, es grande y con una significancia estadística extraordinaria, con un estadístico  $t$  de casi 12. Curiosamente, los efectos de la compra de activos sobre el retorno del bono a 30 años no fueron tan grandes como lo fueron en el T-10, presumiblemente porque las operaciones de compra de activos del FOMC típicamente se concentraron en valores con vencimiento más cercano a los diez años.

## 2. Precios accionarios y paridades

El cuadro 4 presenta resultados análogos de las regresiones para el índice S&P 500 y las paridades dólar-euro y dólar-yen. Las regresiones tienen la misma forma que las de la ecuación (2), excepto que la variable dependiente de cada una ahora es 100 veces la variación logarítmica del precio de activos que aparece en cada columna.

Como se aprecia en el cuadro 4, tanto la orientación de expectativas como la compra masiva de activos tiene efectos estadísticamente significativos en los precios accionarios y en las paridades. En el caso de las acciones, un aumento de una desviación estándar en la orientación de expectativas hizo caer los precios en alrededor de 0,2%, mientras un aumento de una desviación estándar en la compra de activos hizo subir los precios accionarios en un monto similar. Estos dos coeficientes son altamente significativos estadísticamente, con estadísticos  $t$  de alrededor de 2,7 y 3,7, respectivamente, y ambos van en la dirección que cabe esperar de un modelo estándar de descuento de dividendos, dadas las respuestas de las tasas de interés reportadas en el cuadro anterior; esto es, un aumento en las tasas de interés reduce el valor presente de los dividendos de las acciones (y puede reducir el monto de los propios dividendos, si la economía se contrae), lo que tenderá a provocar una caída en los precios de las acciones. Por último, es interesante que el  $R^2$  de esta regresión sea mucho menor que los de los retornos de los bonos del Tesoro, debido a la volatilidad alta e idiosincrásica de los precios accionarios alrededor de los anuncios del FOMC.

Los efectos de la orientación de expectativas y de la compra de activos sobre el dólar están estimados con más precisión. El tipo de cambio dólar-euro y el tipo de cambio dólar-yen se expresan como dólares por euro y dólares por yen. Ante un aumento de una desviación estándar en la orientación de expectativas, el dólar se apreció alrededor de 0,2 a 0,25%, con alta significancia estadística: estadísticos  $t$  de cerca de 6,7 para el euro y 5 para el yen. Un aumento de una desviación estándar en la compra masiva de activos provocó una depreciación del dólar cercana a 0,35%, nuevamente con alta significancia estadística: estadísticos  $t$  de 6,6 y 7,3. Una vez más, los efectos tienen los signos que cabría esperar con una paridad descubierta de tasas de interés, dadas las respuestas

de las tasas de interés presentadas en el cuadro 3. Dicho de otro modo, un aumento en las tasas de interés de EE.UU. hace más atractivas las inversiones en dólares estadounidenses en relación con las inversiones extranjeras, y tiende a empujar hacia arriba el valor del dólar.

### 3. Retornos y *spreads* de los bonos corporativos

El cuadro 5 presenta los resultados para los retornos y *spreads* de los bonos corporativos. Estos bonos se transan con menos frecuencia que los bonos del Tesoro, las acciones y las monedas extranjeras, de manera que solo hay datos disponibles para el retorno de los bonos corporativos de frecuencia diaria. Las regresiones del cuadro 5, entonces, usan como variable dependiente la variación en un día del retorno o *spread* de dichos instrumentos alrededor de cada anuncio del FOMC. Para medir el retorno corporativo, considero los índices Aaa y Baa de los retornos de bonos corporativos desestacionalizados de Moody's.

Como se aprecia en la primera fila del cuadro, mi estimación sugiere que los cambios en la orientación de expectativas del FOMC no tuvo casi ningún efecto en los rendimientos de los bonos corporativos durante el período de piso cero. Las estimaciones punto de los retornos tanto de los Aaa como de los Baa son bajas (menos de medio punto base por variación de una desviación estándar en la orientación de expectativas) y estadísticamente no significativas. Dado que el rendimiento del T-10 responde con un aumento modesto al cambio en la orientación de expectativas, el efecto en el *spread* entre el bono del Tesoro y el corporativo es modestamente negativo, con una caída de entre 1 y 2 puntos base en respuesta a un aumento de la orientación, y este efecto es moderadamente significativo estadísticamente, con estadísticos *t* de 2,2 y 2,5.

Cuadro 5

#### Efectos estimados de la orientación de expectativas y la compra de activos sobre los retornos y *spreads* de bonos corporativos, 2009–2015

Vencimiento	Retorno		<i>Spread</i>	
	Aaa	Baa	Aaa 10 años	Baa 10 años
Cambio en orientación de expectativas	0,28	-0,33	-1,23**	-1,85**
(error estándar)	(0,580)	(0,755)	(0,558)	(0,743)
[estadístico <i>t</i> ]	[0,49]	[-0,44]	[-2,21]	[-2,49]
Cambio en compra de activos	-4,65***	-5,17***	4,25***	3,74***
(error estándar)	(0,373)	(0,577)	(0,546)	(0,911)
[estadístico <i>t</i> ]	[-12,48]	[-8,96]	[7,79]	[4,11]
$R^2$	0,44	0,49	0,56	0,55
Nº de observaciones	52	52	52	52

Fuente: Elaboración propia.

Coefficientes  $\beta$  de la regresión  $\Delta y_t = \alpha + \beta \tilde{F}_t^{ab} + \varepsilon_t$ , donde  $t$  es el índice para anuncios del FOMC entre enero del 2009 y junio del 2015,  $y$  denota el retorno o *spread* de un bono corporativo,  $\tilde{F}$  denota los factores de orientación de expectativas y compra de activos antes estimados, y  $\Delta$  es la variación en una ventana de un día alrededor de cada anuncio del FOMC. Los coeficientes están en puntos base por variación de una desviación estándar en el instrumento de política monetaria. Entre paréntesis, error estándar heterocedástico de Huber-White; entre corchetes, estadístico *t*; \*\*\*: Significancia estadística al 1% de confianza. Más detalles en el texto.



El efecto de la compra masiva de activos sobre el retorno de los bonos corporativos resultó mucho más grande y más significativo. Un incremento de una desviación estándar en la compra de activos provocó una caída cercana a los 5 pb en los retornos de los bonos tanto Aaa como Baa, y el efecto tuvo una significancia estadística extraordinaria. Sin embargo, el efecto de la compra de activos sobre el T-10 fue mayor que el efecto sobre los bonos corporativos, por lo que, de hecho, el *spread* entre los bonos corporativos y los del Tesoro aumentó en respuesta al programa de compra<sup>18</sup>. Este resultado imita los de otros estudios, como Krishnamurthy y Vissing-Jorgensen (2012) y Swanson (2011), según los cuales los programas de compra de activos de la *Fed* —que tienden a concentrarse en instrumentos del Tesoro estadounidense— empujan más hacia abajo los retornos de los bonos del Tesoro que los del sector privado.

Aun así, el efecto sobre los retornos de los bonos corporativos que estimo aquí es algo mayor que lo que encuentran los mencionados estudios. Por ejemplo, Swanson (2011) estimó una caída de 4 a 5 pb en los retornos de los bonos corporativos en respuesta a una compra de US\$600 mil millones en bonos del Tesoro, en tanto las estimaciones del cuadro 5 se acercan a 9 o 10 pb para una operación similar (suponiendo que el anuncio es de unas dos desviaciones estándares, como vimos antes). Una explicación para mis números más grandes puede ser que los programas recientes de compra de activos del FOMC solían incluir una cantidad importante de valores con respaldo hipotecario (MBS), junto con bonos del Tesoro. Estos MBS probablemente son mejores sustitutos de los bonos corporativos que los del Tesoro, por lo que cabría esperar que una compra de MBS tuviera un efecto relativamente mayor sobre el retorno de los bonos corporativos que una compra de solo bonos del Tesoro. Las anteriores estimaciones de Krishnamurthy y Vissing-Jorgensen (2012) y de Swanson (2011) fueron para compras masivas solo de bonos del Tesoro, por lo que cabría esperar efectos menores sobre los retornos privados que las compras masivas de ambos tipos de activos realizadas por el FOMC entre el 2009 y el 2015.

## V. CONCLUSIONES

He mostrado en este artículo cómo identificar y estimar los componentes de orientación de expectativas y de compra masiva de activos de cada anuncio del Comité Federal de Mercado Abierto (FOMC) entre el 2009 y el 2015, período en que la tasa de interés estuvo en su límite inferior, cero. Elaborando sobre un estudio anterior de Gürkaynak, Sack y Swanson (2005), estimé una serie de tiempo para cada tipo de anuncio de política monetaria no convencional,

---

18 La respuesta del T-10 del cuadro 2 se estima cercana a  $-7,5$  pb, en tanto el efecto implícito en el cuadro 5 es algo mayor, unos  $-8,9$  pb. Hay dos razones para esta diferencia: primera, las respuestas del cuadro 2 son en 30 minutos y las del cuadro 5 son en un día. La segunda es que el cuadro 2 usa el T-10 con cupón “on-the-run” y yo uso en el cuadro 5 el retorno estimado por Gürkaynak, Sack y Wright (2007) del T-10 con cupón cero. Este último retorno tiene una duración más larga que el bono a diez años con cupón, lo que debería cuadrar mejor con los bonos corporativos de largo plazo de los índices de Moody’s.

encontrando que estas series corresponden a características identificables de importantes comunicados del FOMC durante dicho período.

Utilicé estos anuncios identificados como de orientación de expectativas y de compra masiva de activos para estimar los efectos de cada tipo de política sobre los retornos de los bonos del Tesoro, los precios accionarios, las paridades, y los retornos y diferenciales de los bonos corporativos. Los resultados indican que la orientación de expectativas afectó los retornos de los bonos del Tesoro en todos los plazos menos los más largos, con efecto máximo en vencimientos de uno a cinco años. En contraste, los efectos de las compras masivas de activos aumentaban al aumentar el plazo, con efecto máximo en los plazos mayores, diez y 30 años. Las compras de activos tuvieron un efecto prácticamente nulo en los bonos del Tesoro más cortos.

Puedo concluir que la orientación de expectativas no afectó los bonos corporativos durante el piso cero. Por el contrario, la compra de activos tuvo efectos sustanciales y altamente significativos sobre sus retornos. Sin embargo, los efectos de la compra de activos sobre la deuda corporativa fue menor que sobre los bonos del Tesoro, de modo que el *spread* de los bonos corporativos de hecho aumentó cuando el FOMC aumentó la compra de activos. Este hallazgo es coherente con la literatura, y probablemente refleja el hecho de que los programas de compra de activos de la *Fed* se centraron principalmente en los bonos del Tesoro.

Las acciones tuvieron una reacción casi igual a los cambios en la orientación de expectativas y en la compra de activos durante el período de piso cero. Esto puede parecer raro, pues aparentemente la orientación de expectativas no tuvo mayor importancia para otros activos de plazo más largo, como el T-30 y los bonos corporativos. Ciertamente, la orientación de expectativas tuvo efectos mucho menores que la compra masiva en estos otros activos de larga duración.

Finalmente, resulta que tanto la orientación de expectativas como la compra masiva de activos tuvieron efectos significativos sobre las paridades, siendo la compra de activos un poco más importante. Un incremento en las tasas de interés de EE.UU. ocasionado por uno u otro componente provocó una apreciación del dólar, en concordancia con el canal estándar de la paridad descubierta de tasas de interés.

Hacia adelante, es natural preguntarse cuál política es más eficaz. La respuesta es: depende. En primer lugar, es difícil comparar la escala de los dos tipos de política; por ejemplo, una compra de activos por US\$100 mil millones, ¿es una operación grande o pequeña, mayor o menor que un cambio de 25 pb en la orientación de expectativas respecto de la tasa de los fondos federales a un año? Una forma natural de comparar magnitudes entre dos tipos de política es mirar su importancia histórica: entre los años 2009 y 2015, un cambio de una desviación estándar en la orientación de expectativas del FOMC correspondía a un cambio de alrededor de 6 pb en la tasa de política esperada a un año, en tanto un cambio de una desviación estándar en la compra de activos correspondía a un cambio de aproximadamente US\$300 mil millones en la compra de bonos.



Usando estas estimaciones como base de comparación, un cambio de una desviación estándar (6 pb) en la orientación de expectativas parece haber sido igualmente eficaz para modificar los retornos del Tesoro a mediano plazo, los precios accionarios y las paridades que un cambio de una desviación estándar (US\$300 mil millones) en la compra masiva de activos. Sin embargo, las compras de activos fueron más eficaces para alterar los retornos de los bonos del Tesoro y corporativos de largo plazo, mientras que la orientación de expectativas fue más eficaz en el caso de los retornos de los bonos del Tesoro a plazos más cortos.

Finalmente, el presente análisis sugiere al menos tres caminos para investigación futura. Primero, sería importante analizar la persistencia de los efectos estimados. Wright (2012) no distingue entre orientación de expectativas y compra de activos, pero encuentra que la política monetaria no convencional en general tuvo efectos que se disiparon con una vida media de apenas dos a tres meses entre noviembre del 2008 y septiembre del 2011. En una investigación en curso, estoy estudiando la persistencia de los efectos de la orientación de expectativas y de la compra masiva de activos sobre los mercados financieros entre el 2009 y el 2015. Segundo, las series de tiempo de los anuncios de orientación de expectativas y compra de activos estimados arriba se pueden utilizar para investigar los efectos de estos anuncios en variables tanto macroeconómicas como financieras, lo que también estoy explorando. Tercero, el análisis de este trabajo no entrega luz sobre los costos relativos de la orientación de expectativas en comparación con la compra de activos. Obviamente, si un tipo de política resulta ser más aconsejable que el otro en la práctica depende tanto de sus costos como de sus efectos, lo que plantea un tema interesante de analizar.

## REFERENCIAS

---

Ball, L. (2014). “The Case for a Long-Run Inflation Target of Four Percent”. IMF Working Paper 14/92, FMI.

Bauer, M. y G. Rudebusch (2014). “The Signaling Channel for Federal Reserve Bond Purchases”. *International Journal of Central Banking* 10(3): 233–89.

Blanchard, O., G. Dell’Ariccia y P. Mauro (2010). “Rethinking Macroeconomic Policy”. IMF Staff Position Note 10/03, FMI.

Gürkaynak, R., B. Sack y E.T. Swanson (2005). “Do Actions Speak Louder than Words? The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements”. *International Journal of Central Banking* 1(1): 55–93.

Gürkaynak, R., B. Sack y E.T. Swanson (2007). “Market-Based Measures of Monetary Policy Expectations”. *Journal of Business and Economic Statistics* 25(2): 201–12.

Gürkaynak, R., B. Sack y J. Wright (2007). “The U.S. Treasury Yield Curve: 1961 to the Present”. *Journal of Monetary Economics* 54(8): 2291–304.

Krishnamurthy, A. y A. Vissing-Jorgensen (2012). “The Aggregate Demand for Treasury Debt”. *Journal of Political Economy* 120(2): 233–67.

Kuttner, K. (2001). “Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market”. *Journal of Monetary Economics* 47(3): 523–44.

Summers, L. (1991). “How Should Long-Term Monetary Policy Be Determined?” *Journal of Money, Credit, and Banking* 23(3): 625–31.

Swanson, E.T. y J. Williams (2014). “Measuring the Effect of the Zero Lower Bound on Medium- and Longer-Term Interest Rates”. *American Economic Review* 104(10): 3154–85.

Swanson, E.T. (2011). “Let’s Twist Again: A High-Frequency Event-Study Analysis of Operation Twist and Its Implications for QE2”. *Brookings Papers on Economic Activity* 42(1): 151–88.

*Wall Street Journal* (2010). “Q&A: IMF’s Blanchard Thinks the Unthinkable”. Por Bob Davis, 11 de febrero. Real Time Economics.



*Wall Street Journal* (2013a). “Bond Markets Sell Off”. Por Katy Burne y Mike Chervnev, 19 de junio. Credit Markets.

*Wall Street Journal* (2013b). “No Taper Shocks Wall Street: Fed ‘Running Scared’”. Por Steven Rusolillo, 18 de septiembre. Money Beat.

*Wall Street Journal* (2013c). “Fed Stays the Course on Easy Money”. Por Jon Hilsenrath y Victoria McGrane, 19 de septiembre. Economy.

*Wall Street Journal* (2014). “U.S. Stocks Surge after Fed Gets Dovish on Policy”. Por Paul Vigna, 17 de diciembre. Money Beat.

*Wall Street Journal* (2015a). “U.S. Government Bonds Rally after Fed Statement”. Por Zeng, Min, 18 de marzo. Credit Markets.

*Wall Street Journal* (2015b). “U.S. Stocks Surge as Fed Seen Taking Time on Rates”. Por WSJ Staff, 18 de marzo. Money Beat.

Williams, J. (2013). “Lessons from the Financial Crisis for Unconventional Monetary Policy”. Panelista en NBER Conference on Lessons from the Financial Crisis for Monetary Policy, 18 de octubre. Disponible en <http://www.frbsf.org/our-district/press/presidents-speeches/williamsspeeches/2013/october/research-unconventional-monetary-policy-financial-crisis>.

Woodford, M. (2012). “Methods of Policy Accommodation at the Interest-Rate Lower Bound”. En *The Changing Policy Landscape: Federal Reserve Bank of Kansas City Symposium Proceedings from Jackson Hole, Wyoming*. Disponible en <http://www.kansascityfed.org/publications/research>.

Wright, J.H. (2012). “What Does Monetary Policy Do to Long-Term Interest Rates at the Zero Lower Bound?” *Economic Journal* 122(565): F447–F466.





---

## RESPUESTA DEL RENDIMIENTO DE LOS BONOS SOBERANOS A LA POLÍTICA MONETARIA DE ESTADOS UNIDOS

Simon Gilchrist\*  
Egon Zakrajšek\*\*  
Vivian Z. Yue\*\*\*

### I. INTRODUCCIÓN

Con el fin de estimular la economía y en respuesta a la cascada de *shocks* que afectó a los mercados financieros en la última parte del 2008, la Reserva Federal (*Fed*) comenzó a aplicar enérgicamente medidas no convencionales de política monetaria luego de que el Comité Federal de Mercado Abierto (FOMC) redujera la meta para la tasa de los fondos federales a su límite inferior efectivo (ELB) el 16 de diciembre de 2008. En este trabajo planteamos la siguiente pregunta: Las acciones no convencionales de política monetaria de la *Fed*, ¿ejercieron una influencia significativa en los mercados de activos fuera de las fronteras de EE.UU.? Hasta hace poco, el trabajo empírico sobre esta cuestión había sido relativamente limitado. Algunos estudios anteriores habían descubierto evidencia de externalidades en otros países en el mercado de bonos internacionales, pero es poco lo que aportaron sobre la fuerza y el alcance de estos efectos en comparación con los del período de política monetaria convencional. Las características de las externalidades internacionales entre las economías avanzadas y las emergentes son también un tema interesante, que se había estudiado muy poco hasta ahora.

El objetivo de este estudio es cuantificar la transmisión de los *shocks* de política monetaria de EE.UU. hacia otros países durante el régimen de política monetaria convencional y el período de política no convencional desde finales del 2008. Específicamente, utilizamos la metodología empírica de Gilchrist et al. (2015) para estimar el grado de transmisión de la política monetaria de EE.UU. —tanto con políticas convencionales como no convencionales— sobre el rendimiento de los bonos extranjeros, para un conjunto de economías avanzadas y emergentes<sup>1</sup>. Para comparar la eficacia de las medidas de política convencionales y no convencionales, utilizamos la variación del rendimiento de los bonos del Tesoro de EE.UU. nominales a 2 años (T-2) ocurridos en los días en que se hace el anuncio de política, como instrumento común en los dos

---

\* Boston University y NBER. E-mail: [sgilchri@bu.edu](mailto:sgilchri@bu.edu)

\*\* U.S. Federal Reserve Board. E-mail: [egon.zakrajsek@frb.gov](mailto:egon.zakrajsek@frb.gov)

\*\*\* Emory University, Banco de la Reserva Federal de Atlanta y NBER. E-mail: [vyue@emory.com](mailto:vyue@emory.com)

1 Este criterio empírico también es similar al utilizado por Hanson y Stein (2015) y por Gertler y Karadi (2015).

sistemas de política. Estos movimientos del rendimiento del T-2 —las sorpresas “cortas”— se calculan dentro de una ventana estrecha que rodea los anuncios del FOMC y otros anuncios de política, identificando así los cambios imprevistos en la posición de la política monetaria de Estados Unidos.

Con el fin de brindar una visión más integral de la política monetaria durante el régimen de políticas no convencionales, adoptamos un método de identificación que contempla un componente adicional imprevisto de una política: un componente que tiene un efecto independiente sobre los tipos de interés a largo plazo. Específicamente, tomamos el cambio observado en el rendimiento de los bonos del Tesoro de EE.UU. a 10 años (T-10) durante una ventana estrecha que rodea un anuncio del FOMC, y lo descomponemos en dos componentes: (i) un componente previsto que refleja los efectos de cambios inducidos por políticas en el rendimiento del T-2 sobre los retornos de mayor plazo dentro de esa ventana estrecha, y (ii) un componente sorpresa que es ortogonal a los cambios del rendimiento de esos T-2 en el mismo período. El segundo componente —las sorpresas “largas”— pretende capturar el efecto directo de las políticas no convencionales de EE.UU. sobre las tasas de interés a largo plazo.

Nos concentramos en el impacto de las decisiones de política monetaria de EE.UU. sobre los retornos de los bonos públicos en moneda local emitidos por una selección de economías avanzadas y emergentes<sup>2</sup>. Las economías avanzadas son Australia, Canadá, Alemania, Italia, Japón y el Reino Unido, en tanto nuestro panel de economías emergentes está compuesto por Brasil, India, Corea del Sur, México, Singapur y Tailandia. Nuestros resultados indican que, bajo un régimen de políticas convencionales, una flexibilización imprevista de la política monetaria de EE.UU. tiene un efecto pronunciado sobre las tasas de interés tanto de largo como de corto plazo en los países avanzados. Además, la sorpresa “corta” de políticas expansivas de EE.UU. hace que la curva de rendimiento sea más pronunciada en esos países. En las economías emergentes, con excepción de México, los retornos de los bonos de corto plazo no responden a la acción de política monetaria de EE.UU.; los retornos de los bonos de largo plazo, en cambio, muestran una mayor respuesta a estas sorpresas “cortas”.

Durante el régimen de políticas no convencionales de EE.UU., el estímulo monetario construido en el extremo más corto de la curva de rendimiento tiene un efecto mixto sobre las tasas de interés de corto plazo en las otras economías avanzadas. No obstante, este *shock* “corto” de políticas tiene un efecto significativamente más largo sobre los retornos de los bonos de largo plazo extranjeros, lo que implica un aplanamiento de la curva de rendimiento de esos países. Al mismo tiempo, un estímulo no convencional orquestado *vis-à-vis* con el extremo de plazo más largo de la curva de rendimiento de EE.UU. también tiene efectos significativos sobre las tasas de interés de largo plazo en Australia, Canadá, Alemania y Japón. Además, el impacto de la política

---

<sup>2</sup> El análisis de los efectos de la transmisión de la política monetaria de EE.UU. sobre los retornos y los márgenes de los bonos en dólares emitidos por economías emergentes es parte de un proyecto actualmente en desarrollo.



monetaria no convencional de EE.UU. sobre los bonos de largo plazo es similar en las economías emergentes. En consecuencia, durante el período no convencional, la flexibilización de la política monetaria de EE.UU. aplanan las curvas de rendimiento en las economías tanto avanzadas como emergentes.

También calculamos el traspaso implícito de las sorpresas “cortas” de política monetaria hacia las tasas de interés extranjeras de mayores plazos en dos sistemas de políticas. Nuestras estimaciones indican que, durante el período no convencional, el grado de traspaso entre países se encuentra en un rango de entre 50 y 90% del traspaso interno al rendimiento del T-10. Es de destacar que, al utilizar esta métrica de traspaso, el grado de transmisión internacional de los *shocks* de política de EE.UU. sobre los retornos de bonos de largo plazo extranjeros es muy similar en los dos sistemas de políticas, al menos para las economías avanzadas para las cuales podemos computar la comparación correspondiente.

Nuestro análisis de los efectos internacionales de la política monetaria no convencional de EE.UU. sobre los precios de los activos extranjeros es un aporte a una creciente literatura empírica que evalúa la transmisión de tales medidas en los diferentes mercados financieros. Gran parte de esta investigación se centra en la pregunta de si las compras de grandes cantidades de títulos del Tesoro con cupón por parte de la *Fed* y los preanuncios como formas de orientación de expectativas sobre la política monetaria han modificado el nivel de los retornos de Tesoro de largo plazo. Mediante una variedad de criterios, Gagnon et al. (2011), Krishnamurthy y Vissing-Jorgensen (2011) Swanson (2011), Christensen y Rudebusch (2012), D’Amico et al. (2012), Hamilton y Wu (2012), Justiniano et al. (2012), Wright (2012), D’Amico y King (2013), Li y Wei (2013) y Bauer y Rudebusch (2014) presentan evidencia contundente de que las medidas de políticas no convencionales implementadas por el FOMC desde finales del 2008 han reducido significativamente los retornos del Tesoro de largo plazo. Este estudio también se relaciona con el trabajo reciente de Nakamura y Steinsson (2013) y Hanson y Stein (2015), quienes analizaron los efectos de la política monetaria de EE.UU. sobre los retornos de los bonos del Tesoro reales y nominales durante un período que incluye ambos sistemas, el convencional y el no convencional.

En cuanto a la transmisión internacional de la política monetaria de EE.UU., Neely (2010) concluye que las acciones de política monetaria no convencionales del FOMC redujeron sustancialmente el rendimiento de los bonos internacionales de largo plazo y el valor *spot* del dólar. Adopta métodos de estudio de eventos para evaluar el efecto conjunto de las políticas no convencionales sobre el rendimiento de los bonos extranjeros de largo plazo emitidos en moneda local y los tipos de cambio correspondientes. Bauer y Neely (2014) utilizan modelos de estructura de términos dinámicos para descubrir en qué medida esas disminuciones pueden atribuirse a los canales de señales y de equilibrio de cartera, y observan efectos sustanciales de ambos canales. Bowman et al. (2015) estudian la transmisión de la política monetaria no convencional de EE.UU. hacia las economías emergentes. Al estudiar los efectos internacionales más

amplios de la política monetaria no convencional de EE.UU. sobre los mercados de activos, Fratzscher et al. (2013) analizan la transmisión internacional de las medidas de política monetaria no convencional del FOMC. Rogers et al. (2014) examinan los efectos de la política monetaria no convencional de la Reserva Federal, del Banco de Inglaterra, del Banco Central Europeo y del Banco de Japón sobre los correspondientes rendimientos de bonos, precios de acciones y paridades.

El resto de este documento está estructurado de la siguiente manera: La sección II describe nuestra metodología empírica —en el punto II.1 analizamos brevemente la identificación de las sorpresas de política monetaria convencional de EE.UU., mientras el punto II.2 presenta el marco que utilizamos para estimar el efecto causal de las políticas monetarias no convencionales de EE.UU. sobre los precios de los activos. La sección III contiene los resultados de las estimaciones que comparan los efectos de la política monetaria sobre los retornos de los bonos extranjeros en los dos sistemas de políticas. La sección IV presenta las conclusiones.

## II. MARCO EMPÍRICO

En esta sección presentamos el enfoque empírico utilizado para estimar el impacto de la política monetaria sobre las tasas de interés de mercado, bajo las políticas tanto no convencionales como convencionales. Como dijimos, nuestro enfoque sigue al trabajo de Gilchrist et al. (2015). El aspecto clave de este enfoque tiene que ver con el uso de los datos intradía, con el fin de inferir directamente sorpresas de política monetaria relacionadas con los anuncios de política. Junto con los datos diarios sobre las tasas de interés de mercado, la alta frecuencia de estas sorpresas de política nos permite estimar el impacto causal de las decisiones de política monetaria de EE.UU. sobre el rendimiento de los bonos extranjeros.

Antes de sumergirnos en detalles econométricos, analizamos brevemente la datación de los dos sistemas de políticas. El período muestral de nuestro análisis se extiende desde el 6 de febrero de 1992 al 30 de abril de 2014. Distinguimos dos sistemas diferentes de política monetaria: (i) un régimen de políticas convencionales, cuyo principal instrumento es la tasa de los fondos federales (*fed funds*), y (ii) uno de políticas no convencionales, en el cual la tasa de referencia está en su límite inferior, o piso cero, y el FOMC aplica políticas monetarias básicamente modificando el volumen y la composición del balance de la *Fed* y emitiendo diversas formas de orientación de expectativas sobre la trayectoria futura de los *fed funds*.

Resulta sencillo separar ambos sistemas en períodos definidos. La fecha clave en nuestro análisis es el 25 de noviembre de 2008, cuando el FOMC anunció —al margen de su programa habitual— que iniciaría un programa para comprar obligaciones de deuda de empresas con patrocinio estatal (GSE) e instrumentos con respaldo hipotecario (MBS) emitidos por tales agencias, con la intención de



dar apoyo a los mercados de la vivienda y contrarrestar el endurecimiento de las condiciones financieras desatado por el colapso de *Lehman Brothers* a mediados de septiembre. Una semana más tarde, el FOMC anunció —nuevamente fuera de su calendario programado— que, además de las compras de deuda de agencias y MBS, también estaba considerando comprar bonos del Tesoro de largo plazo. Con el sistema financiero mundial revuelto y con un panorama económico en rápido deterioro, el FOMC anunció en su reunión del 16 de diciembre la reducción de su tasa meta de fondos federales a un rango entre 0 y 0,25% —su límite inferior efectivo— decisión con la que dio comienzo al período de ELB.

Dada esta secuencia de eventos, suponemos que el sistema de políticas no convencionales comenzó el 25 de noviembre de 2008 y que, antes de esa fecha, regía el sistema de políticas convencionales. Casi todos los 143 anuncios del período de políticas convencionales se realizaron al finalizar las reuniones programadas del FOMC; solo cuatro de estos anuncios se hicieron en fechas intermedias<sup>3</sup>. De acuerdo con esta cronología, la última reunión del FOMC durante el sistema de políticas convencionales se celebró el 29 de octubre de 2008, que fue cuando el FOMC redujo la tasa meta de fondos federales en 50 puntos base (pb), al 1%.

## 1. La política monetaria convencional de EE.UU.

Los cambios en la instancia de política monetaria convencional se caracterizan por un único factor: la sorpresa “objetivo” o el componente imprevisto del cambio de meta para la tasa de los fondos federales (Cook y Hahn, 1989; Kuttner, 2001; Cochrane y Piazzesi, 2002; Bernanke y Kuttner, 2005). No obstante, tal como destacan Gürkaynak et al. (2005), esta caracterización de la política monetaria es incompleta, y se necesita otro factor —concretamente, los cambios en las tasas de política futuras que son independientes de la tasa meta actual— para capturar totalmente el impacto de la política monetaria convencional en los precios de los activos. Este segundo factor, comúnmente llamado “trayectoria” sorpresa, está estrechamente relacionado con las declaraciones del FOMC que acompañan los cambios en la tasa meta y representa un aspecto de comunicación de la política monetaria que cobró aun mayor importancia luego de que se redujera la tasa meta a su límite inferior efectivo en diciembre del 2008.

Para facilitar la comparación de la eficacia de la política monetaria convencional y no convencional, seguimos a Hanson y Stein (2015), a Gertler y Karadi (2015) y a Gilchrist et al. (2015) y reducimos este aspecto bidimensional de la política convencional suponiendo que el cambio en el rendimiento de los T-2 durante una ventana estrecha que rodea un anuncio del FOMC, refleja la confluencia

---

<sup>3</sup> Las fechas de las cuatro medidas adoptadas entre reuniones fueron: 3 de enero de 2001, 18 de abril de 2001, 22 de enero de 2008 y 8 de octubre de 2008. Como es habitual en este tipo de análisis, excluimos el anuncio del 17 de septiembre de 2001, que fue cuando las principales bolsas reanudaron sus operaciones luego de los ataques terroristas del 11 de septiembre. La mayor parte de los anuncios del FOMC tuvieron lugar a las 14:15 (EST); pero los anuncios de las acciones de política entre las distintas reuniones fueron a diferentes horas del día. Todos los horarios nos fueron reportados por la Secretaría de la Reserva Federal.

de las sorpresas meta y trayectoria<sup>4</sup>. Bajo este supuesto, el efecto de los cambios imprevistos en la posición de la política convencional sobre el rendimiento de los bonos extranjeros se puede inferir de la siguiente ecuación:

$$\hat{\Delta}y_{i,t+1}(n) = \beta_i(n)\tilde{\Delta}y_t^{US}(2) + \varepsilon_{i,t+1} \quad (1)$$

donde  $\hat{\Delta}y_{i,t+1}(n)$  indica el cambio en dos días en un rendimiento de bonos a  $n$  años para el país  $i$ , y  $\tilde{\Delta}y_t^{US}(2)$  indica el cambio intradía en el rendimiento de los bonos más recientes (*on-the-run*) del Tesoro de EE.UU. nominales a 2 años en una ventana de 30 minutos que rodea un anuncio del FOMC (desde 10 minutos antes hasta 20 minutos después) en el día  $t$ . La perturbación estocástica  $\varepsilon_{i,t+1}$  captura la información que posiblemente haya sido comunicada más temprano ese mismo día, así como el ruido de otros acontecimientos del mercado financiero que ocurrieron durante todo el día siguiente. Nuestra única diferencia con Gilchrist et al. (2015) es que utilizamos el cambio en dos días en el rendimiento de los bonos extranjeros porque los mercados de Asia y Europa están cerrados cuando el FOMC hace sus anuncios de política; por lo tanto, debemos utilizar el rendimiento del día  $t+1$  para medir la respuesta de estos mercados de activos a las decisiones de política monetaria de EE.UU.<sup>5</sup>

Estimamos la ecuación (1) mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO), utilizando la muestra de 143 anuncios del FOMC durante el régimen de políticas convencionales. Esta estrategia empírica se basa en el supuesto que los movimientos en el rendimiento de los T-2 dentro de una ventana de 30 minutos que rodea los anuncios del FOMC se deben totalmente a los cambios imprevistos en la instancia de política monetaria imperante. Según Gilchrist et al. (2015), este es un supuesto razonable, ya que tenemos la certeza que no se comunicó ninguna otra noticia económica dentro de ese reducido intervalo de tiempo.

## 2. La política monetaria no convencional de EE.UU.

Luego de haber reducido la tasa de los fondos federales hasta su límite inferior efectivo en diciembre del 2008, el FOMC ha adoptado muchas medidas para brindar más acomodación monetaria a la economía de EE.UU. Como parte de sus esfuerzos para estimular la actividad económica y flexibilizar las condiciones financieras en general, el FOMC ha utilizado diferentes formas para orientar las expectativas sobre la trayectoria futura de la tasa de los fondos federales y ha realizado compras a gran escala de títulos de largo plazo —una política comúnmente llamada “flexibilización cuantitativa” — con el objetivo de poner más presión a la baja sobre las tasas de interés de mercado de largo plazo.

<sup>4</sup> Analizamos la robustez de este supuesto, descomponiendo el cambio en el rendimiento de los T-2 en las sorpresas meta, por un lado, y las sorpresas trayectoria, por el otro. Nuestros resultados indican que los efectos de primer orden de las acciones de política monetaria convencional pueden resumirse adecuadamente en los cambios intradía en el rendimiento de los T-2 próximos a los anuncios del FOMC.

<sup>5</sup> Para Canadá, México y Brasil, también calculamos los cambios en un día en los retornos y los utilizamos como variable dependiente en la ecuación (1). Todos nuestros resultados se mostraron robustos a esta medición alternativa.

**Cuadro 1****Acciones clave de política monetaria no convencional de EE.UU.**

Fecha	Hora <sup>a</sup>	FOMC <sup>b</sup>	Puntos destacados
25 nov 2008	08:15	RP	Anuncio del comienzo del programa LSAP-I (Compra de activos a gran escala).
01 dic 2008	08:15	RE	Anuncio que indica compras potenciales de títulos del Tesoro.
16 dic 2008	14:20	RP	Se rebaja la tasa meta de fondos federales a su límite inferior efectivo; anuncio que indica que la <i>Fed</i> está considerando utilizar su balance para estimular aun más la economía; primera referencia a una orientación de expectativas: "...es probable que las condiciones económicas garanticen unos niveles excepcionalmente bajos de la tasa de los fondos federales por algún tiempo".
28 ene 2009	14:15	RP	Anuncio "decepcionante" del FOMC debido a su falta de lenguaje concreto sobre la posibilidad y las fechas de las compras de bonos del Tesoro de largo plazo.
18 mar 2009	14:15	RP	Anuncio de compra de bonos del Tesoro y aumento del volumen de compras de deuda de agencias y MBS de agencias; también, primera referencia a un período más extenso: "...es probable que las tasas de interés se mantengan bajas por un período prolongado..."
10 ago 2010	14:15	RP	Anuncio del comienzo del programa LSAP-II.
27 ago 2010	10:00	RE	Discurso de Ben Bernanke en Jackson Hole.
21 sep 2010	14:15	RP	Anuncio que reafirma la política de reinversión vigente.
15 oct 2010	08:15	RE	Discurso de Ben Bernanke en la Reserva Federal de Boston.
03 nov 2010	14:15	RP	Anuncio de mayores compras de títulos del Tesoro.
09 ago 2011	14:15	RP	Primer preanuncio programado: "...se prevé que las condiciones económicas garanticen unos niveles excepcionalmente bajos de la tasa de los fondos federales por lo menos hasta mediados del 2013".
29 ago 2011	10:00	RE	Discurso de Ben Bernanke en Jackson Hole.
21 sep 2011	14:15	RP	Anuncio del Programa de Extensión de Plazo (MEP).
25 ene 2012	12:30	RP	Segundo preanuncio programado: "...mantener la tasa de los fondos federales excepcionalmente baja por lo menos hasta finales del 2014".
20 jun 2012	12:30	RP	Anuncio de continuidad del MEP hasta fines del 2012.
31 ago 2012	10:00	RE	Discurso de Ben Bernanke en Jackson Hole.
13 sep 2012	12:30	RP	Tercer preanuncio programado: "...es probable que se mantenga la tasa de los fondos federales en un nivel cercano a cero por lo menos hasta mediados del 2015". Además, primer preanuncio sobre el ritmo de las tasas de interés luego del despegue: "...es probable que se mantengan las tasas bajas por un tiempo considerable una vez que la recuperación económica se fortalezca", y anuncio del programa LSAP-III (basado en flujos; US\$40 mil millones por mes de MBS de agencias).
12 dic 2012	12:30	RP	Anuncio de un aumento en el programa LSAP-III (de US\$40 mil millones a US\$85 mil millones por mes); primer preanuncio "según umbral": mantener la tasa de los fondos en un nivel cercano a cero mientras el desempleo se mantenga superior al 6,5%, la inflación (a 1-2 años vista) se mantenga por debajo del 2,5% y las expectativas de inflación se mantengan bien ancladas.
19 jun 2013	14:00	RP	Preanuncio que dispone planes de comenzar a reducir gradualmente las compras de activos más avanzado el año (tasa de desempleo inferior al 7,5%); y finalizar el programa LSAP-III a mediados del 2014, cuando la tasa de desempleo se encuentre cercana a 7%.
17 jul 2013	8:30	RE	Informe semestral de Política Monetaria del Presidente ante el Congreso.
18 sep 2013	14:15	RP	"Las compras de activos no tienen un curso preestablecido..."

Nota: Las fechas en negrita corresponden a los anuncios relacionados con programas de compra masiva de activos LSAP (ver el texto para más detalles).

a Todos los horarios de los anuncios se expresan en hora estándar del este (EST).

b RP = anuncio relacionado con una reunión programada del FOMC; RE = anuncio tras reunión extraordinaria, entre reuniones habituales.

Como muestra el cuadro 1, la orientación de expectativas sobre el rumbo de la tasa de política fue evolucionando significativamente desde la declaración

inicial del Comité del 16 de diciembre de 2008, “...es probable que las condiciones económicas garanticen unos niveles excepcionalmente bajos de la tasa de los fondos federales por algún tiempo”. Comenzando con la reunión de marzo del 2009, el FOMC hizo referencia a su expectativa de que se mantendría una tasa para los fondos excepcionalmente baja “por un período prolongado.” Este criterio de calendario programado fue aclarado en agosto del 2011, cuando el Comité modificó la redacción de la declaración, cambiando la frase “por un período prolongado” por “por lo menos hasta mediados del 2015”, y luego otra vez en enero del 2012, cuando el preanuncio relacionado con el calendario programado expresó “por lo menos hasta finales del 2014”.

No obstante, a la autoridad le preocupaba que el uso de una fecha —aun estando ella explícitamente atada a las condiciones económicas— pudiera ser malinterpretado por el público. En consecuencia, en diciembre del 2012, el Comité modificó la redacción de la declaración, de modo de dejar explícitamente claro que la mantención de la tasa de los fondos federales a un nivel bajo dependía de las condiciones económicas, es decir, una forma de orientación de expectativas condicionales a un estado dado. Específicamente, indicó que “el rango excepcionalmente bajo para la tasa de los fondos federales será apropiado al menos en tanto la tasa de desempleo permanezca por encima del 6,5 por ciento, las proyecciones de inflación a entre uno y dos años no superen medio punto por encima de la meta a largo plazo del 2 por ciento proyectada por el Comité y las expectativas de inflación de largo plazo se mantengan estables”. Además de los preanuncios de política monetaria para la orientación de expectativas, el FOMC también ha utilizado herramientas de política no convencionales para provocar condiciones financieras más acomodaticias. Cabe destacar que el Comité ha brindado un mayor estímulo al autorizar una serie de compras a gran escala de títulos de largo plazo.

Tal como muestra el cuadro 1, el primer programa de compra de activos a gran escala (LSAP-I) fue anunciado el 25 de noviembre de 2008 —que constituye el comienzo de un sistema de políticas no convencionales, según nuestra cronología— y, a partir de ese momento, la *Fed* compró grandes cantidades de deuda de agencias y MBS garantizados por agencias. En marzo del 2009, el Comité aceleró el ritmo de las compras de activos y amplió el programa para incluir compras de títulos del Tesoro con cupón.

La primera ronda de compras se completó en marzo del 2012, y el siguiente evento de la política de balance de la Reserva Federal (LSAP-II) se lanzó mediante el anuncio del FOMC en agosto del 2010 sobre acuerdos de reinversión. Según estos acuerdos, la *Fed*, “al colocar en inversiones del Tesoro de largo plazo los pagos del principal de los títulos de agencias mantenidos en la cartera del Sistema de Operaciones de Mercado Abierto (SOMA)”, mantendría el alto nivel de tenencias de títulos de largo plazo generado por el programa LSAP-I. Como resultado, desde noviembre de 2010 hasta finales de junio del 2011, la *Fed* adquirió US\$600 mil millones en títulos del Tesoro de largo plazo como parte de este programa. Posteriormente, el FOMC decidió continuar manteniendo el nivel de tenencias de títulos alcanzado en los primeros dos programas y, en



septiembre del 2011, realizó más ajustes a su política de inversión, que incluyó una extensión del plazo promedio de su cartera de títulos del Tesoro (MEP) y la reinversión de pagos de capital de los títulos de agencias en MBS en lugar de bonos del Tesoro de largo plazo.

Si bien estos anuncios estipulaban claramente el monto de los títulos que la *Fed* preveía comprar, eran vagos respecto de las condiciones que podían llevar a la autoridad a modificar este monto. En un esfuerzo por resolver esta ambigüedad, en septiembre del 2012, el FOMC implementó un criterio alternativo al anunciar una tasa mensual a la cual la *Fed* compraría los títulos. Las expectativas eran que esta política de balance “basada en flujos”, si se comunicaba con claridad, podría llevar a los participantes del mercado y al público en general a tener expectativas de que el Comité seguiría el programa en tanto fuera adecuado para alcanzar sus objetivos fijados.

El fundamento de los programas LSAP se basaba en el supuesto de que los precios relativos de los activos financieros se ven, en gran medida, influenciados por la cantidad de activos que se encuentran disponibles para los inversores. La teoría económica sugiere que los cambios en las tenencias del banco central de títulos a largo plazo afectan las tasas de interés de largo plazo si los inversores privados muestran una preferencia por mantener una porción de sus carteras en esos títulos, una noción formalizada por los modelos de “hábitat preferido”. Según esta idea, los inversores se inclinan por mantener una fracción de sus inversiones en deuda con interés fijo de largo plazo, como títulos del Tesoro, en razón de que estos activos tienen características que otras inversiones de largo plazo no tienen; específicamente, la ausencia de riesgo de incumplimiento y alta liquidez.

En vista de la preferencia de los inversores por títulos de gobierno de largo plazo, definidos a grandes rasgos como títulos emitidos o garantizados por empresas con patrocinio estatal (GSE), una reducción de la oferta de deuda pública de largo plazo en relación con la oferta de otros activos financieros, todo lo demás constante, lleva a una reducción del rendimiento de los bonos públicos que induce a los inversores a disminuir sus tenencias de tales obligaciones. En otras palabras, las compras de títulos del Tesoro, deuda de agencias y MBS garantizados por agencias realizadas por la *Fed* reducen las tasas de interés nominal de largo plazo, ya que los inversores demandan más deuda pública de la que está disponible en el mercado con la tasa de interés vigente en ese momento. Por el contrario, un aumento del *stock* de deuda pública en manos del sector privado aumenta el rendimiento de los bonos. Este mecanismo de ajuste depende, en gran medida, del supuesto que las primas por plazo son sensibles al volumen de deuda de largo plazo en circulación, de modo que las tasas de interés de largo plazo no se ven afectadas por las compras, aun si las expectativas sobre la trayectoria futura de la tasa de política se mantienen inalteradas.

Dado que las compras de activos constituyeron una parte esencial de las medidas de política no convencionales utilizadas por el FOMC durante el período de aplicación del ELB, la variación del rendimiento de los T-2 en las proximidades

de los anuncios de política realizados durante dicho período no pueden captar el impacto total de las políticas monetarias no convencionales sobre los precios de los activos. Siguiendo a Gilchrist et al. (2015), capturamos esta dimensión extra de la política no convencional, suponiendo que

$$\tilde{\Delta} y_t^{US}(10) = \lambda \tilde{\Delta} y_t^{US}(2) + \tilde{\Delta} u_t^{US}, \quad (2)$$

donde  $\tilde{\Delta} y_t^{US}(10)$  denota el cambio en el rendimiento de los T-10 (*on-the-run*) durante una ventana estrecha que rodea un anuncio de política el día  $t$ ,  $\tilde{\Delta} y_t^{US}(2)$  es el cambio durante esa misma ventana en el rendimiento de los T-2 (*on-the-run*), y  $\tilde{\Delta} u_t^{US}$  representa el componente imprevisto de la política no convencional de EE.UU. que potencialmente tiene un efecto independiente sobre las tasas de interés de largo plazo.

Igualmente, sea  $\hat{\Delta} y_{i,t+1}(n)$  el cambio en dos días del rendimiento del bono a  $n$  años del país  $i$ , entonces el impacto total de la política monetaria no convencional de EE.UU. sobre este activo puede inferirse mediante la siguiente estimación:

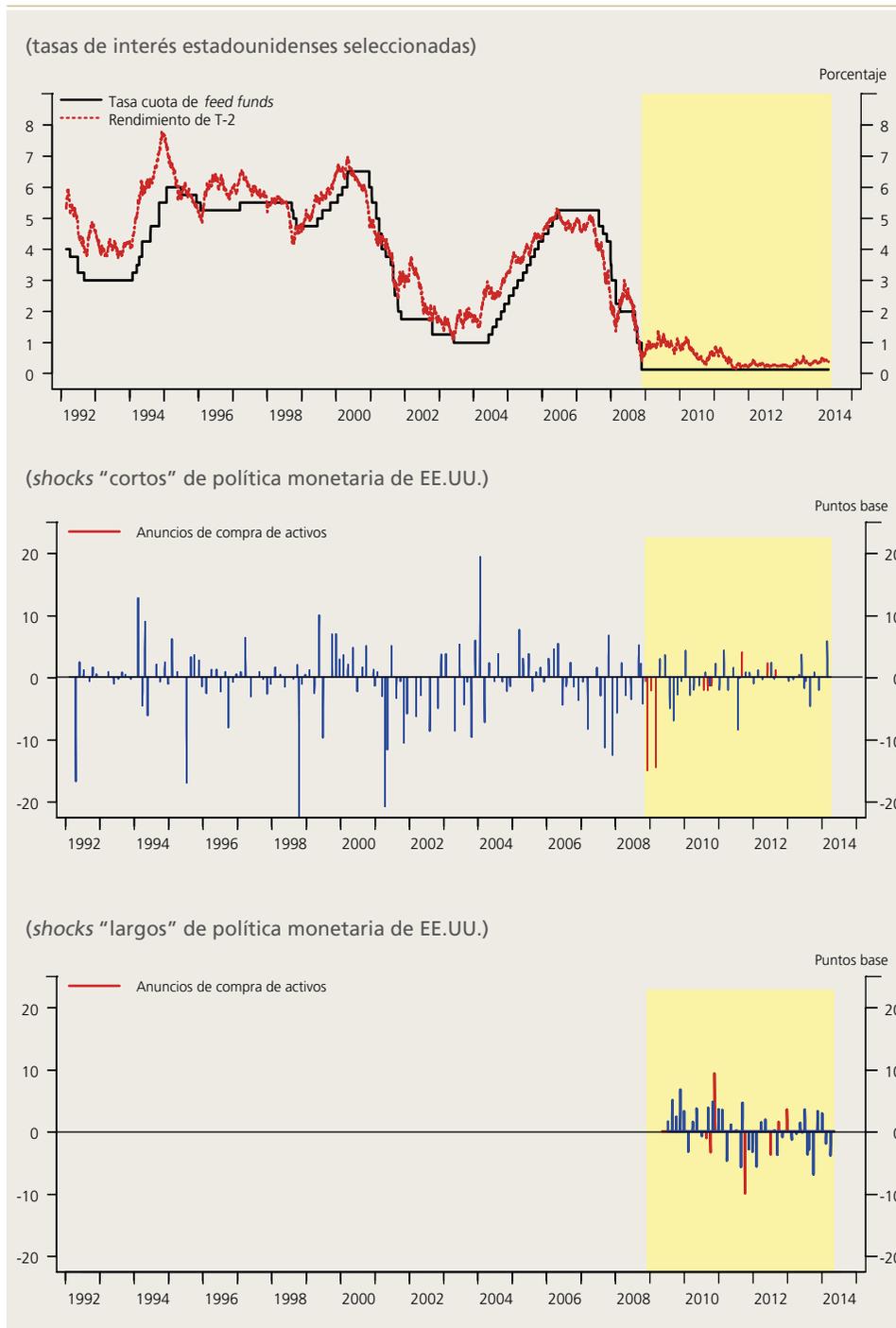
$$\begin{aligned} \hat{\Delta} y_{i,t+1}(n) &= \beta_i(n) \tilde{\Delta} y_t^{US}(2) + \gamma_i(n) \tilde{\Delta} u_t^{US} + v_{i,t+1} \\ &= (\beta_i(n) - \gamma_i(n)\lambda) \tilde{\Delta} y_t^{US}(2) + \gamma_i(n) \tilde{\Delta} y_t^{US}(10) + v_{i,t+1}, \end{aligned} \quad (3)$$

donde  $v_{i,t+1}$  captura todos los *shocks* no relacionados con política que pueden influir en el comportamiento de los precios de los activos en los días de anuncio de política, y los coeficientes  $\beta_i(n)$  y  $\gamma_i(n)$  determinan el impacto relativo de los *shocks* “cortos” y “largos” de política no convencional de EE.UU. sobre el rendimiento de los bonos a  $n$  años del país  $i$ , respectivamente. El sistema implícito en las ecuaciones (2) y (4) puede estimarse conjuntamente por mínimos cuadrados no lineales (NLLS), teniendo en cuenta así las restricciones especificadas para todas las ecuaciones.

Este criterio empírico de cuantificar el aspecto multidimensional de la política monetaria es similar, aunque distintivo, al presentado por Gürkaynak et al. (2005). Específicamente, ellos utilizan un procedimiento de estimación, cuyo primer paso consiste en utilizar el análisis de los componentes principales para extraer dos factores latentes de un panel de cambios de ventana estrecha en las tasas de interés de corto plazo, los que —luego de una adecuada rotación y normalización— se interpretan como las sorpresas “meta” y “trayectoria” relacionadas con los anuncios del FOMC durante el período de políticas convencionales. Nuestro criterio, en cambio, identifica dos aspectos ortogonales de la política monetaria no convencional —una sorpresa de política “corta” y una “larga”— utilizando dos tasas de interés y, por lo tanto, se basa en menos información que la que está incorporada en la estructura total de plazos de las tasas de interés. La ventaja de nuestro criterio, no obstante, es que evita el procedimiento de estimación de dos pasos y, por lo tanto, la necesidad de ajustar los errores estándares debidos al uso de regresores generados en el segundo paso.

Gráfico 1

## Posición de la política monetaria de Estados Unidos



Fuente: Elaboración propia.

Aplicamos esta metodología a una muestra de 51 anuncios del FOMC de políticas no convencionales que tuvieron lugar entre el 25 de noviembre de 2008 y el 30 de abril de 2014. Es importante resaltar que nuestra muestra incluye los anuncios de compra masiva de activos (LSAP), las diversas formas de orientación de expectativas utilizadas durante este período, o ambas cosas. La muestra también incluye varios discursos y testimonios en los que la autoridad explica los diversos aspectos de las medidas de políticas no convencionales que utiliza el FOMC, intentando así dilucidar, para los actores del mercado, el marco estratégico que guiará sus decisiones. Ya que en muchas de estas instancias, los anuncios considerados representan la interpretación de declaraciones y discursos —a diferencia de la transmisión de información sobre el valor numérico de la tasa meta de los fondos federales—, utilizamos una ventana de tiempo más amplia de 60 minutos que rodea un anuncio dado (desde 10 minutos antes a 50 minutos después) para calcular los cambios intradía en los retornos de los T-2 y de los T-10<sup>6</sup>.

El gráfico 1 muestra las trayectorias de las tasas de interés y los *shocks* de política monetaria de EE.UU. identificados implícitos en nuestro criterio. El panel (a) muestra la tasa de los fondos federales meta y el rendimiento de los T-2 durante el período muestral completo. Claramente, nuestro período muestral está marcado por una variación sustancial de las tasas de interés de corto plazo y contiene algunas fases distintivas de la política monetaria de EE.UU: la fase de endurecimiento de 1994-95 que siguió a la recuperación “sin empleo” de principios de la década de 1990; la fase de endurecimiento que precedió a la explosión de la “burbuja tecnológica” de principios del 2001; la posterior flexibilización de la política en respuesta a una rápida desaceleración de la actividad económica y el surgimiento de presiones desinflationarias sustanciales; el período 2003-4 de tasas de interés muy bajas; la eliminación gradual de la acomodación monetaria que comenzó en la primavera boreal de 2004; la abrupta reducción de la tasa meta de los fondos federales durante las primeras etapas de la crisis financiera de 2007-9, y el período durante el cual la tasa de los fondos federales estuvo fija en su límite inferior cero.

Los paneles (b) y (c) muestran nuestras sorpresas de política monetaria de EE.UU. El panel (b) muestra la secuencia de sorpresas “cortas” —es decir,  $\tilde{\Delta}y_t^{US}(2)$ — relacionada con las acciones del FOMC durante el período convencional y durante el período no convencional. El panel (c) muestra la secuencia de sorpresas de políticas “largas” —es decir,  $\tilde{\Delta}y_t^{US}(10)$ — según la medición realizada durante el período no convencional. Durante el período de política convencional, las sorpresas mayores (absolutas) de política “cortas” se relacionan con las acciones de política adoptadas entre reuniones. Como indican los vértices en rojos, las mayores sorpresas “cortas” (absolutas) durante el sistema de políticas no convencionales corresponden a los primeros anuncios de LSAP. Además, las mayores sorpresas “cortas” durante el período no convencional se relacionan con flexibilizaciones de la política monetaria. Además, la volatilidad de esta serie disminuye con el tiempo, a medida que el rendimiento de los T-2 se acerca a

---

<sup>6</sup> El uso de una ventana de 60 minutos le debería dar al mercado el tiempo suficiente para digerir las noticias contenidas en los anuncios relacionados con medidas de política no convencionales.



cero. Los mayores movimientos en las sorpresas “largas” también se relacionan con anuncios de LSAP. A diferencia de las sorpresas “cortas”, las “largas” tienen dos lados. Asimismo, la volatilidad de esta serie no muestra evidencia de atenuación a medida que el rendimiento de los T-2 se aproxima al piso cero.

### 3. Política monetaria y precios de activos nacionales de EE.UU.

Antes de analizar los efectos de la política monetaria de EE.UU. sobre los retornos de los bonos extranjeros, resulta útil presentar el impacto de estas medidas sobre los precios de los activos estadounidenses. El cuadro 1 refleja los resultados de utilizar los cambios intradía del rendimiento de los T-10 y el índice de precios de acciones S&P 500, así como los correspondientes cambios en 2 días en ambos activos. Claramente, los cambios de la ventana estrecha intradía son mediciones más limpias para estudiar los efectos de las sorpresas de política monetaria. No obstante, también estimamos estos efectos mediante el uso de los cambios en 2 días, con el fin de comparar los resultados con nuestra estimación de referencia de los cambios en los retornos de los bonos internacionales.

Según los datos del cuadro, una flexibilización imprevista de la política monetaria que reduce en 20 pb el rendimiento del T-2 hace caer el rendimiento del T-10 en 5 pb durante el período de política monetaria convencional. Durante el período no convencional, el mismo estímulo monetario lleva a una reducción de 15 pb en el rendimiento del T-10. Estos resultados están mucho más en línea con las estimaciones de Hanson y Stein (2015) y Gilchrist et al. (2015).

Cuadro 2

#### Impacto de la política monetaria de EE.UU. Sobre algunos precios de activos estadounidenses

Activo (ventana)	Convencional <sup>a</sup>		No convencional <sup>b</sup>		
	Corto	R <sup>2</sup>	Corto	Largo	R <sup>2</sup>
Bono del Tesoro a 10 años (intradía)	0,533*** (0,058)	0,646	1,407*** (0,204)		0,590
Bono del Tesoro a 10 años (2 días)	0,506*** (0,122)	0,091	1,770*** (0,425)		0,276
S&P 500 (intradía)	-53,126*** (13,348)	0,165	-70,925*** (24,551)	-0,115 (18,686)	0,180
S&P 500 (2 días)	-10,248*** (2,145)	0,134	-14,454** (6,551)	12,240** (6,105)	0,164

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Para el sistema de políticas convencionales, los datos de la columna “Corto” indican las estimaciones MCO de los coeficientes de respuesta a una sorpresa inducida por políticas de EE.UU. en el rendimiento del T-2. Para el sistema de políticas no convencionales, los datos de la columna “Corto” indican las estimaciones NLS de los coeficientes de respuesta a una sorpresa inducida por políticas de EE.UU. en el rendimiento del T-2, mientras los datos de la columna “Largo” indican las estimaciones de los coeficientes de respuesta a una sorpresa inducida por políticas en el rendimiento del T-10, que es ortogonal a la sorpresa en el rendimiento de 2 años. Todas las especificaciones incluyen una constante (no informada). Entre paréntesis, error estándar asintótico robusto en heterocedasticidad: \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ .

a Período muestral: 143 anuncios del FOMC entre el 6 de febrero de 1992 y el 24 de noviembre de 2008. Los cambios de precios de activos intradía se miden utilizando una ventana de 30 minutos que rodea un anuncio de política.

b Período muestral: 51 anuncios del FOMC relacionados y no relacionados con los programas de LSAP, entre el 25 de noviembre de 2008 y el 30 de abril de 2014. Los cambios de precios de activos intradía se miden utilizando una ventana de 60 minutos que rodea un anuncio de política.

A continuación, el estímulo monetario de tal magnitud da un fuerte impulso al mercado accionario nacional por un factor de 50 durante el período de política convencional según las estimaciones de la ventana estrecha, y por un factor de 10 si se aplica la ventana de dos días. La respuesta del índice de precios de acciones S&P 500 al *shock* “corto” de EE.UU. es aun más pronunciado durante el período de política no convencional. En cambio, el *shock* “largo” de política monetaria de EE.UU. no muestra un efecto separado sobre los precios de las acciones en general.

### III. POLÍTICA MONETARIA DE EE.UU. Y RENDIMIENTO DE BONOS EXTRANJEROS

Esta sección contiene nuestro análisis principal sobre los efectos de los *shocks* de política monetaria de EE.UU. sobre los retornos de los bonos públicos extranjeros en los dos sistemas de política. Aquí consideramos los retornos de los bonos emitidos en moneda local por gobiernos de una selección de economías avanzadas y emergentes. La muestra de países avanzados incluye a Australia, Canadá, Alemania, Italia, Japón y el Reino Unido. Las economías emergentes son Brasil, Corea del Sur, India, México, Singapur y Tailandia. La selección de los países se basa en la disponibilidad de datos, en particular sobre los retornos de bonos públicos en moneda local durante el régimen de política monetaria convencional. (Se encuentra en desarrollo un análisis paralelo sobre el rendimiento de bonos públicos en dólares en economías emergentes).

#### 1. Los efectos de la política monetaria convencional de EE.UU.

Los cuadros 2 y 3 presentan las respuestas de los retornos de los bonos extranjeros a las sorpresas de política monetaria de EE.UU. durante el período de política monetaria convencional. El cuadro 2 muestra el impacto de la política monetaria estadounidense sobre los retornos de los bonos públicos de las seis economías extranjeras avanzadas, y el cuadro 3 muestra los resultados correspondientes a las seis economías emergentes. En ambos cuadros, el panel A resume los resultados estimados para los retornos de los T-2, mientras los correspondientes a los T-10 se presentan en el panel B.

Tal como se aprecia en el cuadro (panel A), un recorte sorpresa de 10 pb en el rendimiento de los T-2 lleva a una reducción de entre 4 y 10 pb en los retornos de los bonos públicos de corto plazo emitidos por otras economías avanzadas, excepto Japón, que ha tenido tasas de interés de corto plazo muy bajas y estables desde principios de la década de 1990. El efecto internacional más fuerte de las decisiones de política monetaria de EE.UU. se observó en los retornos de bonos canadienses, seguidos por los de Australia y del Reino Unido. Los bonos públicos de corto plazo de Canadá son los más sensibles a la política monetaria de EE.UU. bajo el sistema de política convencional; este resultado pone de manifiesto la estrecha conexión que existe entre ambos vecinos.

**Cuadro 3****Política monetaria convencional de EE.UU. y rendimiento de bonos públicos**

(selección de economías avanzadas)

A. Rendimiento de bonos públicos nominales a 2 años						
Shock de política de EE.UU.	Australia	Canadá	Alemania	Italia	Japón	R. Unido
Corto	0,621*** (0,182)	0,972*** (0,144)	0,364*** (0,089)	0,427*** (0,094)	0,104 (0,067)	0,518** (0,238)
R <sup>2</sup>	0,108	0,225	0,121	0,1	0,023	0,1
Nº de observaciones	143	143	143	143	143	143

B. Rendimiento de bonos públicos nominales a 10 años						
Shock de política de EE.UU.	Australia	Canadá	Alemania	Italia	Japón	R. Unido
Corto	0,483*** (0,162)	0,435*** (0,127)	0,262*** (0,099)	0,348*** (0,117)	0,106 (0,066)	0,407* (0,218)
R <sup>2</sup>	0,084	0,088	0,069	0,074	0,012	0,069
Nº de observaciones	143	143	143	131	122	143

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Período muestral: 143 anuncios del FOMC entre el 6 de febrero de 1992 y el 24 de noviembre de 2008. La variable dependiente es el cambio a 2 días en el rendimiento de los bonos públicos de 2 años (panel A) y el rendimiento de los bonos públicos de 10 años (panel B) para el país especificado, dentro del período que rodea un anuncio del FOMC. Los datos marcados como "Corto" indican las estimaciones MCO de los coeficientes de respuesta a una sorpresa inducida por políticas de EE.UU. en el rendimiento de los T-2. Todas las especificaciones incluyen una constante (no informada). Entre paréntesis, error estándar asintótico robusto en heterocedasticidad: \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ .

También es significativa la respuesta de los retornos de los bonos públicos de largo plazo en la muestra de economías avanzadas a los movimientos inducidos por la autoridad en el rendimiento de los T-2, con la excepción de Japón. Las estimaciones indican que una flexibilización de la política monetaria de EE.UU. durante el período convencional genera una reducción general de las tasas de interés extranjeras para toda la estructura de plazos. Además, los retornos de bonos extranjeros a dos años muestran más capacidad de respuesta a los shocks "cortos" de política monetaria de EE.UU. que los bonos a diez años. Estos resultados implican que un relajamiento de la política monetaria de EE.UU. provoca una ampliación de los márgenes de rendimiento extranjeros entre las tasas de interés nominal de largo y de corto plazo. Respecto al impacto en EE.UU. de la política monetaria estadounidense, la opinión generalizada es que en los períodos en los que el piso cero efectivo de la tasa de interés no es vinculante, la política monetaria de EE.UU. influye en el extremo corto de la curva, y que un relajamiento torna más pronunciada la curva de rendimiento. Nuestros resultados señalan un efecto similar en las curvas de rendimiento de los bonos públicos extranjeros en las principales economías avanzadas.

Cuadro 4

### Política monetaria convencional de EE.UU. y rendimiento de bonos públicos (selección de economías emergentes)

A. Rendimiento de bonos públicos nominales a 2 años						
Shock de política de EE.UU.	Brasil	India	Corea del Sur	México	Singapur	Tailandia
Corto	1,221 (1,279)	0,145 (0,156)	-0,103 (0,103)	0,678*** (0,186)	0,416*** (0,119)	0,161 (0,127)
R <sup>2</sup>	0,025	0,008	0,007	0,085	0,213	0,022
N° de observaciones	73	59	70	49	92	71

B. Rendimiento de bonos públicos nominales a 10 años						
Shock de política de EE.UU.	Brasil	India	Corea del Sur	México	Singapur	Tailandia
Corto	3,440*** (1,153)	0,230*** (0,086)	-0,058 (0,119)	0,508* (0,278)	0,146 (0,114)	0,455*** (0,173)
R <sup>2</sup>	0,233	0,05	0,002	0,025	0,02	0,107
N° de observaciones	25	66	64	60	89	69

Fuente: Elaboración propia.  
 Nota: Período muestral: 143 anuncios del FOMC entre el 6 de febrero de 1992 y el 24 de noviembre de 2008. La variable dependiente es un cambio a 2 días que rodea un anuncio del FOMC en el rendimiento de los bonos públicos de 2 años (panel A) y el rendimiento de los bonos públicos de 10 años (panel B) para el país especificado. Los datos marcados como "Corto" indican las estimaciones MCO de los coeficientes de respuesta a una sorpresa de política de EE.UU. en el rendimiento de los T-2. Todas las especificaciones incluyen una constante (no informada). Entre paréntesis, error estándar asintótico robusto en heterocedasticidad:  
 \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ .

En comparación, tal como muestra el cuadro 3, los efectos de la política monetaria convencional de EE.UU. sobre los retornos de los bonos públicos en las economías emergentes son más débiles y menos generalizados. En el caso de las tasas de interés de corto plazo, un recorte sorpresa en el rendimiento de los bonos del Tesoro de 2 años provoca una reducción significativa en los retornos de los bonos públicos de 2 años en México y Singapur. Para las otras economías emergentes de nuestra muestra, el efecto de los *shocks* "cortos" de políticas de EE.UU. no es significativo. En el caso de las tasas de interés de largo plazo, los retornos de los bonos de 10 años en Brasil, India y Tailandia fueron más sensibles a los *shocks* "cortos" de política monetaria de EE.UU. Los coeficientes de respuesta para el rendimiento de los bonos de 10 años de Brasil son particularmente fuertes y esto puede reflejar el corto período de estimación, ya que los datos solo están disponibles desde comienzos del 2006. Otro comentario sobre los resultados del cuadro 3 es que los mercados para los bonos públicos de países emergentes en moneda local están significativamente menos desarrollados, especialmente en la primera parte de nuestro período muestra. En consecuencia, la liquidez limitada de estos bonos es una preocupación posible y esto puede influir en nuestros resultados.



## Cuadro 5

**Política monetaria no convencional de los EE.UU. y rendimiento de bonos públicos**

(selección de economías avanzadas)

A. Rendimiento de bonos públicos nominales a 2 años						
Shock de política de EE.UU.	Australia	Canadá	Alemania	Italia	Japón	R. Unido
Corto	0,878*** (0,212)	0,29 (0,260)	0,555* (0,315)	0,43 (0,384)	0,126 (0,090)	0,768*** (0,236)
Largo	0,224 (0,184)	0,329* (0,181)	-0,024 (0,200)	0,032 (0,296)	-0,055 (0,052)	-0,1 (0,170)
R <sup>2</sup>	0,238	0,13	0,12	0,023	0,136	0,148
Nº de observaciones	51	51	51	51	51	51

B. Rendimiento de bonos públicos nominales a 10 años						
Shock de política de EE.UU.	Australia	Canadá	Alemania	Italia	Japón	R. Unido
Corto	1,344*** (0,239)	0,872*** (0,250)	0,714*** (0,210)	1,045*** (0,266)	0,223*** (0,076)	0,891*** (0,294)
Largo	0,553** (0,225)	0,904*** (0,212)	0,520** (0,204)	0,305 (0,240)	0,151** (0,070)	0,358 (0,281)
R <sup>2</sup>	0,384	0,478	0,217	0,206	0,188	0,171
Nº de observaciones	51	51	51	51	51	51

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Período muestral: 51 anuncios del FOMC relacionados y no relacionados con los programas de LSAP, entre el 25 de noviembre de 2008 y el 30 de abril de 2014. La variable dependiente es el cambio a 2 días en el rendimiento de los bonos públicos de 2 años (panel A) y el rendimiento de los bonos públicos de 10 años (panel B) para el país especificado, dentro del período que rodea un anuncio del FOMC. Los datos "cortos" indican las estimaciones NLLS de los coeficientes de respuesta a una sorpresa de política de EE.UU. en el rendimiento de los T-2, mientras los datos "largos" indican las estimaciones de los coeficientes de respuesta a una sorpresa de política en el rendimiento de los T-10, que es ortogonal a la sorpresa en el rendimiento a 2 años. Todas las especificaciones incluyen una constante (no informada). Entre paréntesis, error estándar asintótico robusto en heterocedasticidad: \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ .

**2. Los efectos de la política monetaria no convencional de EE.UU.**

Tal como se analiza más arriba, los cambios en la ventana estrecha del rendimiento de los bonos del Tesoro a dos años que rodea los anuncios del FOMC durante el período de aplicación del ELB no pueden captar el impacto total de las políticas monetarias no convencionales sobre los precios de los activos. Los resultados de la estimación informados en los cuadros 4 y 5 muestran los efectos de los *shocks* tanto "cortos" como "largos" de política monetaria no convencional de EE.UU. sobre los retornos de los bonos extranjeros.

Tal como ilustra el panel A del cuadro 4, Australia y el Reino Unido son las únicas dos economías avanzadas cuyas tasas de interés de corto plazo muestran un movimiento significativo en respuesta al *shock* "corto" de política de EE.UU., medido como el cambio inducido por política en el rendimiento de los T-2 durante

el período no convencional. En cambio, las tasas de interés de corto plazo en otras economías avanzadas no responden al *shock* “corto” de políticas de EE.UU. Además, el *shock* “largo” de política no afecta los retornos de los bonos públicos de corto plazo, excepto los de Canadá, donde las estimaciones del coeficiente de respuesta es marginalmente significativo. Este resultado es coherente con la caracterización de los *shocks* bidimensionales de política no convencional de EE.UU., ya que el *shock* “largo” no tiene —por construcción— efecto sobre las tasas de interés de corto plazo de EE.UU.

Como ilustra el panel B, la respuesta de los retornos de los bonos extranjeros a 10 años al *shock* “corto” de política de EE.UU. es significativa en todos los países de nuestra muestra. En general, los coeficientes de respuesta estimados son menores que la estimación del coeficiente de respuesta correspondiente sobre el rendimiento de los T-10 (cuadro 1), aunque existe gran heterogeneidad entre los diferentes países: En respuesta a una reducción imprevista de 10 pb en el rendimiento de los T-2, los retornos de los bonos públicos a 10 años bajan desde un mínimo de 2 pb (Japón) hasta un máximo de 13 pb (Australia). Curiosamente, el *shock* “largo” de políticas de EE.UU. también tiene un impacto significativo sobre las tasas de interés de largo plazo extranjeras, excepto por las de Italia y el Reino Unido, dos países que los inversores consideraron más riesgosos dentro de este grupo de países luego de la crisis financiera global.

Estos hallazgos son coherentes con la idea que los bonos de determinados países brindaron protección a los inversores de mercados de renta fija durante y después de la crisis financiera global. En particular, los resultados muestran que las sorpresas de política monetaria no convencional de EE.UU. se transmiten a los costos de los préstamos de largo plazo de las economías extranjeras avanzadas, cuyos bonos de largo plazo se consideran buenos sustitutos de los títulos del Tesoro de EE.UU. Nuestros resultados también apoyan la relevancia de un canal de rebalanceo de cartera de transmisión internacional. Dado que el impacto del *shock* “largo” de política de EE.UU. sobre el rendimiento de los T-10 se normaliza a uno, el traspaso de este *shock* a los retornos de los bonos públicos extranjeros se ubica, en promedio, alrededor de 50%.

En suma, cuando la aplicación del ELB es vinculante, las sorpresas de política para las tasas de interés de EE.UU. de corto y de largo plazo influyen significativamente en los retornos de los bonos públicos nominales a 10 años de las economías extranjeras avanzadas. Estos resultados indican que las acciones de política no convencional implementadas por el FOMC durante el período actual de aplicación del ELB se transmiten a los bonos públicos en los mercados internacionales. La evidencia de transmisión internacional hacia los retornos extranjeros de la sorpresa bidimensional de política está acorde con los resultados de Hausman y Wongswan (2011), y Bauer y Neely (2014), quienes miden las sorpresas de política monetaria de EE.UU. meta y trayectoria, y encuentran que las sorpresas de trayectoria tienen efectos significativos y positivos sobre los retornos de los bonos extranjeros.

**Cuadro 6**
**Política monetaria no convencional de EE.UU. y rendimiento de bonos públicos**

(selección de economías emergentes)

A. Rendimiento de bonos públicos nominales a 2 años						
Shock de política de EE.UU.	Brasil	India	Corea del Sur	México	Singapur	Tailandia
Corto	1,733*** (0,422)	0,285 (0,327)	0,566 (0,377)	0,937** (0,404)	0,116 (0,110)	1,028** (0,427)
Largo	0,886** (0,453)	0,838 (0,581)	0,177 (0,301)	-0,125 (0,289)	0,126 (0,177)	-0,136 (0,236)
R <sup>2</sup>	0,179	0,042	0,113	0,16	0,04	0,287
Nº de observaciones	44	43	51	51	51	48

B. Rendimiento de bonos públicos nominales a 10 años						
Shock de política de EE.UU.	Brasil	India	Corea del Sur	México	Singapur	Tailandia
Corto	2,271*** (0,512)	0,918*** (0,301)	0,862*** (0,143)	1,479** (0,620)	0,627*** (0,228)	1,792*** (0,426)
Largo	1,380** (0,652)	0,399 (0,290)	0,456*** (0,115)	0,396 (0,494)	0,506** (0,227)	0,579* (0,311)
R <sup>2</sup>	0,169	0,306	0,4	0,19	0,296	0,415
Nº de observaciones	44	43	51	51	51	48

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Período muestral: 51 anuncios del FOMC relacionados y no relacionados con los programas de LSAP, entre el 25 de noviembre de 2008 y el 30 de abril de 2014. La variable dependiente es un cambio en 2 días que rodea un anuncio del FOMC en el rendimiento de los bonos públicos a 2 años (panel A) y el de los bonos públicos de 10 años (panel B) para el país especificado. Los datos "cortos" indican las estimaciones NLLS de los coeficientes de respuesta a una sorpresa inducida por políticas de EE.UU. en el rendimiento de los T-2, y los datos "largos" indican las estimaciones de los coeficientes de respuesta a una sorpresa inducida por políticas en el rendimiento de los T-10, que es ortogonal a la sorpresa en el rendimiento de 2 años. Todas las especificaciones incluyen una constante (no informada). Entre paréntesis, error estándar asintótico robusto en heterocedasticidad: \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ .

En cuanto a las economías emergentes (cuadro 5), durante el régimen de política monetaria no convencional de EE.UU., los retornos de los bonos públicos de 2 y 10 años de algunos de estos países también responden a los cambios imprevistos en la instancia de política monetaria de EE.UU. Hay claras diferencias entre los países. México es el único donde los movimientos de las tasas de interés de corto plazo aún están en sincronía con la acciones de política monetaria de EE.UU. Esto pone de relieve los estrechos vínculos económicos entre ambos países, así como la política cambiaria de México. Brasil y Tailandia son los otros dos países

donde la tasa de interés de corto plazo responde al *shock* “corto” de política de EE.UU. Como ilustra el panel B, nuestras estimaciones implican que los anuncios de política monetaria de EE.UU. provocan movimientos significativos en las tasas de interés de largo plazo en las economías emergentes. Los retornos de los bonos a 10 años en nuestra muestra de países bajan entre 6 y 22 pb en respuesta a un recorte inducido de 10 pb en el rendimiento de los T-2. Este resultado muestra que las acciones del FOMC generan importantes movimientos en las tasas de interés de largo plazo de las economías emergentes. Además, si se comparan los coeficientes estimados en el panel A con el panel B, nuevamente se observa que, durante el período no convencional, un recorte inducido en el rendimiento de los T-2 aplanan la curva de rendimiento en todas las economías emergentes. Notablemente, este efecto sobre el margen por plazo es marcadamente uniforme en los diferentes países, ya que varía entre 0,3 en el caso de Corea del Sur, y 0,76 en el caso de Tailandia. En promedio, un aumento de 10 pb en los T-2 provoca un aumento de 5 pb en el margen de rendimiento de 10/2 años en las diferentes economías emergentes.

Si bien los *shocks* “cortos” de política de EE.UU. tienen efectos significativos en el rendimiento de los bonos de largo plazo de todos los países emergentes —y, por lo tanto, en la pendiente de la curva de rendimiento de estos países durante el período no convencional—, la transmisión del *shock* “largo” de política de EE.UU. hacia los retornos de los bonos a 10 años de las economías emergentes durante este período es más diversa. El *shock* “largo” tiene un efecto significativo sobre los retornos de los bonos de largo plazo de Brasil, Corea del Sur, Singapur y Tailandia, pero tiene un efecto menos pronunciado sobre los retornos de los bonos de largo plazo de India y México.

### 3. Comparación del traspaso implícito

Por último, calculamos el traspaso implícito de las sorpresas “cortas” de política monetaria de EE.UU. hacia las tasas de interés extranjeras de largo plazo. El cuadro 6 presenta los resultados: el panel A muestra las estimaciones del traspaso implícito de las sorpresas “cortas” de política monetaria de EE.UU. hacia el rendimiento de los bonos públicos extranjeros a 10 años de economías avanzadas durante el sistema de políticas convencionales, mientras que el panel B contiene las estimaciones correspondientes a las economías avanzadas y emergentes durante el sistema no convencional. El traspaso implícito se calcula como el ratio del coeficiente de la regresión  $\beta_i(10)$  para el cambio en dos días del rendimiento de los bonos extranjeros a 10 años sobre el coeficiente de la regresión  $\lambda$  a base de los datos intradía presentados en el cuadro 1. También informamos el valor  $p$  del test que el coeficiente de traspaso implícito es igual al coeficiente de respuesta sobre el rendimiento de los bonos públicos a dos años del respectivo país.



Cuadro 7

### Traspaso de la sorpresa “corta” de política de EE.UU. hacia los retornos de los bonos públicos extranjeros a 10 años

A. Política monetaria convencional <sup>a</sup>						
E. avanzadas	Australia	Canadá	Alemania	Italia	Japón	R. Unido
	0,907***	0,816***	0,492***	0,632***	0,192*	0,764*
	-0,269	-0,205	-0,167	-0,187	-0,112	-0,412
Pr > W	0,729	0,371	0,002	0,049	0	0,567

B. Política monetaria no convencional <sup>b</sup>						
E. avanzadas	Australia	Canadá	Alemania	Italia	Japón	R. Unido
	0,955***	0,620***	0,508***	0,743***	0,158**	0,633**
	-0,231	-0,158	-0,186	-0,266	-0,07	-0,302
Pr > W	0,846	0,016	0,008	0,334	0	0,225

E. emergentes	Brasil	India	Corea del Sur	México	Singapur	Tailandia
	1,599***	0,647**	0,613***	1,051*	0,446***	1,249***
	-0,519	-0,313	-0,129	-0,605	-0,172	-0,433
Pr > W	0,248	0,26	0,003	0,932	0,001	0,566

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los datos reflejan las estimaciones del traspaso implícito de las sorpresas “cortas” de política monetaria de EE.UU. durante los períodos de políticas convencionales (panel A) y no convencionales (panel B) hacia el rendimiento de los bonos públicos a 10 años del país especificado (ver el texto para más detalles). Entre paréntesis, error estándar asintótico robusto en heterocedasticidad: \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ .

Pr > W refleja el valor  $p$  del test de hipótesis nula que el coeficiente de traspaso implícito es igual a uno.

a Período muestral: 143 anuncios del FOMC entre el 6 de febrero de 1992 y el 24 de noviembre de 2008.

b Período muestral: 51 anuncios del FOMC relacionados y no relacionados con los programas de LSAP, entre el 25 de noviembre de 2008 y el 30 de abril de 2014.

Según nuestras estimaciones, el grado de traspaso entre países varía entre 50 y 90% del traspaso doméstico al rendimiento de los T-10 para las economías extranjeras avanzadas, con la excepción de Japón, donde el traspaso implícito es cercano a 20%. Esto implica que el extremo largo de la curva de rendimiento extranjero tiene la misma capacidad de respuesta a los *shocks* “cortos” de política monetaria de EE.UU. que la curva de rendimiento de EE.UU. Al comparar los paneles A y B para las economías avanzadas extranjeras, se puede ver que el grado de transmisión internacional de los *shocks* de política de EE.UU. hacia los retornos de bonos extranjeros es muy similar en régimen de política convencional y no convencional. En cuanto a las economías emergentes, el traspaso implícito es también significativo y se encuentra en un rango entre el 45 y 160% del correspondiente a la tasa de interés de largo plazo de EE.UU.<sup>7</sup>

<sup>7</sup> Debido a la poca cantidad de observaciones con que contamos para los retornos de los bonos públicos a 2 y 10 años en las proximidades de las fechas de los anuncios de política monetaria de EE.UU., no computamos el traspaso implícito para las economías emergentes durante el período de políticas convencionales de EE.UU.

Por último, si bien las estimaciones del coeficiente de traspaso son menores que uno, los resultados del test indican que para casi todos los países de nuestra muestra, no se puede rechazar el traspaso uno a uno en el extremo largo de la curva de rendimiento, en respuesta a un cambio imprevisto de la instancia de política monetaria estadounidense construida *vis-à-vis* el extremo corto de la curva de rendimiento.

#### IV. CONCLUSIÓN

Este trabajo compara los efectos de la política monetaria convencional de EE.UU. sobre los retornos de los bonos públicos extranjeros con los correspondientes a las medidas no convencionales empleadas luego de que la tasa meta de fondos federales tocara su límite inferior efectivo. Para este último período, identificamos dos sorpresas de política monetaria de EE.UU.: cambios en el rendimiento de los T-2 en las proximidades de los anuncios del FOMC y los cambios en el rendimiento de los T-10 que son ortogonales a los del rendimiento correspondiente a 2 años. Observamos que la política monetaria de EE.UU. tiene un efecto pronunciado tanto sobre las tasas de interés de corto y largo plazo para los países extranjeros avanzados. Una política monetaria de EE.UU. expansiva hace más pronunciada la curva de rendimiento extranjero durante el período convencional y la aplanada durante el período no convencional. Si bien existe un grado significativo de heterogeneidad entre las economías avanzadas y las emergentes, nuestras estimaciones del traspaso de la política monetaria de EE.UU. muestran que el efecto promedio de la transmisión internacional de la política no convencional de EE.UU. es comparable al de la política convencional.



## REFERENCIAS

---

Bauer, M.D. y C.J. Neely (2014). “International Channels of the Fed’s Unconventional Monetary Policy”. *Journal of International Money and Finance* 44(1): 24–46.

Bauer, M.D. y G.D. Rudebusch (2014). “The Signaling Channel for Federal Reserve Bond Purchases”. *International Journal of Central Banking* 10(3): 233–89.

Bernanke, B.S. y K.N. Kuttner (2005). “What Explains the Stock Market’s Reaction to Federal Reserve Policy?”. *Journal of Finance* 60(3): 1221–57.

Bowman, D., J.M. Londono y H. Sapriza (2015). “U.S. Unconventional Monetary Policy and Transmission to Emerging Market Economies”. *Journal of International Money and Finance* 55: 27–9.

Christensen, J.H. y G.D. Rudebusch (2012). “The Response of Interest Rates to US and UK Quantitative Easing”. *Economic Journal* 122(564): F385–F414.

Cochrane, J. y M. Piazzesi (2002). “The Fed and Interest Rates: A High-Frequency Identification”. *American Economic Review* 92(2): 90–5.

Cook, T. y T. Hahn (1989). “The Effect of Changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970s”. *Journal of Monetary Economics* 24(3): 331–51.

D’Amico, S., W.B. English, D. López-Salido y E. Nelson (2012). “The Federal Reserve’s Large-Scale Asset Purchase Programs: Rationale and Effects”. *Economic Journal* 122(564): F415–F446.

D’Amico, S. y T.B. King (2013). “Flow and Stock Effects of Large-Scale Treasury Purchases: Evidence on the Importance of Local Supply”. *Journal of Financial Economics* 108(2): 425–48.

Fratzscher, M., M. Lo Duca y R. Straub (2013). “On the International Spillovers of U.S. Quantitative Easing”. Documento de Trabajo N°1557, Banco Central Europeo.

Gagnon, J., M. Raskin, J. Remache y B. Sack (2011). “The Financial Market Effects of the Federal Reserve’s Large-Scale Asset Purchases”. *International Journal of Central Banking* 7(1): 3–43.

Gertler, M. y P. Karadi (2015). “Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity”. *American Economic Journal: Macroeconomics* 7(1): 44–76.

Gilchrist, S., D. López-Salido y E. Zakrajsek (2015). “Monetary Policy and Real Borrowing Costs at the Zero Lower Bound”. *American Economic Journal: Macroeconomics* 7(1): 77–109.

Gürkaynak, R.S., B. Sack y E. Swanson (2005). “Do Actions Speak Louder Than Words? The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements”. *International Journal of Central Banking* 1(1): 55–93.

Hamilton, J.D. y J.C. Wu (2012). “The Effectiveness of Alternative Monetary Policy Tools in a Zero Lower Bound Environment”. *Journal of Money, Credit, and Banking* 44(s1): 3–46.

Hanson, S.G. y J.C. Stein (2015). “Monetary Policy and Long-Term Real Rates”. *Journal of Financial Economics* 115(3): 429–448.

Hausman, J. y J. Wongswan (2011). “Global Asset prices and FOMC Announcements”. *Journal of International Money and Finance* 30(3): 547–571.

Justiniano, A., C.L. Evans, J.R. Campbell y J.D. Fisher (2012). “Macroeconomic Effects of FOMC Forward Guidance”. *Brookings Papers on Economic Activity* 44(1): 1–80.

Krishnamurthy, A. y A. Vissing-Jorgensen (2011). “The Effects of Quantitative Easing on Interest Rates: Channels and Implications for Policy”. *Brookings Papers on Economic Activity* 43(2): 215–65.

Kuttner, K.N. (2001). “Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market”. *Journal of Monetary Economics* 47(3): 523–44.

Li, C. y M. Wei (2013). “Term Structure Modeling With Supply Factors and the Federal Reserve’s Large-Scale Asset Purchase Programs”. *International Journal of Central Banking* 9(1): 3–39.

Nakamura, E. y J. Steinsson (2013). “High-Frequency Identification of Monetary Non-Neutrality”. NBER Working Paper N°19260.

Neely, C.J. (2010). “The Large-Scale Asset Purchases had Large International Effects”. Working Paper N°2010–018, Federal Reserve Bank of St. Louis.



Rogers, J.H., C. Scotti y J.H. Wright (2014). “Evaluating Asset-Market Effects of Unconventional Monetary Policy: A Cross-Country Comparison”. International Finance Discussion paper N°1101, Reserva Federal de Estados Unidos.

Swanson, E.T. (2011). “Let’s Twist Again: A High-Frequency Event-Study Analysis of Operation Twist and Its Implications for QE2”. *Brookings Papers on Economic Activity* 42(2): 151–88.

Wright, J.H. (2012). “What Does Monetary Policy Do to Long-Term Interest Rates at the Zero Lower Bound?” *Economic Journal* 122(564): F447–F466.





---

## NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Esta sección tiene por objetivo divulgar artículos breves escritos por economistas del Banco Central de Chile sobre temas relevantes para la conducción de las políticas económicas en general y monetarias en particular. Las notas de investigación, de manera frecuente, aunque no exclusiva, responden a solicitudes de las autoridades del Banco.

---

### UN ANÁLISIS DE LA CAPACIDAD PREDICTIVA DEL PRECIO DEL COBRE SOBRE LA INFLACIÓN GLOBAL \*

Carlos A. Medel\*\*

#### I. INTRODUCCIÓN

Esta nota utiliza una familia manejable de modelos de series de tiempo para comparar la capacidad predictiva entre un componente principal *ad hoc* de inflación global y el precio del cobre, al predecir la tasa de inflación interna de una muestra de 53 países que cubre períodos mensuales entre 1995 y el 2013. Además, se analiza la capacidad predictiva que el precio del cobre puede tener por sobre el factor global utilizándolo de manera conjunta, y finalmente, por sobre el precio del petróleo; también al predecir la inflación interna. Se pone énfasis especial sobre la economía chilena, donde el precio del cobre juega un rol distinto al del resto de las economías analizadas.

La importancia de analizar y comparar la capacidad predictiva del precio del cobre radica en la existencia de abundante literatura que apoya la hipótesis de que los precios de materias primas actúan como predictor de la inflación local. Sin embargo, la tendencia es a referirse como precios de materias primas exclusivamente al precio del petróleo o a una canasta de materias primas, sin una identificación directa del aporte del precio del cobre. Particularmente relevante resulta que estimaciones de curvas de Phillips (de economías abiertas) para la economía chilena entregan resultados robustos sobre la influencia de ambas materias primas —cobre y petróleo— sobre la dinámica inflacionaria<sup>1</sup>.

---

\* Se agradece los comentarios y sugerencias del Comité Editorial de las Notas de Investigación Económica de Economía Chilena, y la asistencia de investigación de Boris Pastén. Las opiniones expresadas en este trabajo no necesariamente corresponden al pensamiento del Banco Central de Chile o sus autoridades. Cualquier error u omisión es responsabilidad del autor.

\*\* Gerencia de Estabilidad Financiera, Banco Central de Chile. E-mail: cmedel@bcentral.cl.

<sup>1</sup> Estimaciones disponibles en subsección III.1.

Asimismo, la inflación global también resulta robusta y con incidencia mayor que ambas materias primas en la inflación chilena. Los coeficientes asociados a cada una de las materias primas referidas resultan en un orden similar, por lo que su capacidad explicativa (dentro de la muestra) sugeriría que es esperable un comportamiento predictivo (fuera de la muestra) también similar. Sin embargo, al utilizar estos indicadores globales de manera simultánea, los resultados se alejan de lo esperado por la teoría, haciendo un llamado a desentrañar la verdadera información que el precio del cobre posee sobre la inflación. De esta forma, este estudio indaga sobre la potencial capacidad predictiva que el precio del cobre podría tener por sobre la del petróleo, y comparada con un factor de inflación global utilizando modelos adecuados para este fin. A la vez, se comparan con los resultados de dos grupos de países a los que Chile pertenece.

Los resultados indican que, para el caso de Chile, las ganancias predictivas al utilizar el precio del cobre como predictor de la inflación interna son bajas o inexistentes, especialmente al ser comparadas con las del factor de inflación global, donde particularmente Chile se beneficia más que cualquier otra economía considerada. Para el resto de los países, los resultados sugieren también un rol menor del precio del cobre para predecir las tasas de inflación local y por debajo de lo que aporta el factor global de inflación. Sin embargo, el precio del cobre produce un aporte al ser combinado con el factor inflación global, el cual se destruye si además se considera el precio del petróleo. Existe una alta heterogeneidad de los resultados entre los países considerados, siendo los países caribeños de la muestra los que más se benefician de la información del precio del cobre.

Evidentemente, el cobre ha jugado un importante rol en la historia reciente de Chile sobresaliendo del ámbito puramente económico (Arellano, 2012; Meller, 2013). Asimismo, Chile constituye una de las primeras economías en vincular explícitamente un gasto fiscal contracíclico al precio de esta materia prima, la que abarca 51% de las exportaciones totales (promedio 2003.1-2015.8)<sup>2</sup>. Sin embargo, las ganancias económicas provenientes de la exportación de cobre de las que Chile ha usufructuado durante las últimas cuatro décadas se deben, en último término, a la magnitud del mercado global en la que se transa este recurso. Lo anterior, además, implica que la dinámica de equilibrio del mercado del cobre queda determinada por la demanda y oferta mundiales, dejando expuestos a disrupciones inesperadas tanto a productores como a consumidores. Dado que el uso del cobre es primordialmente como materia prima, el mecanismo de transmisión de disrupciones en costos y precios internos es directo, y similar al de otras materias primas.<sup>3</sup> Otro mecanismo directo de transmisión de ambas materias primas se debe a su uso en el país, cuyas disrupciones en sus precios se reflejan directamente en la inflación. Es importante recalcar que, dentro de una canasta de materias primas altamente transadas globalmente, por

---

<sup>2</sup> Ver más detalles en Marcel et al. (2001), Pedersen (2008) y Frankel (2013).

<sup>3</sup> Una descripción más detallada del mercado del cobre y la influencia del cobre en la economía chilena se encuentra en Pedersen (2015) y las referencias citadas en ese artículo.



ejemplo, aquella del índice de precios de materias primas del Fondo Monetario Internacional, entrega una ponderación de 7,7% al cobre (a noviembre del 2015). Esta es la segunda mayor ponderación otorgada para un producto fuera de la categoría de combustibles<sup>4</sup>.

Así, en un mundo caracterizado por una alta y creciente tasa de comercialización de bienes —especialmente materias primas— y capitales internacionales, resulta valioso cuestionarse: ¿En qué medida el precio del cobre es un predictor de las tasas de inflación interna? ¿Cómo es su rendimiento comparado con el de un indicador de la inflación global y con el precio del petróleo? ¿Existe algún efecto particular para Chile que es distinto para el resto de los países? Los resultados base de este trabajo corresponden a aquellos obtenidos para la economía chilena. Sin embargo, y abstrayéndose de este caso particular, los resultados se comparan con los de dos grupos de países a los que Chile pertenece: la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE, 31 países) y el Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA, 22 países).

El ejercicio compara predicciones provenientes de una familia de diez modelos de series de tiempo sin aumentar, versus una versión aumentada que incluye un factor definido como: (i) el primer componente principal de un conjunto de 52 países (53 menos el de referencia); (ii) el precio del cobre; (iii) ambas series anteriores simultáneamente, y (iv) las mismas series anteriores sumadas al precio del petróleo. De esta forma, los resultados indican que el precio del cobre mejora el rendimiento predictivo —aunque en una modesta cuantía—, comparado con el caso sin factor alguno, en al menos 66% de los países al predecir en uno de los horizontes considerados, siendo estos uno, 12 y 24 meses hacia adelante.

El resto del trabajo continúa de la siguiente manera. La sección II presenta una breve revisión de la literatura relacionada, *i.e.* proyección de inflación interna con factores globales. La sección III presenta evidencia de la significancia estadística de los factores analizados en una versión de la curva de Phillips neokeynesiana, la metodología econométrica —la familia de modelos predictivos—, así como los procedimientos de evaluación y la base de datos. La sección IV presenta los resultados considerando Chile y cuatro macrogrupos, facilitando una comparación entre la extensa muestra de países heterogéneos. Finalmente, la sección V concluye.

## II. BREVE REVISIÓN DE LA LITERATURA RELACIONADA

Un análisis integral reciente sobre la proyección de tasas de inflación local con factores globales se encuentra en Chen et al. (2014). Los autores analizan específicamente el rol de los precios de materias primas en la inflación de cinco economías pequeñas y abiertas que han adoptado metas de inflación, incluyendo

---

4 La mayor ponderación para un producto fuera de la categoría combustibles es el aluminio, con 10,5%.

a Chile. Sus resultados indican que la dinámica de precios externos ayuda a predecir diversos indicadores de precios internos, aunque en algunos casos la evidencia es episódica a través del tiempo y de países.

El ejercicio aquí descrito difiere del de Chen et al. (2014) en diversas dimensiones. En particular, el presente estudio considera el precio solo del cobre y el petróleo (y un factor de inflación global), prescindiendo de otras materias primas. Además, el análisis se realiza con una familia de modelos de series de tiempo estacionarias; por lo tanto, sin un vector de cointegración. Finalmente, esta nota analiza 53 países de los cuales solo dos (Canadá y Chile) coinciden con los cinco de la muestra de Chen et al. (2014).

Especialmente después del colapso del banco de inversión *Lehman Brothers* en EE.UU. —que marcó un punto de inflexión en la crisis financiera del 2008-9— se han realizado muchos esfuerzos para comprender las diversas conexiones de cada país con el resto del mundo, de la economía tanto real como financiera. Como resultado, nuevas técnicas de modelamiento incorporan explícitamente un bloque o variable global como nuevo ingrediente de la dinámica macroeconómica nacional. Los mencionados elementos globales no han estado exentos de análisis para la literatura macroeconómica de inflación y su predicción. Ciccarelli y Mojon (2010), por ejemplo, analizan el rol de un factor global al predecir las tasas de inflación interna de 22 países de la OCDE. Sus resultados indican un rol significativo para el factor global utilizando una muestra hasta el 2007, obviamente excluyendo el auge del precio de materias primas del 2007-8 y la crisis financiera del 2008-9. Resultados similares se encuentran y confirman en Friedrich (2014) y en Medel et al. (2016) utilizando una muestra más reciente y con un mayor número de países también pertenecientes a la OCDE.

Diversos ejercicios se han realizado con la finalidad de averiguar cómo variables globales pueden explicar la dinámica de precios internos en un contexto dentro de la muestra<sup>5</sup>. La literatura sobre la *capacidad predictiva* de un factor global de precios sobre tasas de inflación interna, al estilo de Ciccarelli y Mojon (2010), es menor en número. El caso de otra materia prima altamente transada y con baja tasa de sustituibilidad como es el petróleo, es analizado de manera similar en Medel (2015a) para los mismos países de este trabajo. Pasaogullari y Waiwood (2014) presentan un ejercicio simple para la economía de EE.UU. en particular, prediciendo la inflación interna también haciendo uso del precio del petróleo. Similar a lo encontrado en Medel et al. (2016), la extracción de la información adecuada del factor pareciera ser un tema relevante, considerando que al utilizar el factor con proyección perfecta el ajuste fuera de la muestra mejora sustancialmente. Así, Pasaogullari y Waiwood (2014) también encuentran un

---

<sup>5</sup> Este es el caso de, por ejemplo, Kose et al. (2003), Wang y Wen (2007), Bagliano y Morana (2009), Beck et al. (2009), Hakkio (2009), Calza (2009), Capistrán y Ramos-Francia (2009), Monacelli y Sala (2009), Ihrig et al. (2010), Milani (2010), Çiçek (2012), Mumtaz et al. (2011), Neely y Rapach (2011), Mumtaz y Surico (2012) y Förster y Tillman (2013).

rol episódico (por país y período) para el precio del petróleo como predictor de inflación interna. De esta forma se señala que este estudio es pionero en el análisis comparado de la capacidad predictiva del precio del cobre de manera sistemática para los dos grupos de países considerados en la muestra.

### III. CONFIGURACIÓN ECONOMETRICA

Una descripción compacta del ejercicio econométrico desarrollado en este trabajo es la siguiente. Se realizan y comparan diez proyecciones multihorizonte provenientes de una misma familia de diez modelos univariados. La familia de modelos es introducida en Pincheira y García (2012) y extendida en Pincheira y Medel (2015), denominada DESARIMA<sup>6</sup>. Cada uno de estos modelos es aumentado con un factor exógeno, ya sea: (i) el factor global (*I.Global*), (ii) el precio del cobre (*P(Cobre)*), (iii) la suma del factor global con el precio del cobre (*Factor1*), o (iv) la suma del factor global, el precio del cobre, y el precio del petróleo (*Factor2*). Una vez realizadas las proyecciones con cada uno de los diez modelos DESARIMA con y sin aumentar, se calcula la raíz cuadrada del error cuadrático medio (en adelante, RECM) para cada proyección  $h=\{1,12,24\}$  meses adelante.

Un paso final consiste en comparar los correspondientes dos “cocientes RECM” obtenidos de los diez modelos: el cociente entre la RECM obtenido con cualquiera de las versiones aumentadas y la RECM sin factor exógeno. Finalmente, se aplica la prueba de Clark y West (2007, en adelante CW) a pares de comparaciones promedio con y sin factor exógeno para analizar cuándo es conveniente incluir cualquiera de ambos al predecir la inflación interna. Así, esta comparación se realiza entre un *modelo base y su versión aumentada*. Se aplica una segunda prueba, basada en Diebold y Mariano (1995) y West (1996) (en adelante, DMW) para analizar si *P(Cobre)* es mejor predictor que *I.Global*, por lo que esta comparación se realiza entre las *versiones aumentadas*.

La razón principal para utilizar esta familia de modelos lineales y univariados radica en la sencillez analítica que proveen. En particular, el uso de estos modelos obedece precisamente a que incluyen, bajo una misma especificación, modelos tradicionalmente utilizados para predecir la inflación en países con experiencias inflacionarias distintas, con relativo éxito. Además, y dado que utilizan la información contenida en la propia serie, a través de los diez modelos se prueban distintas formas de extraer la información relevante. De esta forma es identificable de manera directa el aporte predictivo genuino de variables exógenas. Sin embargo, y para este último fin, se analiza primero la significancia estadística dentro de la muestra de todos los factores considerados en una especificación de curva de Phillips híbrida neokeynesiana.

---

6 Acrónimo del inglés *Driftless Extended Seasonal Autoregressive (AR) Integrated Moving Average (IMA) model*.

## 1. Estimaciones de curvas de Phillips para la economía chilena

En esta subsección se presentan los resultados de la estimación de una curva de Phillips híbrida neokeynésiana de economía cerrada (modelo base) y subsecuentes versiones aumentadas de economía abierta con los tres factores exógenos por separado y combinados. La estimación base corresponde a la ecuación (1) (Galí et al., 2005):

$$\pi_t = \bar{\pi} + \lambda x_t + \kappa g_{t-1} + \gamma \pi_{t-1} + (1 - \gamma) E[\pi_{t,t+h}^f] + \varepsilon_t, \quad (1)$$

donde  $\pi_t$  es la inflación en  $t$ ,  $x_t$  es una medida de brecha de producto,  $g_t$  es un factor de precios exógeno —ya sea  $I.Global$ ,  $P(Cobre)$ ,  $P(Petróleo)$  o combinaciones de estos—, y  $E[\pi_{t,t+h}^f]$  es la expectativa de inflación para el período  $f$ , medida con una proyección  $h$  períodos adelante realizada en el momento  $t$ .  $\{\bar{\pi}, \lambda, \kappa, \gamma, \sigma_\varepsilon^2\}$ ,  $0 \leq \gamma \leq 1$ , son parámetros a estimar suponiendo que  $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma_\varepsilon^2)$ . Dada la endogeneidad de las variables del modelo base, la estimación se realiza mediante el método generalizado de momentos (MGM) y utilizando medidas directas de expectativas de inflación. Así, también se reporta el listado de variables instrumentales (VI), y la inferencia estadística sobre el estadístico  $J$  (hipótesis nula: las VI son válidas).

Todas las series se utilizan en frecuencia mensual. Tanto la inflación como los factores exógenos se definen como la variación anual de su serie original en niveles, mientras la medida de brecha de producto, como la diferencia entre el (log) índice mensual de actividad económica (Imacec) y su versión de “producto potencial”, tal como se presenta en Medel (2015b)<sup>7</sup>. Finalmente, la variable de expectativas de inflación corresponde al primer componente principal obtenido entre la expectativa inflacionaria 12 y 24 meses adelante, reportada en la Encuesta de Expectativas Económicas del Banco Central de Chile. Cabe notar que la disponibilidad de esta serie limita una estimación con una mayor cantidad de observaciones, circunscribiéndose este ejercicio al período 2000.1-2013.3.

Los resultados se presentan en el cuadro 1. Se observa que para las especificaciones base [1]-[4] (la de economía cerrada más las que contienen solo un factor a la vez) coinciden con lo dictado por la teoría. Un aspecto interesante que se observa es que, con respecto a la especificación base ([1]), la introducción del factor de inflación global ([2]) afecta principalmente a la brecha de producto, al ser el coeficiente que más reduce su tamaño. Con los precios de materia primas ([3] y [4]), estadísticamente significativos y de magnitud menor, provocan un reajuste en todos los restantes coeficientes aumentando el rezago y reduciendo el aporte de las expectativas y de la brecha de producto.

<sup>7</sup> La versión “producto potencial” del Imacec corresponde a la serie de Imacec proyectada 60 pasos adelante con un modelo estadístico, desestacionalizada, y luego filtrada con el filtro Hodrick-Prescott.



Cuadro 1

## Estimaciones de curvas de Phillips híbridas neokeynesianas (\*)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]
Variable dependiente $\pi_t$							
$\pi_{t-1}$	0,865 [0,000]	0,867 [0,000]	0,984 [0,000]	0,921 [0,000]	0,908 [0,000]	0,696 [0,000]	0,855 [0,000]
$\bar{\pi}_t$	0,134 [0,000]	0,133 [0,000]	0,016 [0,000]	0,079 [0,000]	0,093 [0,000]	0,304 [0,000]	0,145 [0,000]
$\bar{y}_t$	0,223 [0,000]	0,189 [0,000]	0,137 [0,000]	0,061 [0,088]	0,097 [0,014]	0,153 [0,074]	0,193 [0,034]
$I.Global_{t-1}$	-	0,061 [0,071]	-	-	0,056 [0,085]	-	-0,182 [0,071]
$P(Cobre)_{t-1}$	-	-	0,009 [0,000]	-	0,006 [0,076]	-0,020 [0,094]	-0,018 [0,064]
$P(Petróleo)_{t-1}$	-	-	-	0,008 [0,000]	-	-	0,015 [0,009]
$\bar{\pi}$	0,589 [0,000]	0,557 [0,000]	-0,021 [0,902]	0,053 [0,588]	0,307 [0,288]	1,085 [0,123]	0,395 [0,459]
$\bar{R}^2$	0,930	0,938	0,938	0,956	0,941	0,934	0,906
D.E. Regresión	0,601	0,566	0,568	0,485	0,565	0,601	0,705
Estadístico J	2,265	7,443	1,937	5,635	2,663	2,448	1,496
Valor-p	0,322	0,114	0,379	0,130	0,446	0,294	0,473
Variables Instrumentales (rezagos)							
Constante	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
$\pi_{t-p}$	(2)	(2)	(2)	(2)	(2), (3)	(2)	(2)
$\bar{\pi}_{t-p}$	(4), (5)	(4), (5)	(4), (5)	(4), (5)	(12)	(3)	(2), (3)
$\bar{y}_{t-p}$	(1)	(3), (4)	(1)	(1)	(1), (7)	(1)	(1)
(G), (C), [P]	-	(2), (9)	(2)	[2], [4]	(2), (3)	{4}, {12}, (3)	(5), {5}, [5]

Fuente: Elaboración propia.

(\*) Muestra: 2000.1-2013.3. Valor-p del coeficiente en [-]. VI: Rezagos de factor global, precio del cobre, y precio del petróleo en (·), {·}, y [-].

En todas las estimaciones las variables instrumentales resultan válidas. Sin embargo, en las especificaciones que incluyen más de un factor —exceptuando [5], la que incluye *I.Global* y *P(Cobre)*— se obtiene que, si bien las variables son estadísticamente significativas, el signo del coeficiente cambia respecto de los casos anteriores. En particular, la especificación [6] incluye el precio de ambas materias primas arrojando un coeficiente negativo para *P(Cobre)*, el cual se repite y extiende para *I.Global* en la especificación [7]. La razón principal de este resultado se atribuye a la colinealidad de las variables consideradas de manera conjunta, ya que como se obtiene con las especificaciones [2]-[4], por sí solas son estadísticamente significativas y de un coeficiente similar para *P(Cobre)* y *P(Petróleo)*. La correlación incondicional entre *I.Global* con *P(Petróleo)* es alta y positiva, mientras que de *I.Global* con *P(Cobre)* es baja y negativa, y de *P(Cobre)* con *P(Petróleo)* es positiva pero baja.

Finalmente, la búsqueda de las especificaciones presentadas es robusta a un conjunto de combinaciones de rezagos utilizados como VI, por lo que la falta de una variable instrumental que permita mantener el signo de la especificación

inicial es indicativa de correlaciones robustas entre las variables, sesgando sus coeficientes estimados en una especificación conjunta. Asimismo, la comparación predictiva entre estos modelos apoya estos resultados.

## 2. Modelos predictivos

La familia de modelos DESARIMA se explica y describe completamente en Pincheira y Medel (2015)<sup>8</sup>. La idea detrás de estos modelos es proveer un marco común para modelos de series de tiempo que han sido tradicionalmente utilizados en macroeconometría con relativo éxito, especialmente para predecir la inflación. La familia DESARIMA explota dos componentes comunes presentes típicamente en series macroeconómicas. En este caso, el IPC: *estacionalidad y tendencia estocástica*. Para controlar el primer efecto se incluye el coeficiente de rezago correspondiente a la frecuencia anual de la serie. Para el segundo efecto se utiliza restricciones específicas, que posteriormente resultan en la imposición de una raíz unitaria en la serie de inflación.

En esta nota se utilizan los diez modelos de la familia DESARIMA, permitiendo aumentarlos con un factor exógeno. Así, definiendo al factor exógeno como  $f_t$ , la (ahora) denominada familia DESARIMA aumentada se presenta en el cuadro 2, de manera similar que en Medel (2015a) y Pincheira y Gatty (2016).

En el cuadro 2,  $\{\gamma, \rho, \theta, \theta_E, \sigma_\varepsilon^2\}$  son parámetros a estimar, con  $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma_\varepsilon^2)$ . El factor  $f_t$  es la medida internacional de precios en sus cuatro versiones. Así, la variable  $f_t$  se construye como sigue. Para *I.Global*, y considerando el  $i$ -ésimo país de un total de  $N=53$ , se considera la primera diferencia del logaritmo natural del primer componente principal ( $\psi$ ) del conjunto  $\{\pi_t^{(i)}\}$  de  $N-1$  países:  $f_t^{(i)} = \Delta \ln[\psi(\{\pi_t^{(i)}\})]$ , compuesto de los países  $j = 1, \dots, 52$  para todo  $j \neq i$  (para más detalles sobre el análisis de componentes principales, ver Johnson y Wichern, 1999; Jolliffe, 2002).

Nótese que esta medida de  $f_t$  excluye del conjunto  $\{\pi_t^{(i)}\}$  el país de referencia  $i$ , lo que difiere de Ciccarelli y Mojon (2010). El factor  $f_t$  se reestima cada vez que se incluye una observación, siendo más adaptativo a la información disponible<sup>9</sup>. Naturalmente, este método tiene la ventaja de considerar el conjunto de países que contribuye mayormente a la varianza del factor, automáticamente excluyendo la información irrelevante. Una estimación con todos los países y considerando la muestra completa indica que el primer componente principal explica el 32,1% de la varianza total. El 99% de la varianza se explica con el vigésimo noveno componente principal.

<sup>8</sup> Una completa revisión de las innumerables variaciones y acrónimos utilizados en las especificaciones ARMA, se encuentra en Holan et al. (2000). Una aproximación más directa se encuentra en Granger (1982).

<sup>9</sup> Especialmente con fines de robustez, el ejercicio se realiza también utilizando una versión promediada (de ponderadores iguales) de  $f_t^{(i)} = I.Global = 1/(N-1) \sum_j \pi_{t,j}^{(i)}$ ,  $j \neq i$ ; es decir, suponiendo que todas las series contribuyen igualmente a la varianza del factor en la proporción  $\omega = 1/(N-1)$ . Los resultados no se alteran sustancialmente respecto del caso en que  $f_t^{(i)} = I.Global = \Delta \ln \psi(\cdot)$  (resultados disponibles a petición).

**Cuadro 2**
**Familia DESARIMA aumentada**

Modelo	Especificación base: $\pi_t - \pi_{t-1} = \gamma f_{t-1} + \rho (\pi_t - \pi_{t-1}) + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} - \theta_E \varepsilon_{t-2} + \theta_3 \gamma \varepsilon_{t-3}$	Restricción ( $\gamma \neq 0$ )
[1]	$\pi_t - \pi_{t-1} = \gamma f_{t-1} + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1}$	$\rho = \theta_E = \gamma = 0$
[2]	$\pi_t - \pi_{t-1} = \gamma f_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_E \varepsilon_{t-2}$	$\rho = \theta = \gamma = 0$
[3]	$\pi_t - \pi_{t-1} = \gamma f_{t-1} + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} - \theta_E \varepsilon_{t-2}$	$\rho = \gamma = 0$
[4]	$\pi_t - \pi_{t-1} = \gamma f_{t-1} + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} - \theta_E \varepsilon_{t-2} + \theta \theta_E \varepsilon_{t-3}$	$\rho = 0$
[5]	$\pi_t - \pi_{t-1} = \gamma f_{t-1} + \rho (\pi_{t-1} - \pi_{t-2}) + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} - \theta_E \varepsilon_{t-2} + \theta \theta_E \varepsilon_{t-3}$	-
[6]	$\pi_t - \pi_{t-1} = \gamma f_{t-1} + \rho (\pi_{t-1} - \pi_{t-2}) + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} - \theta_E \varepsilon_{t-2}$	$\gamma = 0$
[7]	$\pi_t - \pi_{t-1} = \gamma f_{t-1} + \rho (\pi_{t-1} - \pi_{t-2}) + \varepsilon_t - \theta_E \varepsilon_{t-2}$	$\theta = \gamma = 0$
[8]	$\pi_t - \pi_{t-1} = \gamma f_{t-1} + \rho (\pi_{t-1} - \pi_{t-2}) + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1}$	$\theta_E = \gamma = 0$
[9]	$\pi_t - \pi_{t-1} = \gamma f_{t-1} + \rho (\pi_{t-1} - \pi_{t-2}) + \varepsilon_t$	$\theta = \theta_E = \gamma = 0$
[10]	$\pi_t - \pi_{t-1} = \gamma f_{t-1} + \varepsilon_t$	$\rho = \theta = \theta_E = \gamma = 0$

Fuente: Elaboración propia en base a Pincheira y Medel (2015).

La versión de  $f_t$  cuando es utilizado el precio del cobre corresponde a la primera diferencia del logaritmo natural del nivel,  $f_t = \Delta \ln P(\text{Cobre})$ . El *Factor1* corresponde a  $f_t = \alpha_1 (\Delta \ln[\psi(\{\pi_t^{(i)}\})]) + \alpha_2 (\Delta \ln P(\text{Cobre}))$ , y el *Factor2* a  $f_t = \beta_1 (\Delta \ln[\psi(\{\pi_t^{(i)}\})]) + \beta_2 (\Delta \ln P(\text{Cobre})) + \beta_3 (\Delta \ln P(\text{Petróleo}))$ , donde  $\alpha_j$  y  $\beta_j$  son parámetros a estimar.

### 3. Datos

La fuente de los datos de inflación es la base *Estadísticas Financieras Internacionales* (EFI) del FMI, mientras para los precios del petróleo (*Western Texas Intermediate, WTI*) y del cobre es *Bloomberg*, correspondiendo este último al precio en dólares estadounidenses por tonelada de cobre de la bolsa *London Metal Exchange*.

La muestra completa comprende desde 1995.1 hasta el 2013.3 (219 observaciones) en frecuencia mensual. La estimación se realiza con ventanas rodantes con una ventana de tamaño fijo de  $R = 100$  observaciones, siguiendo las recomendaciones de Pincheira y Medel (2012, 2015) y Medel y Pincheira (2015). Así, la primera proyección un mes adelante comienza en el 2003.5 (hasta el 2013.3), y comprende una muestra de evaluación de 119 observaciones. La transformación de los datos preferida para ambos tipos de datos indica estacionariedad de acuerdo con las pruebas tradicionales de raíz unitaria (apéndice A). Nótese que para el caso de Austria, la prueba Aumentada de Dickey-Fuller (ADF) rechaza la hipótesis nula que no existe raíz unitaria. Sin embargo, la prueba de Phillips-Perron (PP) indica estacionariedad a un 10% de nivel de confianza. Este resultado se debe a la naturaleza no paramétrica de la prueba PP, la que no requiere imponer un nivel de autocorrelación como sí lo necesita la prueba ADF. Así, la prueba PP resulta más apropiada para series de alta persistencia, como es el caso de la inflación austríaca.

El número de países incluidos es 53, los que pertenecen a dos grupos: OCDE y CEMLA<sup>10</sup>. Como una forma de ordenar las conclusiones y considerar la heterogeneidad debida a la dispersión geográfica de los países, los resultados se presentan separadamente para Chile, comparando con cuatro macrogrupos (entre [·] se presenta el número de países que conforman cada grupo):<sup>11</sup>

- *OCDE Europa* [23]: Alemania, Austria, Bélgica, Dinamarca, Eslovaquia, Eslovenia, España, Finlandia, Francia, Grecia, Holanda, Hungría, Irlanda, Islandia, Italia, Luxemburgo, Noruega, Polonia, Portugal, República Checa, Reino Unido, Suecia y Suiza;
- *OCDE No Europa* [8]: Canadá, Chile, Corea del Sur, Israel, Estados Unidos, Japón, México y Turquía;
- *CEMLA Sur* [12]: Argentina, Aruba, Bolivia, Brasil, Colombia, Ecuador, Guyana, Paraguay, Perú, Surinam, Uruguay y Venezuela,
- *CEMLA Caribe* [10]: Bahamas, Barbados, Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, Jamaica, República Dominicana, y Trinidad y Tobago.

Cabe destacar que Belice, Nicaragua (CEMLA) y Estonia (OCDE) han sido omitidos debido al pequeño tamaño de la muestra disponible. Australia y Nueva Zelanda (ambos de OCDE) se excluyen debido a que la frecuencia oficial de sus datos de inflación es trimestral. Chile y México pertenecen a ambos macrogrupos, pero son considerados como *OCDE No Europa* precisamente debido a que su rendimiento macroeconómico sobrepasa los estándares regionales.

El gráfico 1 presenta las series de tiempo tanto de  $P(\text{Cobre})$  como de  $P(\text{Petróleo})$  (la primera diferencia del logaritmo natural del nivel), junto con el primer componente principal de  $I.Global$  considerando todos los países. Además, presenta la versión promediada de  $I.Global$  a modo de referencia. Si bien esta es la especificación de  $I.Global$  obtenida de manera similar para cada país, la familia DESARIMA modela la primera diferencia de esta serie. Así, su dinámica —y unidad de medida— coincide con la de  $P(\text{Cobre})$  y  $P(\text{Petróleo})$ . En el apéndice A, junto con los estadísticos descriptivos se presentan las “cargas factoriales” (*factor loadings*, bajo la columna “Carga”)—, en conjunto con los de las cuatro series de el gráfico 1.

<sup>10</sup> La lista de todos los países analizados se encuentra en el apéndice A, junto con los estadísticos descriptivos de todas las series consideradas.

<sup>11</sup> Además, cabe notar que la primera categoría —OCDE Europa— además se divide en dos: mayor y menor PIB per cápita medido a precio de paridad de poder de compra (PPC) del 2013. El punto de corte es arbitrario, y no obedece a algún fundamento económico sino que se realiza solo con fines de claridad en la exposición.

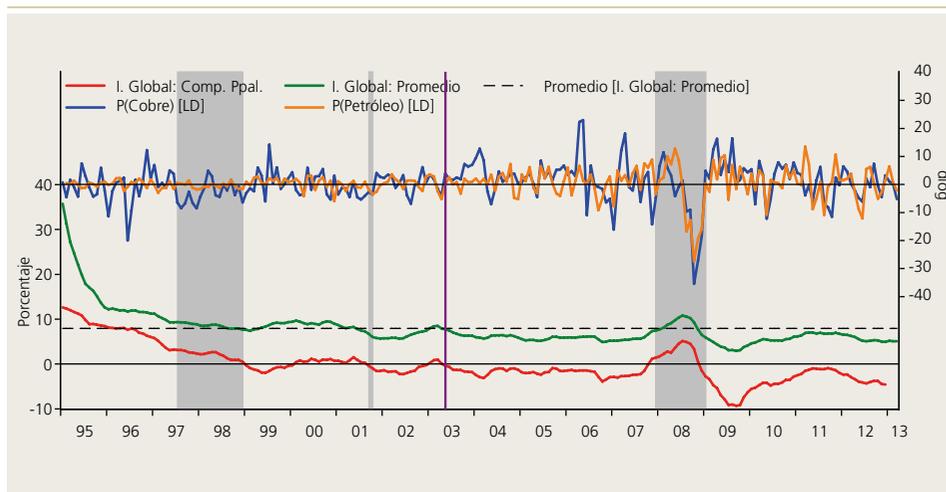
Como en toda proyección multihorizonte realizada con el método iterativo (no directo), sumado al hecho de que el factor entra en la ecuación base solamente con un rezago, se requiere de una proyección auxiliar de  $f_t$ . Basada en su ajuste dentro de la muestra, la proyección auxiliar proviene de un modelo SARMA de orden  $(p,q,s)=(2,1,12)$  (con términos saltados, siendo una versión del *modelo del aeroplano* de Box y Jenkins, 1970) para  $I.Global$ , y de un modelo AR(1) para  $P(Cobre)$  y  $P(Petróleo)$ . En el apéndice B se reportan los diagnósticos de las estimaciones dentro de la muestra de los modelos escogidos para dos ventanas muestrales: la muestra completa (1995.1-2013.3) y la muestra de estimación (1995.1-2003.4).

La selección de estos modelos se realiza mediante la estrategia de “general a específica”, utilizando como criterios de aceptación la significancia estadística, a un 10% de nivel de confianza, de todos los coeficientes del modelo tanto con la muestra de estimación como con la muestra completa. Posteriormente, el primer modelo que cumple con los requisitos (comenzando de una especificación (12,12,12)) es probado fuera de la muestra, donde el criterio final de aceptación es presentar un cociente RECM<1 comparado con una caminata aleatoria.

## Gráfico 1

### Series de tiempo para precio del cobre, precio del petróleo y factor global

$P(Cobre)$ ,  $P(Petróleo)$ , e  $I.Global$  (componente principal y promedio) (\*)



Fuente: Elaboración propia basada en datos de las EFI del FMI y de Bloomberg.

(\*) Línea vertical=2003.5 (inicio muestra de evaluación). Como referencia, las áreas sombreadas indican Crisis Asiática (1997.7-1998.12), Crisis Financiera Global (2007.12-2009.6).

#### 4. Inferencia estadística

El análisis de la capacidad predictiva involucra tres estadísticos: (i) la comparación de la proyección punto entre el modelo base y los modelos aumentados a través del cociente RECM; (ii) inferencia estadística de estas mismas proyecciones mediante la prueba CW, utilizando el promedio del cociente RECM a través de los diez modelos, y (iii) prueba de superioridad predictiva entre factores mediante la prueba DMW, también utilizando el promedio.

##### Cociente RECM

Esta medida se utiliza típicamente gracias a su directa interpretación al comparar dos proyecciones punto. En este caso, formalmente corresponde a la ecuación (2):

$$Cociente RECM_h = \frac{RECM_h^{Factor}}{RECM_h^{Base}} = \frac{\left[ \frac{1}{P(h)} \sum_R^{T+1-h} (\pi_{t+h} - \pi_t^{h,f})^2 \right]^{\frac{1}{2}}}{\left[ \frac{1}{P(h)} \sum_R^{T+1-h} (\pi_{t+h} - \pi_t^{h,Base})^2 \right]^{\frac{1}{2}}} \quad (2)$$

para comparaciones de proyecciones  $h$  meses adelante, donde  $\pi_t^{h,f}$  es la predicción de  $\pi_{t+h}$  realizada en el período  $t$  para el horizonte  $h$  considerando la familia con el factor  $f = \{I.Global;P(Cobre);Factor1;Factor2\}$ . “Base” se refiere al modelo sin incorporar algún factor exógeno.  $RECM_h$  se computa como el promedio de los diez modelos considerando la familia con el factor  $f$ . Naturalmente, valores menores que uno implican un mejor ajuste fuera de la muestra de la proyección considerando  $f$ , representando una “ganancia predictiva” de (1-cociente RECM)% comparado con la proyección base sin factor<sup>12</sup>.

##### Prueba de Clark-West

Tanto esta como la siguiente prueba estadística se realiza a nivel de países, y no de macrogrupos, con el fin de hacer más comparables los resultados para la economía chilena. La prueba de CW realiza una comparación ajustada entre RECM debido al anidamiento de los modelos, *i.e.* a que comparten información común. Intuitivamente, el estadístico remueve un término que introduce ruido cuando se estima un parámetro que debería ser igual a cero bajo la hipótesis nula. Así, el estadístico bajo análisis corresponde a:

$$RECM Ajustado_h = \frac{2}{T} \sum_{t+h}^T (\pi_{t+h} - \pi_t^{h,Base}) \left[ (\pi_{t+h} - \pi_t^{h,Base}) - (\pi_{t+h} - \pi_t^{h,f}) \right]. \quad (3)$$

<sup>12</sup> Cabe señalar que el largo de muestra utilizada en la evaluación,  $P(h)$ , no es constante para todo  $h$ . En vez, corresponde a la función:  $T+1-h$ , por lo que el número de proyecciones con las que se computa la RECM es  $P(h) = T + 2 - h - R$ , con  $R=100$ .

De esta forma, este estadístico es computado para probar la hipótesis nula de igual capacidad predictiva,  $HN: E(RECM Ajustado_h) = 0$ , contra la hipótesis alternativa  $HA: E(RECM Ajustado_h) > 0$ , siguiendo una tradicional prueba  $t$ . Clark y West (2007) presentan mayores detalles metodológicos, y Medel et al. (2016) una aplicación similar a la de este artículo. Las hipótesis  $HN: E(RECM Ajustado_h) = 0$  versus  $HA: E(RECM Ajustado_h) > 0$  analizadas aquí corresponden a las versiones con versus sin factor global, y las de un factor aumentado versus un factor base:

1. CW1:  $f = I.Global$  y  $Base = \text{sin factor}$ ,
2. CW2:  $f = P(Cobre)$  y  $Base = \text{sin factor}$ ,
3. CW3:  $f = Factor1$  y  $Base = P(Cobre)$  y
4. CW4:  $f = Factor2$  y  $Base = Factor1$ .

Se debe tener un cuidado especial en la interpretación de esta prueba para horizontes mayores a un período. En particular, Corradi y Distaso (2013) sugieren que esta prueba es apropiada para comparar modelos anidados en vez de proyecciones a múltiples horizontes. Sin embargo, y a falta de una alternativa más apropiada, los resultados para  $h = \{12, 24\}$  se presentan de igual forma.

#### *Prueba de Diebold-Mariano-West*

Esta prueba se incluye para proveer inferencia estadística sobre superioridad predictiva (a una cola) de un factor sobre el otro. La prueba se utiliza en el sentido de Giacomini y White (2006), dado que el interés está en evaluar la capacidad predictiva de métodos en vez de modelos. La hipótesis nula consiste en  $HN: E(\widehat{d}_h) \leq 0$ , contra la hipótesis alternativa  $HA: E(\widehat{d}_h) > 0$ , donde  $(\widehat{d}_h)$  corresponde al término de la ecuación (4):

$$d_h = \left( \pi_{t+h} - \pi_t^{h, I.Global} \right)^2 - \left( \pi_{t+h} - \pi_t^{h, P(Cobre)} \right)^2. \quad (4)$$

El procedimiento se completa siguiendo una prueba  $t$  tradicional a una cola para  $E(\widehat{d}_h)$ , utilizando la corrección por heterocedasticidad y autocorrelación (HAC) propuesta por Newey y West (1987) para la estimación de  $\hat{\sigma}^2[\widehat{d}_h]$ . La hipótesis nula postula que una proyección “competidora” ( $P(Cobre)$ ) provee una proyección de al menos igual precisión que aquella proveniente de un modelo base ( $I.Global$ ).

## IV. RESULTADOS

En esta sección se presentan los resultados en términos del promedio, valores máximos y mínimos del cociente RECM generado por los diez modelos DESARIMA. Sin embargo, la inferencia estadística se realiza sobre el promedio de cocientes RECM a nivel de países, y no de macrogrupos. Los resultados comentados a continuación se basan principalmente en el promedio. Los detalles a nivel de países se presentan en la versión documento de trabajo de la presente nota (Medel, 2016).

### 1. Chile y macrogrupos

El gráfico 2 presenta los resultados para Chile comparados con el promedio de cuatro macrogrupos: países *OCDE Europa (Mayor PIB y Menor PIB)*; *OCDE No Europa* (incluyendo a Chile), *CEMLA Sur* y *CEMLA Caribe*. Cuatro resultados merecen una especial atención:

1. La dispersión de los resultados que incluyen  $P(\text{Cobre})$ , aproximada por la diferencia entre el valor máximo y mínimo, es sustancialmente menor que aquella con  $I.\text{Global}$ . Sin embargo, y solo en el caso de Chile, se registran valores atípicos que ultiman la capacidad predictiva del cobre sobre la inflación. Los resultados para los macrogrupos son similares y contienen valores atípicos los grupos *OCDE Europa Menor PIB*, *CEMLA Sur* y *CEMLA Caribe*. Se destaca además el promedio cociente RECM de  $P(\text{Cobre})$  en los países *CEMLA Caribe* que alcanza a 2,1%, y constituye el grupo con mayores ganancias con  $P(\text{Cobre})$ .
2. El promedio cociente RECM del factor que contiene  $I.\text{Global}$ , en comparación con  $P(\text{Cobre})$ , se observa robusto en todos los paneles de el gráfico 2, aunque en menor medida para países de *OCDE Europa Menor PIB*. Sin embargo, cabe señalar, que existe una mayor dispersión con los resultados de  $I.\text{Global}$ , por lo que no necesariamente todos los modelos DESARIMA aumentados son superiores a su versión aumentada con  $P(\text{Cobre})$ .
3. La influencia de  $P(\text{Petróleo})$  por sobre  $I.\text{Global}$  y  $P(\text{Cobre})$  es baja o nula. Al considerar que la diferencia entre  $\text{Factor 1}$  y  $\text{Factor 2}$  es el precio del petróleo, se obtiene que su influencia, al menos de la forma considerada en el  $\text{Factor 2}$ , empeora cualquier ganancia obtenida con el  $\text{Factor 1}$ .
4. Las mayores ganancias predictivas obtenidas con  $I.\text{Global}$ , se obtienen para el caso de Chile. El promedio cociente RECM corresponde a 12,3; 18,0 y 12,6% a través de los tres horizontes. Esto redundante en un exigente parámetro de comparación para  $P(\text{Cobre})$ . Vale mencionar además que son las ganancias más altas considerando todos los países de la muestra.



Gráfico 2

Resultados cociente RECM: Chile, OCDE y CEMLA (\*)



Fuente: Elaboración propia.

(\*) Línea horizontal: Cociente RECM=1. Valores por sobre la unidad indican un peor rendimiento promedio del modelo aumentado.

Cuadro 3

## Chile: cociente RECM de la familia DESARIMA (\*)

<i>h=1</i>	<i>I.Global</i>	<i>P(Cobre)</i>	<i>Factor1</i>	<i>Factor2</i>	<i>Promedio</i>
Modelo 1	0,943	0.995†	0.942†	0,998	0,970
Modelo 2	0,993	1.000†	0.993†	1,007	0,998
Modelo 3	0,987	1.000†	0.987†	0,989	0,991
Modelo 4	0,994	1.000†	0.994†	0,999	0,997
Modelo 5	1,033	1.000†	1.033†	0,994	1,015
Modelo 6	1,004	1.000†	1.005†	1,009	1,004
Modelo 7	0,996	1.000†	0.996†	1,000	0,998
Modelo 8	0,972	0.999†	0.972†	0,995	0,985
Modelo 9	0,943	0.996†	0.943†	1,004	0,972
Modelo 10	0,947	0.994†	0.947†	0,988	0,969
Promedio	0,981	0.998†	0.981†	0,998	0,990
<i>h=12</i>	<i>I.Global</i>	<i>P(Cobre)</i>	<i>Factor1</i>	<i>Factor2</i>	<i>Promedio</i>
Modelo 1	0,817	0.986†	0.815†	0.998†	0,904
Modelo 2	0,980	0,998	0,979	1.006†	0,991
Modelo 3	0,971	0.998†	0.968†	0.990†	0,982
Modelo 4	0,984	0,997	0,982	1.003†	0,992
Modelo 5	1,040	1,000	1,040	1.005†	1,021
Modelo 6	0,977	0,998	0,978	0.974†	0,982
Modelo 7	0,986	0,997	0,984	1.006†	0,993
Modelo 8	0,852	0.999†	0.849†	0.993†	0,923
Modelo 9	0,816	0.986†	0.814†	1.009†	0,906
Modelo 10	0,838	0.983†	0.838†	0.980†	0,910
Promedio	0,926	0,994	0,925	0,996	0,960
<i>h=24</i>	<i>I.Global</i>	<i>P(Cobre)</i>	<i>Factor1</i>	<i>Factor2</i>	<i>Promedio</i>
Modelo 1	0.837†	0.988†	0.837†	0,995	0,914
Modelo 2	0,986	0,995	0,981	1,011	0,993
Modelo 3	0.973†	0.996†	0.969†	0,987	0,981
Modelo 4	0,987	0,994	0,983	1,002	0,991
Modelo 5	1,010	1,002	1,011	1,005	1,007
Modelo 6	0,975	0,995	0.977†	0,966	0,978
Modelo 7	0,988	0,993	0,984	1,004	0,993
Modelo 8	0.821†	0.995†	0,821	0,990	0,907
Modelo 9	0,835	0.988†	0.835†	1,009	0,917
Modelo 10	0.860†	0.987†	0,861	0,982	0,923
Promedio	0,927	0,993	0,926	0,995	0,960

Fuente: Elaboración propia.

(\*) "+" indica rechazo de la prueba CW al 10% de nivel de significancia.

Celdas sombreadas indican los dos menores cocientes RECM.

Considerando los 53 países —de acuerdo con los detalles presentados en Medel (2016)—, se encuentra que en los casos en que el factor  $P(\text{Cobre})$  resulta favorable (cociente RECM $<1$ ), las ganancias predictivas alcanzan a 0,9; 0,8 y 1,6% a través de los horizontes. Las mismas cifras para  $I.Global$  son mayores, alcanzando a 3,5; 6,0 y 4,7%. Con el  $Factor1$  corresponden a 4,2; 6,2 y 5,5%, y con el  $Factor 2$  a 1,0; 1,1 y 1,4%. La proporción de países que se beneficia con el uso de cualquiera de los factores considerados es siempre alta, alcanzando a lo más 96,2% con  $I.Global$ , 86,8% con  $P(\text{Cobre})$ , 96,2% con  $Factor 1$ , y 69,8% con  $Factor 2$ , todos para  $h=1$ . Sin embargo, al considerar marginalmente cuánta información agrega  $P(\text{Cobre})$  por sobre  $I.Global$ , la proporción se reduce a 9,4; 17,0 y 28,3%. Al hacerlo de manera conjunta, es decir, cuando el  $Factor 1$  agrega información por sobre  $I.Global$ , se encuentra que ocurre en 98,1; 88,7 y 81,1%, aunque las ganancias adicionales son de tamaño reducido. Finalmente, al considerar  $P(\text{Petróleo})$  con el  $Factor 1$  (=Factor 2) por sobre el  $Factor 1$ , los aumentos marginales ocurren en un 15,1; 18,9 y 24,5% de los casos, notando que en algunos casos la reducción no alcanza a reducir el cociente RECM por debajo de la unidad.

Los resultados para el grupo de países *OCDE No Europa* —donde se ubica Chile— indican que con  $I.Global$  las ganancias promedio alcanzan a 3,0; 5,7 y 3,3%. Curiosamente, las mayores ganancias siempre se obtienen para Chile: 12,3; 17,9 y 12,6%, siendo para  $h=\{12,24\}$  (17,9 y 12,6%) las más altas de  $I.Global$  para esos horizontes. Con  $P(\text{Cobre})$  se obtienen ganancias promedio solo para  $h=\{1,12\}$  de 0,6 y 0,2%. Cuando  $P(\text{Cobre})$  es utilizado en conjunto con  $I.Global$ , las ganancias promedio y máximas se mantienen cuantitativamente, aunque la ganancia promedio para  $h=24$  es ahora positiva y alcanza a 3,2%.

Finalmente, al considerar la influencia del precio del petróleo, se encuentran ganancias promedio de baja magnitud. Así es como se encuentra que la inflación chilena presenta un particular comportamiento predictivo al utilizar el factor global de inflación comparado con otras economías. Este comportamiento, en cambio, es similar al de otros países al utilizar el  $P(\text{Cobre})$ , y de baja influencia predictiva.

El cuadro 3 presenta los resultados detallados del cociente RECM para Chile. En particular, se destaca que el modelo DESARIMA 5 no presenta resultados predictivos favorables para el uso de factores, dado que captura de mejor manera la dinámica de la serie dentro de la muestra. Así, los modelos que presentan un ajuste menor poseen mayor espacio para mejoras predictivas provenientes de algún factor global. Esto ocurre con los modelos 1-2 y 7-10. Cabe destacar que los modelos con un número relativamente alto de parámetros (a excepción del modelo 5), son los que entregan mayor precisión en el largo plazo. Las mayores ganancias predictivas provienen de  $I.Global$  y  $Factor1$  para los tres horizontes, y en particular de los modelos 1 y 9.

## 2. Inferencia estadística

Los resultados de las pruebas estadísticas se presentan en el apéndice A, por países. En este se presentan los horizontes para los cuales la hipótesis nula de

cada prueba es rechazada (favoreciendo el modelo ampliado). Se debe considerar que estos resultados se presentan como un rechazo de la hipótesis nula siempre y cuando ocurra con cinco o más modelos de la familia dado uno de los factores  $f_t$ , utilizando un 10% de nivel de confianza. Un análisis más completo en la comparación de familias de modelos predictivos —y distinto a distribuciones predictivas— es un tema abierto, especialmente para un número grande y desigual de modelos dentro de cada familia (Corradi y Distaso, 2013). Así, los resultados del cuadro A1 se presentan como referencia, pues se comparan los diez modelos uno contra uno, y se imponen cinco veces de rechazo como regla general<sup>13</sup>.

Respecto de la prueba CW, se observa que en el corto plazo ( $h=1$ ), solo en dos casos *I.Global* (ambos para *CEMLA Caribe*) produce resultados estadísticamente significativos de acuerdo con la regla empleada. En los plazos mayores,  $h=\{12,24\}$ , se observan 15 casos significativos, destacando seis para *CEMLA Caribe* a  $h=24$ <sup>14</sup>.

Con *P(Cobre)* se encuentran resultados más robustos, lo que es resultado de la baja dispersión de los resultados con *P(Cobre)*. Sin embargo, para  $h=12$  se encuentran solo seis casos significativos para países OCDE, comparado con 12 de CEMLA. Considerando *I.Global* y *P(Cobre)*, los países de *CEMLA Caribe* son los que exhiben mayor robustez con ambos factores, y *CEMLA Sur* con *P(Cobre)*. Al considerar los factores de manera conjunta, el *Factor 1* provee los resultados de mayor robustez considerando las cuatro hipótesis analizadas. Nótese que, sin embargo, para  $h=12$  los resultados son similares a *P(Cobre)*, proveyendo menor significancia que en los restantes horizontes. Finalmente, con el *Factor 2* los resultados se debilitan respecto al *Factor 1*, excepto en algunos casos para  $h=12$  y  $h=24$  países *OCDE No Europa*. De esta forma se confirma que el uso de factores globales es mayormente beneficioso para países del CEMLA que de la OCDE, en especial *P(Cobre)* para países de *CEMLA Sur*, e *I.Global* para países de *CEMLA Caribe*.

Los resultados de la prueba GW comprueban cuantitativamente el hallazgo de que *I.Global* resulta más beneficioso para países del CEMLA, mientras que *P(Cobre)* para países OCDE, especialmente en horizontes mayores ( $h=\{12,24\}$ ). En el corto plazo, los resultados favorecen por igual el uso de *I.Global* o *P(Cobre)*.

---

13 En este tipo de comparaciones pueden existir diversas alternativas que consideren de mejor manera el hecho de que una familia compuesta de, por ejemplo, el doble de modelos que otra debiera exhibir un mejor rendimiento predictivo. Este hecho podría deberse tanto a un esquema de combinaciones de proyección, desde aquella propuesta en Bates y Granger (1969), como a un esquema de promedio bayesiano (Hoeting et al., 1999). Asimismo, una prueba estadística que considere diversas asimetrías entre las familias que generan una proyección, está aún por desarrollarse.

14 Cabe notar, sin embargo, que la forma de conducción de esta inferencia basada en promedios de cociente RECM requiere que los resultados sean robustos modelo a modelo. Así, por ejemplo, para un país en particular donde solo cuatro modelos son significativos al 1% mientras los restantes seis lo son al 11%, se señala como no significativo. Los resultados modelo a modelo se encuentran disponibles a petición.



## V. RESUMEN Y CONCLUSIONES

¿En qué medida el precio del cobre es un predictor de las tasas de inflación interna? ¿Cómo es su rendimiento comparado con el de un indicador de la inflación global y con el precio del petróleo? ¿Existe algún efecto particular para Chile que sea distinto para el resto de los países? En esta nota se utiliza una familia manejable de modelos de series de tiempo para comparar la capacidad predictiva entre un componente principal *ad hoc* de inflación global y el precio del cobre, al predecir la inflación interna de una muestra de 53 países cubriendo un período mensual 1995-2013. Además, se analiza la capacidad predictiva que el precio del cobre puede tener por sobre el factor global utilizándolo de manera conjunta, y finalmente, por sobre el precio del petróleo.

Para el caso de Chile se observa que el precio del cobre por sí solo o combinado con los otros factores considerados no genera ganancias predictivas importantes, e incluso perjudican la proyección con el factor global a horizontes mayores. Por otro lado, la inflación global por sí sola o combinada con el precio del cobre presenta sustanciales ganancias predictivas por sobre el caso sin factor. Este resultado además corresponde a las mayores ganancias observadas para ambos factores considerando todos los países de la muestra. Considerando todos los países de la muestra y solo ganancias predictivas, el precio del cobre exhibe ganancias promedio por horizonte de 0,9; 0,8 y 1,6%, mientras la inflación global presenta un promedio de ganancias predictivas para los mismos horizontes de 3,5; 6,0 y 4,7%. Con la combinación del factor y el precio del cobre estas cifras alcanzan a 4,2; 6,2 y 5,5%, mientras que con los tres factores combinados, a 1,0; 1,1 y 1,4%, deshaciendo las ganancias del factor.

Todos estos resultados deben ser leídos dentro del esquema econométrico en el que se presentan, es decir, evidencia provista por modelos simples no estructurados de series de tiempo, lineales y univariados. Además, y sobrepasando el ámbito de este artículo, la discriminación de uno u otro mecanismo de transmisión de disrupciones inesperadas debe realizarse con un modelo con mayor estructura económica. Para tales fines, es recomendable el uso de, por ejemplo, el modelo estocástico dinámico de equilibrio general presentado en Medina y Soto (2007) para la economía chilena. Esto es particularmente relevante para el caso chileno, en el cual el precio del cobre juega un rol distinto al de otra economía menos intensiva en la exportación de esta materia prima, donde además, es un ancla para las finanzas públicas.

## REFERENCIAS

---

Arellano, J.P. (2012). “El Cobre como Palanca de Desarrollo para Chile”. *Estudios Públicos* 127: 123–59.

Bagliano, F.C. y C. Morana (2009). “International Macroeconomic Dynamics: A Factor Vector Autoregressive Approach”. *Economic Modelling* 26(2): 432–44.

Bates, J.M. y C.W.J. Granger (1969). “The Combination of Forecasts”. *Operational Research Quarterly* 20(4): 451–68.

Beck, G.W., K. Hubrich y M. Marcellino (2009). “Regional Inflation”. *Economic Policy* (Enero): 141–84.

Box, G.E.P. y G.M. Jenkins (1970). *Time Series Analysis. Forecasting and Control*, Holden-Day, EEUU.

Calza, A. (2009). “Globalization, Domestic Inflation and Global Output Gaps: Evidence from the Euro Area”. *International Finance* 12(3): 301–20.

Capistrán, C. y M. Ramos-Francia (2009). “Inflation Dynamics in Latin America”. *Contemporary Economic Policy* 27(3): 349–62.

Chen, Y.-C., S.J. Turnovsky y E. Zivot (2014). “Forecasting Inflation using Commodity Price Aggregates”. *Journal of Econometrics* 183(1): 117–34.

Clark, T.E. y K.D. West (2007). “Approximately Normal Tests for Equal Predictive Accuracy in Nested Models”. *Journal of Econometrics* 138(1): 291–311.

Ciccarelli, M. y B. Mojon (2010). “Global Inflation”. *Review of Economics and Statistics* 92(3): 524–35.

Çiçek, S. (2012). “Globalization and Flattening of Phillips Curve in Turkey between 1987 and 2007”. *Economic Modelling* 29(5): 1655–61.

Corradi, V. y W. Distaso (2013). *Multiple Forecast Model Evaluation*, en M.P. Clements y D.F. Hendry Editores). *The Oxford Handbook of Economic Forecasting*, Oxford University Press, Reino Unido.

Diebold, F.X. y R. Mariano (1995). “Comparing Predictive Accuracy”. *Journal of Business and Economic Statistics* 13(3): 253–263.



Förster, M. y P. Tillmann (2013). “*Local Inflation: Reconsidering the International Comovement of Inflation*”. Joint Discussion Paper Series in Economics 03–2013.

Frankel, J. (2013). *A Solution to Fiscal Procyclicality: The Structural Budget Institutions Pioneered by Chile*, en L.F. Céspedes y J. Galí (Editores). *Fiscal Policy and Macroeconomic Performance*, Series on Central Banking, Analysis, and Economic Policies, Volume 17, Banco Central de Chile.

Friedrich, C. (2014). “*Global Inflation Dynamics in the Post-Crisis Period: What Explains the Twin Puzzle?*” Documento de Trabajo 14-36, Banco de Canadá.

Galí, J., M. Gertler y J.D. López-Salido (2005). “Robustness of the Estimates of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve”. *Journal of Monetary Economics* 52(6): 1107–18.

Giacomini, R. y H. White (2006). “Tests of Conditional Predictive Ability”. *Econometrica* 74(6): 1545–78.

Granger, C.W.J. (1982). “Acronyms in Time Series Analysis (ATSA)”. *Journal of Time Series Analysis* 3(2): 103–7.

Hakkio, C. (2009). “*Global Inflation Dynamics*”. Documento de Investigación 09-01, Banco de la Reserva Federal de Kansas.

Hoeting, J.A., D. Madigan, A.E. Raftery y C.T. Volinsky (1999). “Bayesian Model Averaging: A Tutorial”. *Statistical Science* 14(4): 382–417.

Holan, S.H., R. Lund y G. Davis (2010). “The ARMA Alphabet Soup: A Tour of ARMA Model Variants”. *Statistics Survey* 4: 232–74.

Ihrig, J., S.B. Kamin, D. Lindner y J. Márquez (2010). “Some Simple Tests of the Globalization and Inflation Hypothesis”. *International Finance* 13(3): 343–75.

Johnson, R. y D. Wichern (1999). *Applied Multivariate Statistical Analysis*, Cuarta Edición, Prentice Hall, Englewood Cliffs, Nueva Jersey, EE.UU.

Jolliffe, I.T. (2002). *Principal Component Analysis*, Segunda Edición, Springer Series in Statistics, Nueva York, EEUU.

Kose, M., C. Otrok y C.H. Whiteman (2003). “International Business Cycles: World, Region and Country-Specific Factors”. *American Economic Review* 93(4): 1216–39.

Marcel, M., M. Tokman, R. Valdés y P. Benavides (2001). “Balance Estructural del Gobierno Central, Metodología y Estimaciones para Chile: 1987-2000”. *Economía Chilena* 4(3): 5–27.

Medel, C.A. (2015a). “Fuelling Future Prices: Oil Price and Global Inflation”. *Nottingham Economic Review* 16: 22–25.

Medel, C.A. (2015b). “Inflation Dynamics and the Hybrid New Keynesian Phillips Curve: The Case of Chile”. *Monetaria* III(1): 25–69.

Medel, C.A. (2016). “Un Análisis de la Capacidad Predictiva del Precio del Cobre sobre la Inflación Global”. Documento de Trabajo N°786, Banco Central de Chile.

Medel, C.A., M. Pedersen y P.M. Pincheira (2016). “The Elusive Predictive Ability of Global Inflation”. *International Finance* 19(2): 120–146.

Medel, C.A. y P.M. Pincheira (2015). “The Out-of-sample Performance of an Exact Median-Unbiased Estimator for the Near-Unity AR(1) Model”. *Applied Economics Letters* 23(2): 126–31.

Medina, J.P. y C. Soto (2007). “Copper Price, Fiscal Policy and Business Cycle in Chile”. Documento de Trabajo 458, Banco Central de Chile.

Meller, P. (2013). “El Rol del Cobre para que Chile Alcance el Pleno Desarrollo – Una Nueva Mirada Sobre el Desarrollo de Chile”. Mimeo, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

Milani, F. (2010). “Global Slack and Domestic Inflation Rates: A Structural Investigation for G-7 Countries”. *Journal of Macroeconomics* 32(4): 968–81.

Monacelli, T. y L. Sala (2009). “The International Dimension of Inflation: Evidence from Dissaggregated Consumer Price Data”. *Journal of Money, Credit and Banking* 41(S1): 101–20.

Mumtaz, H., S. Simonelli y P. Surico (2011). “International Comovements, Business Cycle and Inflation: A Historical Perspective”. *Review of Economic Dynamics* 14(1): 176–98.

Mumtaz, H. y P. Surico (2012). “Evolving International Inflation Dynamics: World and Country-Specific Factors”. *Journal of the European Economic Association* 10(4): 716–734.



- Neely, C.J. y D.E. Rapach (2011). “International Comovements in Inflation Rates and Country Characteristics”. *Journal of International Money and Finance* 30(7): 1471–90.
- Newey, W.K. y K.D. West (1987). “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”. *Econometrica* 55(3): 703–8.
- Pasaogullari, M. y P. Waiwood (2014). “Do Oil Prices Predict Inflation?” *Economic Commentary* 2014-01.
- Pedersen, M. (2008). “*The Chilean Fiscal Rule*”. Documento de Trabajo N°57, Banco Central de Dinamarca.
- Pedersen, M. (2015). “*The Impact of Commodity Price Shocks in a Major Producing Economy. The Case of Copper and Chile*”. Documento de Trabajo N°753, Banco Central de Chile.
- Pincheira, P.M. y A. García (2012). “En Busca de un Buen Marco de Referencia Predictivo para la Inflación en Chile”. *El Trimestre Económico* LXXIX(313): 85–123.
- Pincheira, P.M. y A. Gatty (2016). “Forecasting Chilean Inflation with International Factors”. Por aparecer en *Empirical Economics*.
- Pincheira, P.M. y C.A. Medel (2012). “*Forecasting Inflation with a Random Walk*”. Documento de Trabajo N°669, Banco Central de Chile.
- Pincheira, P.M. y C.A. Medel (2015). “Forecasting Inflation with a Simple and Accurate Benchmark: The Case of the US and a Set of Inflation Targeting Countries”. *Czech Journal of Economics and Finance* 65(1): 2–29.
- Wang, P. y Y. Wen (2007). “Inflation Dynamics: A Cross-Country Investigation”. *Journal of Monetary Economics* 54(7): 2004–31.
- West, K.D. (1996). “Asymptotic Inference About Predictive Ability”. *Econometrica* 64(5): 1067–84.

## APÉNDICE A

CUADRO A1

### Estadísticos descriptivos y resultados de inferencia estadística (\*)

	País	Media	DE	Máx.	Mín.	valor-p			CW1	CW2	CW3	CW4	DMW
						PP	ADF	Carga	CW				
<b>OCDE Europa</b>													
1	Alemania	1,726	1,105	6,084	-0,466	0,009	0,007	0,091	12	1	1	-	12
2	Austria	1,894	0,860	3,785	-0,279	0,052	0,193	0,000	-	24	1,24	12	-
3	Bélgica	1,968	1,149	5,716	-1,653	0,040	0,013	0,055	-	24	-	-	12
4	Dinamarca	1,924	1,124	4,175	-3,526	0,056	0,088	0,075	-	1	1	12,24	-
5	Eslovaquia	2,264	12,622	15,349	-49,992	0,012	0,006	0,112	12,24	1	1	-	1,24
6	Eslovenia	2,100	12,158	10,811	-48,760	0,009	0,001	0,205	-	1,12,24	1,12,24	-	12,24
7	España	2,034	2,993	5,148	-10,709	0,015	0,007	0,158	-	-	-	1,12	-
8	Finlandia	1,916	1,560	7,235	-1,563	0,031	0,034	0,024	12,24	24	24	12,24	24
9	Francia	1,702	0,883	4,215	-0,658	0,038	0,026	0,089	-	1	1,24	-	-
10	Grecia	2,184	5,867	8,525	-24,383	0,005	0,005	0,213	-	-	1	12	12
11	Hungría	3,043	20,528	25,300	-90,164	0,002	0,001	0,203	-	-	-	-	12
12	Irlanda	1,689	3,820	6,725	-11,510	0,106	0,065	0,088	-	24	-	-	24
13	Islandia	3,792	5,525	17,017	-16,175	0,111	0,094	-0,083	24	-	24	-	-
14	Italia	1,912	1,806	5,352	-6,216	0,002	0,000	0,196	-	1,24	1,24	24	1,24
15	Luxemburgo	2,006	1,035	4,691	-1,295	0,031	0,065	0,016	-	1	1,24	1	12,24
16	Noruega	1,796	1,249	5,371	-2,296	0,036	0,002	0,065	-	12	12	-	12
17	Países Bajos	1,774	1,517	4,332	-5,148	0,061	0,063	0,056	-	1,12,24	12,24	12,24	12,24
18	Polonia	2,261	14,270	19,164	-60,266	0,003	0,002	0,205	-	1,24	1,24	-	-
19	Portugal	1,874	2,953	4,998	-10,576	0,031	0,020	0,138	-	1	1	-	1
20	R. Checa	2,131	7,044	12,652	-26,298	0,010	0,002	0,187	-	1,24	1,24	1,12,24	12,24
21	R. Unido	2,224	1,082	5,115	0,538	0,116	0,080	0,021	12,24	1,12,24	1,12,24	-	12,24
22	Suecia	1,676	2,274	10,414	-1,855	0,033	0,021	0,080	12	-	-	-	1,12,24
23	Suiza	1,263	2,552	12,077	-1,248	0,010	0,010	0,133	-	1	1	-	24
<b>OCDE No Europa</b>													
24	Canadá	1,772	1,079	4,578	-2,052	0,026	0,011	0,066	-	1	1	-	-
25	Chile	2,389	5,574	9,367	-21,160	0,008	0,003	0,205	-	1	1	12	1
26	Corea del Sur	2,225	4,789	9,120	-17,598	0,011	0,004	0,129	-	1	-	24	24
27	Israel	2,064	6,133	12,157	-22,284	0,013	0,006	0,170	-	1,12,24	1,24	24	1,12,24
28	EE.UU.	1,963	2,146	5,382	-6,669	0,027	0,012	0,115	-	1	-	-	-
29	Japón	1,006	4,655	21,598	-2,567	0,004	0,004	0,111	-	1	1	24	-
30	México	2,695	24,304	41,820	-114,005	0,001	0,000	0,181	-	-	-	12	-
31	Turquía	4,248	94,025	70,351	-399,268	0,005	0,000	0,168	24	1,12,24	1,12,24	12,24	12,24

Fuente: Elaboración propia.

(\*) Muestra: 1995.1-2013.3 (219 observaciones). DE=desviación estándar. PP se refiere a la prueba de raíz unitaria de Phillips-Perron; HN: la serie contiene una raíz unitaria. ADF se refiere a la prueba de Dickey-Fuller Aumentada; HN: la serie contiene una raíz unitaria. "Carga" se refiere a la ponderación dentro del componente principal. Valores bajo columnas CW/DMW indican el horizonte para el cual se rechaza la HN de la prueba CW/DMW (favoreciendo el uso del modelo aumentado/P (Cobre)).



CUADRO A1 (continuación)

## Estadísticos descriptivos y resultados de inferencia estadística (\*)

	País	Media	DE	Máx.	Mín.	valor-p			CW1	CW2	CW3	CW4	DMW
						PP	ADF	Carga	CW				
<b>CEMLA Sur</b>													
32	Argentina	3,165	15,571	34,321	-55,833	0,042	0,012	-0,062	-	12,24	1,12	12	12,24
33	Aruba	2,218	4,132	11,921	-11,521	0,059	0,021	0,099	-	1	1	1	1
34	Bolivia	3,599	8,121	15,971	-29,772	0,009	0,003	0,152	12	1,12,24	1,12,24	-	12,24
35	Brasil	3,031	15,248	19,875	-66,700	0,002	0,001	0,107	-	1,12	1,12	-	1,24
36	Colombia	2,681	21,601	19,789	-93,038	0,003	0,002	0,199	-	1,24	1,24	-	24
37	Ecuador	2,810	57,959	73,177	-233,554	0,011	0,006	0,067	-	1,12,24	1,12,24	12,24	1,12,24
38	Guyana	3,175	9,363	13,872	-36,771	0,007	0,007	0,129	-	-	-	12	24
39	Paraguay	3,567	16,674	18,941	-67,335	0,008	0,004	0,136	-	12	-	12,24	-
40	Perú	2,223	6,830	11,284	-27,307	0,004	0,002	0,204	-	1,12,24	1,12,24	24	1,24
41	Surinam	4,312	54,628	82,746	-226,571	0,007	0,002	0,137	24	1,12,24	1,12,24	-	12,24
42	Uruguay	3,932	24,232	29,157	-105,990	0,002	0,001	0,186	-	24	-	-	24
43	Venezuela	9,607	64,516	76,629	-269,049	0,006	0,000	0,168	-	1,12,24	1,12,24	12	12,24
<b>CEMLA Caribe</b>													
44	Bahamas	2,041	1,092	5,852	0,296	0,039	0,091	0,014	1,12,24	1,12,24	1,12,24	-	12,24
45	Barbados	3,373	3,681	10,641	-6,368	0,043	0,046	-0,012	1,12,24	1,12,24	1,24	12,24	12,24
46	Costa Rica	4,128	23,796	17,782	-99,052	0,006	0,003	0,200	24	1	1	-	1
47	El Salvador	2,376	5,240	11,503	-20,501	0,003	0,002	0,192	-	1,12	1	12	12
48	Guatemala	3,250	13,997	13,240	-56,751	0,009	0,003	0,168	-	1	1	12	1,12,24
49	Haití	4,141	36,986	35,387	-153,137	0,008	0,004	0,133	24	1	1	-	-
50	Honduras	3,566	24,342	24,245	-105,794	0,003	0,001	0,221	-	1,12,24	1,24	12,24	12,24
51	Jamaica	5,109	22,572	27,110	-92,643	0,006	0,001	0,153	-	-	-	-	12
52	R. Dominicana	3,457	25,831	50,254	-97,929	0,026	0,015	0,008	24	-	-	24	24
53	Trin. y Tobago	4,296	7,333	15,044	-24,864	0,016	0,003	-0,049	12,24	12,24	24	-	12,24
<b>CEMLA Caribe</b>													
	<i>I.Globa:</i> CP	0,000	4,115	12,630	-9,321	0,079	0,092	-	-	-	-	-	-
	<i>I.Globa:</i> Prom.	7,934	4,091	35,730	2,940	0,000	0,000	-	-	-	-	-	-
	$\Delta \ln P$ (Cobre)	0,430	6,898	-35,415	22,982	0,000	0,000	-	-	-	-	-	-
	$\Delta \ln P$ (Petróleo)	0,344	4,847	13,550	-27,330	0,000	0,000	-	-	-	-	-	-

Fuente: Elaboración propia.

(\*) Muestra: 1995.1-2013.3 (219 observaciones). DE=desviación estándar. PP se refiere a la prueba de raíz unitaria de Phillips-Perron; HN: la serie contiene una raíz unitaria. ADF se refiere a la prueba de Dickey-Fuller Aumentada; HN: la serie contiene una raíz unitaria. "Carga" se refiere a la ponderación dentro del componente principal. Valores bajo columnas CW/DMW indican el horizonte para el cual se rechaza la HN de la prueba CW/DMW (favoreciendo el uso del modelo aumentado/CP (Cobre)).

## APÉNDICE B

CUADRO B1

### Modelos de proyección auxiliar: diagnósticos dentro de la muestra (\*)

**Especificación:**  $\Delta y_t = \rho_1 \Delta y_{t-1} + \rho_2 \Delta y_{t-2} + (1 - \theta_1 L)(1 - \theta_2 L^2) v_t$

Var. dep.:	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
	ME	MC	ME	MC	ME	MC
	<i>I.Global</i>	<i>I.Global</i>	<i>P(Cobre)</i>	<i>P(Cobre)</i>	<i>P(Petróleo)</i>	<i>P(Petróleo)</i>
$\rho_1$	-	-	0,190	0,399	0,159	0,254
	-	-	[0,096]	[0,000]	[0,085]	[0,016]
$\rho_2$	0,486	0,452	-	-	-	-
	[0,002]	[0,000]	-	-	-	-
$\theta_1$	0,754	0,693	-	-	-	-
	[0,000]	[0,000]	-	-	-	-
$\theta_2$	-0,673	-0,775	-	-	-	-
-	[0,000]	[0,000]	-	-	-	-
$R^2$	0,354	0,596	0,010	0,153	0,021	0,055
Estadístico D-W	2,111	2,045	1,985	1,997	1,915	2,012
Suma cuad. residuales	10.089	28.676	2.275,432	8.738,858	6.519,972	14.005,24
Muestra	95.2-03.4	95.2-12.12	95.1-03.4	95.1-13.3	95.1-03.4	95.1-13.3
N° de observaciones	99	215	100	219	100	219
Cociente RECM	-	0,807	-	0,876	-	0,840

Fuente: Elaboración propia.

(\*) ME indica Muestra de Estimación (1995.1-2003.4). MC indica Muestra Completa (1995.1-2013.3)  $v_t \sim iidN(0, \sigma_v^2)$ . Entre [ ] se presenta el valor-p. D-W corresponde al estadístico Durbin-Watson. Cociente RECM calculado entre la especificación elegida y la caminata aleatoria a un mes adelante.



---

## TRASPASO DE TIPO DE CAMBIO NOMINAL A INFLACIÓN DESAGREGADA EN CHILE

Gabriela Contreras M.\*  
Francisco Pinto A.\*\*

### I. INTRODUCCIÓN

Una cuestión central para el manejo de la política monetaria en economías abiertas a flujos de bienes y servicios es entender cuál es la relación entre los movimientos del tipo de cambio nominal y el comportamiento de los precios locales. En particular, entender en qué medida, y a través de qué mecanismos, las variaciones en el tipo de cambio nominal se traspasan a inflación.

La mayoría de las estimaciones en la literatura del coeficiente de traspaso (CT) de tipo de cambio nominal a precios locales para la economía chilena ha centrado su análisis exclusivamente en el índice de precios al consumidor (IPC), no siendo posible determinar si existen diferencias en el nivel de traspaso a nivel desagregado. Tomando en cuenta los estudios realizados durante los últimos 15 años, el promedio de estas estimaciones ubica el traspaso al IPC a 1 año en 0,13 (panel (a) del cuadro A1 del apéndice)<sup>1</sup>. Esto significa que un aumento inesperado de 10% en el tipo de cambio peso-dólar genera en promedio un alza de 1,3% en el IPC a 12 meses. Pocos trabajos han explorado el traspaso a precios locales con algún grado de desagregación para Chile. En primer lugar, destacamos a Álvarez et al. (2008), quienes estiman valores de CT para ocho divisiones del IPC mediante un modelo de vectores autorregresivos (VAR). Su trabajo encuentra coeficientes de traspaso significativos solo en los sectores alimentos y transporte. A nivel agregado estiman un CT a un año entre 0,06 y 0,09. En segundo lugar, Justel y Sansone (2016) utilizan la misma metodología para estimar coeficientes de traspaso para el IPC general, el IPC subyacente y las divisiones de alimentos y energía. Estos autores obtienen estimaciones de CT a IPC a un año de entre 0,10 y 0,20.

El propósito de este trabajo es presentar nueva evidencia para Chile que complemente y expanda los resultados actuales, analizando el CT a nivel desagregado. Este ejercicio tiene por objetivo contrastar las estimaciones de la literatura a partir de índices agregados con el cálculo que se obtiene de agregar nuestros resultados. Adicionalmente, nuestro análisis permite identificar aquellas categorías que presentan mayores coeficientes de traspaso para realizar

---

\* Gerencia de Modelación y Análisis Económico, Banco Central de Chile. E-mail: gcontreras@bcentral.cl

\*\* Gerencia de Modelación y Análisis Económico, Banco Central de Chile. E-mail: fpinto@bcentral.cl

1 Las estimaciones del coeficiente de traspaso de largo plazo a IPC para Chile se ubican en torno a 0,27.

un mejor seguimiento de ellas en el monitoreo de la inflación ante episodios de volatilidad del tipo de cambio nominal.

Para esto, en primer lugar, estimamos coeficientes de traspaso a los precios que enfrenta el consumidor a nivel desagregado del IPC, utilizando la misma metodología que en Álvarez et al. (2008) y Justel y Sansone (2016). A continuación, exploramos la relación entre los coeficientes de traspaso estimados y el componente importado (tanto en bienes de consumo final como en insumos) a través de una regresión de corte transversal.

Del análisis de 131 índices desagregados del IPC encontramos que, para el período 2000-2015, el promedio ponderado de los coeficientes de traspaso a un año es 0,15, mientras que el traspaso es menor (0,11) si se excluyen las categorías energía y alimentos. Existen también diferencias significativas entre las respuestas a un año de bienes y de servicios. Mientras sectores como energía o vestuario tienen CT mayores al promedio, sectores de servicios como salud o educación obtienen coeficientes de traspaso muy bajos.

Una interpretación natural para ello está en la distinta importancia que tienen los componentes importados para distintas categorías. Esto es evaluado mediante una regresión de corte transversal entre los coeficientes de CT estimados para los 131 índices y la importancia de los componentes importados para cada categoría, encontrándose una relación positiva y significativa entre ambas variables.

La sección II presenta los detalles de la estimación VAR y los resultados de los coeficientes de traspaso a los precios a nivel desagregado del IPC. La sección III presenta la estimación de corte transversal que relaciona los resultados de la sección anterior y el componente importado de cada categoría. La sección IV presenta conclusiones.

## II. ESTIMACIÓN DEL COEFICIENTE DE TRASPASO A INFLACIÓN DESAGREGADA

Esta sección presenta estimaciones del coeficiente de traspaso de tipo de cambio bilateral a los precios que enfrenta el consumidor para 131 de las 137 subclases que componen el IPC, usando datos mensuales para Chile entre enero del 2000 y diciembre del 2015<sup>2</sup>. Los índices de precios de estos productos se encuentran disponibles para la muestra completa, la que abarca 98,6% del total de la canasta del IPC (base 2013)<sup>3</sup>.

<sup>2</sup> El índice de precios al consumidor (IPC) con año base 2013 divide el índice general en 12 divisiones, 41 grupos, 88 clases, 137 subclases y 321 productos. Excluimos cinco subclases cuyos registros de precios comienzan en el 2008 (Otros servicios relacionados con la vivienda, Motocicletas, motonetas y bicicletas con motor, Bicicletas, Artículos de escritorio, y Servicios de enseñanza no atribuible a ningún nivel u otras enseñanzas) y una subclase con información disponible a partir del 2013 (Gastos de copropiedad). Las subclases excluidas tienen un peso de 1,4% en la canasta con año base 2013.

<sup>3</sup> Todas las series de precios fueron desestacionalizadas mediante el método X13-ARIMA. En el gráfico A1 del apéndice, se puede observar que la inflación anual de la mayoría de estas subclases está entre -40 y 70% dentro de la muestra analizada. Solo dos componentes de la división de alimentos presentan mayor volatilidad (Arroz de todos los tipos y Tubérculos y productos derivados) con un peso de 0,8% en la canasta con año base 2013. Los resultados presentados más adelante son robustos a la exclusión de estas series más volátiles.

Nos basamos en McCarthy (2007) que plantea un vector autorregresivo (VAR) para identificar el traspaso del tipo de cambio a través de la cadena de distribución hasta los precios al consumidor. Otras estimaciones de CT para Chile también han utilizado esta metodología (ver Morandé y Tapia, 2002; Ca'Zorzi et al., 2007; Álvarez et al., 2008; Albagli et al., 2015; Justel y Sansone, 2016; Pérez-Ruiz, 2016). Preferimos usar un VAR a la alternativa, también presente en la literatura de estimación del CT, mediante regresiones uniecuaciones (cuadros A1 y A2 del apéndice)<sup>4</sup>, ya que así evitamos asumir que las depreciaciones del tipo de cambio nominal sean exógenas; además, prescindimos de lidiar con la búsqueda de instrumentos apropiados para esta variable<sup>5</sup>. Sin embargo, la elección de la metodología de VAR trae consigo la desventaja de que la identificación de los *shocks* requiere de elegir un ordenamiento de las variables endógenas. Para hacer frente a esta dificultad, se probarán distintos ordenamientos como para testear la robustez de los resultados.

Para cada una de las 131 categorías estimamos un VAR con variaciones mensuales de las siguientes variables: Índice mensual de actividad económica (Imacec), salarios sectoriales ( $W_i$ )<sup>6</sup>, tasa de política monetaria (TPM, en diferencias), tipo de cambio bilateral nominal (TCN, medido en CLP/USD), precio de la subclase ( $P_i$ ) y precios generales (IPC), donde las variables aparecen listadas según orden de exogeneidad. La elección de este ordenamiento se basa en Choudhri et al. (2005), Ca'Zorzi et al. (2007) y McCarthy (2007).

Además, consideramos un conjunto de variables externas como en Álvarez et al. (2008) y Justel y Sansone (2016). El bloque exógeno está compuesto por variaciones mensuales de las siguientes variables: la producción industrial de EE.UU., tasa de interés de la Reserva Federal de EE.UU. (FFR, en diferencias), precio del petróleo, precio de alimentos, precio del cobre y precio de la subclase en el IPC de Estados Unidos<sup>7</sup>.

Nuestra medida de CT es la razón entre el efecto acumulado en la inflación y en el tipo de cambio al cabo de un año de producirse un *shock* ortogonal de tipo de cambio, donde la identificación de los *shocks* se basa en la descomposición de Cholesky<sup>8</sup>:

$$ERPT_T = \frac{\sum_{t=0}^T IRF_t^{\pi,e}}{\sum_{t=0}^T IRF_t^{e,e}} \quad (1)$$

---

4 En estas estimaciones, la inflación depende de rezagos de la misma variable, depreciaciones del tipo de cambio nominal y otros controles.

5 Tests de causalidad de Granger muestran que existe bicausalidad entre la inflación y la depreciación del tipo de cambio nominal para Chile dentro de la muestra analizada.

6 Los salarios desagregados resultan de asignar cada una de las 131 subclases a un sector dentro de los 9 sectores cuyo índice de remuneraciones es medido por el INE.

7 Los índices de precios de EE.UU. para cada subclase provienen de identificar cada producto dentro de los 270 índices de precios desagregados que construye el U.S. Bureau of Labor Statistics (BLS).

8 La elección del horizonte de 12 meses se debe a que es uno de los plazos de evaluación de la política monetaria (12 y 24 meses), y además es el plazo más común usado en la literatura para Chile (ver cuadro A1 y cuadro A2).

donde  $IRF_t^{(i,j)}$  es la función impulso-respuesta de la variable  $i$  ante un *shock* de la variable  $j$ .

El cuadro 1 muestra las estimaciones del CT para distintos tipos de bienes. Las estimaciones del coeficiente de traspaso para el total de bienes y servicios varían entre 9 y 15% dependiendo del número de rezagos considerados en el VAR, en línea con la literatura para Chile (cuadro A1). Elegimos la estimación que minimiza el número de casos con estimaciones de CT negativo después de un año. Esto ocurre cuando se incluyen 5 rezagos en el VAR, resultando en 109 subclases con coeficientes de traspaso positivo (86% del IPC)<sup>9</sup>. Además, estos resultados son robustos a ordenamientos alternativos de las variables endógenas del VAR (cuadro A3 en el apéndice)<sup>10</sup>.

Para la estimación base, encontramos que el CT de bienes es tres veces mayor que el traspaso en servicios, una vez que se excluyen los servicios relacionados con el sector de transporte que presentan traspasos mayores, debido a la relevancia de los combustibles en el precio final. De hecho, para el componente de energía se estima el CT más alto (0,46) de todas las subclases. Adicionalmente, al excluir aquellos bienes y servicios que fijan sus precios sobre la base de criterios de reajustabilidad o contratos, notamos que el CT de traspaso del grupo de bienes y servicios categorizados como regulados es 0,31, mientras que para los indexados es 0,02 (cuadro A4 en el apéndice).

El gráfico 1 muestra la evolución de los coeficientes de traspaso en una ventana de 2 años después del *shock* ortogonal de TCN. Se encuentran CT más altos en las categorías de energía, vestuario y comunicaciones, mientras que los traspasos más bajos se dan en los sectores salud, educación, y restaurantes y hoteles.

En el gráfico A2 y el cuadro A5 del apéndice se observa que, de las 131 subclases analizadas, en 65 casos (55% del IPC) las estimaciones de CT a un año son significativamente distintas de cero<sup>11</sup>. A nivel de divisiones del IPC, cinco grupos presentan coeficientes de traspaso significativos: energía, comunicaciones, vestuario, transporte y equipamiento del hogar (cuadro A6). Las ocho restantes, en las que se encuentra la mayoría de las divisiones asociadas a servicios, presentan CT no significativamente distintos de cero.

Cabe destacar que la metodología utilizada identifica los *shocks* de tipo de cambio ortogonales a los demás *shocks*, lo que se interpreta como un cambio inesperado

9 Un ejercicio de robustez fue escoger distintos números de rezagos para cada subclase. El criterio para elegir el número de rezagos óptimos fue utilizar el mínimo número de rezagos que asegura un CT positivo. De esta forma, siguiendo este criterio, el CT agregado se estimó en 0,17.

10 Otro ejercicio de robustez adicional fue incluir variables dummy para el período de crisis subprime y para el terremoto del 2010. Los resultados son robustos a la inclusión de estos controles.

11 Las bandas de confianza para cada subclase fueron generadas mediante un remuestreo sin reemplazo de los residuos del VAR, generando así medidas de la desviación estándar del CT (razón de IRF) con un nivel de significancia de 68% (5.000 iteraciones). Las bandas de componentes agregados se generan ponderando las bandas individuales por el peso en la canasta del IPC con año base 2013.

en esta variable. Sin embargo, las variables externas, en particular el precio del cobre, tienen un impacto relevante en el tipo de cambio para el caso de Chile<sup>12</sup>. Una forma de evaluar la robustez de los resultados obtenidos es estimar el modelo excluyendo el precio del cobre del bloque exógeno, para que así los *shocks* de tipo de cambio identificados contengan las sorpresas debidas a movimientos del precio del cobre. Los resultados de este ejercicio arrojan un CT agregado similar al de la estimación base (0,16).

### Cuadro 1

#### Traspaso de tipo de cambio nominal a IPC a 1 año

(ponderación en IPC de estimaciones de VAR para 131 subclases)

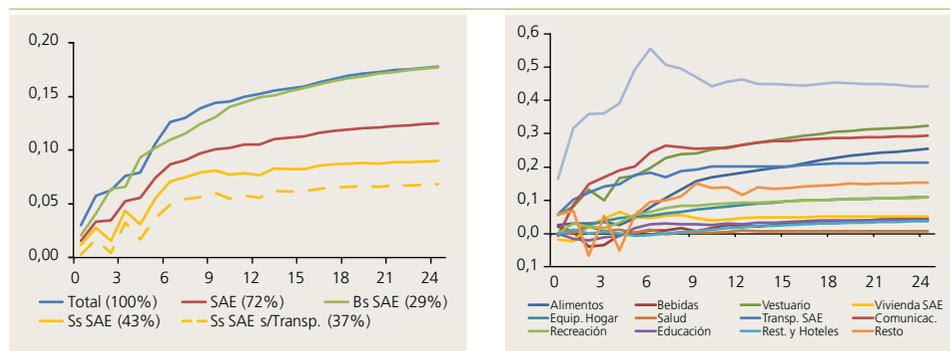
N° de rezagos VAR	CT según tipo de bien						CT negativo (% IPC)	
	Total	SAE	Bs SAE	Ss SAE	Ss s/Transp.	Alimentos		Energía
1	0,10	0,07	0,07	0,06	0,06	0,10	0,41	21
2	0,09	0,07	0,08	0,06	0,05	0,08	0,33	27
3	0,12	0,08	0,10	0,07	0,07	0,13	0,45	19
4	0,13	0,10	0,13	0,08	0,07	0,11	0,42	18
5	0,15	0,11	0,15	0,08	0,06	0,18	0,46	14
6	0,12	0,08	0,15	0,03	0,01	0,12	0,41	19

Fuente: Cálculos propios a partir de U.S. Bureau of Labor Statistics, Banco Central de Chile (BCCh), Bloomberg e Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Nota: SAE: Inflación sin alimentos y energía. En beige, estimación base con menor peso de resultados con CT negativo. Las variables del VAR son diferencias logarítmicas de Imacec (PIB), salarios sectoriales (W), tasa de política monetaria (TPM, en diferencias), tipo de cambio bilateral nominal (TCN), precio de cada subclase (Pi) y precios generales (IPC). Cada VAR posee el mismo bloque exógeno compuesto por PIB de EE.UU., Fed fund rate, precio WTI, precio alimentos, precio del cobre e IPC de EE.UU. de la respectiva subclase.

### Gráfico 1

#### Evolución del coeficiente de traspaso por grupo de bienes



Fuente: Cálculos propios a partir de BLS, BCCh, Bloomberg e INE.

Nota: En eje horizontal se muestra el número de meses después del shock ortogonal de tipo de cambio. Entre paréntesis, el peso en la canasta del IPC.

12 A partir de una descomposición de varianza de las variables del VAR, se obtiene que el shock ortogonal de tipo de cambio nominal explica 41% de la varianza de la misma variable, mientras que el shock ortogonal de precio del cobre explica 11% de la varianza de TCN. Por otro lado, el precio del cobre está relacionado con otras condiciones externas, tales como la actividad económica mundial y, últimamente, a cambios en las tasas de política monetaria de economías avanzadas. Ver Hammoudeh et al. (2015), donde se analiza el impacto de la política monetaria de EE.UU. sobre el precio de las materias primas.

### III. DETERMINANTES DEL CT

En esta sección se busca explicar los determinantes de los coeficientes de traspaso estimados en la parte anterior. Utilizando datos agregados, estudios previos de panel de países han mostrado resultados mixtos para la relación entre el CT y la relevancia de las importaciones. Mientras Ghosh (2013) identifica una relación positiva entre estas variables en un panel de nueve economías de América Latina entre 1970 y el 2010, Choudhri y Hakura (2006) encuentran casos con una relación negativa entre el nivel de importaciones agregadas y el coeficiente de traspaso agregado usando un panel de 71 países entre 1979 y el 2000.

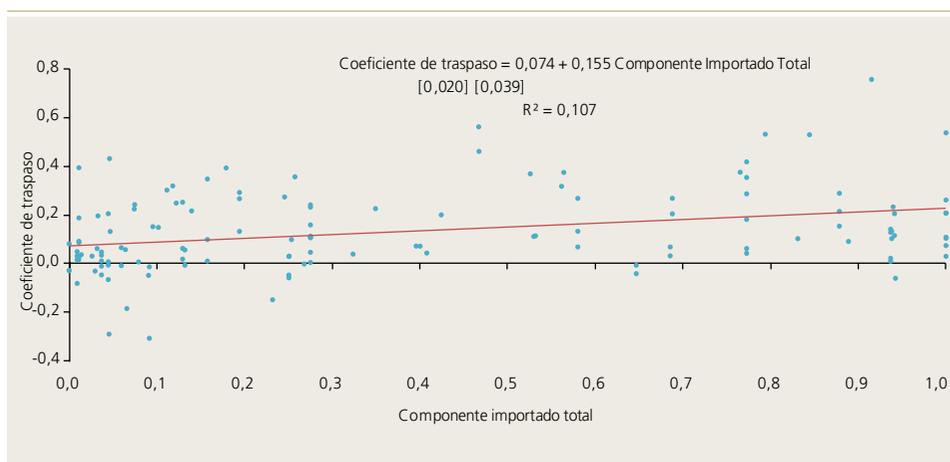
Una primera aproximación se basa en relacionar los CT a 1 año con la participación del componente importado de cada subclase del IPC<sup>13</sup>. Conforme a lo esperado, se encuentra una relación positiva entre los coeficientes de traspaso y el componente importado total (gráfico 2), aunque lejos de una línea de 45 grados que representaría un CT completo en la frontera (igual a 1). Sin embargo, esta representación visual no toma en cuenta que los puntos del gráfico poseen distinto peso en la canasta del IPC.

Un análisis más apropiado de la relación descrita toma en cuenta la ponderación de cada subclase en la canasta del IPC. Además, el componente importado total se descompone entre las importaciones directas y el componente importado en el consumo de bienes de producción local.

El cuadro 2 muestra los resultados de estimaciones de corte transversal, donde la variable dependiente es el coeficiente de traspaso a 1 año de cada una de las 131 subclases del IPC. En estas regresiones, las observaciones son ponderadas por su peso en la canasta del IPC, usando la información de la canasta del año base 2013. De forma generalizada la relación resultante entre el componente importado —agregado o separado por componentes— y el coeficiente de traspaso es positiva y estadísticamente significativa. Este resultado se mantiene ya sea que los resultados se estimen usando mínimos cuadrados ordinarios (columnas 1 y 3) o mediante una regresión cuantílica estimada en la mediana, para así controlar por observaciones atípicas<sup>14</sup>. El ajuste de la regresión es mayor cuando se toman por separado los componentes de importación directa y los insumos importados empleados en la producción local de bienes de consumo. Aun así, en el mejor de los casos, la bondad de la estimación no supera el 41%, lo que sugiere que los factores idiosincrásicos de cada categoría pueden ser relevantes para explicar el coeficiente de traspaso.

13 Donde  $\text{Componente Importado Total} = A+B$ .  $A$  es el componente de importación directa, que se calcula como la razón entre consumo importado y consumo total.  $B$  es el componente importado en la producción nacional de bienes de consumo, que se calcula como  $(1-A)C$ , donde  $C$  es el cociente entre el valor del insumo importado y el valor de producción total. Los valores para  $A$  y  $C$  se obtienen a partir de la información de la matriz insumo-producto del 2012.

14 Esta relación positiva y significativa es robusta a excluir seis subclases que aparecen como valores extremos en el gráfico 2 (Carne de cerdo fresca, refrigerada o congelada, Legumbres secas, Vinos de todo tipo, Gas licuado y sus envases, Combustibles para el automóvil, Adquisición de aparato telefónico, fax, piezas y accesorios). Estos productos tienen un peso en la canasta del IPC de 6,7%.

**Gráfico 2**
**CT a 1 año y componente importado**


Fuente: Cálculos propios a partir de BLS, BCCh, Bloomberg e INE.

Nota: Componente Importado Total =  $[A+(1-A)C]$ ,  $A = (\text{Consumo importado}/\text{Consumo total})$ ,  $C = (\text{Valor insumo importado}/\text{Valor producción})$ , donde A y C se calculan a partir de la información de la matriz insumo-producto del 2012. Entre corchetes, errores estándares.

**Cuadro 2**
**Determinantes del coeficiente de traspaso a IPC**

(estimación de corte transversal; variable dep.: CT a 1 año para 131 subclases)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Componente importación total (A+B)	0,212*** [0,005]	0,167*** [0,004]		
Componente de importación directa (A)			0,150*** [0,004]	0,184*** [0,002]
Componente importación en producción interna (B)			0,822*** [0,008]	0,816*** [0,004]
Constante	0,086*** [0,002]	0,048*** [0,002]	0,046*** [0,002]	0,024*** [0,000]
Nº de observaciones	131	131	131	131
R <sup>2</sup> ajust./Pseudo R <sup>2</sup>	0,197	0,121	0,406	0,285

Fuente: Cálculos propios a partir de BLS, BCCh, Bloomberg e INE.

Nota:  $A = (\text{Consumo importado}/\text{Consumo total})$ ,  $B = (1-A)C$ ,  $C = (\text{Valor insumo importado}/\text{Valor Producción})$ , donde A y C se calculan a partir de la información de la matriz insumo-producto del 2012. Las 131 observaciones se ponderan por el peso de cada subclase en la canasta del IPC con año base 2013. Columnas (1) y (3) estimadas con MCO; columnas (2) y (4) presentan regresión cuantílica estimada en la mediana. Entre corchetes, errores estándares robustos. (\*)  $p < 10\%$ , (\*\*)  $p < 5\%$ , (\*\*\*)  $p < 1\%$ .

#### IV. CONCLUSIONES

Este trabajo muestra nueva evidencia para Chile del coeficiente de traspaso del tipo de cambio a precios usando datos por subclases para el período 2000-2015. Estimamos que el promedio ponderado de los coeficientes de traspaso a un año para las 131 subclases es 0,15, similar al de estudios agregados previos. El análisis desagregado permite encontrar diferencias significativas entre la respuesta de bienes y servicios. Mientras sectores como energía o vestuario tienen CT mayores al promedio, sectores de servicio como salud o educación tienen coeficientes de traspaso muy bajos. Concluimos que existe una relación positiva y significativa entre el coeficiente de traspaso y la importancia que tienen los componentes importados (tanto en bienes de consumo final como en insumos) para distintas categorías.



## REFERENCIAS

---

Albagli, E., A. Naudon y R. Vergara (2015). “Inflation Dynamics in LATAM: A Comparison with Global Trends and Implications for Monetary Policy”. Documento de Política Económica N°58, Banco Central de Chile.

Álvarez, R., G. Leiva y J. Selaive (2008). “Traspaso de Tipo de Cambio a Precios: Una Aproximación Microeconómica”. *Economía Chilena* 11(3): 105–12.

BBVA Research (2014). “Low Pass-through to Inflation”. Economic Watch Chile.

BBVA Research (2015). “Has Exchange Rate Pass-through to Prices Increased in Latin America?” Latin American Economic Outlook.

Bertinatto, L. y D. Saravia (2015). “El rol de Asimetrías en el Pass-through: Evidencia para Chile”. Documento de Trabajo N°750, Banco Central de Chile.

Bravo, H. y C. García (2002). “Medición de la Política Monetaria y el Traspaso (Pass-through) en Chile”. *Economía Chilena* 5(3): 5–28.

Ca’ Zorzi, M., E. Hahn y M. Sánchez (2007). “Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets”. *The IUP Journal of Monetary Economics* 0(4): 84–102.

Choudhri, E.U., H. Faruqee y D.S. Hakura (2005). “Explaining the Exchange Rate Pass-Through in Different Prices”. *Journal of International Economics* 65(2): 349–74.

Choudhri, E.U. y D.S. Hakura (2006). “Exchange Rate Pass-through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?” *Journal of International Money and Finance* 25(4): 614–39.

De Gregorio, J. (2009). “Exchange Rates, Real Adjustment and Monetary Policy”. Documento de Política Económica N°34, Banco Central de Chile.

De Gregorio, J., A. Tokman y R. Valdés (2005). “Flexible Exchange Rate with Inflation Targeting in Chile: Experience and Issues”. Research Department Working Paper N°540, Banco Interamericano de Desarrollo.

Edwards, S. (2007). “The Relationship between Exchange Rates and Inflation Targeting Revisited”. En *Monetary Policy under Inflation Targeting*, editado por F.S. Mishkin y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.

García, C. y J.E. Restrepo (2001). “Price Inflation and Exchange Rate Pass-through in Chile”. Documento de Trabajo N°128, Banco Central de Chile.

González, J.A. (2000). “Exchange Rate Pass-through and Partial Dollarization: Is there a link?” Mimeo.

Ghosh, A. (2013). “Exchange Rate Pass Through, Macro Fundamentals and Regime Choice in Latin America”. *Journal of Macroeconomics* 35(1): 163–71.

Hammoudeh, S., D.K. Nguyen y R.M. Sousa (2015). “US Monetary Policy and Sectoral Commodity Prices”. *Journal of International Money and Finance* 57(C): 61–85.

Hausmann, R., U. Panizza y E. Stein (2001). “Why Do Countries Float the Way They Float?” *Journal of Development Economics* 66(2): 387–414.

Justel, S. y A. Sansone (2016). “Exchange Rate Pass-through to Prices: VAR Evidence for Chile”. *Economía Chilena* 19(1): 20–37.

McCarthy, J. (2007). “Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies”. *Eastern Economic Journal* 33(4): 511–37.

Mihaljek, D. y M. Klau (2000). “A Note on the Pass-through from Exchange Rate and Foreign Price Changes to Inflation in Selected Emerging Market Economies”. BIS Papers N°8.

Mihaljek, D. y M. Klau (2008). “Exchange Rate Pass-through in Emerging Market Economies: What Has Changed and Why?” BIS Papers chapters. En: *Transmission Mechanisms for Monetary Policy in Emerging Market Economies* vol 35. Basilea, Suiza: Banco de Pagos Internacionales.

Morandé, F. y M. Tapia (2002). “Exchange Rate Policy in Chile: From the Band to Floating and Beyond”. Documento de Trabajo N°152, Banco Central de Chile.

Mujica, P. y R. Saens (2015). “Traspaso de Tipo de Cambio y Metas de Inflación en Chile”. *Revista CEPAL* 117: 145–55.

Noton, C. (2003). “The Pass-through from Depreciation to Inflation: Chile 1986-2001”. *Estudios de Economía* 30(1): 133–55.

Pérez-Ruiz, E. (2016). “Outside the Band: Depreciation and Inflation Dynamics in Chile”. IMF Working Paper WP/16/129.

Sansone, A. (2016). “Traspaso de Tipo de Cambio a Precios en Chile: El Rol de los Insumos Importados y del Margen de Distribución”. Documento de Trabajo N°775, Banco Central de Chile.

## APÉNDICE A

**CUADRO A1****Estimaciones de traspaso a 1 año de tipo de cambio nominal a IPC en Chile**

Artículo	Muestra	Metodología	CT
Mihaljek y Klau (2000) <sup>a</sup>	1991.II-2000.III	MCO	0,07
Hausmann et al. (2001)	1990-1999	MCO	0,18
Bravo y García (2002)	1986.1-2000.12	VEC	0,10
Morandé y Tapia (2002) <sup>b</sup>	1996.1-2001.11	VAR	0,15
Noton (2003) <sup>a</sup>	1986.1-2001.1	MCO	0,10
De Gregorio et al. (2005)	1994.1-2002.12	MCO	0,10
Choudhri y Hakura (2006)	1979.I-2000.IV	MCO	0,35
Ca' Zorzi et al. (2007)	1980.1-2003.IV	VAR	0,35
Edwards (2007) <sup>a</sup>	1994.III-2005.IV	MCO	0,01
Mihaljek y Klau (2008) <sup>a</sup>	1994.1-2006.II	MCO	0,03
Álvarez et al. (2008)	1998.2-2007.4	VAR	0,08
De Gregorio (2009)	1996.1-2006.1	MCO	0,05
BBVA Research (2014)	1986.1-2013.4	MCO	0,10
BBVA Research (2015)	1986.1-2015.4	MCO	0,14
Bertinatto y Saravia (2015)	2001.1-2014.9	MCO	0,14
Albagli et al. (2015)	2000.1-2015.12	VAR	0,19
Mujica y Saens (2015) <sup>a</sup>	1986.1-2009.IV	MCO	0,17
Sansone (2016)	2008-2013	Calibración	0,15
Justel y Sansone (2016)	1986.1-2013.12	VAR	0,14
Pérez-Ruiz (2016)	1999.1-2015.12	VAR	0,09
Promedio			0,13
Desviación estándar			0,09

Nota: (a) Traspaso de corto plazo. (b) Traspaso a 16 meses.

## CUADRO A2

## Estimaciones de traspaso de largo plazo de tipo de cambio nominal a IPC en Chile

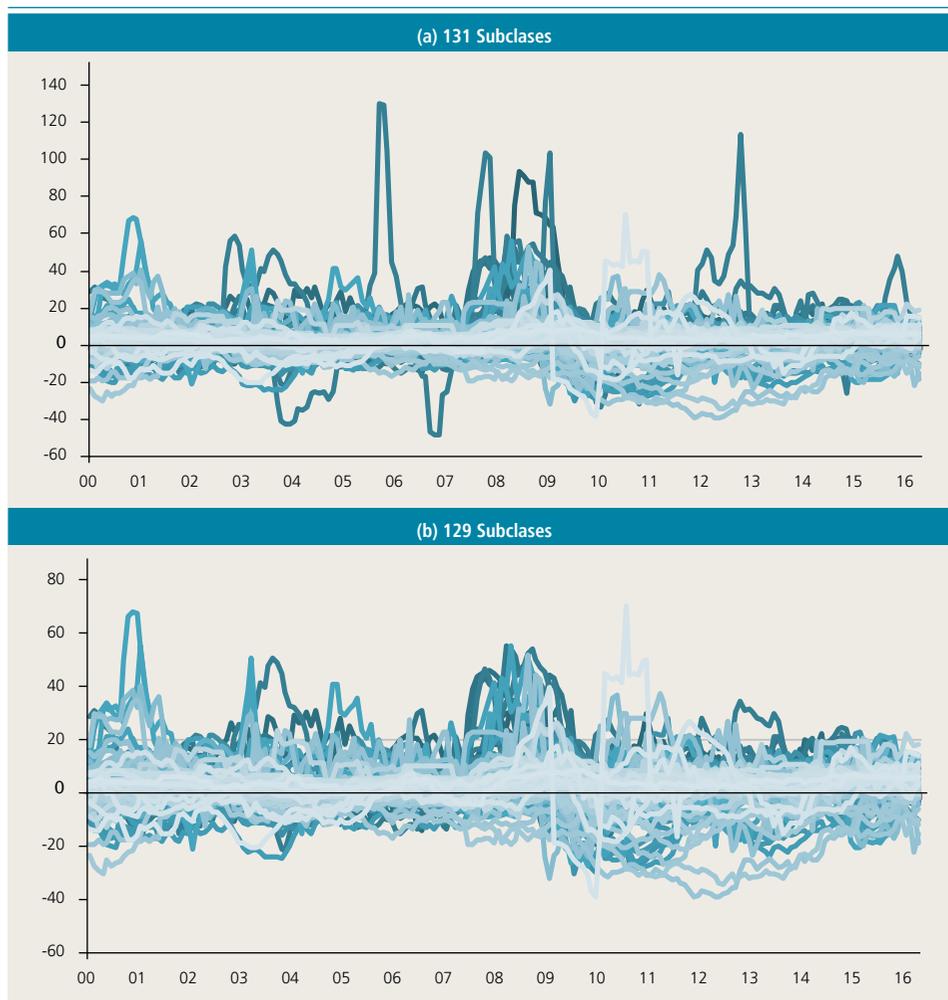
Artículo	Muestra	Metodología	CT
González (2000)	1980.I-2000.I2	VEC	0,68
Mihaljek y Klau (2000)	1991.II-2000.III	MCO	0,13
García y Restrepo (2001) <sup>a</sup>	1986.I-2001.I	MCO	0,33
Bravo y García (2002) <sup>a</sup>	1986.I-2000.I2	VEC	0,20
Noton (2003)	1986.I-2001.I	MCO	0,27
Choudhri y Hakura (2006) <sup>b</sup>	1979.I-2000.IV	MCO	0,38
Ca' Zorzi et al. (2007) <sup>a</sup>	1980.I-2003.IV	VAR	0,35
Edwards (2007)	1994.III-2005.IV	MCO	0,01
Álvarez et al. (2008) <sup>a</sup>	1998.2-2007.4	VAR	0,08
Mihaljek y Klau (2008)	1994.I-2006.II	MCO	0,04
Mujica y Saens (2015)	1986.I-2009.IV	MCO	0,48
Promedio			0,27
Desviación estándar			0,20

Nota: (a) Traspaso a 2 años. (b) Traspaso a 5 años.

## GRÁFICO A1

## Inflación desagregada por subclase

(variación anual, porcentaje)



Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas.

Nota: En panel (b) se excluyen 2 subclases (Arroz de todos los tipos y Tubérculos y productos derivados) con tasas de crecimiento anual más volátiles. Su peso en la canasta de año base 2013 es 0,8%.

## CUADRO A3

### Traspaso de TCN a IPC a 1 año para distintos ordenamientos de variables

(ponderación en IPC de estimaciones para 131 subclases)

Ordenamiento variables endógenas	CT según tipo de bien							CT negativo (% IPC)
	Total	SAE	Bs SAE	Ss SAE	Ss s/Transp.	Alimentos	Energía	
PIB Wi TPM TCN P Pi	0,15	0,11	0,15	0,08	0,06	0,18	0,46	14,2
PIB Wi TCN TPM P Pi	0,15	0,11	0,15	0,08	0,06	0,18	0,46	14,2
PIB Wi TCN P Pi TPM	0,15	0,11	0,15	0,08	0,06	0,18	0,46	14,2
TCN PIB Wi P Pi TPM	0,16	0,11	0,15	0,08	0,06	0,19	0,49	14,0
TPM PIB Wi TCN P Pi	0,15	0,11	0,15	0,08	0,06	0,18	0,46	14,2
PIB Wi TPM TCN Pi P	0,15	0,11	0,15	0,08	0,06	0,18	0,46	14,2
PIB Wi TCN TPM Pi P	0,15	0,11	0,15	0,08	0,06	0,18	0,46	14,2
PIB Wi TCN Pi P TPM	0,15	0,11	0,15	0,08	0,06	0,18	0,46	14,2
TCN PIB Wi Pi P TPM	0,16	0,11	0,15	0,08	0,06	0,19	0,49	14,0
TPM PIB Wi TCN Pi P	0,15	0,11	0,15	0,08	0,06	0,18	0,46	14,2
PIB Wi TPM TCN Pi	0,11	0,08	0,11	0,05	0,03	0,09	0,46	17,1
PIB Wi TCN TPM Pi	0,11	0,08	0,11	0,05	0,03	0,09	0,46	19,2
PIB Wi TCN Pi TPM	0,11	0,08	0,11	0,05	0,03	0,09	0,46	19,2
TCN PIB Wi Pi TPM	0,12	0,08	0,12	0,06	0,03	0,11	0,49	19,8
TPM PIB Wi TCN Pi	0,11	0,08	0,11	0,05	0,03	0,09	0,46	17,1

Fuente: Cálculos propios a partir de BLS, BCCh, Bloomberg e INE.

Nota: En azul estimación base.

Las variables del VAR son diferencias logarítmicas de Imacec (PIB), salarios sectoriales (Wi), tasa de política monetaria (TPM, en diferencias), tipo de cambio bilateral nominal (TCN), precio de cada subclase (Pi) y precios generales (IPC). Cada VAR posee el mismo bloque exógeno compuesto por PIB de EE.UU., Fed fund rate, precio WTI, precio alimentos, precio del cobre e IPC de EE.UU. de la respectiva subclase. Se incluyen 5 rezagos.

## CUADRO A4

### Traspaso de TCN a IPC a 1 año para distintas agrupaciones de subclases

(ponderación en IPC de estimaciones para 131 subclases)

	Peso en canasta IPC (%)	CT según tipo de bien						
		Total	SAE	Bs SAE	Ss SAE	Ss s/Transp.	Alimentos	Energía
Muestra completa	100	0,15	0,11	0,15	0,08	0,06	0,18	0,46
Excluyendo regulados	89	0,13	0,11	0,15	0,08	0,06	0,18	0,50
Excluyendo indexados	88	0,17	0,12	0,15	0,10	0,07	0,18	0,46
Excl. regulados e indexados	77	0,15	0,13	0,15	0,10	0,07	0,18	0,50
Bs. y Ss. Regulados <sup>a</sup>	11	0,31	0,07	-	0,07	0,02	-	0,45
Bs. y Ss. Indexados <sup>b</sup>	12	0,02	0,02	-	0,02	0,02	-	-

Fuente: Cálculos propios a partir de BLS, BCCh, Bloomberg e INE.

Nota: En gris estimación base.

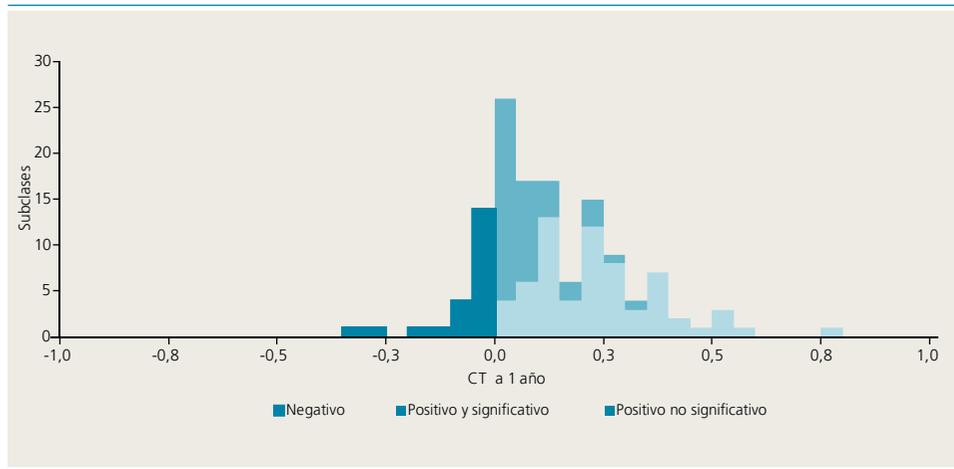
(a) Suministro de agua y alcantarillado, Electricidad, Otros combustibles de uso doméstico, Combustibles para automóvil, Servicios relacionados a la circulación del vehículo, y Servicios de transporte de pasajeros por vías urbanas.

(b) Servicios de educación y Servicios de salud.



## GRÁFICO A2

### Histograma de traspaso de TCN a IPC a 1 año por subclases



Fuente: Cálculos propios a partir de BLS, BCCh, Bloomberg e INE.

Nota: Resultados a partir de estimación base.

CUADRO A5

## Coeficiente de traspaso a 1 año por subclases del IPC

Subclase	CT	Desv. est.	Subclase	CT	Desv. est.
Arroz de todos los tipos (0,2%)	0,11	0,24	Artículos y utensilios semidurables para el hogar (0,3%)	0,12	0,10
Harinas y cereales (0,1%)	0,36	0,15	Herramientas (0,2%)	0,23	0,14
Pan y otros productos de panadería (0,3%)	0,15	0,14	Accesorios para el hogar (0,2%)	0,21	0,06
Pastas de todos los tipos (0,3%)	0,15	0,17	Productos de limpieza y conservación del hogar (0,9%)	0,27	0,14
Carne de vacuno fresca, refrigerada o congelada (0,2%)	0,37	0,21	Artículos de limpieza y conservación del hogar (0,3%)	0,10	0,11
Carne de cerdo fresca, refrigerada o congelada (0,2%)	-0,18	0,10	Ss. domésticos (2,7%)	-0,03	0,05
Carne de ave fresca, refrigerada o congelada (0,0%)	0,32	0,19	Productos farmacéuticos (1,9%)	-0,04	0,10
Carne procesada y fiambres (0,1%)	0,22	0,15	Otros productos médicos (0,1%)	-0,01	0,08
Pescados frescos, refrigerados o congelados (1,2%)	-0,15	0,19	Artefactos y equipo terapéutico (0,6%)	0,13	0,12
Mariscos, crustáceos y moluscos frescos, refrig. o cong. (0,4%)	0,06	0,13	Ss. médicos (1,2%)	0,05	0,03
Pescados y mariscos en conserva o procesados (0,5%)	0,32	0,17	Ss. dentales (1,0%)	-0,01	0,06
Leches de todo tipo (0,7%)	0,22	0,24	Ss. de laboratorios de análisis médicos (0,6%)	0,03	0,03
Yogurt y postres lácteos (0,6%)	0,01	0,09	Ss. independientes de profesionales de la salud (0,3%)	-0,05	0,05
Quesos de todo tipo (1,5%)	0,10	0,20	Ss. básicos de hospital (0,8%)	0,01	0,04
Huevos (0,0%)	0,43	0,21	Automóviles nuevos (4,1%)	0,21	0,05
Mantequilla y margarina (0,9%)	0,35	0,15	Automóviles usados (0,2%)	0,07	0,12
Aceites y mantecas comestibles (1,4%)	0,37	0,23	Repuestos para automóviles (0,4%)	0,09	0,10
Frutas frescas, refrigeradas o congeladas (0,4%)	0,00	0,27	Combustibles para el automóvil (3,9%)	0,53	0,15
Frutos secos y frutas en conserva (0,1%)	0,04	0,13	Lubricantes y aceites para el automóvil (0,0%)	0,10	0,05
Hortalizas frescas, refrigerados o congelados (0,2%)	0,25	0,32	Ss. de mantenimiento y reparación del automóvil (0,9%)	0,09	0,06
Legumbres secas (0,2%)	-0,31	0,41	Ss. relac. al arriendo de espacio para el vehículo (0,2%)	0,20	0,09
Tubérculos y productos derivados (0,1%)	-0,01	0,64	Ss. relacionados a la circulación del vehículo (0,4%)	0,03	0,09
Azúcar y edulcorantes (0,4%)	0,20	0,19	Ss. de transporte de pasajeros por vías urbanas (1,9%)	0,13	0,06
Mermelada, manjar y otros dulces untables (0,5%)	0,16	0,15	Ss. de transporte de pasajeros por carreteras (0,6%)	0,27	0,23
Caramelos, chocolates y otros productos de confitería (0,3%)	0,23	0,11	Ss. de transporte de pasajeros por vía aérea (0,5%)	0,56	0,16
Helados de todo tipo (4,2%)	0,27	0,19	Ss. de transporte combinado de pasajeros (1,3%)	0,29	0,23
Sal, hierbas, especias y condimentos culinarios (0,8%)	0,05	0,12	Adq. de aparato telefónico, fax, piezas y acces. (0,4%)	0,54	0,52
Salsas y aderezos (1,0%)	0,11	0,12	Ss. de telecomunicaciones residenciales (4,7%)	0,24	0,08
Sopas y cremas, alimentos para bebe y postres no lácteos (1,9%)	0,11	0,10	Televisores y reproductores de películas (0,6%)	0,03	0,18
Café y sucedáneos (0,1%)	0,11	0,16	Equipos de audio (0,1%)	0,21	0,14
Té y hierbas para infusión (2,7%)	0,24	0,13	Cámaras (0,2%)	0,26	0,41
Cacao y fortificante en polvo (0,7%)	0,00	0,08	Computadores, impresoras y sus accesorios (0,9%)	0,11	0,10
Agua mineral y purificada (1,1%)	0,02	0,09	Registro de imágenes y sonidos (0,1%)	0,10	0,09
Bebidas gaseosas (0,4%)	0,25	0,12	Juegos y juguetes (0,5%)	0,13	0,08
Jugos líquidos y jugos en polvo (0,9%)	0,06	0,08	Equipo de deportes, camping y recreación (0,3%)	0,02	0,12
Licores y otros destilados (0,3%)	0,23	0,21	Flores y plantas (0,2%)	-0,05	0,11
Vinos de todo tipo (0,0%)	-0,29	0,16	Alimentos y accesorios para mascotas (0,5%)	0,07	0,09
Cervezas de todo tipo (0,3%)	0,03	0,09	Ss. veterinarios y otros Ss. para mascotas (0,1%)	-0,03	0,08
Cigarros de todo tipo (0,7%)	0,10	0,13	Ss. prestados por recintos de recreac. y deportivos (0,6%)	-0,07	0,09
Telas para confección de vestuario (0,2%)	0,07	0,04	Clases deportivas y recreativas (0,2%)	0,01	0,07
Vestuario para hombre (0,1%)	0,18	0,17	Ss. prestados por establecimientos culturales (0,4%)	-0,01	0,11
Vestuario para mujer (0,3%)	0,42	0,20	Ss. fotográficos (0,0%)	0,19	0,10
Vestuario para niño y niña (de 3 a 13 años) (0,2%)	0,35	0,21	Ss. de televisión (0,4%)	0,09	0,06
Vestuario para lactante (de 0 a 2 años) (0,2%)	0,29	0,20	Juegos de azar (0,0%)	0,21	0,21
Vestuario escolar (0,9%)	0,04	0,11	Textos escolares (0,2%)	0,03	0,08
Otros artículos y accesorios de vestir (0,3%)	0,06	0,05	Textos no escolares (0,2%)	-0,05	0,04
Ss. de limpieza, reparac. y alquiler de prendas de vestir (2,7%)	-0,03	0,09	Diarios y revistas (0,1%)	-0,06	0,06
Calzado para hombre (1,9%)	0,21	0,17	Artículos escolares (0,3%)	0,07	0,05
Calzado para mujer (0,1%)	0,15	0,17	Ss. de viajes con todo incluido (0,8%)	0,39	0,13
Calzado para niño y niña (de 3 a 13 años) (0,6%)	0,29	0,24	Ss. de educación pre-escolar y enseñanza básica (2,1%)	0,02	0,03
Arriendos (1,2%)	0,04	0,06	Ss. de educación de la enseñanza media (0,8%)	0,05	0,04
Materiales para la vivienda (1,0%)	0,11	0,06	Ss. de pre universitario (0,1%)	-0,08	0,09
Ss. para la conservación y reparación de la vivienda (0,6%)	0,08	0,12	Ss. de educación superior (5,1%)	0,03	0,03
Suministro de agua y alcantarillado (0,3%)	0,02	0,14	Comidas y bebestibles para servirse en el establec. (3,2%)	-0,01	0,09
Servicio de recolección de basura (0,8%)	0,01	0,05	Comidas preparadas para llevar (0,8%)	0,07	0,08
Electricidad (4,1%)	0,30	0,32	Ss. de alojamiento (0,4%)	0,13	0,07
Gas por red (0,2%)	0,46	0,17	Ss. de peluquería y cuidado personal (0,4%)	0,03	0,06
Gas licuado y sus envases (0,4%)	0,53	0,19	Artículos para el cuidado personal (0,6%)	0,38	0,17
Otros combustibles de uso doméstico (3,9%)	0,76	0,15	Productos de higiene personal (1,3%)	0,13	0,07
Muebles y artículos para amueblamiento (0,0%)	0,04	0,05	Productos de belleza (0,5%)	0,07	0,05
Artículos y ornamentación para el hogar (0,9%)	0,01	0,13	Accesorios personales (0,2%)	-0,06	0,16
Ss. de reparac. de muebles, acces. y materiales para piso (0,2%)	0,06	0,07	Otros efectos personales (0,4%)	0,14	0,12
Textiles para el hogar (0,4%)	0,03	0,09	Seguros relacionados con el transporte (0,5%)	0,39	0,15
Línea blanca (1,9%)	0,27	0,10	Gastos en administración de los Ss. financieros (2,5%)	0,06	0,34
Electrodomésticos y otros accesorios (0,6%)	0,20	0,07	Honorarios y otros gastos (0,9%)	0,02	0,04
Ss. de reparación de línea blanca y electrodomésticos (0,5%)	-0,01	0,06			

Fuente: Cálculos propios a partir de BLS, BCCh, Bloomberg e INE.

Nota: Entre paréntesis, peso en canasta de IPC. Bandas de confianza generadas mediante remuestreo sin reemplazo de residuos del VAR para generar medidas de la desviación estándar del CT con nivel de significancia de 68% (5.000 iteraciones). En celeste, CT significativos.



## CUADRO A6

### Coefficiente de traspaso a 1 año por división del IPC (ponderación en IPC de estimaciones para 131 subclases)

División	CT	Desv. est.
Energía (8,8%)	0,46	0,21
Comunicaciones (5,1%)	0,27	0,12
Vestuario (4,5%)	0,27	0,18
Transporte SAE (10,6%)	0,20	0,10
Alimentos (19,3%)	0,18	0,20
Resto (7,3%)	0,12	0,17
Recreación (6,8%)	0,09	0,11
Equipamiento H (7,1%)	0,08	0,08
Vivienda SAE (8,1%)	0,05	0,08
Educación (8,1%)	0,03	0,03
Bebidas (3,4%)	0,02	0,14
Restaurantes y hoteles (4,4%)	0,02	0,09
Salud (6,5%)	0,01	0,06
Total (100%)	0,15	0,13
Subclases con ERPT positivo (86%)	0,18	0,13
Subclases con ERPT significativo (55%)	0,24	0,12
SAE (72%)	0,11	0,10
Bs SAE (29%)	0,15	0,12
Ss SAE (43%)	0,08	0,09
Ss SAE s/transp. (37%)	0,06	0,08

Fuente: Cálculos propios a partir de *U.S. Bureau of Labor Statistics* (BLS), Banco Central de Chile (BCCh), *Bloomberg* e Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Nota: Entre paréntesis, el peso en la canasta del IPC con año base 2013. Las bandas de confianza para cada subclase fueron generadas mediante un remuestreo sin reemplazo de los residuos del VAR, generando así medidas de la desviación estándar del CT (razón de IRF) con un nivel de significancia de 68% (5.000 iteraciones). Las bandas de componentes agregados se generan ponderando las bandas individuales por el peso en la canasta del IPC. En celeste, CT significativos.





## REVISIÓN DE LIBROS

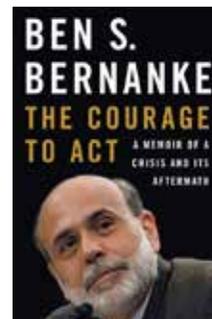
---

### COMENTARIO AL LIBRO

#### “THE COURAGE TO ACT: A MEMOIR OF A CRISIS AND ITS AFTERMATH”

de Ben S. Bernanke

W.W. Norton & Company, 2015.



Carlos Madeira\*

“Desafiamos los augurios. Hay providencia especial en la caída de un gorrión. Si ha de ser ahora, no será más tarde; si no ha de ser más tarde, será ahora; si no ha de ser ahora, ocurrirá de todos modos. Lo principal es estar preparado.”  
– (Hamlet, William Shakespeare)

*The Courage to Act* es el relato autobiográfico de Ben Bernanke y de su rol como presidente de la Reserva Federal de Estados Unidos durante la Gran Recesión (2008-09), la crisis económica más profunda sufrida por ese país desde la Gran Depresión (1929-33). Aunque las crisis financieras son impredecibles, estas suceden tarde o temprano. Bernanke confiesa que fue totalmente sorprendido por la crisis e incluso en el 2006 no vislumbró el caos que se aproximaba. Sin embargo, Bernanke estaba singularmente preparado para responder al colapso económico del 2008, dadas sus reflexiones sobre la Gran Depresión de 1929 y las crisis más recientes de Japón y Suecia.

El relato refleja un mundo globalizado donde choques inesperados nos afectan a cada instante, como describe el antecesor de Bernanke, Alan Greenspan, en su autobiografía “*La era de las turbulencias*” (Greenspan, 2008). Los parlamentos democráticos tienen dificultades para decidir sobre eventos económicos complejos que ocurren cada mes y no en el ciclo anual predefinido de las discusiones presupuestarias, lo cual ha llevado a que muchos países confíen sus políticas monetaria y bancaria a bancos centrales que son independientes del poder político. Los bancos centrales comandan recursos financieros y humanos muy sustanciales, pero persiste la imagen de que sus dirigentes son “tecnócratas” apasionados por las estadísticas, por lo cual este tipo de libros es útil para humanizar a sus protagonistas. Es interesante saber que durante la juventud de Bernanke, Estados Unidos aún era un país marcado por la segregación racial, por lo que nunca imaginó que un día presenciaría a un afroamericano como Obama presidir la Casa Blanca. Curiosamente, tanto Bernanke como Greenspan descendieron de familias judías que huyeron de la Europa del Este

---

\* Gerencia de Investigación Financiera, Banco Central de Chile. E-mail: [cmadeira@bcentral.cl](mailto:cmadeira@bcentral.cl)

tras la Primera Guerra Mundial. ¡Pero para mí el gran hito de la juventud de Greenspan es su encuentro con el joven Stan Getz, uno de los gigantes del *jazz* y la *bossa nova*!

El libro se divide en tres secciones: I) la vida de Bernanke antes de ser nombrado presidente de la Reserva Federal; II) la crisis hipotecaria del 2006 y el acelerado contagio económico y financiero entre los años 2007 al 2009, y III) la lenta recuperación pos-crisis de los años 2010 al 2014.

*Vida académica y carrera pública hasta la crisis subprime*

Bernanke empieza su narrativa con los años de su juventud en un pueblo de Estados Unidos y de sus nervios al iniciar los estudios en Harvard. Sin embargo, fue en el doctorado de economía en el MIT que encontró a los profesores que más inspiraron su investigación académica. Ahí Bernanke presenció la intensa discusión entre macroeconomistas de los grupos *Nuevos Clásicos* y *Nuevos Keynesianos*. Los *Nuevos Clásicos* encontraban que la política monetaria tenía un impacto pequeño y de corta duración en la economía real, por lo cual los intentos de manejar el ciclo económico estarían destinados a crear inflación. Pero Bernanke en su carrera académica se haría más cercano al grupo de los *Nuevos Keynesianos*, que postulaban que las rigideces de precios y de sueldos podrían crear desequilibrios por el lado de la demanda de productos, en el corto y mediano plazo. Los trabajos de los *Nuevos Keynesianos* explicaban por qué la desinflación de Volcker en el inicio de los años 80 ocasionó una dura recesión. La obra “A Monetary History of the United States, 1867-1960” de Milton Friedman y Anna Schwartz, Bernanke le persuadió que las políticas monetarias restrictivas y la deflación de precios pueden causar recesiones graves. Pero además, en su investigación académica Bernanke encuentra evidencias de que los problemas del sector bancario y las fricciones financieras pueden profundizar las crisis económicas, tal como ocurrió en Estados Unidos en los inicios del siglo XX y en las crisis en Suecia y Japón de los años 90.

En el 2002, Bernanke fue nombrado para la Junta de Gobernadores de la Reserva Federal. Como uno de los siete gobernadores, Bernanke participó en el Comité de Pagos, en el Comité de Consumidores y Asuntos Comunitarios, y supervisó el área de investigación, fundando el *International Journal of Central Banking*. Otra contribución de Bernanke fue discutir nuevos paradigmas de transparencia y de decisión de política monetaria, proponiendo que la Reserva Federal adoptase las metas de inflación, un esquema flexible que comunica claramente los objetivos a los analistas de mercado, estabiliza las expectativas de inflación de largo plazo y permite controlar mejor el ciclo económico a mediano plazo. Este esquema ya había sido adoptado por muchos países, pero cabe destacar que Nueva Zelanda y Chile fueron sus pioneros en 1990 y 1991. En el 2003 Estados Unidos enfrentaba algunos riesgos de deflación y una consecuente desaceleración económica. Bernanke quería señalar que la Reserva Federal lucharía no solo contra la alta inflación (el mal de los años 70 y 80) sino también contra la deflación de precios (un mal que afectaba a Japón desde los años 90, pero que no se veía en Estados Unidos y Europa desde la década de 1930).



Bernanke admite que desde el 2003 ya se observaban algunas señales de calentamiento del mercado hipotecario y de los precios de vivienda. Existía también la percepción de que los créditos *subprime* estaban aumentando, pero la mayoría de los economistas miraba eso como un desarrollo positivo y que incrementaba el acceso al crédito y a la compra de casa de las familias de menor ingreso. Existían ciertamente riesgos, pero no se justificaba desde el punto de vista regulatorio castigar ese mercado. Bernanke reconoce que la Reserva Federal tenía poder legal para regular los préstamos hipotecarios y defender a los consumidores de los aspectos más nocivos de sus contratos financieros. La Ley de Veracidad en los Préstamos permite a la *Fed* requerir que los contratos de préstamo incluyan información más clara sobre las tasas de interés, comisiones y penalizaciones asociadas a los pagos. Sin embargo, la *Fed*, tal como los otros reguladores financieros, actúa más a través de la emisión de orientaciones legales a los bancos e instituciones financieras, lo que tiene menor fuerza legal que nuevas regulaciones y leyes. La *Fed* junto a otros reguladores emitió orientaciones legales al respecto de préstamos *subprime* (en 1999 y 2001), préstamos hipotecarios con bajos pagos iniciales (en 1999), prácticas de valoración de propiedades (en el 2003 y el 2005), préstamos abusivos o predatorios (en el 2004 y el 2005), préstamos de consumo asociados a la vivienda familiar (en el 2005), y préstamos con esquemas de pagos no tradicionales como la opción de no pagar algunos meses (en el 2006). Además, a fines del 2006 la *Fed* emitió una orientación legal respecto del crédito para inmuebles e inversiones inmobiliarias en un intento de reducir la toma de riesgo de los bancos en esta área. De todos modos hubo *lobbying* de la industria financiera para reducir el impacto de las medidas. Asimismo, alrededor de la mitad de los préstamos *subprime* eran otorgados por instituciones fuera del control federal y las dificultades de coordinación entre múltiples autoridades limitaban la eficacia operacional de los reguladores.

De todas maneras, hasta agosto del 2007 nadie imaginaba que una crisis hipotecaria podría causar una recesión económica, y los análisis de Bernanke y otros economistas apuntaban más hacia una baja significativa (pero no catastrófica) del crecimiento económico. El problema de esos análisis era que no tomaban en cuenta que las instituciones financieras estaban altamente endeudadas y además, habían empeñado como colateral muchos activos asegurados por préstamos hipotecarios. El aumento del riesgo de los préstamos hipotecarios llevó todas las instituciones financieras a pedir más colateral a sus contrapartes y eso generó ventas apresuradas de activos a bajos precios, lo que creó una crisis de liquidez y de solvencia en diversas instituciones.

*La crisis financiera: “El tiempo es lo que evita que todo ocurra simultáneamente”*  
(Ray Cummings)

La crisis estalló en junio del 2007 cuando el banco Bear Stearns cerró dos fondos con grandes inversiones en activos hipotecarios. En julio y agosto, sucedió lo mismo con fondos de dos bancos europeos, IKB y BNP Paribas, y además, problemas de liquidez en Countrywide, uno de los principales acreedores hipotecarios americanos, derivaron en su fusión con el Bank of America.

La *Fed* reaccionó con una reducción significativa de la tasa de política monetaria (la tasa interbancaria para préstamos de reservas federales) desde 5,25% hasta 2% entre septiembre del 2007 y abril del 2008. En el mismo período, bajó la tasa de descuento (tasa a la cual la *Fed* presta directamente a los bancos a cambio de colateral) de 5,75% a 2,25%.

Sin embargo, ¡el 2008 sería para Bernanke el año en que todo sucedió al mismo tiempo! En marzo del 2008 tres fondos financieros, Peloton Partners, Thornburg y Carlyle Fund, quebraron por problemas de liquidez. En abril se ejecutó el rescate del banco Bear Stearns a través de una venta a JP Morgan con un préstamo provisto por el *Fed* y respaldado por activos del banco de inversión. Todos esos eventos se debían al rechazo de activos de préstamos hipotecarios por parte de los mercados *repo*. En julio, los problemas financieros se extendieron a la quiebra de IndyMac, un banco especializado en préstamos hipotecarios. El mes de septiembre estuvo particularmente repleto de eventos financieros catastróficos. Ese mes, el gobierno estadounidense tuvo que tomar el control de las empresas de préstamos hipotecarios, Fannie Mae y Freddie Mac, avalando sus deudas. Una semana más tarde el tercer mayor banco de inversión estadounidense, Lehman Brothers, anunció su quiebra, al no conseguir ni asegurar un comprador ni una operación conjunta de rescate de bancos coordinados por la Reserva Federal de Nueva York. Ese mismo día el banco Merrill Lynch fue adquirido por el Bank of America. Unos días después de la quiebra de Lehman, la *Fed* anunció una gigantesca operación rescate de la aseguradora AIG, que se encontraba frente a un enorme pago de seguros por incumplimiento, que detonaron debido a la crisis. Finalmente, a fines de mes el banco Washington Mutual cerró y fue vendido a JPMorgan. Lehman Brothers, IndyMac y Washington Mutual fueron de las mayores quiebras de la historia bancaria de Estados Unidos. En octubre se realizó la venta forzada del banco Wachovia a Wells Fargo. En noviembre y diciembre los dos gigantes, CitiGroup y Bank of America, tuvieron que recibir préstamos de emergencia de la *Fed*.

#### *Medidas innovadoras tomadas por la Fed y otras instituciones*

Todas las instituciones financieras americanas fueron adversamente afectadas por la crisis financiera del 2008. En cuanto al sector productivo no financiero, los datos en tiempo real son más débiles y esta crisis es un ejemplo claro de las dificultades de decidir con información incompleta. Hoy sabemos que la recesión americana empezó en diciembre del 2007 y siguió hasta mediados del 2009, con el mercado laboral sufriendo una destrucción brutal de empleos en los últimos cuatro meses del 2008 y los primeros seis meses del 2009. Sin embargo, a inicios del 2008 las estadísticas provisionarias indicaban un crecimiento débil —alrededor de 1% anual— y una inflación creciente. Por eso, muchos de los miembros de la *Fed* eran contrarios a una reducción de tasas de interés y a políticas monetarias expansivas. Esas perspectivas contradictorias dentro del Comité de Operaciones de Mercado Abierto de la *Fed* impidieron a Bernanke adoptar políticas tan rápidas y expansivas como deseaba. Otro ejemplo concreto de los riesgos de decidir en tiempo real es que en el 2003 la *Fed* creía que los riesgos de deflación eran más altos de lo que se confirmó después en las estadísticas definitivas.



Para atenuar el impacto de la crisis, la *Fed* tomó las siguientes medidas:

- i) En diciembre del 2007 extendió los plazos de préstamo de la ventana de descuento (TAF o *Term Auction Facility*) de un día hasta un mes, de forma de asegurar la liquidez de los bancos participantes. Además, creó líneas de crédito *swap* en dólares para bancos centrales de varios países para otorgar liquidez a bancos extranjeros que operaban en los mercados americanos pero que no podían acceder a créditos de la *Fed*, dado que la *Fed* está limitada a prestar solo a instituciones nacionales.
- ii) En abril del 2008 creó una línea de crédito adicional para cualquier operador de mercado americano (PDCF o *Primary Dealer Credit Facility*) y con la aceptación de otros tipos de colateral además de obligaciones del Tesoro estadounidense. Esta línea de crédito aseguraba la liquidez del sector financiero no bancario.
- iii) El rescate del banco Bear Stearns en abril y de la aseguradora AIG en septiembre del 2008 se efectuó a través de préstamos de la *Fed* con ciertas garantías de colateral. Sin embargo, la *Fed* rechazó salvar a Lehman debido a que ese banco no logró asegurar un comprador o inversionista y tenía autoevaluaciones poco realistas de su colateral.
- iv) La *Fed* hizo una compra masiva de obligaciones del Tesoro estadounidense y de instituciones gubernamentales (como Ginnie Mae, Fannie Mae y Freddie Mac) con diferentes vencimientos, una política algo similar a una operación hecha por la *Fed* en los años 60. Esta política de expansión cuantitativa (QE o *Quantitative Easing*) buscaba reducir las tasas de interés de largo plazo y se implementó en tres programas que empezaron en marzo del 2009 y siguieron por varios años en un monto total de dos billones de dólares.

Además, la *Fed*, en conjunto con el Tesoro y el FDIC (Corporación Federal de Seguro de Depósitos), apoyó los siguientes programas en octubre del 2008:

- i) el TLGP (*Temporary Loan Guarantee Program*), un esquema de seguros del FDIC que garantizaba las nuevas deudas de los bancos participantes;
- ii) el TARP (*Troubled Asset Relief Program*), en virtud del cual el Tesoro ponía capital en las instituciones financieras, fortaleciendo un sistema que estaba altamente endeudado.

Bernanke señala que en ningún momento su preocupación fue parcial con los bancos, las instituciones “too big to fail” y sus redes de influencia. El problema es que un regulador no puede ver el país como una hoja en blanco y diseñar un ideal a su manera. Dada una crisis acentuada, Bernanke tomó las medidas más adecuadas para evitar la quiebra económica y el desempleo que afectaría a todas las familias, y esas medidas incluían respaldar el sistema financiero.

*Comentarios a las políticas adoptadas durante la crisis*

Todos los esquemas patrocinados por la *Fed*, el Tesoro y el FDIC cerraron con ganancias. Creo que las políticas de estas tres autoridades presentaron un equilibrio adecuado entre el deseo de fortalecer el sistema financiero y el error de salvar a todas las instituciones financieras sin consecuencias. Estados Unidos fue el país que se recuperó más rápido de la crisis. El esfuerzo de las autoridades es admirable, teniendo en cuenta las restricciones a su acción, siendo un testimonio de las capacidades de Bernanke y sus colegas. La *Fed* tenía la autoridad para prestar a cualquier institución con el respaldo de buenos activos de garantía (la sección 13(3) de la Ley de la Reserva Federal), pero es una herramienta que puede ser utilizada solo en circunstancias excepcionales, luego solamente ha sido invocada en 1932 y el 2008. En este cuadro legal, la extensión de plazo de la ventana de descuento, las líneas *swap* con otros bancos centrales, la línea de crédito PDCF, el rescate de Bear y AIG, y los programas QE estaban en los límites del poder de la *Fed*.

En mi opinión, la extensión del plazo de los préstamos de la *Fed* y el programa PDCF son bastante más eficaces que la ventana de descuento tradicional de la *Fed*, que solo permitía préstamos diarios a bancos y sufría de un estigma en los mercados que desalentaba a las instituciones de participar. Sin embargo, creo que el programa TARP de expansión del capital bancario es probablemente la forma más directa y eficaz de relanzar un sistema financiero en problemas. Finalmente, la apertura de las líneas *swap* con otros bancos centrales fue una medida muy original para otorgar liquidez a un sistema financiero global y con varias instituciones multinacionales. El anterior presidente del Banco de Inglaterra, Mervyn King, ha sugerido que este sistema de líneas *swap* debería ser un mecanismo permanente del Fondo Monetario Internacional (King, 2016).

Un problema es que en el mundo del piso cero para la tasa de interés, a los agentes les es indiferente tener dinero o reservas del banco central versus tener bonos gubernamentales de corto plazo; luego, es posible que expansiones adicionales de las reservas del banco central tengan poco impacto. La política QE reemplaza los bonos gubernamentales de largo plazo por reservas del banco central, lo que reduce las tasas de interés soberanas de largo plazo y puede eventualmente impactar el financiamiento de largo plazo de las empresas debido a un efecto de sustitución de activos y a la reducción del premio por riesgo. Existe la preocupación de que el QE puede aumentar el riesgo de burbujas financieras, pero trabajos recientes (Woodford, 2016) indican que las políticas QE pueden ser menos perniciosas que alternativas más tradicionales como reducir las tasas de interés de corto plazo (las cuales promueven el endeudamiento excesivo de corto plazo e inversiones riesgosas). Un elemento interesante a discutir sería la aplicación del QE en otros países, dado que, al contrario de Estados Unidos, muchos países solo emiten deuda soberana a un plazo determinado.

Un problema regulatorio de Estados Unidos fue la posibilidad de que varias entidades se cambiaran a un regulador “más simpático”, y la coordinación entre múltiples autoridades. Ciertas empresas “*too big to fail*” rechazaban las



intervenciones de la *Fed* hasta literalmente el último día, porque sabían que las autoridades no tenían la facultad para apoderarse de una institución financiera no bancaria. La Ley Dodd-Frank, promulgada en julio del 2010, tiene muchos aspectos y quizá algunos podrán revelarse menos positivos. Sin embargo, un aspecto deseable de dicha ley es que permite a la *Fed* y al FDIC dismantlar cualquier institución financiera, lo que va a evitar las excesivas negociaciones por parte de instituciones sistémicas con la esperanza de algún rescate favorable de última hora. La ley además, obliga a las instituciones financieras a crear planes ordenados (“testamentos”) en caso de quiebra. Este aspecto es positivo pero quizá poco eficaz, dado que no existen incentivos para que una institución desee crear un buen plan para después de su muerte.

Un aspecto en que discrepo ligeramente de Bernanke es en su perspectiva, que el FDIC fue demasiado severo en las negociaciones con bancos como Washington Mutual y Wachovia. Creo que hubo algunas ventajas en la forma de actuar del FDIC, dado que este tiene un presupuesto limitado para intervenir y una larga experiencia en la reestructuración de bancos pequeños y medianos. Eso representa una ventaja frente a empresas “*too big to fail*”, porque estas saben que la autoridad tiene incentivos para negociar bien y rechazar rescates ilimitados. Sin embargo, estoy de acuerdo en que Sheila Bair, la presidente del FDIC en ese período, debería haber sido menos vocal en las críticas de sus contrapartes en la *Fed* y en el Tesoro, toda vez que ese estilo de comunicación puede perjudicar la reputación de las autoridades frente al gran público.

Respecto del futuro, Bernanke cree que la prevención de futuras crisis financieras pasa por una mejor regulación macroprudencial y supervisión de los bancos. En este aspecto Bernanke ve como positiva la acción del Consejo de Estabilidad Financiera, un grupo liderado por el Tesoro pero que incluye a todos los otros reguladores financieros, lo que permite coordinar mejor la información y políticas de sus miembros. Además, Bernanke señala que la publicación por parte de la *Fed* de los resultados de tests de estrés bancarios ayudó a tranquilizar los mercados respecto de la robustez del sistema financiero en relación con las diversas amenazas. La política monetaria es una herramienta poderosa, pero afecta a todos los sectores en simultáneo y eso para Bernanke limita su uso macroprudencial, dado que el banco central estaría arriesgando a toda la economía solo para controlar el riesgo del sector financiero.

#### *Otras políticas posibles*

La crisis financiera comprobó el efecto del elevado endeudamiento bancario y de los agentes sobre el crecimiento económico, pero algunos estudios académicos apuntan a que los modelos desarrollados por Bernanke y sus coautores explican apenas una pequeña parte de las recesiones económicas (Christensen y Dib, 2008). Eso implica que existe la posibilidad de entender aún mejor el ciclo económico y financiero, para elaborar mejores políticas. Bernanke considera brevemente algunas alternativas posibles a las medidas que tomó. Una de ellas sería anunciar una meta de inflación más alta por algunos años, y así reducir el endeudamiento real y estimular la actividad económica. Esta posibilidad, muy discutida en círculos académicos, fue abandonada, porque Bernanke y otros gobernadores creían que existiría el riesgo de que los mercados no creyeran

en la inflación más alta o en el objetivo de reducir la inflación después de eso. Académicos como Mian y Sufir (2014) proponían que habría sido mejor “rescatar a las familias” endeudadas con sus hipotecas. Bernanke concuerda con que más apoyo a las familias habría sido positivo, pero observa que el apoyo popular a esos programas era reducido y por eso tuvieron un presupuesto pequeño y sin gran impacto. Una expansión de gastos en infraestructura y bienes públicos, como educación, hubiera agradado a Bernanke, pero la discusión parlamentaria impidió eso. Además, hubo reducciones presupuestarias a nivel de los 50 estados norteamericanos que redujeron el impacto de la expansión fiscal a nivel federal, aumentando la importancia de la política monetaria. Quizá esto implica que las autoridades políticas deberían otorgar al Tesoro algún grado de libertad para aumentar gastos y aprobar programas útiles durante una crisis.

#### *Breve comparación con Greenspan*

Pese a sus diferencias, creo que Bernanke difiere menos de Greenspan que de otros predecesores en la *Fed* o en otros bancos centrales, tales como Volcker o Trichet. Bernanke y Greenspan defienden el control de la inflación, pero que en una crisis el banco central debe seguir el lema Bagehot de prestar los montos necesarios sobre la base de un buen colateral, más alguna penalización. En términos de su análisis económico, Greenspan prefiere estudiar cada sector específico y luego la macroeconomía, al paso que Bernanke tiene un pensamiento más formal y agregado.

Quizás sus principales diferencias están en el proceso de decisión y comunicación. El relato de Bernanke indica que la *Fed* es efectivamente una institución colectiva y que su presidente nunca toma una decisión sin consultar a sus colegas. Miembros importantes de la *Fed* como Roger Ferguson, Donald Kohn y Timothy Geithner son mencionados varias decenas de veces a lo largo del libro de Bernanke. Sin embargo, los mismos Ferguson y Kohn solo son mencionados dos veces en el libro de Greenspan, creando la sensación de que en la práctica todo el poder de decisión de la *Fed* estaba centrado en su presidente. Además, en términos de la comunicación pública, Greenspan defendía la discreción para decidir libremente las mejores políticas, mientras Bernanke comprometió a la *Fed* con un paradigma flexible de metas de inflación. Quizá ambos paradigmas son similares cuando los mercados entienden los objetivos del banco central, pero concuerdo con que la meta de inflación de 2% ayuda a clarificar que tanto la deflación como una alta inflación son dañinas para la economía.

Un aspecto positivo del libro de Greenspan es que presenta perspectivas muy claras, respecto de muchos temas económicos y financieros, cerrando con una conclusión bien honesta en torno a que los futuros bancos centrales no podrán beneficiarse de choques tan positivos como los ocurridos durante la Gran Moderación (la desregulación económica, el fin de la guerra fría, el crecimiento de China y el desarrollo de la internet). El relato de Bernanke, por otro lado, documenta muy bien los conflictos políticos y las dificultades de las autoridades durante una crisis, sobre todo en un marco legal restringido. El blog de Bernanke tiene muy buenas discusiones de temas que afectan a los bancos centrales, tanto ahora como a futuro. ¡Voy a seguir leyendo el blog de Bernanke!



## REFERENCIAS

---

Christensen, I. y A. Dib (2008). “The Financial Accelerator in an Estimated New Keynesian Model”. *Review of Economic Dynamics* 11(1): 155–178.

Greenspan, A. (2008). *La Era de las Turbulencias*: The Penguin Press.

King, M. (2016). *The End of Alchemy*: W.W. Norton & Company.

Mian, A. y A. Sufir (2014). *House of Debt*. Chicago, IL, EE.UU.: University of Chicago Press.

Woodford, M. (2016). “Quantitative Easing and Financial Stability”. NBER Working Paper N°22285.





## REVISIÓN DE PUBLICACIONES

---

AGOSTO 2016

Esta sección tiene por objetivo presentar las más recientes investigaciones publicadas sobre diversos tópicos de la economía chilena. La presentación se divide en dos partes: una primera sección de listado de títulos de investigaciones y una segunda de títulos y resúmenes de publicaciones. Las publicaciones están agrupadas por área temática, considerando la clasificación de publicaciones del *Journal of Economic Literature (JEL)*, y por orden alfabético de los autores.

### CATASTRO DE PUBLICACIONES RECIENTES

Los resúmenes de los artículos indicados con (\*) se presentan en la siguiente sección.

---

#### Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

---

Ceballos, L. (2016). “Efectos de Sorpresas Económicas en la Estructura de Tasas de Interés. Evidencia para Brasil, Chile y México”. *Trimestre Económico* 83(3): 647–75.

\*Ceballos, L., A. Naudon y D. Romero (2016). “Nominal Term Structure and Term Premia: Evidence from Chile”. *Applied Economics* 48(28-30): 2721–35.

Fuentes, F. y C.J. García (2016). “Ciclo Económico y Minería del Cobre en Chile”. *CEPAL Review* 118: 165–92.

Fraga, C., I. Briseño y M. Heras (2016). “Multiplicadores y Coordinación Fiscal y Monetaria en Argentina, Brasil, Chile y México para el Desarrollo”. *Revista Problemas del Desarrollo* 47(185): 11–34.

Kausel, E., E. Hansen y P. Tapia (2016). “Responsible Personal Finance: The Role of Conscientiousness in Bank and Pension Savings in Chile”. *International Review of Finance* 16(1): 161–7.

Tafunell, X. y C. Ducoing (2016). “Non-residential Capital Stock in Latin America, 1875-2008: New Estimates and International Comparisons”. *Australian Economic History Review* 56(1): 46–69.

---

#### Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

---

Daher, A. y D. Moreno (2016). “Crisis Financieras y Sustentabilidad Socioeconómica Subnacional”. *Lecturas de Economía* 85: 211–42.

\*Kohn, D., F. Leibovici y M. Szkup (2016). “Financial Frictions and New Exporter Dynamics”. *International Economic Review* 57(2): 453–86.

Zhang, H., J.-M. Dufour y J. Galbraith (2016). “Exchange Rates and Commodity Prices: Measuring Causality at Multiple Horizons”. *Journal of Empirical Finance* 36: 100–20.

---

**Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA**

---

Álvarez, R. y M. Jara (2016), “Banking Competition and Firm-Level Financial Constraints in Latin America”. Documento de Trabajo N°426, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Álvarez, R. y J. Ruiz-Tagle (2016), “Alfabetismo Financiero, Endeudamiento y Morosidad de los Hogares en Chile”. Documento de Trabajo N° 424, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

\*Lara, D., F. López y A. Morgado (2016). “Fondos de Pensiones: ¿Existe un Líder en Rentabilidad?” Documento de Investigación N°315, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

Lieberman, A. (2016). “The Value of a Good Credit Reputation: Evidence from Credit Card Renegotiations”. *Journal of Financial Economics* 120(3): 644–60.

Sensoy, A (2016). “Impact of Sovereign Rating Changes on Stock Market Comovements: The Case of Latin America”. *Applied Economics* 48(28-30): 2600–10.

Wei, P.-Y. y Y. Chang (2016). “The Relationship between Equity and Commodity Markets during the Credit Crisis”. *Academia Economic Papers* 44(1): 93–125.

---

**Código JEL: O / DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO**

---

Amoros, J.E., R. Basco y G. Romani (2016). “Determinants of Early Internationalization of New Firms: The Case of Chile”. *International Entrepreneurship and Management Journal* 12(1): 283–307.

\*Behrman, J., M. Tincani, P. Todd y K. Wolpin (2016). “Teacher Quality in Public and Private Schools under a Voucher System: The Case of Chile”. *Journal of Labor Economics* 34(2): 319–62.

Garabato, N. (2016). “Financial Literacy and Retirement Planning in Chile”. *Journal of Pension Economics and Finance* 15(2): 203–23.

Labra, R., J.A. Rock e I. Álvarez (2016). “Identifying the Key Factors of Growth in Natural Resource-Driven Countries: A Look from the Knowledge-Based Economy”. *Ensayos Sobre Política Económica* 34(79): 78–89.

Lobos, G., K.G. Grunert, M. Bustamante y B. Schnettler (2016). “With Health and Good Food, Great Life! Gender Differences and Happiness in Chilean Rural Older Adults”. *Social Indicators Research* 127(2): 865–85.



Paredes, D., V. Iturra y M. Lufin (2016). “A Spatial Decomposition of Income Inequality in Chile”. *Regional Studies* 50(5): 771–89.

Scarlatto, M., G. D’Agostino y F. Capparucci (2016). “Evaluating CCTs from a Gender Perspective: The Impact of Chile Solidario on Women’s Employment Prospect”. *Journal of International Development* 28(2): 177–97.

---

**Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS**

---

Ffrench-Davis, R. y D. Vivanco (2016). “Depreciación del Capital Físico, Inversión Neta y Producto Interno Neto”. Documento de Trabajo N°425, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Núñez, J. y B. Leiva (2016), “El Funcionamiento del Senado Universitario Triestamental y su Efecto en la Gobernanza Universitaria: el Caso del Senado de la Universidad de Chile”. Documento de Trabajo N°423, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

\*Banfi, S. y B. Villena (2016). “Do High-Wage Jobs Attract more Applicants? Directed Search Evidence from the Online Labor Market”. Documento de Trabajo N°327, Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile.

Correa, F. (2016) “Notas y Comentarios el Pensamiento Económico en los Estudiantes de Economía de Chile”. *Trimestre Económico* 83(2): 405–27.

González, F., C. Melo-Riquelme y L. De Grange (2016). “A Combined Destination and Route Choice Model for a Bicycle Sharing System”. *Transportation* 43(3): 407–23.

Hastings, J., C. Neilson, A. Ramírez y S. Zimmerman (2016). “(Un)informed College and Major Choice: Evidence from Linked Survey and Administrative Data”. *Economics of Education Review* 51: 136–51.

Rodríguez, J., S. Urzúa y L. Reyes. “Heterogeneous Economic Returns to Post-secondary Degrees: Evidence from Chile”. *Journal of Human Resources* 51(2): 416–60.

Rojas, E., R. Sánchez y M.G. Villena (2016). “Credit Constraints in Higher Education in a Context of Unobserved Heterogeneity”. *Economics of Education Review* 52: 225–50.

Santos, H. y G. Elacqua (2016). “Segregación Socioeconómica Escolar en Chile: Elección de la Escuela por los Padres y un Análisis Contrafactual Teórico”. *CEPAL Review* 119: 133–48.

Sapelli, C. y G. Illanes (2016). “Class Size and Teacher Effects in Higher Education”. *Economics of Education Review* 52: 19–28.

## RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

---

### Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

---

\*Ceballos, L., A. Naudon y D. Romero (2016). “Nominal Term Structure and Term Premia: Evidence from Chile”. *Applied Economics* 48(28-30): 2721–35.

The downwards trend exhibited in Chile’s nominal term structure since 2003 has been a common pattern shared by other developed and developing economies. To understand the behaviour of the nominal yield curve in Chile, we rely on an affine dynamic term structure model which allows the term structure to decompose into the expected short-term interest rate (related to the monetary policy expectation) and the term premium. We show that most of the fall of long-term interest rates as well as its dynamics are related to the term premium rather than the expected short-term interest rate. Moreover, we find evidence that term premium is driven primarily by the U.S. term premium and domestic nominal uncertainty derived from expected inflation.

---

### Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

---

\*Kohn, D., F. Leibovici y M. Szkup (2016). “Financial Frictions and New Exporter Dynamics”. *International Economic Review* 57(2): 453–86.

This article studies the role of financial frictions as a barrier to international trade. We study new exporter dynamics to identify how these frictions affect export decisions. We introduce a borrowing constraint and working capital requirements into a standard model of international trade, with exports more working capital intensive than domestic sales. Our model can quantitatively account for new exporter dynamics in contrast to a model with sunk export entry costs. We provide additional evidence in support of our mechanism. We find that financial frictions reduce the impact of trade liberalization, suggesting that they constitute an important trade barrier.

---

### Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

---

\*Lara, D., F. López y A. Morgado (2016). “Fondos de Pensiones: ¿Existe un Líder en Rentabilidad?” Documento de Investigación N°315, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

Este estudio analiza las rentabilidades de los fondos de pensiones de las AFP vigentes en el período 1981-2015. Los resultados muestran que no hubo diferencias significativas en las rentabilidades alcanzadas por los fondos de



las AFP consideradas. Consecuentemente, se observa que las AFP más caras no ofrecieron mayores rentabilidades a sus afiliados que sus contrapartes más baratas. Al analizar el problema de elección de AFP sobre la base de las comisiones vigentes al mes de agosto del 2016, los resultados sugieren que la mayoría de los afiliados se beneficiarían seleccionando la AFP más barata. Este resultado contrasta con el hecho que, a mayo del 2016, más de 75% de los trabajadores se encontraban afiliados a las cuatro AFP más caras de la industria.

---

**Código JEL: O / DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO**

---

\*Behrman, J., M. Tincani, P. Todd y K. Wolpin (2016). “Teacher Quality in Public and Private Schools under a Voucher System: The Case of Chile”. *Journal of Labor Economics* 34(2): 319–62.

Chile is unusual in having long-term experience with nationwide school vouchers. A key criticism of school voucher systems is that they make it easier for private schools to attract better teachers to the detriment of public schools. This paper uses longitudinal data from Chile to estimate a discrete choice dynamic programming (DCDP) model of teacher and nonteacher labor supply decisions and to explore how wage policies affect the composition of the teacher labor force in public and private schools. In the model, individuals first decide whether to get a teaching degree and then choose annually from among five work/home sector alternatives. Empirical results show that private voucher schools attract better teachers than public schools. However, the existence of the private voucher sector also draws higher-productivity individuals into the teaching profession.

---

**Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS**

---

\*Banfi, S. y B. Villena (2016). “Do High-Wage Jobs Attract more Applicants? Directed Search Evidence from the Online Labor Market”. Documento de Trabajo N°327, Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile.

Are workers applying more to high-wage jobs? To what extent do job seekers guide their search using information posted by employers? In the theoretical literature, workers directing search to jobs offering higher wages has strong implications for labor market efficiency, but the evidence supporting this behavior is scarce and murky. We provide strong evidence of directed search in online job markets. We use a novel feature of our data: even if employers choose not to make offered wages visible for applicants, we observe them as econometricians. Estimates using only explicitly posted wages suffer from selection bias because job ads that post an explicit wage require significantly lower education and experience, and offer lower wages. We find significant evidence for directed search evidence when wages are not explicitly declared, suggesting that the text and requirements of the posted job ad tacitly convey wage information. Moreover, job ad requirements are closely aligned with their applicants' traits, in line with predictions of directed search models with heterogeneity. Our evidence suggests that job ads with hidden wages are noisy signals of a high expected wage, used to attract skilled applicants and to deter unskilled ones.



# PUBLICACIONES

- Análisis Teórico del Impacto de la Crisis Petrolera. 1980.
- Anuario de Cuentas Nacionales. Publicación anual desde 1997 a 2003. Discontinuada a partir de 2004 y reemplazada por la publicación Cuentas Nacionales de Chile.
- Aplicación de la Ley N° 19.396 sobre Obligación Subordinada. 1996.
- Aspectos Relevantes de la Inversión Extranjera en Chile. Decreto Ley N° 600. 1984.
- Balanza de Pagos de Chile. Publicación anual. Desde la edición 2012 solo en versión digital. Discontinuada a partir del 2014 y reemplazada por la publicación Balanza de Pagos, Posición de Inversión Internacional y Deuda Externa.
- Balanza de Pagos, Posición de Inversión Internacional y Deuda Externa. 2014. Publicación anual. Disponible solo en versión digital.
- Banca Central, Análisis y Políticas Económicas. Volúmenes 1 al 22.
- Banco Central de Chile. 1995.
- Banco Central de Chile: Preceptos Constitucionales, Ley Orgánica y Legislación Complementaria. 2000.
- Boletín Mensual. Publicación mensual. Desde la edición de julio del 2013, solo en versión digital.
- Características de los Instrumentos del Mercado Financiero Nacional. Diciembre 2005.
- Catálogo de Monedas Chilenas. 1991.
- Comisión Nacional Encargada de Investigar la Existencia de Distorsiones en el Precio de las Mercaderías Importadas. 1994.
- Comisión Nacional Encargada de Investigar la Existencia de Distorsiones en el Precio de las Mercaderías Importadas. Antecedentes Estadísticos. 1981-2008. 2009. Edición en español y en inglés.
- Constitutional Organic Act of the Central Bank of Chile, Law N° 18.840. 2002.
- Cuantificación de los Principales Recursos Minerales de Chile (1985-2000). 2001.
- Cuentas Ambientales: Metodología de Medición de Recursos Forestales en Unidades Físicas 1985-1996. 2001.
- Cuentas Financieras de la Economía Chilena 1986-1990. 1995.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1960-1983. 1984.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1974-1985. 1990.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1985-1992. Síntesis Anticipada. 1993.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1985-1992. 1994.
- Cuentas Nacionales de Chile: 2003-2010.
- Cuentas Nacionales de Chile: 2008-2011. Publicación anual. Desde la edición 2008-2012, solo en versión digital.
- Cuentas Nacionales de Chile. Compilación de Referencia 2003.
- Cuentas Nacionales de Chile. Compilación de Referencia 2008.
- Cuentas Nacionales Trimestralizadas: 1980-1983. 1983.
- Chile: Crecimiento con Estabilidad. 1996.
- Deuda Externa de Chile. Publicación anual. Edición bilingüe. Desde la edición 2012, solo en versión digital. Discontinuada a partir del 2014 y reemplazada por la publicación digital anual Balanza de Pagos, Posición de Inversión Internacional y Deuda Externa.
- Disposiciones sobre Conversión de Deuda Externa. 1990.
- Documentos de Política Económica. N°s 1 al 59.
- Documentos de Trabajo. N°s 1 al 787.
- Economía Chilena. Publicación cuatrimestral.
- Economía para Todos. Noviembre 2011.
- Economic and Financial Report. Publicación mensual desde 1983 a 2003. Discontinuada a partir de enero de 2004.
- Estatuto de la Inversión Extranjera DL 600. 1993.
- Estudios Económicos Estadísticos. N°s 50 al 117.
- Estudios Monetarios. I al XII.
- Evolución de Algunos Sectores Exportadores. 1988.
- Evolución de la Economía y Perspectivas. Publicación anual desde 1990 a 1999. Discontinuada a partir del 2000.
- Evolución de las Principales Normas que Regulan el Mercado Financiero Chileno. Período: Septiembre 1973-Junio 1980. 1981.
- Evolución de los Embarques de Exportación. 1988.
- General Overview on the Performance of the Chilean Economy: The 1985-1988 Period. 1989.
- Gestión de Pasivos del Banco Central de Chile. 2012. Edición en español. En inglés, disponible sólo en versión digital.
- Gestión de Reservas Internacionales del Banco Central de Chile. 2012. Edición en español. En inglés, disponible sólo en versión digital.
- Gestión de Sistemas de Pagos de Alto Valor del Banco Central Chile. 2012. Edición en español y en inglés, disponibles sólo en versión digital.
- Guía de Estilo en Inglés. 2001.
- Iconografía de Monedas y Billetes Chilenos. Noviembre 2009.
- Indicadores de Comercio Exterior. Publicación mensual hasta diciembre de 2003 y trimestral a partir del 2004. Desde la edición del segundo trimestre del 2013, sólo en versión digital.
- Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000. 2001. Edición en español y en inglés.
- Indicadores Económicos y Sociales Regionales 1980-1989. 1991.
- Indicadores Económicos y Sociales Regionales de Chile 1980-2010. 2012. Disponible sólo en versión digital.
- Indicadores Macroeconómicos / Indicadores Coyunturales. Publicación trimestral. Edición en español e inglés. Disponible sólo en versión digital.
- Índices de Exportación: 1986-1999. 2000.
- Informativo Diario de Operaciones Financieras Nacionales. Edición en español. Desde el 2013, disponible sólo en versión digital.
- Informe de Estabilidad Financiera. 2004. Publicación semestral. Edición en español. En inglés, disponible sólo en versión digital.
- Informe de Percepciones de Negocios. 2013. Publicación semestral hasta mayo del 2014 y trimestral a partir de agosto del 2014. Edición en español. Disponible sólo en versión digital.
- Informe de Política Monetaria. 2000. Publicación cuatrimestral hasta septiembre del 2009 y trimestral a partir de diciembre del 2009. Edición en español. En inglés, disponible sólo en versión digital.
- Informe Económico de Chile. Publicación anual desde 1981 a 1984. Discontinuada a partir de 1985.
- Informe Económico y Financiero. Publicación quincenal desde 1981 al 2003. Discontinuada a partir de enero del 2004.
- Informe Mensual de Estadísticas del Mercado Cambiario. 2014. Disponible sólo en versión digital.
- Informe Mensual de Estadísticas Monetarias y Financieras. 2013. Disponible sólo en versión digital.
- Investigación al Día. 2012. Edición trimestral en español. Disponible sólo en versión digital.
- Invertiendo en Chile. 1991.
- La Emisión de Dinero en Chile. Colección de Monedas y Billetes del Banco Central de Chile. Julio 2005.
- La Política Monetaria del Banco Central de Chile en el Marco de Metas de Inflación. 2007. Edición en español y en inglés.
- Legislación Económica Chilena y de Comercio Internacional. 1982.
- Legislación Económica y Financiera. 2006. Disponible solo en versión digital.
- Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile. 2016.
- Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1986. 1992.
- Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1996. 2001.
- Memoria Anual del Banco Central de Chile. Publicación anual. Edición en español. En inglés, disponible sólo en versión digital.
- Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile. 2003.
- Nueva Familia de Billetes para Chile. 2013. Edición bilingüe español-inglés.
- Pintura Chilena Colección del Banco Central de Chile. Octubre 2004.
- Política Monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y Transmisión. 2000. Edición en español y en inglés.
- Políticas del Banco Central de Chile 1997-2003. 2003.
- Presentation of the Bill on the Constitutional Organic Law of the Central Bank of Chile. 1989.
- Principales Exportaciones y Países de Destino. Publicación anual desde 1980 a 1982. Discontinuada a partir de 1983.
- Proyecto de Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile. 1988.
- Publicaciones Académicas. Edición bilingüe. Períodos: 1996-2001 de Junio del 2001; 2001-2004 de Septiembre del 2005; 2005-2006 de Octubre del 2007; y 2007-2010 de Agosto del 2011. Último período disponible, solo en versión digital.
- Recopilación de la Legislación Bancaria Chilena. 1980.
- Serie de Comercio Exterior 1970-1981. 1982.
- Serie de Datos Bancarios. Edición mensual. Disponible sólo en versión digital.
- Serie de Estudios Económicos. 1 al 49. Publicación redenominada, a partir del número 50, con el nombre de Estudios Económicos Estadísticos.
- Series Monetarias. 1979.
- Síntesis de Normas de Exportación y Otras Disposiciones Legales. 1987.
- Síntesis Estadística de Chile. Publicación anual. Edición en español y en inglés.
- Síntesis Monetaria y Financiera. Publicación anual. Discontinuada a partir del 2012 y reemplazada por las publicaciones digitales Informe Mensual de Estadísticas Monetarias y Financieras, el Informe Mensual de Estadísticas del Mercado Cambiario, y el documento Serie de Datos Bancarios.

Para mayor información respecto de las publicaciones del Banco Central de Chile, contactarse con:

Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115 - Santiago / Fono: 22670 2663.

---

# SERIE DE LIBROS SOBRE BANCA CENTRAL, ANÁLISIS Y POLÍTICAS ECONÓMICAS

La serie publica trabajos inéditos sobre banca central y economía en general, con énfasis en temas y políticas relacionados con la conducción económica de los países en desarrollo.

*"Es un deber para los encargados de las políticas, en todas partes, estar abiertos a las lecciones que puedan obtener de sus colegas en otros países, y aceptar que las respuestas que fueron correctas en un momento pueden no serlo bajo nuevas circunstancias. En la búsqueda de respuestas correctas, los análisis y perspectivas contenidos en esta serie serán de gran valor para Chile y para todos los restantes países".*

Anne Krueger, Fondo Monetario Internacional.

## BANCO CENTRAL DE CHILE

Para ordenar:

[www.bcentral.cl/es/faces/bcentral/investigacion/seriesdelibros](http://www.bcentral.cl/es/faces/bcentral/investigacion/seriesdelibros)

[bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl)

Teléfono: (56) 22670 2663

Los precios incluyen costos de transporte y están sujetos a cambio sin aviso previo.

---

### Commodity Prices and Macroeconomic Policy

Rodrigo Caputo and Roberto Chang, eds.

Terms-of-trade fluctuations caused by long commodity price cycles are an important driving force of macroeconomic dynamics in many emerging and advanced economies, and hence have been the focus of economic research since the Merchantilists. "Commodity Prices and Macroeconomic Policy" contains six articles that define the new research frontier on this subject. The articles produce new and interesting findings on the implications of commodity price fluctuations for the conduct of macroeconomic policy. Both short-run business cycle issues and long-run structural topics are examined using state-of-the-art empirical tools and quantitative dynamic stochastic general equilibrium models. The ongoing collapse of commodity prices makes this book a must-read for anyone interested in understanding the macroeconomic implications of commodity price fluctuations and in learning about the way in which policy should respond.

Enrique Mendoza, University of Pennsylvania

Tapa dura, 270 pp. Ch\$15.000, US\$40.

---

### Economic Policies in Emerging-Market Economies Festschrift in Honor of Vittorio Corbo

Ricardo J. Caballero and Klaus Schmidt-Hebbel, eds.

Vittorio Corbo is a leading scholar in the macroeconomics of emerging-market economies. He has also been actively involved in policymaking as the Governor of the Central Bank of Chile. This volume, which includes twelve original articles presented at a conference honoring his distinguished career, contains theoretical and empirical research conducted by renowned economists in topics which are of paramount interest to emerging economies. For those researchers and policy makers interested in emerging economies, this volume will be of great help in understanding the main policy discussions, trade-off, and dilemmas facing countries that represent an ever-increasing share of the world economy.

Rodrigo Vergara, Governor, Central Bank of Chile

Tapa dura, 404 pp. Ch\$15.000, US\$40.

---

### Global Liquidity, Spillovers to Emerging Markets and Policy Responses

Claudio Raddatz, Diego Saravia, and Jaume Ventura, eds.

The chapters in this book present thought-provoking analyses of various dimensions of what falls under the popular heading of "global liquidity." The contributors are leading scholars and policymakers in their fields. The narratives alternate between examining the determinants and consequences of global liquidity and connect key themes in macroeconomics, international finance, and monetary and exchange rate policymaking in open economies. The collection is a must-read for academics, policymakers and financial market participants seeking to sharpen their grasp of the interconnected world of global finance.

Carmen M. Reinhart, Harvard University

Tapa dura, 341 pp. Ch\$15.000, US\$40.



#### INVITACIÓN A ENVIAR ARTÍCULOS Y COMENTARIOS

Se invita a investigadores de otras instituciones a enviar trabajos sobre la economía chilena, en especial en las áreas de macroeconomía, finanzas y desarrollo económico, para ser evaluados para su publicación en esta revista. Para este efecto el trabajo deberá estar escrito en inglés o español y enviado a los editores con un máximo de 8.000 palabras, sin contar tablas y cuadros. Debe incluir, además, un resumen en español e inglés (con una extensión de alrededor de 100 palabras) y el nombre completo, filiación y correo electrónico del autor o coautores. Los trabajos se deben enviar a **rec@bcentral.cl**. También se invita a enviar comentarios sobre artículos publicados en la revista en inglés o español.

#### SUSCRIPCIÓN

Suscripciones a: Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115, Santiago, Chile. Precios: \$10.000\* por año (3 números), \$4.000\* por número.

(\*). Incluye despacho por vía aérea.

**CORRECTOR:** DIONISIO VIO U.  
**DIAGRAMACIÓN:** MARU MAZZINI  
**IMPRESIÓN:** A IMPRESORES S.A.

[www.bcentral.cl/es/faces/bcentral/investigacion/revistaeconomia/revistas](http://www.bcentral.cl/es/faces/bcentral/investigacion/revistaeconomia/revistas)

#### INVITATION TO SEND ARTICLES AND BOOK REVIEWS

Authors from other institutions are welcome to send their papers about the Chilean economy, especially on macroeconomic, finance, and economic development matters to be evaluated for publication. Papers should be written in English or Spanish and ideally be no longer than 8,000 words and must include a +/-100-word abstract. Works must be attached and e-mailed to **rec@bcentral.cl**, stating author(s)' name, affiliation and e-mail address. Reviews in English or Spanish language of books covering relevant issues are also welcome.

#### TO SUBSCRIBE

To subscribe: Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115, Santiago, Chile. Prices: USD 50\* per year (3 issues), USD 20\* per issue.

(\*). Includes shipping by air.

**PROOF READER:** DIONISIO VIO U.  
**DESIGNER:** MARU MAZZINI  
**PRINTER:** A IMPRESORES S.A.

[www.bcentral.cl/en/faces/bcentral/investigacion/revistaeconomia/presentacion](http://www.bcentral.cl/en/faces/bcentral/investigacion/revistaeconomia/presentacion)



BANCO CENTRAL  
DE CHILE

**ECONOMÍA CHILENA** Agosto 2016 volumen 19 N.º2