

Ensayos Económicos

El uso de las tasas de interés como instrumento de política monetaria: efectos reales, feedbacks positivos y discontinuidades

Mark Setterfield

Intensidad de la competencia y parámetros de conducta en el sector bancario hondureño

Germán Coloma

La caída de la participación de los ingresos del trabajo en las economías avanzadas

Ángel Estrada y Eva Valdeolivas

Indicadores del mercado accionario y actividad económica. Alguna evidencia para la Argentina

Luis N. Lanteri

70

Junio de 2014



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Ensayos Económicos | 70

Editor

Jorge Carrera

Comité Editorial

José María Fanelli

Ricardo Ffrench-Davis

Javier Finkman

Daniel Heymann

Jan Kregel

José Antonio Ocampo

Mario Tonveronachi

Secretario Ejecutivo

Federico Grillo



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Ensayos Económicos es una revista editada por la Subgerencia General de Investigaciones Económicas

ISSN 0325-3937

Banco Central de la República Argentina
Reconquista 266 / Edificio Central Piso 8
(C1003ABF) Ciudad Autónoma de Buenos Aires / Argentina
Tel.: (+5411) 4348-3582/3814 / Fax: (+5411) 4348-3794
Email: investig@bcra.gob.ar / <http://www.bcra.gob.ar>

Fecha de publicación: Septiembre 2014

Queda hecho el depósito que establece la Ley 11.723.

Diseño de tapa e interior | Diseño e Imagen Institucional,
Gerencia de Relaciones con la Comunidad e Imagen Institucional, BCRA
Diagramación | Subgerencia General de Investigaciones Económicas, BCRA

Impreso en Imprenta el Faro.
Ciudad de Mar del Plata, Argentina, septiembre 2014
Tirada de 2.700 ejemplares.

Las opiniones vertidas en esta revista son exclusiva responsabilidad de los autores y no necesariamente se corresponden con las del BCRA.

Publicación de distribución gratuita. Prohibida su venta.

No se permite la reproducción parcial o total, el almacenamiento, el alquiler, la transmisión o la transformación de este libro, en cualquier forma o por cualquier medio, sea electrónico o mecánico, mediante fotocopias, digitalización u otros métodos, sin el permiso previo y escrito del editor. Su infracción está penada por las leyes 11.723 y 25.446.

Buenos Aires, 23 de julio de 2014

En el primer trabajo de esta nueva edición de Ensayos Económicos, Setterfield (Trinity College, Hartford) analiza el uso de la tasa de interés por parte de los bancos centrales como instrumento de política monetaria a la luz de la reconsideración de la teoría macroeconómica resultante de la última crisis financiera, identificando algunos principios clave para la conducción futura de la política de tasas de interés.

En el siguiente trabajo, Coloma (UCEMA) analiza la intensidad de la competencia entre los bancos comerciales de la República de Honduras durante el período 2003-2012, a través del cálculo de una serie de parámetros de conducta que surgen de tres enfoques alternativos: un promedio de índices de Lerner, un análisis de regresión que sigue las ideas del enfoque “estructura-conducta-desempeño”, y otro basado en una estimación de oferta y demanda de fondos bancarios.

En el tercer artículo de esta edición, Estrada y Valdeolivas (Banco de España) analizan la tendencia a la baja de la participación de los ingresos laborales en el PIB en los países desarrollados en las últimas tres décadas. Luego de contrastar diversas explicaciones teóricas, tales como el efecto de factores tecnológicos, del comercio internacional y de cambios en la regulación de los mercados, concluyen que los factores tecnológicos parecen ser los principales determinantes de esta tendencia.

Por último, Lanteri (BCRA) examina las relaciones de largo plazo entre los principales indicadores del mercado accionario y la actividad económica, en el caso de la Argentina. Utilizando modelos VEC (vector de corrección de errores) encuentra que los índices accionarios causan en el sentido de Granger a la actividad económica y que pueden considerarse variables exógenas, concluyendo que podrían emplearse como indicadores anticipados de la actividad económica.

Quiero recordarles a nuestros lectores que Ensayos Económicos se encuentra indizado en el Núcleo Básico de Revistas Científicas Argentinas del CONICET, y en las bases de publicaciones EBSCO, EconLit (Asociación Americana de Economía) y RePEc. Los principales sitios web que divulgan la información de esta última base de datos son: IDEAS (<http://ideas.repec.org>) y Econpapers (<http://econpapers.repec.org>).

A modo de cierre, reitero la invitación a todos aquellos interesados en enviar sus artículos académicos para ser publicados en nuestra revista y para contribuir a enriquecer la discusión sobre economía y política económica en nuestro país. Las pautas para la publicación de trabajos se encuentran al final de la publicación.

A handwritten signature in black ink, appearing to read 'Jorge Carrera', with a long horizontal stroke extending to the right.

Jorge Carrera
Subgerente General de
Investigaciones Económicas

Índice

- 7 El uso de las tasas de interés como instrumento de política monetaria: efectos reales, feedbacks positivos y discontinuidades**
Mark Setterfield

- 23 Intensidad de la competencia y parámetros de conducta en el sector bancario hondureño**
Germán Coloma

- 47 La caída de la participación de los ingresos del trabajo en las economías avanzadas**
Ángel Estrada, Eva Valdeolivas

- 83 Indicadores del mercado accionario y actividad económica. Alguna evidencia para la Argentina**
Luis N. Lanteri

- 109 Pautas generales para la publicación de trabajos técnicos**

El uso de las tasas de interés como instrumento de política monetaria: efectos reales, *feedbacks* positivos y discontinuidades

Mark Setterfield*

Trinity College, Hartford

Resumen

Este trabajo analiza el uso de la tasa de interés por parte de los bancos centrales como instrumento de política monetaria a la luz de una reconsideración de la teoría macroeconómica resultante de la crisis financiera y la Gran Recesión. Se identifican tres principios rectores relevantes para la conducción futura de la política de tasas de interés: prestar atención a los efectos reales, a los *feedbacks* positivos y a las discontinuidades. El documento también reflexiona sobre el uso de las metas de política como “cuasi-instrumento” de la política de estabilización.

Clasificación JEL: E12, E43, E52, E58.

Palabras clave: bancos centrales, economía Pos-Keynesiana, Nuevo Consenso, política monetaria, tasas de interés.

* Una versión anterior de este trabajo fue presentada en las Jornadas Monetarias y Bancarias 2013 del Banco Central de la República Argentina bajo el título de “Reconsideración de la Teoría Macroeconómica, las Estructuras Financieras y el Papel de los Bancos Centrales”, Buenos Aires, 15 de noviembre de 2013. Las opiniones vertidas en el presente trabajo son del autor y no se corresponden necesariamente con las del BCRA o sus autoridades. Email: mark.setterfield@trincoll.edu.

Using Interest Rates as the Instrument of Monetary Policy: Beware Real effects, Positive Feedbacks, and Discontinuities

Mark Setterfield

Trinity College, Hartford

Summary

This paper discusses central banks' use of the interest rate as the instrument of monetary policy, in light of a reconsideration of macroeconomic theory induced by the financial crisis and Great Recession. Three main guiding principles for the future conduct of interest rate policy are identified: beware real effects; beware positive feedbacks; and beware discontinuities. The paper also reflects on the use of policy targets as a "quasi-instrument" of stabilization policy.

JEL: E12, E43, E52, E58.

Keywords: central banks, interest rates, monetary policy, New Consensus, Post-Keynesian economy.

I. Introducción

El contexto de este trabajo es conocido. Antes del año 2008, se celebraba a la política monetaria como una “ciencia” que había contribuido exitosamente a la Gran Moderación (Clarida *et al.*, 1999; Galí y Gambetti, 2009). Pero los acontecimientos que tuvieron lugar inmediatamente después fueron un duro despertar, cuando la crisis financiera y la Gran Recesión sumieron primero a la economía de Estados Unidos y luego al resto del mundo en el ciclo económico desfavorable más severo desde la década de 1930.

El objetivo de este documento es el resultado inmediato de estos desarrollos. Reflexiona sobre el uso de la tasa de interés como instrumento de política monetaria a la luz de la reconsideración de la teoría macroeconómica resultante de la crisis. La discusión está organizada de la siguiente manera. La próxima sección ofrece algunas reflexiones breves sobre el estado actual de la macroeconomía monetaria. En la sección III se describen algunas lecciones para la conducción futura de la política monetaria, que incluyen lecciones sobre la política de tasa de interés y reflexiones sobre el uso potencial de las metas de política como “cuasi-instrumentos” de la política de estabilización. La última sección incluye algunas conclusiones.

II. Reflexiones sobre el estado actual de la macroeconomía monetaria

Sobre la base de los desarrollos de la macroeconomía monetaria de las últimas dos décadas —y, en particular, del surgimiento del “Nuevo Consenso en Macroeconomía” (NCM, por sus siglas en inglés)— es tentador concluir que “ahora todos somos teóricos del dinero endógeno”, al menos en la superficie. Como resultado, Goodhart (2009) sostiene que, a pesar de las controversias que acompañaron los experimentos monetaristas durante los años 70 y 80, hay ahora un consenso general entre los economistas académicos de que la tasa de interés (más que la cantidad de dinero en circulación) es el instrumento de la política monetaria. Pero a esta conclusión se arriba de diferentes maneras. En la economía Pos-Keynesiana (PKE, por sus siglas en inglés), existe una teoría del dinero endógeno centrada en los bancos que demuestra por qué la tasa de interés debe ser la herramienta de política del banco central.¹ Sin embargo, en el “Nuevo Consenso en Macroeconomía”,

¹ Vea, por ejemplo, Arestis y Sawyer (2006).

la inestabilidad observada de la demanda de dinero hace que resulte prudente que los bancos centrales opten por usar la tasa de interés como su instrumento de política (convirtiendo de ese modo a la cantidad de dinero en circulación en un “residuo” endógeno).

Las diferencias teóricas entre la economía Pos-Keynesiana y el Nuevo Consenso en Macroeconomía se amplifican si consideramos la pregunta de política clave que enfrenta la autoridad monetaria: ¿qué debe hacer el banco central con su instrumento de tasa de interés? En la PKE encontramos preocupación por las interacciones monetarias reales, la inestabilidad e incluso las crisis en una economía monetaria sin centro de gravitación “natural”. Éstas son aguas potencialmente traicioneras, de las que los bancos centrales deben cuidarse. En cambio, en el NCM, el banco central sólo necesita utilizar la regla de Taylor para ajustar la tasa de interés y, al hacerlo, descubrirá que puede ajustar la economía a su nivel “natural” de actividad real consistente con una meta de inflación de su propia elección.² Esto significa simplificar la política monetaria.

Pero, la crisis financiera y la Gran Recesión revelaron que el NCM es un modelo de “tiempos normales” (Goodhart, 2009). En un principio, el NCM sólo pudo explicar la crisis como un raro “evento de cola”. Con posterioridad, brindó explicaciones basadas en revisiones *post hoc* del modelo básico de equilibrio general dinámico estocástico (DSGE, por sus siglas en inglés) en el que se sustenta el NCM, en otras palabras, mediante un proceso de “formulación de hipótesis después del evento”. Estas respuestas sólo sirven para centrar la atención en el fracaso predictivo masivo que ha sufrido el NCM desde el inicio de la crisis. No sólo no vio que la crisis se aproximaba (hubo eventos que no deberían haber ocurrido, menos aún en medio de una Gran Moderación), sino que el NCM sigue “entendiendo mal las cosas”. Consideremos, por ejemplo, la predicción de un sólido crecimiento en los Estados Unidos en la década posterior al 2010 en Feldestein (2010), basada en parte en la expectativa de una rápida recuperación de las condiciones económicas deprimidas generadas por la Gran Recesión y de un avance hacia la trayectoria del producto potencial determinado por la oferta de la economía. A la luz de este segundo fracaso en las predicciones, los macroeconomistas convencionales ahora enfrentan el “dilema” de un alto índice de desempleo continuo en los Estados Unidos (vea, por ejemplo, Coibion *et al.*, 2013).

² La aparente capacidad para perseguir dos metas de política (producto/empleo e inflación) con un único instrumento de política suele recibir el nombre de “coincidencia divina”. Vea Blanchard y Galí (2005) y, si desea una crítica, vea Caldentey y Vernengo (2013).

En cambio, en los modelos PKE, la crisis puede explicarse como un desarrollo endógeno del tipo vislumbrado hace largo tiempo por Hyman Minsky y sus seguidores, es decir, como producto de una creciente fragilidad financiera en el transcurso de un episodio prolongado de crecimiento después de la Segunda Guerra Mundial que evidenció la desintegración gradual de instituciones financieras instauradas después de la Gran Depresión (Wray, 2009). Además, los macroeconomistas vinculados con la tradición PKE vieron venir la crisis (vea, por ejemplo, Godley e Izurieta, 2002; Palley, 2002). La Gran Moderación fue entendida como un ocultamiento de una fragilidad financiera latente producida por el creciente endeudamiento de los hogares, una fuente de gastos que, a su vez, ocultaba el “núcleo podrido” de un proceso de generación de demanda agregada estimulado por una creciente desigualdad en los ingresos (Cynamon y Fazzari, 2008, 2013; Barba y Pivetti, 2009; Setterfield, 2013; Wisman, 2013). Desde este punto de vista, las causas subyacentes del “dilema” del alto desempleo continuo de los Estados Unidos identificadas por Coibion *et al.* (2013) son evidentes: ante la ausencia de una convergencia automática de la demanda agregada hacia niveles consistentes con el producto potencial, la formación de la demanda debe ser vista como un proceso inherentemente *histórico* (Cynamon *et al.*, 2013). Según esta óptica, el colapso del insostenible proceso de demanda agregada liderado por el consumo y financiado con deuda que existía antes de la crisis creó la posibilidad de un estancamiento secular de la formación de demanda agregada, que deriva en un estancamiento secular del producto y el empleo. La realización de esta posibilidad es lo que explica la experiencia pos-crisis de los Estados Unidos.³

El marcado contraste entre el éxito y el fracaso de las predicciones de la PKE y el NCM en los últimos 15 años nos lleva a la conclusión de que los modelos PKE parecen emerger como vencedores en una “prueba por pronóstico” del mundo real. Si se acepta esta conclusión, ¿cuáles son las lecciones para la política monetaria? Y, específicamente, ¿qué nos dicen los modelos macroeconómicos PKE sobre cómo los bancos centrales deberían encarar el manejo de la tasa de interés en los próximos años?

³ Coibion *et al.* (2013) reconocen la necesidad de un estímulo sostenido a la demanda agregada (mediante la política monetaria y fiscal) para resolver los problemas que enfrenta Estados Unidos, aunque no identifican a las cuestiones vinculadas a la formación de la demanda agregada como la causa esencial de estos problemas.

III. Lecciones para la conducción futura de la política monetaria

Los modelos macroeconómicos PKE focalizan la atención en tres principios generales que deberían guiar la futura conducta de los bancos centrales respecto de la definición de la tasa de interés: considerar los efectos reales, el *feedback* positivo y las discontinuidades. A continuación se describe cada uno de ellos en detalle.

III.1. Efectos reales

Los efectos potenciales del lado real de la política monetaria (en el producto, el empleo y el crecimiento) constituyen un tema bastante tratado en la PKE. En síntesis, no habiendo un equilibrio único determinado por la oferta hacia el cual gravita automáticamente el sector real de la economía, los modelos PKE demuestran que la política monetaria puede afectar de manera permanente el equilibrio del lado real. Es importante que este principio se refleje en los mandatos de los bancos centrales —que deberían ir más allá del régimen de metas de inflación e incluir alguna preocupación por el crecimiento y el empleo— y que los bancos centrales sean conscientes de los efectos reales de sus manejos de la tasa de interés en el curso normal de conducción de la política monetaria.

Sin embargo, no hay que “tirar al bebé junto con el agua sucia de la bañera”. En la medida que la inflación sea un problema —y es un problema (real o percibido) en muchas economías en desarrollo contemporáneas— es importante entender que, de acuerdo con la PKE, es posible fijar una meta de inflación y cumplirla sin dañar el desempeño del sector real si se utilizan los instrumentos apropiados (Setterfield, 2006b; Lima y Setterfield, 2008). En este contexto, “instrumentos apropiados” son aquellos que son sensibles a la estructura subyacente de una economía monetaria-productiva y, en particular, a su propensión a las interacciones monetarias-reales no transitorias. Este enfoque —que bien podría denominarse régimen de metas de inflación “flexible”— debe compararse con lo que Caldentey y Vernengo (2013) identifican como régimen de metas de inflación “estricto” (FFIT, sus siglas en inglés), que incluye (*inter alia*) el uso exclusivo de la política monetaria en la persecución de una meta de inflación, lo cual, desde la perspectiva de la PKE, corre el riesgo de sacrificar el crecimiento y el empleo en pos de una inflación baja.

Vale la pena señalar en este punto que, en la medida en que la inflación sea un problema y en la medida que esto sea así debido a que los mecanismos de puja salarial han sido efectivamente contenidos en los mercados laborales anglosajones mediante la creación de una “política de ingresos institucionalizada basada en el miedo” (Setterfield, 2006 a, 2007), la necesidad de un régimen de metas de inflación “flexible” no es en sí misma una mala noticia.⁴ De acuerdo con la teoría de la inflación como conflicto, que es compatible con la visión PKE de una economía monetaria-productiva, el mismo canal de puja salarial que ayuda a causar o propagar la inflación también ayuda a sostener la participación del salario en el ingreso. Esto, a su vez, funciona en contra de las redistribuciones adversas del ingreso que vaciaron los mecanismos generadores de demanda agregada en las economías anglosajonas y crearon la dependencia creciente (y luego insostenible) a la deuda de los hogares ansiosos por financiar sus mayores gastos de consumo que no pudieron cubrir con el crecimiento de sus ingresos. Tal como se indicó anteriormente, desde una perspectiva PKE, estos desarrollos fueron una causa subyacente importante de la crisis financiera y la Gran Recesión (Cynamon y Fazzari, 2008, 2013; Barba y Pivetti, 2009; Setterfield, 2013; Wisman, 2013). Por consiguiente, el “yin y el yang” del canal de salarios indica que simultáneamente causa/propaga la inflación y ayuda a sostener una distribución más equitativa del ingreso que es, a su vez, funcional al crecimiento y al desarrollo financieramente sostenibles. Por lo tanto, el canal de salarios debe administrarse de manera adecuada en pos del crecimiento y el desarrollo, pero no eliminarse porque, como en el caso de ignorar la inflación, se estaría también “tirando al bebé junto con el agua sucia de la bañera”.

III.2. Feedbacks positivos

III.2.a. El canal de costos

Elevar las tasas de interés aumenta los costos del servicio de la deuda corporativa. Dado que las decisiones de las empresas respecto de los precios están basadas en el costo, esto puede afectar a los precios y a su dinámica (es decir, a la inflación), estableciendo una relación positiva entre la tasa de interés y la tasa de inflación. Este canal de costos de la transmisión monetaria ha sido analizado en profundidad por la literatura del NCM y con razón: cualquier relación

⁴ La expresión “política de ingresos basada en el miedo” fue acuñada por Cornwall (1990) y da naturaleza formal al “factor miedo” en el mercado laboral que el expresidente de la Reserva Federal de Estados Unidos Alan Greenspan consideró responsable de mantener a la inflación norteamericana bajo control durante los años 90 (Greenspan, 1997).

de retroalimentación entre las tasas de interés y la inflación sugiere que elevar las tasas en un intento por combatir la inflación puede ser autodestructivo.⁵

Los economistas asociados a la PKE también han advertido a los bancos centrales sobre las consecuencias potencialmente negativas de utilizar aumentos de la tasa de interés para bajar la inflación en presencia del canal de costos (vea, por ejemplo, Wray, 2007). Pero, tal como demuestran Lima y Setterfield (2011), en una economía monetaria-productiva, es la elección del régimen de política más que la existencia del canal de costos lo que afecta el éxito de la política de estabilización. En la medida en que el régimen de política sea consistente con la estructura subyacente de una economía monetaria-productiva, la política de estabilización es efectiva independientemente de la fortaleza del canal de costos de la transmisión monetaria.⁶ Esto es una buena noticia para los bancos centrales. Sugiere que si se siguen los consejos delineados en la subsección previa, entonces las tasas de interés pueden manejarse sin temor a frustrar la estabilización macroeconómica a través del canal de costos.

III.2.b. Servicio de la deuda y gastos totales

De la misma manera que elevar las tasas de interés aumenta las cargas del servicio de la deuda corporativa también incrementa los costos del servicio de la deuda de los hogares. Esto redistribuye el ingreso de los hogares deudores a los acreedores, lo que tradicionalmente se entiende en los modelos PKE como un factor negativo sobre los gastos totales y, por lo tanto, sobre la actividad real (Dutt, 2005, 2006; Hein, 2012).

Sin embargo, según Setterfield y Kim (2013), la manera en que los hogares atienden el servicio de su deuda tiene un efecto importante sobre cómo los costos del servicio de la deuda afectan el gasto de consumo y, por consiguiente, la actividad agregada. Si el costo del servicio de la deuda es considerado como un gasto de los hogares y no como una deducción de su ingreso (vea Cynamon y Fazzari, 2012), y si este gasto es considerado como un sustituto del ahorro, entonces la redistribución de deudores a acreedores impulsará el gasto de consumo, la demanda y la actividad agregada. El resultado es que elevar las tasas de interés puede estimular la economía. Sin embargo, esto crea el riesgo

⁵ Vea Lima y Setterfield (2010) si desea consultar un estudio reciente de esta literatura.

⁶ Una vez más, "ser consistente" se refiere aquí a la adaptabilidad del régimen de política a la estructura subyacente y las propiedades de una economía monetaria-productiva.

de que una política monetaria “contractiva” —aumentos de la tasa de interés como respuesta a una economía a la que se percibe como recalentada— pueda retroalimentarse (mediante los gastos totales) en el lado real, a medida que las tasas más altas que estimulan la actividad provocan más aumentos de la tasa, y así sucesivamente.

III.3. Discontinuidades

Una discontinuidad obvia de la que los bancos centrales son plenamente conscientes después de la Gran Recesión es el límite de tasa de interés cero. Dado que la tasa de interés nominal no puede caer por debajo de cero, la capacidad de los bancos centrales para responder a las condiciones macroeconómicas recortando las tasas de interés lógicamente es limitada. Lo más probable es que la restricción impuesta por el límite de tasa de interés cero dificulte la política monetaria si las tasas de interés son bajas en primer lugar (de manera que hay menos capacidad de maniobra en un principio) y si el gasto de los hogares y las empresas es inelástico a la tasa de interés (de manera que hacen falta grandes recortes de la tasa para crear un estímulo al gasto de cualquier tamaño). En estas condiciones, al banco central le resultará difícil compensar una caída inicial de la demanda de préstamos reduciendo las tasas con el fin de crear un aumento de igual magnitud en la cantidad de préstamos demandados.

Sin embargo, es importante señalar que el límite de tasa de interés cero no es la única discontinuidad que los bancos centrales deben seguir de cerca cuando manejan la tasa de interés. Según la PKE, pueden surgir discontinuidades importantes a partir de la acumulación de deuda del sector privado. En este punto, la preocupación tiene dos orígenes. Primero, los deudores del sector privado no pueden crear dinero de manera autónoma para atender el servicio de sus deudas; por el contrario, su capacidad para cumplir con las obligaciones del servicio de la deuda está limitada por el flujo de fondos que generan. En segundo lugar, si la formación de expectativas es deficiente debido a incertidumbre sobre los fundamentales, es posible que, como resultado, la dinámica de acumulación de deuda (y, por lo tanto, las consecuencias del endeudamiento corriente) no sea plenamente prevista por el sector privado. Estas consideraciones se combinan para elevar las posibilidades de *default* del sector privado.

Tal como subraya Goodhart (2009), la falta de atención con respecto a la posibilidad de *default* es el principal problema de “condiciones normales” que tiene el NCM. Por lo tanto, en este esquema los cambios en las tasas de interés son financieramente benignos: desencadenan no más que sustituciones intertemporales óptimas de gastos por parte de los hogares que forman expectativas mirando hacia delante y con el objetivo de suavizar el consumo. En este entorno, los manejos de la tasa destinados a crear “aterrizajes suaves” después del auge sólo pueden ayudar a moderar las fluctuaciones agregadas. Pero, de acuerdo con la PKE, elevar las tasas de interés y, por lo tanto, aumentar la carga del costo del servicio de la deuda de las empresas y los hogares después de una acumulación sustancial de endeudamiento del sector privado puede desencadenar discontinuidades en los gastos, dado que el sector privado cae en *default* y/o busca desendeudarse.⁷ La “detención súbita” de los gastos financiados con deuda puede ser acumulativa, dado que se liquidan activos (haciendo bajar los precios, generando posiciones patrimoniales negativas, y estimulando de ese modo el repliegue adicional de gastos y una mayor venta de activos) y colapsan las expectativas (lo que hará descender el gasto y provocar un deterioro adicional en el desempeño macroeconómico, generando un deterioro mayor de las expectativas). Estos resultados son el peligro real que presenta la política monetaria “contractiva” identificada en la sección anterior y que, en definitiva, puede de manera simultánea e involuntaria tanto elevar la tasa de crecimiento en equilibrio de forma acumulativa como reducir la probabilidad de que se pueda sostener el régimen de crecimiento. En este caso la analogía más apropiada no es sólo la del perro que persigue su propia cola sino la del perro que persigue su cola y, en el proceso, avanza en espiral hacia el borde de un precipicio.

III.4. ¿Una herramienta alternativa para la política monetaria?

Como cabe esperar en un entorno en el que “ahora todos somos teóricos del dinero endógeno” (por más superficial que sea), este trabajo se ha focalizado hasta el momento en el manejo de la tasa de interés por parte de los bancos centrales en la aplicación de la política monetaria. Pero una lección importante de la PKE es el valor potencial de las metas de política en la conducción de la política monetaria (y la política de estabilización en general).

Hasta cierto punto, el NCM ha “secuestrado” este tema, un desarrollo que, a su vez, es fácilmente entendible. Por consiguiente, de acuerdo a la hipótesis de la

⁷ Este es, por supuesto, un tema de larga data de Minsky.

tasa natural que es central en el pensamiento del NCM, la tasa de inflación de equilibrio es indeterminada. En este contexto, la meta de inflación del banco central puede crear un “ancla nominal” para la economía que, de otro modo, no existiría, determinando de manera efectiva una tasa de inflación de equilibrio. Como se indicó anteriormente, la “coincidencia divina” garantiza que, con los manejos correctos de la tasa de interés, el banco central puede guiar a la economía hacia un equilibrio consistente con el nivel “natural” de actividad real de la economía y la tasa de inflación preferida del banco central.

Sin embargo, la importancia de las metas de política en la conducción de la política de estabilización es un tema que encuentra su expresión más completa en la PKE. En una economía monetaria-productiva, tanto los resultados reales como los nominales dependen de las expectativas. Pero debido a la incertidumbre sobre los fundamentales, estas expectativas no tienen anclas evidentes. Como resultado, siempre hay un papel potencialmente útil de “fijación del rumbo” para las metas de política: las expectativas formadas bajo condiciones de incertidumbre se basan en parte en convenciones, y las metas de política claras y creíbles constituyen una fuente importante de convenciones sociales. En síntesis, un anuncio claro de metas de política creíbles puede contribuir, a través de la formación de expectativas, a la construcción social de resultados de equilibrio en una economía monetaria-productiva sin anclas reales o nominales “naturales”.⁸ De hecho, Lima *et al.* (2013) sostienen que, en este entorno, las metas de política pueden sustituir a los instrumentos de política y actuar como “cuasi-instrumentos” en la búsqueda de la política de estabilización. Por lo tanto, los autores demuestran que incluso en presencia de un *trade-off* entre inflación y resultados reales, cuando las expectativas se ajustan hacia una meta de política fijada por las autoridades monetarias, el manejo de la tasa de interés por sí sola es suficiente para estabilizar una configuración de equilibrio consistente con las metas de tasa de inflación y producto del banco central. Además, esta resolución de lo que de otro modo parece ser una clara violación del principio de Tinbergen (que sostiene que debe haber tantos instrumentos de política como metas de política) se logra incluso cuando sólo parte de la comunidad considera creíble la meta de política del banco central y ajusta sus expectativas conforme a la meta.

⁸ Si desea una discusión más profunda, vea Smithin (2004).

IV. Conclusiones

El Nuevo Consenso en Macroeconomía que domina la macroeconomía desde hace dos décadas hace que la política monetaria parezca sencilla. El banco central sólo necesita fijar la tasa de interés de acuerdo con la regla de Taylor para “ajustar” la economía hacia su nivel “natural” de actividad real y una tasa de inflación de equilibrio que el mismo banco central elige. Pero el NCM es un modelo de “condiciones normales” al que la crisis desacreditó, porque no supo preverla y porque todavía sigue teniendo problemas para explicar sus consecuencias.

En cambio, la economía Pos-Keynesiana vio venir la crisis. Pero, además, su relato “previo al evento” de los orígenes de la crisis brinda una explicación oportuna del desempeño macroeconómico global persistentemente pobre que hemos presenciado desde entonces. Cuando se trata de conducir la política monetaria, la PKE sugiere que los efectos en la economía del manejo de la tasa de interés son complejos, con el potencial de que aparezcan efectos de largo plazo en el lado real, *feedbacks* positivos y discontinuidades. El principal mensaje de la PKE es que, en el futuro, los bancos centrales deberían prestar más atención a estas complicaciones cuando utilizan la tasa de interés como principal instrumento de política monetaria. Además, los bancos centrales deberían considerar con sumo cuidado el papel potencialmente útil de las metas de política tanto en su condición de “factores de determinación del rumbo” como de “cuasi-instrumentos” de la política de estabilización en una economía monetaria-productiva, en la cual la toma de decisiones está sujeta a la incertidumbre sobre los fundamentales y la economía no tiene anclas reales o nominales “naturales”.

Referencias

Arestis, P. y M. Sawyer (eds.) (2006). *A Handbook of Alternative Monetary Economics*, Cheltenham, Reino Unido, Edward Elgar.

Barba, A. y M. Pivetti (2009). "Rising Household Debt: Its Causes and Macroeconomic Implications – A Long-period Analysis", *Cambridge Journal of Economics*, 33 (1), pp. 113-137.

Blanchard, O. y J. Galí (2005). "Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model". Documento de Trabajo N° 11806, Oficina Nacional de Investigación Económica (NBER).

Caldentey, E. P. y M. Vernengo (2013). "Is Inflation Targeting Operative in an Open Economy Setting?", *Review of Keynesian Economics*, 1, pp. 347-369.

Clarida, R., J. Galí, y M. Gertler (1999). "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, pp. 1661-1707.

Coibion, O., Y. Gorodnichenko, y D. Koustas (2013). "Amerisclerosis? The Puzzle of Rising US Unemployment Persistence", Documento de Discusión IZA N° 7715.

Cornwall, J. (1990). *The Theory of Economic Breakdown: An Institutional-Analytical Approach*, Oxford, Basil Blackwell.

Cynamon, B. Z. y S. M. Fazzari (2008). "Household Debt in the Consumer Age: Source of Growth - Risk of Collapse", *Capitalism and Society*, 3 (2).

Cynamon, B. Z. y S. M. Fazzari (2012). "Measuring Household Demand: a Cash Flow Measure", Washington University in St. Louis, mimeo.

Cynamon, B. Z. y S. M. Fazzari (2013). "Rising Inequality, Recession and Slow Recovery: A Sad American Tale", *Intereconomics: Review of European Economic Policy*, 48 (6), pp. 379-380.

Cynamon, B. Z., S. M. Fazzari, y M. Setterfield (2013). "How the Great Moderation Became a (Contained) Depression and What to do About It", *The World Financial Review*, marzo-abril, pp. 10-14.

Dutt, A. K. (2005). "Consumption, Debt and Growth", en M. Setterfield (ed.), *Interactions in Analytical Political Economy*, Armonk, Nueva York, M.E. Sharpe, pp. 155-78.

Dutt, A. K. (2006). "Maturity, Stagnation and Debt: a Steindlian Approach", *Metroeconomica*, 57, pp. 339-364.

Feldstein, M. S. (2010). "U.S. Growth in the Decade Ahead", NBER, Documento de Trabajo N° 15685.

Galí, J. y L. Gambetti (2009). "On the Sources of the Great Moderation", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1 (1), pp. 26-57.

Godley, W. y A. Izurieta (2002). "The Case for a Severe Recession", *Challenge*, Vol. 45, N° 2, pp. 27-51.

Goodhart, C. A. E. (2009). "The Continuing Muddles of Monetary Theory: A Steadfast Refusal to Face Facts", *Economica*, Vol. 76, pp. 821-830.

Greenspan, A. (1997). Testimonio ante el Comité de Presupuesto del Senado de Estados Unidos, 21 de enero.

Hein, E. (2012). *The Macroeconomics of Finance-dominated Capitalism – and its Crisis*, Cheltenham, Edward Elgar.

Lima, G. T. y M. Setterfield (2008). "Inflation Targeting and Macroeconomic Stability in a Post-Keynesian Economy", *Journal of Post Keynesian Economics*, 30 (3), pp. 435-461.

Lima, G. T. y M. Setterfield (2010). "Pricing Behaviour and the Cost-push Channel of Monetary Policy", *Review of Political Economy*, 22 (1), pp. 19-40.

Lima, G. T. y M. Setterfield (2011). "The Cost Channel of Monetary Policy in a Post-Keynesian Macrodynamic Model of Inflation and Output Targeting", Documento de Trabajo N°11-02, Trinity College .

Lima, G. T., M. Setterfield, y J. J. da Silveira (2013). “Inflation Targeting and Macroeconomic Stability with Heterogeneous Inflation Expectations”, Documento de Trabajo N° 2013-11, Universidad de San Pablo (FEA-USP).

Palley, T. I. (2002). “Economic Contradictions Coming Home to Roost? Does the US economy Face a Long-term Aggregate Demand Generation Problem?”. *Journal of Post Keynesian Economics*, 25, pp. 9-32.

Setterfield, M. (2006a). “Balancing the Macroeconomic Books on the Backs of Workers: A Simple Analytical Political Economy Model of Contemporary U.S. Capitalism”, *International Journal of Political Economy*, 35 (3), pp. 46-63.

Setterfield, M. (2006b). “Is Inflation Targeting Compatible with Post-Keynesian Economics?”, *Journal of Post Keynesian Economics*, 28 (4), pp. 653-671.

Setterfield, M. (2007). “The Rise, Decline and Rise of Incomes Policies in the US During the Post-war Era: An Institutional-analytical Explanation of Inflation and the Functional Distribution of Income”, *Journal of Institutional Economics*, 3 (02), pp. 127-146.

Setterfield, M. (2013). “Wages, Demand and US Macroeconomic Travails: Diagnosis and Prognosis”, en Cynamon, B. Z., S. M. Fazzari, y M. Setterfield (eds.), *After the Great Recession: The Struggle for Economic Recovery and Growth*, Cambridge University Press, pp. 158-184.

Setterfield, M. y Y. K. Kim (2013). “Debt Servicing, Aggregate Consumption, and Growth”, Documento de Trabajo N° 13-16, Departamento de Economía, Trinity College.

Smithin, J. (2004). “Interest Rate Operating Procedures and Income Distribution”, en Lavoie, M. y M. Seccareccia (eds.), *Central Banking in the Modern World: Alternative Perspectives*, Cheltenham, Edward Elgar, pp. 57-69.

Wisman, J. D. (2013). “Wage Stagnation, Rising Inequality and the Financial Crisis of 2008”, *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 37, pp. 921-945.

Wray, L. R. (2007). “A Post-Keynesian View of Central Bank Independence, Policy Targets, and Rules versus Discretion Debate”, *Journal of Post Keynesian Economics*, 30 (1), pp. 119-41.

Wray, L. R. (2009). “The Rise and Fall of Money Manager Capitalism: A Minskian Approach”, *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 33, pp. 807-828.

Intensidad de la competencia y parámetros de conducta en el sector bancario hondureño

Germán Coloma*

Universidad del CEMA

Resumen

El presente trabajo analiza la intensidad de la competencia entre los bancos comerciales de la República de Honduras durante el período 2003-2012, a través del cálculo de una serie de parámetros de conducta que surgen de tres enfoques alternativos (un promedio de índices de Lerner, un análisis de regresión que sigue las ideas del enfoque “estructura-conducta-desempeño”, y otro basado en una estimación de oferta y demanda de fondos bancarios). Se llega así a la conclusión de que el mercado se encuentra alejado de la colusión perfecta y que exhibe un grado relativamente alto de competencia, si bien algunos resultados parecen abonar la tesis de la existencia de una competencia oligopólica, en tanto que otros encuentran que el mercado está más cerca de la competencia perfecta. También aparecen algunas evidencias que parecen indicar que la intensidad de la competencia podría haber disminuido en el período 2009-2012, en relación al período 2003-2006.

Clasificación JEL: C36, G21, L13.

Palabras clave: competencia, Honduras, índice de Lerner, parámetro de conducta, sector bancario.

* El presente trabajo es en cierto modo un subproducto de un estudio realizado por el autor a pedido del Centro Regional de Competencia de América Latina y de la Comisión para la Defensa y Promoción de la Competencia de Honduras, y financiado por el Banco Mundial y el Banco de los Países Bajos. Agradezco el apoyo brindado por dichas instituciones, así como los comentarios de Alain De Remes, Jane Hwang, Oscar Lanza Rosales, Mario Díaz, Luis Vilca y un revisor anónimo. Agradezco también los comentarios de los participantes de las I Jornadas Nacionales de Econometría (Universidad de Buenos Aires, 2014), en las cuales presenté una versión preliminar de este trabajo, así como también la colaboración de mi asistente de investigación, Manuel Barud, en el procesamiento de la información utilizada. Las opiniones vertidas en el siguiente trabajo son del autor y no se corresponden necesariamente con las del BCRA o sus autoridades. Email: gcoloma@ucema.edu.ar.

Intensity of Competition and Conduct Parameters in the Honduran Banking Sector

Germán Coloma
CEMA University

Summary

This paper analyzes the intensity of competition among commercial banks in Honduras during the period 2003-2012, through the calculation of a series of conduct parameters. We use three different approaches: an average of Lerner indices, a regression analysis that follows a “structure-conduct-performance” model, and another one that estimates a demand and supply of banking funds. We end up with the conclusion that the market is far from perfect collusion and, on the contrary, is considerably competitive, although some results seem to support the thesis that there is oligopolistic competition while others place the market close to perfect competition. We also find some evidence that indicates that the intensity of competition might have diminished in the period 2009-2012 (in comparison with the period 2003-2006).

JEL: C36, G21, L13.

Keywords: banking sector, competition, conduct parameter, Honduras, Lerner index.

I. Introducción

El presente trabajo tiene por objeto analizar la intensidad de la competencia entre los bancos comerciales de la República de Honduras durante el período 2003-2012. Para ello, utilizamos como herramienta básica el cálculo de ciertos “parámetros de conducta”, que son estimadores de la intensidad de la competencia basados en modelos teóricos de la economía de la organización industrial. Según este enfoque, la conducta de las empresas en un mercado puede concebirse como un resultado que se encuentra en un espacio continuo, que va desde una situación de máxima competencia (competencia perfecta) a una situación de mínima competencia (monopolio o colusión perfecta).

En el caso particular de Honduras durante el período analizado, el sector bancario sufrió una transformación relativamente significativa durante el bienio 2007-2008, en el cual se produjeron dos fusiones de importancia, así como la entrada de tres nuevos bancos al mercado. Dicho período coincidió también con un incremento en el nivel de internacionalización de la banca hondureña, por lo que uno de los puntos de interés de nuestro trabajo será evaluar si la intensidad de la competencia sufrió alguna modificación importante cuando comparamos el período anterior a dicho bienio (2003-2006) con el período posterior al mismo (2009-2012).

La organización de este artículo es la siguiente. En la sección II se describirán las principales características del sector de la banca comercial minorista en Honduras, haciendo hincapié en los aspectos relacionados con la concentración y la competencia. Luego, en la sección III, se analizará si dicho sector puede ser considerado como un mercado relevante en sí mismo, y se estudiará la trayectoria temporal de los márgenes de beneficios de los bancos comerciales (medidos a través del denominado “índice de Lerner”). La sección IV, por su parte, se dedicará a estimar los ya mencionados parámetros de conducta, utilizando dos técnicas alternativas (el enfoque “estructura-conducta-desempeño”, y la estimación de oferta y demanda de fondos). Por último, el trabajo culminará con una sección destinada a las principales conclusiones de todo el estudio.

II. Características del sector bancario hondureño

En la República de Honduras existen diferentes tipos de entidades dedicadas a la intermediación financiera (bancos, asociaciones de ahorro y préstamo, sociedades financieras, etc.). En el grupo de los bancos, resulta a su vez posible distinguir una banca estatal de carácter público y una banca comercial de carácter privado. Dentro de la primera aparece como principal actor el Banco Central de Honduras, cuyas funciones tienen que ver esencialmente con el mantenimiento del valor de la moneda y con la ejecución de la política monetaria, crediticia y cambiaria, así como otras entidades tales como el Banco Nacional de Desarrollo Agrícola, y el Banco Hondureño de Producción y Vivienda. Estos últimos son bancos dedicados principalmente a canalizar recursos financieros hacia actividades específicas, como la actividad agropecuaria y la actividad industrial y de la construcción.¹

Ninguno de los bancos públicos, sin embargo, opera en Honduras en el segmento minorista, por lo cual el sector de la banca comercial minorista puede considerarse como íntegramente constituido por bancos privados. A diciembre de 2012, este sector contaba con un total de diecisiete entidades, que son el Banco Atlántida, el Banco de Honduras, el Banco de Occidente, el Banco de los Trabajadores, el Banco Continental, el Banco Financiera Centroamericana, el Banco Hondureño del Café, el Banco del País, el Banco Financiera Comercial, el Banco Lafise, el Banco HSBC Honduras, el Banco Promérica, el Banco Procredit, el Banco Azteca, el Banco Popular Covelo, el Banco de América Central (BAC Bamer) y el Banco Citibank.²

Si consideramos un horizonte temporal de análisis que comprenda el período de diez años que va desde enero de 2003 hasta diciembre de 2012, veremos que a lo largo de ese lapso se produjeron algunas modificaciones en el número y en la propiedad de los bancos comerciales. Así, mientras hubo doce bancos que mantuvieron sus operaciones durante todo el decenio analizado, hubo tres que ingresaron al mercado en el período 2007-2008 (Procredit, Azteca y Covelo), y otros dos que se constituyeron en el año 2008 como consecuencia de sendas fusiones bancarias. Estos bancos son el BAC Bamer (que surgió de la fusión del antiguo Banco de América Central con el Banco Mercantil) y el Citibank (que

¹ Para una explicación más exhaustiva de la organización y funcionamiento de estos bancos, véase Tábora (2007), capítulo 3.

² En 2013 el Banco HSBC Honduras modificó su denominación por la de Banco Davivienda, en virtud de una operación de adquisición que tuvo lugar a fines del año 2012.

surgió de la fusión del Banco Uno y el Banco Cuscatlán, ambos adquiridos por el grupo estadounidense Citibank).³ Todo esto hizo que el número de bancos comerciales (que era igual a dieciséis en el período 2003-2006) llegara a un máximo de diecinueve entre febrero y marzo de 2008, y luego se redujera a diecisiete a partir de agosto de ese mismo año.

El período 2007-2008, en el cual se produjeron todos los cambios en cuanto a número de entidades participantes en el sector bancario hondureño, coincidió también con un proceso por el cual dicho sector incrementó notablemente su carácter internacional. Esto se debió a que, en dicho período, varios de los bancos comerciales hondureños pasaron a ser controlados por grupos internacionales, con lo cual, cuando comparemos las cifras correspondientes al período 2003-2006 con las correspondientes al período 2009-2012 estaremos también comparando números generados por un sector bancario controlado por grupos preponderantemente locales con otros producidos en una etapa en la cual el mismo sector tuvo ya un carácter mucho más internacional.⁴

El sistema bancario hondureño se caracteriza por tener varios bancos con participaciones de mercado importantes, pero ninguno de ellos ha tenido en el período 2003-2012 un *market share* superior al 20% del total. En efecto, si tomamos como base las cifras que recopila la Comisión Nacional de Bancos y Seguros (CNBS), las participaciones de mercado de los seis bancos principales (medidas como porcentaje sobre la cartera crediticia total del sistema) han fluctuado siempre entre el 5% y el 20%. Con excepción de un único mes (octubre de 2005), el banco con mayor participación de mercado ha sido el Banco Atlántida, cuyo *market share* siguió una tendencia decreciente hasta el año 2008 y retomó una tendencia creciente a partir de ese momento. El segundo puesto en cuanto a participación de mercado fue ocupado sucesivamente por el Banco HSBC (2003-2007), el Banco Financiera Comercial (2008 y 2009-2012) y el Banco BAC Bamer (2008-2009). El caso de este último es particularmente significativo, ya que pasó a ser el segundo banco más importante inmediatamente luego de producirse la fusión entre el Banco de América Central y el Banco Mercantil (agosto de 2008). A partir de ese momento, sin

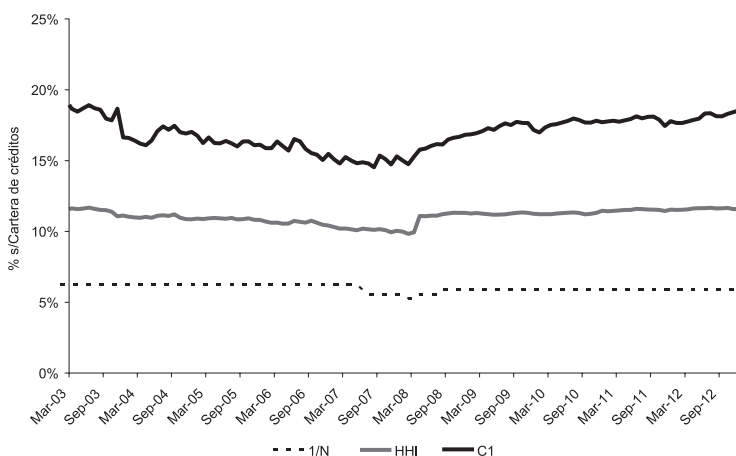
³ Durante el período 2003-2012 hubo también algunos cambios de propiedad y de nombre dentro del sector bancario hondureño. Así, el Banco HSBC tuvo hasta abril de 2007 la denominación de Banco BGA (Grupo El Ahorro), el Banco Lafise se llamaba Banco Futuro hasta el enero de 2005, y el Banco Cuscatlán funcionaba hasta octubre de 2004 bajo la denominación de Banco Lloyds.

⁴ Cabe aclarar, sin embargo, que no hubo durante el período analizado ninguna modificación regulatoria de importancia en el sector, y que en Honduras el tratamiento legal que tienen los bancos de capital extranjero es el mismo que reciben los bancos de capital nacional.

embargo, comenzó a perder participación de mercado, y se ubicó en el tercer puesto del *ranking* desde el mes de mayo de 2009.⁵

El grado de concentración del mercado bancario hondureño, por su parte, puede considerarse como intermedio (ver gráfico 1). En efecto, por una parte, el indicador de concentración C1 (es decir, el *market share* del oferente más importante del mercado) se mantuvo entre el 15% y el 20% durante todo el período 2003-2012, y esto puede considerarse como indicativo de una situación de concentración relativamente moderada. El hecho de que el número de bancos haya oscilado entre 16 y 19, además, hace que el índice de concentración 1/N (es decir, la inversa del número de oferentes o, lo que es lo mismo, el promedio simple de los *market shares* de dichos oferentes) se haya mantenido en valores relativamente estables, que oscilaron entre 5% y 7%. Como consecuencia de todo esto, el índice de concentración de Herfindahl y Hirschman (HHI) también tuvo un comportamiento relativamente estable durante el período 2003-2012, ya que osciló entre 980 y 1167 puntos, equivalentes a porcentajes de 9,8% y 11,67% de participación promedio.⁶ En lo que se refiere a su comportamiento intertemporal, se verifica aquí la existencia de una tendencia decreciente durante el período 2003-2008, y de un salto y posterior estabilización de la concentración coincidente con la ocurrencia de la fusión BAC-Bamer.

Gráfico 1 / Índices de concentración del sector bancario hondureño



⁵ Un fenómeno semejante aconteció con el Banco HSBC, cuyo *market share* tuvo una tendencia decreciente en todo el período bajo estudio, pasando de ser el segundo banco en importancia (2003-2007) a ocupar el sexto puesto en el *ranking* de carteras crediticias (2010-2012).

⁶ Esta equivalencia entre el índice de Herfindahl y Hirschman y el *market share* promedio se debe a que, al ser el HHI la suma de los cuadrados de las participaciones de mercado de los distintos bancos, puede ser también interpretado como un promedio de dichas participaciones, ponderado por ellas mismas.

III. Mercado relevante e índices de Lerner

III.1. Definición del mercado relevante

Para llevar a cabo los cálculos de participaciones de mercado reportados en la sección anterior, utilizamos el supuesto implícito de que esas magnitudes se referían a un conjunto más o menos homogéneo de entidades que constituía un mercado en sí mismo. En dicha sección, sin embargo, mencionamos el hecho de que los bancos comerciales minoristas no eran las únicas entidades financieras que operaban en la República de Honduras, sino que en ella existían también otras instituciones tales como los bancos públicos, las asociaciones de ahorro y préstamo, y las sociedades financieras.

El objetivo principal de la presente sección será testear la idea de que la banca minorista constituye un mercado separado de los otros segmentos del sector financiero hondureño, y que por lo tanto resulta procedente considerarlo como un mercado en sí mismo. De la simple observación de la escala de la banca comercial hondureña, en relación a los otros intermediarios financieros, este hecho parece altamente probable, ya que los bancos comerciales movilizan en Honduras un porcentaje de los créditos que equivale a más del 85% en total, y similares porcentajes pueden calcularse si tomamos como elemento de referencia al total de depósitos o al total de activos.⁷ Un método más analítico para llegar a la conclusión de que la banca comercial hondureña es un mercado en sí mismo, sin embargo, es el que se basa en el criterio de determinación de la elasticidad crítica. Según este criterio, un mercado relevante es un grupo de productos tal que la elasticidad-precio de su demanda está por debajo de cierto umbral (elasticidad crítica), definido en base a un margen entre precio y costo marginal, y a un determinado incremento de precios significativo y no transitorio (que en general es del 5% o 10%).

Así concebida, la elasticidad crítica (Ec) es aquel valor que tendría que tener la elasticidad de la demanda del mercado para que a un monopolista hipotético le conviniera incrementar sus precios un 5% o 10%, tomando como base cierto margen de rentabilidad (m) al cual el mercado en cuestión estuviera operando. La fórmula para calcular la elasticidad crítica en cuestión es la siguiente:

$$Ec = -\frac{1+r}{m+r} \quad (1)$$

⁷ En efecto, tomando como base las cifras del año 2005 que aparecen en Tábora (2007), vemos que la banca pública en Honduras tiene una participación del 9% en el total de los créditos, y que entre las sociedades financieras y las asociaciones de ahorro y préstamo suman otro 6%.

donde “ r ” es el porcentaje de incremento de los precios que se utiliza como estándar (y que puede ser de 5% o de 10%).⁸

Tal como puede apreciarse, el valor de la elasticidad crítica a utilizar para la definición de un mercado relevante depende tanto del porcentaje de incremento de los precios como del margen de rentabilidad que se emplee. Este último margen difiere según la industria de que se trate, pudiendo adoptar en principio cualquier valor entre cero y uno.⁹ El límite inferior que puede utilizarse para calcular la elasticidad crítica, por lo tanto, es el que corresponde a “ $m = 1$ ” y “ $r = 10\%$ ” (y que implica que “ $Ec = -1$ ”), en tanto que el límite superior corresponde al caso en el que “ $m = 0$ ” y “ $r = 5\%$ ” (e implica que “ $Ec = -21$ ”). Dichos valores pueden, por lo tanto, ser comparados con una estimación de la elasticidad de la demanda de los productos provistos por la banca comercial minorista hondureña y, si este último número resulta inferior en valor absoluto al de la elasticidad crítica que se considere apropiada, entonces podrá interpretarse que la banca comercial minorista representa un mercado en sí mismo (separado de los bancos públicos, las asociaciones de ahorro y préstamo, las sociedades financieras y otras entidades).

A efectos de estimar la elasticidad de la demanda de la banca comercial hondureña, hemos procedido a correr una regresión que tiene alternativamente una forma lineal y una forma logarítmica, y que adopta la siguiente especificación:

$$\frac{Creditos}{IPC} = c(1) + c(2) \cdot TARMN + c(3) \cdot IMAE + c(4) \cdot Tend \quad (2)$$

$$\text{Log}\left(\frac{Creditos}{IPC}\right) = c(1) + c(2) \cdot \text{Log}(TARMN) + c(3) \cdot \text{Log}(IMAE) + c(4) \cdot Tend \quad (3)$$

donde $Creditos/IPC$ es la cartera crediticia total medida en moneda hondureña (lempiras) constante, $TARMN$ es la tasa activa real promedio en moneda nacional (medida en porcentaje anual, neto de la tasa de inflación), $IMAE$ es el índice mensual de la actividad económica en Honduras (que busca aproximar la evolución del ingreso de la economía hondureña) y $Tend$ es una variable de tendencia (cuyo valor va de 1 a 120, a lo largo de los 120 meses correspondientes al período 2003-2012).¹⁰

⁸ Para una explicación más detallada de estos conceptos, véase Coloma (2011).

⁹ Eso se debe a que el margen (m) se define aquí como el cociente entre la diferencia de precio y costo marginal ($P - Cm$) y el precio en sí (P). Cuando se da que “ $P = Cm$ ”, por lo tanto, se verifica que “ $m = 0$ ”. Si, por el contrario, se da que “ $Cm = 0$ ”, entonces se verifica que “ $m = 1$ ”.

¹⁰ Estas series han sido construidas tomando como base información relevada por el Banco Central de Honduras

Los resultados de las regresiones descritas en el párrafo anterior son los que aparecen expuestos en la tabla 1, en la cual se reporta lo obtenido como consecuencia de una regresión lineal y de dos regresiones logarítmicas.¹¹ Tal como puede apreciarse, en todos los casos los coeficientes correspondientes a las tres variables utilizadas son significativamente distintos de cero a una probabilidad inferior al 1%, y tienen también los signos esperados (negativo para el caso de la tasa real de interés, y positivo para el caso del ingreso y de la variable de tendencia). En el caso de las regresiones logarítmicas, los números obtenidos para los coeficientes que corresponden a las variables *TARMN* e *IMAE* representan elasticidades, que para la primera de dichas variables son respectivamente iguales a -0,1351 y -0,2207, y para las segunda son iguales a 0,8691 y 0,2207.

Tabla 1 / Resultados de las regresiones de demanda

Concepto	Regresión lineal		Regresión log 1		Regresión log 2	
	Cofic.	Valor-p	Cofic.	Valor-p	Cofic.	Valor-p
Constante	137,3944	0,0746	1,9782	0,0106	5,2791	0,0000
TARMN	-7,1716	0,0001	-0,1351	0,0000	-0,2207	0,0000
IMAE	2,2354	0,0001	0,8691	0,0000	0,2207	0,0000
Tendencia	2,0918	0,0000	0,0035	0,0000	0,0062	0,0000
R-cuadrado	0,8933		0,9076		0,8926	

Para el caso de la regresión lineal, los coeficientes correspondientes a la tasa activa real y al índice de actividad económica no son elasticidades sino pendientes de la función de demanda estimada. Para convertirlos en elasticidades resulta necesario multiplicarlos por el valor promedio de la variable correspondiente (*TARMN* o *IMAE*) durante el período 2003-2012, y dividirlos por el valor promedio de la variable dependiente de la regresión (es decir, *Creditos/IPC*). De efectuar dichos cálculos surge que la elasticidad-precio promedio predicha por la regresión lineal es de -0,1407, y que la elasticidad-ingreso promedio es de 0,6245.

y por la CNBS. Las regresiones fueron llevadas a cabo utilizando el programa informático EViews 3.5.

¹¹ La diferencia entre los resultados de la regresión logarítmica 1 y de la regresión logarítmica 2 tienen que ver con que en la segunda de dichas regresiones se hizo uso de la denominada “propiedad de homogeneidad de grado cero de la demanda”. En este caso, dicha propiedad es equivalente a imponer una restricción por la cual la elasticidad-precio de la demanda (i.e., el coeficiente de la variable $\text{Log}(TARMN)$) debe ser igual en valor absoluto a la elasticidad-ingreso de la misma (i.e., el coeficiente de la variable $\text{Log}(IMAE)$).

Todos estos datos nos indican, entonces, que la demanda de los productos provistos por la banca comercial minorista hondureña es considerablemente inelástica, ya que el valor absoluto de su elasticidad-precio se mueve entre 0,13 y 0,23. Para cualquier margen de beneficio (entre 0% y 100%) y para los dos posibles incrementos de precios que se usan en el análisis de elasticidad crítica (5% o 10%) se cumple por lo tanto que dicha elasticidad crítica (cuyo valor absoluto puede oscilar entre 1 y 21) es mayor que la elasticidad-precio de la demanda de la banca comercial como un todo. De ello puede concluirse que los productos contenidos en el sector bancario comercial hondureño conforman un mercado en sí mismo, al cual no hace falta adicionar ningún producto provisto por otras entidades financieras tales como bancos públicos, asociaciones de ahorro y préstamo, o sociedades financieras.

III.2. Índices de Lerner e intensidad de la competencia

Luego de haber determinado que la banca comercial hondureña puede ser considerada como un mercado en sí mismo, la forma más directa de medir la intensidad de la competencia en dicho sector es a través del cálculo de índices de Lerner, es decir, de índices que miden el margen relativo entre precio y costo marginal de las empresas que operan en el mercado en cuestión. El concepto de margen relativo más comúnmente utilizado dentro del sector bancario es el que se refiere al margen entre tasa activa y tasa pasiva, y que bajo ciertos supuestos puede ser considerado como una aproximación bastante adecuada al concepto de “precio” y al concepto de “costo marginal” que se utilizan en la teoría económica. Otra posibilidad que existe en este caso para medir el índice de Lerner del mercado bancario hondureño es tomar la suma de los ingresos por productos financieros de los bancos incluidos dentro del mercado, y compararla con la suma de los gastos financieros de dichos bancos.

Cada una de las definiciones mencionadas en el párrafo anterior tiene sus ventajas y sus desventajas. La primera tiene la ventaja de su homogeneidad para el cálculo, y responde en cierto modo a la idea de que las tasas relevadas representan las mejores medidas de precio y costo del sistema bancario evaluado “en el margen” del mismo. El uso de los ingresos y gastos financieros totales, por su parte, tiene la ventaja de que considera todas las posibles fuentes y usos de fondos del sistema, incluidos los depósitos transaccionales (cuentas corrientes) que no pagan interés. Por eso es que ambas definiciones del índice de Lerner han sido calculadas y representadas en el gráfico 2, el cual abarca todo el período 2003-2012.

Tal como puede observarse en el gráfico 2, el índice de Lerner de la banca comercial hondureña, medido como un margen entre tasas activas y pasivas en moneda nacional, ha oscilado entre un mínimo de poco más de 55% (a comienzos de 2003 y a fines de 2005) y un máximo de poco más de 70% (a mediados de 2011), y presenta dos etapas sustancialmente distintas. En la primera de ellas, que va desde principios de 2003 a mediados de 2006, el margen promedio se mantuvo entre el 55% y el 60%; en tanto que, desde esa última fecha hasta fines de 2012, el mismo estuvo siempre por encima del 60%.

Si medimos el índice de Lerner a través del margen entre ingresos y gastos financieros, en cambio, vemos que el grado total de oscilación es algo menor (entre el 50% y el 65%) pero que, en lugar de dos etapas distintas dentro del período 2003-2012, resulta posible distinguir tres etapas. En la primera de ellas (2003-2006) el margen tuvo una tendencia creciente; en la segunda (2007-2009) tuvo una tendencia decreciente; y en la tercera (2010-2012) volvió a tener una tendencia creciente pero menos acentuada que en la primera etapa.

Gráfico 2 / Índices de Lerner



Los valores obtenidos para los índices de Lerner de la banca comercial hondureña pueden considerarse relativamente elevados en términos absolutos, pero dicha impresión se atenúa considerablemente si se los compara con la elasticidad-precio de la demanda calculada en las regresiones de la sección anterior. En efecto, si tomamos como parámetro a la elasticidad más alta en

valor absoluto obtenida en dichas regresiones (igual a 0,2207, correspondiente a la regresión logarítmica 2), vemos que los números reportados en los párrafos anteriores corresponden a márgenes que se ubican entre un 11% y un 15,5% de la inversa de dicha elasticidad. Estos números pueden ser considerados como “parámetros de conducta”, es decir, como medidas de la intensidad de la competencia vigente en el mercado. Dichas medidas aparecen expresadas en una escala en la cual 0% representa la competencia perfecta y 100% representa el monopolio o la “colusión perfecta”.¹² Nótese además que los valores que surgen de multiplicar a los índices de Lerner por el valor absoluto de la elasticidad-precio de la demanda se mueven en rangos que están en línea con los valores de los índices de concentración HHI y C1 reportados en la sección II, e indican por lo tanto que resulta posible que el tipo de competencia vigente en el mercado bajo análisis tenga un carácter oligopólico compatible con el modelo de Cournot (en el cual las empresas tienen márgenes de beneficios que tienen que ver con su participación de mercado).¹³

De la observación del comportamiento de los índices de Lerner para el período 2003-2012 no resulta posible obtener una inferencia directa acerca de si el mercado bancario comercial hondureño se volvió más o menos competitivo a lo largo del tiempo. El movimiento de la serie basada en tasas de interés activas y pasivas parece indicar la existencia de un cambio en el nivel que se habría producido justo antes del comienzo del proceso de internacionalización de la banca hondureña (es decir, en el año 2006). El movimiento de la serie basada en ingresos y gastos financieros, en cambio, muestra una tendencia hacia márgenes mayores (indicativos de una menor intensidad de la competencia) durante todo el período 2003-2006, que se revirtió en el período 2007-2008 (es decir, en el lapso en el cual se produjeron los principales cambios estructurales) pero que volvió a aparecer en el período 2009-2012. Esto parece indicar que el comportamiento en los períodos de mayor estabilidad en lo que hace a la estructura del sector bancario hondureño (2003-2006 y 2009-2012) estaría asociado con una intensidad de la competencia menor, en tanto que el período de cambios y posterior reacomodamiento del sector (2007-2008) estaría asociado con una mayor intensidad de la competencia.

¹² Esto se origina en que, en un contexto de competencia perfecta en el cual el precio se iguala con el costo marginal, se da que “ $IL = 0$ ”, en tanto que en un contexto monopolístico en el cual el ingreso marginal se iguala con el costo marginal, se da que “ $IL = 1/E$ ”. Para contextos competitivos intermedios entre ambos modelos, puede definirse un parámetro “ $\theta = IL \cdot E$ ”, que mide la intensidad de la competencia y cuyo valor oscilará entre cero y uno, según el mismo se encuentre más cerca de la competencia perfecta o más cerca del monopolio.

¹³ Para una explicación más exhaustiva de este punto, véase Coloma (2005), capítulo 3.

IV. Estimación de parámetros de conducta

IV.1. Enfoque estructura-conducta-desempeño

Una manera alternativa de obtener inferencias acerca de la intensidad de la competencia en un mercado es a través de una estimación econométrica de los parámetros de conducta. Dichos parámetros se obtienen a través de diferentes análisis de regresión, que involucran el uso de series de datos sobre precios, cantidades y otras variables generadas en el mercado bajo análisis.

Hemos visto en la sección anterior que, si conocemos el valor del índice de Lerner correspondiente a un mercado y podemos estimar un valor para la elasticidad-precio de dicho mercado, resulta posible calcular un parámetro de conducta promedio que surge de multiplicar el índice de Lerner por el valor absoluto de la elasticidad-precio. En el caso del sector bancario hondureño, para el cual hemos estimado una elasticidad-precio de la demanda real de créditos igual a $-0,2207$ y un índice de Lerner promedio igual a $0,6313$, el parámetro de conducta compatible con dichos números es igual a $0,1393$.¹⁴ Este número, sin embargo, presenta variaciones que tienen que ver con la evolución del índice de Lerner a lo largo del tiempo, por lo cual resulta posible calcular valores diferentes para las distintas épocas en las cuales hemos subdividido nuestra serie. Si, por ejemplo, calculamos distintos parámetros de conducta para los períodos 2003-2006, 2007-2008 y 2009-2012, estos valores se vuelven respectivamente iguales a $0,1299$, a $0,1449$ y a $0,1460$.

El uso de técnicas econométricas para estimar parámetros de conducta, sin embargo, permite refinar los cálculos expuestos en el párrafo anterior a través del empleo más o menos explícito de modelos de oligopolio. Una metodología relativamente sencilla, basada en el denominado “enfoque estructura-conducta-desempeño” (SCP, por sus siglas en inglés), es la que consiste en estimar una ecuación que relaciona al índice de Lerner con el índice de concentración de Herfindahl y Hirschman, y que mide al parámetro de conducta (θ) como un ponderador implícito de una hipótesis perfectamente colusiva (según la cual el mercado se comporta como si fuera un monopolio) y una hipótesis de competencia oligopólica (según la cual el mercado opera bajo el modelo de Cournot).¹⁵ La ecuación a estimar adopta entonces la forma siguiente:

¹⁴ Esta cifra ha sido calculada suponiendo que la elasticidad-precio más adecuada es la que surge de la “regresión logarítmica 2” (es decir, la que incorpora la restricción de homogeneidad de grado cero de la demanda), y que el índice de Lerner más apropiado es el que surge de utilizar el margen entre tasa activa y tasa pasiva promedio en moneda nacional.

¹⁵ Véase Clarke, Davies y Waterson (1984).

$$IL = -\frac{\theta}{Ep} - \frac{1-\theta}{Ep} \cdot HHI \quad (4)$$

donde IL es el índice de Lerner, HHI es el índice de Herfindahl y Hirschman, y Ep es la elasticidad-precio de la demanda.

Como en nuestro caso resulta posible aproximar la elasticidad-precio de la demanda a partir de una ecuación de demanda real de créditos como la que hemos utilizado en la sección III.1, nuestro parámetro de conducta puede ser económicamente estimado a través de un sistema de ecuaciones como este:

$$\text{Log}\left(\frac{\text{Creditos}}{\text{IPC}}\right) = c(1) + c(2) \cdot \text{Log}\left(\frac{\text{TARMN}}{\text{IMAE}}\right) + c(4) \cdot \text{Tend} \quad (5)$$

$$IL = -\frac{c(5)}{c(2)} - \frac{(1-c(5))}{c(2)} \cdot HHIc \quad (6)$$

donde $HHIc$ es el índice de Herfindahl y Hirschman medido en base a las participaciones de mercado de los bancos en la cartera total de créditos, y $c(5)$ es el coeficiente correspondiente al parámetro de conducta a estimar.

El sistema de ecuaciones descrito en el párrafo anterior puede ser adaptado a un caso como el del sistema bancario hondureño, en el cual resulta de interés distinguir entre diferentes subperíodos dentro del período total analizado. Así, si queremos distinguir entre una etapa inicial en la cual operaron en el mercado los mismos 16 bancos (2003-2006), una etapa intermedia en la cual se produjo el ingreso de tres nuevos bancos y la fusión de dos pares de bancos preexistentes (2007-2008), y una etapa final, de mayor internacionalización, en la cual operaron los mismos 17 bancos de manera continuada (2009-2012), la ecuación correspondiente al comportamiento maximizador de beneficios de los bancos puede reescribirse del siguiente modo:

$$IL = -\left[\frac{c(5)}{c(2)} + \frac{(1-c(5))}{c(2)} \cdot HHIc\right] \cdot \text{Epoca1} - \left[\frac{c(6)}{c(2)} + \frac{(1-c(6))}{c(2)} \cdot HHIc\right] \cdot \text{Epoca2} - \left[\frac{c(7)}{c(2)} + \frac{(1-c(7))}{c(2)} \cdot HHIc\right] \cdot \text{Epoca3} \quad (7)$$

donde *Epoca1*, *Epoca2* y *Epoca3* son variables *dummy* que adoptan un valor igual a uno en las tres etapas en las cuales hemos subdividido el período bajo estudio, y $c(5)$, $c(6)$ y $c(7)$ son los respectivos parámetros de conducta.

En la tabla 2 aparecen los resultados de correr el sistema de ecuaciones utilizando alternativamente un único parámetro de conducta (Regresión 1) o tres parámetros distintos para las diferentes épocas (Regresión 2). Las correspondientes regresiones se hicieron en este caso utilizando el procedimiento denominado “mínimos cuadrados en dos etapas”, que controla por la endogeneidad de ciertas variables incluidas en las regresiones (que en este caso son las variables *TARMN* y *HHIc*) y utiliza en su lugar un conjunto de variables instrumentales entre las que se incluyen las otras variables de la regresión (*IMAE*, *Tend*, *Epoca2*, *Epoca3*) más una serie de otras variables exógenas (que en este caso son variables *dummy* correspondientes a los distintos meses del año).

Tabla 2 / Resultados de las regresiones de conducta

Concepto	Regresión 1			Regresión 2		
	Coefic.	Estad-t	Valor-p	Coefic.	Estad-t	Valor-p
Demanda créditos						
Constante	5,2891	101,8050	0,0000	5,2745	106,7090	0,0000
TARMN/IMAE	-0,2167	-10,7639	0,0000	-0,2225	-11,6066	0,0000
Tendencia	0,0062	32,6188	0,0000	0,0062	34,7137	0,0000
R-cuadrado	0,8926			0,8926		
Maximiz. beneficios						
Conducta Epoca 1	0,0295	2,0538	0,0411	0,0238	1,8442	0,0664
Conducta Epoca 2	0,0295	2,0538	0,0411	0,0460	3,1840	0,0017
Conducta Epoca 3	0,0295	2,0538	0,0411	0,0374	2,5773	0,0106
R-cuadrado	0,1199			0,5607		

Tal como puede observarse en la tabla 2, los valores obtenidos para los parámetros de la función de demanda de créditos son muy parecidos en las dos regresiones, e implican una elasticidad-precio de alrededor de -0,22 (la cual es también muy similar a la que habíamos obtenido en la sección III.1). En lo que se refiere a la ecuación de maximización de beneficios de los bancos, los parámetros de conducta obtenidos toman valores bastante bajos, que van desde 0,0238 (para la época 1) hasta 0,0460 (para la época 2). Este último parámetro, sin embargo, puede considerarse como poco representativo de una situación de equilibrio del mercado, ya que se refiere a un período de

transición en el cual se produjeron entradas y salidas de empresas, por lo cual los valores que serían más representativos de conductas de equilibrio serían el correspondiente a la época 1 y el correspondiente a la época 3 (cuyo valor estimado es de 0,0374).

De la comparación de los parámetros de conducta correspondientes a los períodos 2003-2006 y 2009-2012 surge que este último es algo mayor que el primero (lo cual es consistente con la idea de un mayor ejercicio de poder de mercado en la época 3), pero ambos son mucho más cercanos a una situación de competencia (es decir, " $\theta = 0$ ") que a una situación de colusión (es decir, " $\theta = 1$ "). Desde el punto de vista de su significación estadística, indicada por sus respectivos "valores-p", se observa además que ninguno de los dos parámetros es significativamente distinto de cero al 1%, y que el coeficiente correspondiente a la época 1 tampoco lo es al 5%. Ambos coeficientes, sin embargo, son distintos entre sí para cualquier nivel razonable de significación estadística.¹⁶

IV.2. Estimaciones de oferta y demanda

La metodología de estimación de parámetros de conducta a través del uso de ecuaciones que correlacionan al índice de Lerner con el índice de Herfindahl y Hirschman resulta adecuada en situaciones en las cuales puede suponerse que el costo marginal de las empresas de un mercado viene dado fundamentalmente por elementos exógenos al mercado en cuestión (por ejemplo, por precios de insumos determinados en mercados diferentes). En el caso del sector bancario, sin embargo, el principal elemento del costo marginal de las empresas tiene que ver con la tasa de interés pasiva que los bancos pagan por los depósitos del público, y este elemento es un precio que también se determina dentro del propio sector bancario. Por ese hecho es que resulta aquí conveniente, a fin de refinar el cálculo de los parámetros de conducta obtenidos, incorporar al análisis no solo la demanda de fondos de los bancos (que se determina en el mercado de créditos) sino también la oferta de dichos fondos (que se obtiene en el mercado de depósitos bancarios).

Para incorporar una función de oferta de depósitos al esquema de determinación de parámetros de conducta, resulta necesario definir primero cuáles son las variables relevantes que determinan el comportamiento de dicha oferta.

¹⁶ Este último resultado surge de hacer un test de Wald de la restricción por la cual " $c(5) = c(7)$ ", que nos indica que la probabilidad de que tal igualdad sea verdadera es de solamente 0,0211%.

Luego de varias pruebas con diferentes variables y distintas formas funcionales, hemos optado por utilizar una función de oferta con la siguiente especificación:

$$\frac{Depositos}{IPC} = c(1) + c(2) \cdot TPRMN + c(3) \cdot Deval + c(4) \cdot IMAE \quad (8)$$

donde $Depositos/IPC$ es el monto total de depósitos del público en los bancos comerciales medido en lempiras constantes, $TPRMN$ es la tasa pasiva real promedio en moneda nacional (medida en porcentaje anual, neto de la tasa de inflación), $Deval$ es la tasa de devaluación de la lempira respecto del dólar estadounidense, e $IMAE$ es el índice mensual de la actividad económica en Honduras.^{17, 18}

Si incorporamos al sistema de ecuaciones una función de oferta de depósitos como la expuesta y una función lineal de demanda de créditos como la estimada en la sección III.1, entonces la función de maximización de beneficios de los bancos puede escribirse como la que surge de la siguiente relación entre tasa activa real y tasa pasiva real:

$$TARMN = \frac{TPRMN}{k} + \theta \cdot \left(\frac{\partial TPRMN}{\partial (Depositos / IPC)} \cdot \frac{Depositos}{IPC \cdot k} - \frac{\partial TARMN}{\partial (Creditos / IPC)} \cdot \frac{Creditos}{IPC} \right) \quad (9)$$

donde k es la productividad marginal de los depósitos en la función de producción de créditos, y $\partial TPRMN/\partial (Depositos/IPC)$ y $\partial TARMN/\partial (Creditos/IPC)$ son las inversas de las pendientes de las funciones de oferta de depósitos y de demanda de créditos respecto de las respectivas tasas de interés reales. En un contexto como ese se da que un valor " $\theta = 0$ " representa una situación de competencia perfecta, y que un valor " $\theta = 1$ " representa en cambio una situación de monopolio o de colusión perfecta entre los bancos que operan en el mercado.¹⁹

¹⁷ Nótese que dentro del monto de depósitos hemos incluido también los depósitos en moneda extranjera (convertidos a lempiras). La participación de dichos depósitos, sin embargo, es relativamente pequeña en el total, ya que ha fluctuado entre el 25% y el 32%.

¹⁸ En este caso, la estimación será llevada a cabo utilizando únicamente una especificación lineal, ya que los valores de la variable $TPRMN$ toman a veces valores negativos, y eso hace imposible determinar valores del logaritmo de dicha variable para esas situaciones.

¹⁹ Para una explicación más detallada de la lógica detrás de la definición de parámetros de conducta en sistemas de oferta y demanda, véase Martin (2002), capítulo 7.

Para estimar el parámetro de conducta del mercado bancario comercial hondureño a través de un procedimiento como el descrito, procederemos por lo tanto a correr una regresión para el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\frac{Depositos}{IPC} = c(1) + c(2) \cdot TPRMN + c(3) \cdot Deval + c(4) \cdot IMAE \quad (10)$$

$$\frac{Creditos}{IPC} = c(5) + c(6) \cdot TARMN + c(7) \cdot IMAE + c(8) \cdot Tend \quad (11)$$

$$TARMN = c(9) \cdot TPRMN + c(10) \cdot \left[\left(\frac{c(9)}{c(2)} \right) \cdot \frac{Depositos}{IPC} - \left(\frac{1}{c(6)} \right) \cdot \frac{Creditos}{IPC} \right] \quad (12)$$

donde $c(9)$ es la inversa de la productividad marginal de los depósitos, y $c(10)$ es el parámetro de conducta a estimar.

Al igual que para el caso del sistema de ecuaciones estimado anteriormente, aquí también resulta posible incorporar variables *dummy* referidas a las tres etapas en las que hemos subdividido el período 2003-2012. La inclusión de las mismas hace que la última ecuación a estimar quede expresada del siguiente modo:

$$\begin{aligned} TARMN = & c(9) \cdot TPRMN + c(10) \cdot \left[\left(\frac{c(9)}{c(2)} \right) \cdot \frac{Depositos}{IPC} - \left(\frac{1}{c(6)} \right) \cdot \frac{Creditos}{IPC} \right] \cdot Epoca1 + \\ & + c(11) * \left[\left(\frac{c(9)}{c(2)} \right) \cdot \frac{Depositos}{IPC} - \left(\frac{1}{c(6)} \right) \cdot \frac{Creditos}{IPC} \right] \cdot Epoca2 + \\ & + c(12) * \left[\left(\frac{c(9)}{c(2)} \right) \cdot \frac{Depositos}{IPC} - \left(\frac{1}{c(6)} \right) \cdot \frac{Creditos}{IPC} \right] \cdot Epoca3 \end{aligned} \quad (13)$$

y que ahora $c(10)$, $c(11)$ y $c(12)$ sean respectivamente los parámetros de conducta correspondientes a los períodos 2003-2006, 2007-2008 y 2009-2012.

Tabla 3 / Resultados de las regresiones de oferta y demanda

Concepto	Regresión 1			Regresión 2		
	Coefic	Estad-t	Valor-p	Coefic	Estad-t	Valor-p
Oferta depósitos						
Constante	-13,6731	-0,5330	0,5944	-13,6792	-0,5318	0,5952
TPRMN	0,6096	0,4724	0,6369	0,6211	0,4800	0,6315
Devaluación	-10,4280	-6,7869	0,0000	-10,4293	-6,7697	0,0000
IMAE	3,8066	24,7614	0,0000	3,8067	24,6960	0,0000
R-cuadrado	0,9297			0,9297		
Demanda créditos						
Constante	167,6900	3,1178	0,0020	167,6660	3,1091	0,0020
TARMN	-8,2427	-6,4138	0,0000	-8,2419	-6,3961	0,0000
IMAE	2,0701	5,3605	0,0000	2,0703	5,3466	0,0000
Tendencia	2,2066	8,6897	0,0000	2,2065	8,6663	0,0000
R-cuadrado	0,8929			0,8929		
Maximiz beneficios						
Product Marginal	1,2640	0,9950	0,3204	0,7926	0,3869	0,6991
Conducta Epoca 1	0,0088	0,4514	0,6520	0,0179	0,3106	0,7563
Conducta Epoca 2	0,0088	0,4514	0,6520	0,0100	0,4016	0,6882
Conducta Epoca 3	0,0088	0,4514	0,6520	0,0133	0,3150	0,7530
R-cuadrado	0,4502			0,6126		

Los resultados de las regresiones realizadas aparecen expuestos en la tabla 3, en la cual reportamos lo obtenido al correr un sistema de ecuaciones con un único parámetro de conducta (Regresión 1) y otro sistema de ecuaciones con tres parámetros distintos para las diferentes épocas (Regresión 2). Al igual que para las regresiones cuyos resultados se reportaron en la tabla 2, en las regresiones de la tabla 3 se utilizó un procedimiento de mínimos cuadrados en dos etapas, que en este caso toma como variables endógenas a *TPRMN*, *TARMN*, *Depósitos/IPC* y *Creditos/IPC*, y utiliza como variables instrumentales a las otras variables de la regresión (*Deval*, *IMAE*, *Tend*, *Epoca2*, *Epoca3*), a once variables dummy correspondientes a los distintos meses del año, y a otras tres variables exógenas que son *Inflac*, *IPM/IPC* y *Wage/IPC* (y que tienen relación con otros factores de oferta y demanda que influyen sobre el sector bancario hondureño). Esas variables representan, respectivamente, el índice de inflación medido en base a la evolución del índice de precios al consumidor, la evolución relativa de los precios mayoristas (*IPM*) en relación a los minoristas (*IPC*), y el salario real promedio en el sector bancario hondureño (*Wage/IPC*).

De la lectura de las cifras que aparecen en la tabla 3 pueden obtenerse algunas conclusiones referidas a las características de las funciones estimadas para la banca comercial en Honduras. En primer lugar, observamos que los valores correspondientes a los coeficientes de la función de demanda de créditos, si bien son similares a los obtenidos en la regresión lineal llevada a cabo en la sección III.1, presentan algunas diferencias de magnitud (por ejemplo, un coeficiente más alto para la variable *TARMN* y un coeficiente más bajo para la variable *IMAE*). Por otro lado, en lo que respecta a la función de oferta de depósitos, se observa que las dos variables que resultan más significativas como determinantes de la misma son la tasa de devaluación (cuyo coeficiente negativo indica que, cuanto mayor es la devaluación, menor es la oferta de fondos de depositantes de los bancos) y el índice mensual de actividad económica (cuyo coeficiente positivo implica que, cuanto mayor es el ingreso, mayor es el monto de depósitos en los bancos). La oferta de depósitos parece ser, en cambio, relativamente insensible a variaciones en la tasa pasiva real de interés, ya que el coeficiente estimado para la variable *TPRMN* es relativamente pequeño y no es estadísticamente significativo a ningún nivel razonable de probabilidad.

Tampoco son significativamente distintos de cero los parámetros de conducta estimados a través de este procedimiento, y esto resulta válido tanto para el caso en el cual hemos calculado un único coeficiente para todo el período 2003-2012 como para el caso en el que obtuvimos distintos coeficientes para las tres etapas en las que subdividimos a dicho período. Tal como puede apreciarse, los coeficientes en cuestión son aquí bastante más bajos que los reportados en la tabla 2 (oscilan entre valores de 0,008 y de 0,018) y sus “valores-p” son siempre superiores a 0,65. Los coeficientes correspondientes a las épocas 1 y 3, además, son en este caso tan similares que no puede descartarse, para ningún nivel razonable de significación estadística, que sean idénticos.²⁰

El hecho de que los parámetros de conducta estimados en nuestro análisis no sean significativamente distintos de cero puede verse como un elemento que abona la idea de que en el sector bancario hondureño el ejercicio de poder de mercado de los bancos es relativamente escaso y, al mismo tiempo, como una evidencia de que el mercado funciona de manera relativamente eficiente en términos de la asignación de recursos. Esto último no quiere decir, sin embargo, que pueda concluirse de este análisis que los bancos son eficientes en términos

²⁰ Este último resultado surge de hacer un test de Wald de la restricción por la cual “ $c(10) = c(12)$ ”, que nos da un valor de probabilidad igual a 79,36%.

productivos, ya que para evaluar eso último sería necesario llevar a cabo un análisis de fronteras de eficiencia, lo cual requeriría de la utilización de una serie de datos alternativos que no han sido empleados en el presente trabajo.

V. Conclusiones

El estudio llevado a cabo en el presente trabajo respecto de la intensidad de la competencia en la banca comercial minorista en la República de Honduras, durante el período 2003-2012, genera una serie de resultados de los cuales pueden extraerse algunas conclusiones. La primera de ellas, que surge de la simple observación de las participaciones de mercado de los bancos y de la evolución de las mismas a lo largo del período analizado, es que el sector bancario hondureño tiene un grado de concentración intermedio, y que no existe ningún banco que, por sí mismo, pueda ser considerado como una empresa con posición dominante. Esta conclusión se mantiene a lo largo de todo el período analizado, y rige tanto para la época en la cual operaban 16 bancos con mayoría de capital hondureño (2003-2006) como para la época en la cual operaron 17 bancos con alta participación de capitales internacionales (2009-2012).

Una segunda conclusión tiene que ver con la idea de que el sector bancario comercial de Honduras puede ser considerado como un mercado en sí mismo, sin necesidad de incluir en él a otras entidades tales como los bancos públicos, las sociedades financieras o las asociaciones de ahorro y préstamo. Esto se debe a que la elasticidad-precio que hemos estimado para la demanda agregada de créditos de los bancos comerciales es bastante baja en valor absoluto (oscila entre 0,13 y 0,23, según el tipo de especificación utilizada) y por lo tanto un monopolista hipotético que controlara todos los bancos comerciales hondureños podría incrementar las tasas de interés que cobran dichos bancos de manera muy considerable.

Una tercera conclusión que surge de observar el comportamiento de los márgenes de beneficio del sector bancario hondureño (medidos como índices de Lerner basados en tasas de interés promedio, y como relaciones entre ingresos y gastos financieros totales) es que los mismos tienen en general un nivel bastante elevado (entre 50% y 70%). Esto resulta compatible con la existencia de cierto poder de mercado de los bancos, que se encuentra en línea con el nivel promedio de concentración (medido a través del índice de

Herfindahl y Hirschman, o del *market share* del banco más grande). En efecto, si multiplicamos los índices de Lerner promedio por el valor absoluto de la elasticidad-precio de la demanda estimada, obtenemos valores que se mueven en un rango que va de 0,11 a 0,15, en tanto que los indicadores de concentración relevantes están en valores que van de 0,10 a 0,18.

Tal como hemos visto en la sección IV, estos indicadores que surgen de multiplicar los índices de Lerner por el valor absoluto de la elasticidad-precio de la demanda pueden interpretarse como parámetros de conducta. Dichos parámetros pueden a su vez compararse con los que surgen de aplicar procedimientos econométricos de estimación, tanto si empleamos el enfoque “estructura-conducta-desempeño” como si llevamos a cabo una estimación de demanda de créditos, oferta de depósitos y maximización de beneficios de los bancos. Ese análisis, sin embargo, nos genera una serie de resultados que no son demasiado concluyentes. Si bien surgen algunos indicios acerca de que en el período 2009-2012 el comportamiento del mercado fue algo menos competitivo que en el período 2003-2006, dicha diferencia no parece ser demasiado significativa, y las conclusiones que se obtienen son que el mercado parece estar más cerca de una situación competitiva que de una situación cercana al monopolio. Todos estos resultados aparecen sintetizados en las cifras de la tabla 4, en la cual las medidas de intensidad de la competencia son coeficientes que pueden ir desde un mínimo de cero (competencia perfecta) hasta un máximo de uno (colusión perfecta).

Tabla 4 / Resumen de los parámetros de conducta calculados

Método / Período	Total	2003-2006	2007-2008	2009-2012
IL*Elasticidad				
Coefficiente	0,1393	0,1299	0,1499	0,1460
Probabilidad	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Regresión SCP				
Coefficiente	0,0295	0,0238	0,0460	0,0374
Probabilidad	(0,0411)	(0,0664)	(0,0017)	(0,0106)
Oferta y demanda				
Coefficiente	0,0088	0,0179	0,0100	0,0133
Probabilidad	(0,6520)	(0,7563)	(0,6882)	(0,7530)

Tal como puede apreciarse en la tabla 4, los valores hallados para los coeficientes son en todos los casos más cercanos a cero que a uno, ya que el máximo valor que toman (que es el que corresponde al coeficiente que surge de multiplicar al índice de Lerner por la elasticidad de la demanda para el período 2007-2008) es igual a 0,1499. Si miramos los valores de probabilidad de dichos resultados, sin embargo, vemos una diferencia entre lo que nos indican, por un lado, el cálculo directo a través de los índices de Lerner observados ($IL * Elasticidad$) y, por otro, las regresiones de oferta y demanda y las que siguen el enfoque “estructura-conducta-desempeño” (SCP). En efecto, mientras en un caso la conclusión es que el mercado se encuentra claramente distanciado de una solución de competencia perfecta (ya que los parámetros de conducta estimados son significativamente distintos de cero a cualquier nivel razonable de probabilidad), en el otro la conclusión es que no puede descartarse que las cifras analizadas hayan sido generadas por un mercado perfectamente competitivo.

También resulta distinta la conclusión en lo que respecta a la probabilidad de que la intensidad de la competencia haya variado o no entre el período 2003-2006 y el período 2009-2012. Tanto en el enfoque SCP como en el que surge de calcular directamente los parámetros de conducta a través de los índices de Lerner observados, la conclusión es que los coeficientes calculados para dichos subperíodos son significativamente distintos entre sí. En el enfoque de estimación de oferta y demanda, en cambio, la probabilidad de que ambos coeficientes sean iguales es relativamente elevada, por lo cual no puede afirmarse que la intensidad de la competencia haya disminuido por pasar de un sistema con entidades preponderantemente locales a otro en el cual la propiedad de los bancos está mucho más internacionalizada.

Referencias

Clarke, R., S. Davies y M. Waterson (1984). “The Profitability-Concentration Relation: Market Power or Efficiency?”, *Journal of Industrial Economics*, 32, pp. 435-450.

Coloma, G. (2005). *Economía de la organización industrial*, Buenos Aires, Temas.

Coloma, G. (2011). “Market Delineation and Merger Simulation: A Proposed Methodology with an Application to the Argentine Biscuit Market”, *Journal of Competition Law and Economics*, 7, pp. 113-131.

Martin, S. (2002). *Advanced Industrial Economics*, 2da. edición, Oxford, Blackwell.

Tábora, M. (2007). “Competencia y regulación en la banca: el caso de Honduras”, Comisión Económica para América Latina y el Caribe, México.

La caída de la participación de los ingresos del trabajo en las economías avanzadas

Ángel Estrada

Eva Valdeolivas*

Banco de España

Resumen

La participación de los ingresos del trabajo en el PIB es un determinante clave de variables económicas muy relevantes, como la competitividad, la inflación, la acumulación de capital humano, la demanda y la distribución del ingreso. Los modelos económicos más sencillos predicen que la participación de los ingresos del trabajo fluctuará en torno a un valor de equilibrio estable de largo plazo. Sin embargo, en las tres últimas décadas se ha observado una tendencia a la baja en diversos países, especialmente en los desarrollados. Para identificar los motivos que subyacen a esta tendencia es necesario, en primer lugar, refinar la medición de esta variable teniendo en cuenta, en concreto, el empleo no asalariado, el papel desempeñado por la economía que no es de mercado y el efecto de la reasignación sectorial de la actividad. En segundo lugar, se contrastan distintas explicaciones teóricas, tales como el efecto de factores tecnológicos (complementariedad entre el factor capital y el empleo calificado), del comercio internacional y de cambios en la regulación de los mercados de producto y de trabajo, teniendo en cuenta la posición cíclica de la economía. Este análisis revela que los factores tecnológicos parecen ser los principales determinantes de esta tendencia, y que la participación de los ingresos del trabajo es procíclica, pero se retrasa un año respecto a las fluctuaciones de la producción.

* Agradecemos a Enrique Alberola, Ignacio Hernando y Pilar L'Hotellerie-Fallois sus sugerencias y comentarios para las versiones anteriores de este trabajo. Las opiniones que aparecen en este documento son exclusiva responsabilidad de los autores y no necesariamente representan la opinión del Banco de España o del Eurosistema o del BCRA y sus autoridades. Email: aestrada@bde.es.

Clasificación JEL: E25, F62, J31, O33.

Palabras clave: ciclo de negocios, comercio internacional, participación de los ingresos del trabajo, progreso tecnológico sesgado, trabajo calificado.

The Fall of the Labor Income Share in Advanced Economies

Ángel Estrada
Eva Valdeolivas
Banco de España

Summary

The share of labor income in GDP is a key determinant of very important economic variables, such as competitiveness, inflation, human capital accumulation, demand and income distribution. The simplest economic models predict that the share of labor income will fluctuate around a stable value of long-term equilibrium. However, in the past three decades there has been a downward trend in many countries, especially in developed countries. To identify the reasons behind this trend, it is necessary, first, to refine the measurement of this variable, taking into account, in particular the non-wage employment, the role played by non-market economy and the effect of sectoral reallocation of activity. Second, different theoretical explanations are contrasted, such as the effect of technological factors (factor complementarity between capital and skilled labor), international trade and changes in the regulation of product markets and labor, taking into account the cyclical position of the economy. This analysis reveals that technological factors appear to be key determinants of this trend, and that the share of labor income is procyclical, but is delayed by one year with respect to fluctuations in production.

JEL: E25, F62, J31, O33.

Keywords: biased technological progress, business cycle, international trade, labor income share, skilled labor.

I. Introducción

El Producto Interior Bruto (PIB) se puede descomponer de diversas formas, dependiendo del tema que se quiera analizar. Desde el punto de vista de los ingresos, el foco se coloca en los ingresos obtenidos por cada factor productivo en compensación por su participación en el proceso de producción. En esta perspectiva, el PIB se reparte entre los dos factores productivos primarios (capital y trabajo) y el sector público, que recauda impuestos sobre la producción para financiar sus actividades. La parte de la producción obtenida por el trabajo, es decir, la participación de los ingresos laborales, ha sido foco de atención de la literatura económica, dado que puede considerarse como un indicador de las ineficiencias existentes en el mercado de productos y es un determinante de la inflación, la competitividad, la acumulación de capital humano, la demanda y la distribución del ingreso, entre otras variables.

Los modelos económicos sencillos predicen que la participación del ingreso laboral en el PIB fluctuará en torno de un valor de largo plazo, como corresponde a una senda de crecimiento equilibrada. Sin embargo, en las últimas tres décadas, se ha observado una tendencia a la baja en varios países, en especial en las naciones desarrolladas. Esto significa que, desde los años ochenta, el aumento de la remuneración del trabajo ha sido inferior al aumento del producto al que contribuye. Se han propuesto varias explicaciones para justificar este fenómeno. Sin embargo, antes de contrastar los modelos teóricos, es necesario analizar en profundidad los problemas de la medición de la participación del ingreso laboral, tema al que dedicaremos la primera parte de este documento.

En la mayoría de los casos, el trabajo es realizado por empleados y por trabajadores independientes. Por lo tanto, la participación del ingreso laboral debería incluir los ingresos de ambos grupos. En el primer caso, la compensación de los empleados es una variable observable. En el segundo caso, los ingresos del capital y del trabajo se observan de manera conjunta, y, por lo tanto, debería implementarse un procedimiento para separarlos. El segundo factor contable relevante que debe considerarse es el papel que juega la economía que no es de mercado. Esta rama de la actividad ocupa a un porcentaje significativo de la fuerza laboral pero las decisiones sobre el empleo y los salarios probablemente no sean consistentes con los modelos de maximización de beneficios. Por lo tanto, deben tratarse de manera diferente. Estos dos elementos se analizan en la segunda sección del documento para obtener una mejor *proxy* de la participa-

ción del ingreso laboral. En la sección III, se investiga la reasignación sectorial de la actividad, porque también puede impulsar cambios en la participación de los ingresos del trabajo a nivel agregado, siempre que no todas las ramas sean igualmente intensivas en el uso de los dos factores primarios de producción.

Una vez incorporados estos elementos contables, la literatura económica considera diferentes factores que pueden explicar los movimientos en la participación del ingreso laboral en una economía de mercado. Por un lado, puede deberse a factores tecnológicos. En especial, para que una tendencia descendente en la participación sea compatible con una tendencia ascendente en el ratio capital/trabajo y en la relación trabajo calificado/trabajo no calificado, es necesario que la mano de obra calificada sea complementaria al capital y éste sea sustitutivo de la mano de obra no calificada, en un contexto de avance tecnológico basado en el capital. Por otro lado, los cambios en la eficiencia de asignación de la economía también pueden afectar la participación del ingreso laboral. Otro elemento que esta literatura ha enfatizado es la relación entre la participación del ingreso laboral y el comercio internacional. Esta asociación se incorpora al marco previo tanto por medio de la tecnología (importaciones de bienes de capital e insumos) como por medio del impacto del comercio internacional en la competencia (importación de productos finales). Sin embargo, no hay un análisis que determine si el cambio tecnológico ahorrador de trabajo es inducido por el comercio internacional. Por último, debe considerarse el posible impacto del ciclo económico en la participación del ingreso laboral dado que existen diferentes teorías que subrayan su relevancia.

De esta forma, en la segunda parte de este documento (sección IV), se estima un modelo empírico agregado para identificar los principales determinantes de nuestra estimación de la participación del ingreso laboral, que incluye al empleo autónomo y excluye a la economía que no es de mercado. Este modelo se utiliza para obtener la contribución de estos determinantes al patrón de la participación del ingreso laboral en los últimos treinta años en siete países desarrollados (Estados Unidos, Japón, Alemania, Francia, Reino Unido, Italia y España). La última sección expone las conclusiones y analiza futuros temas de investigación.

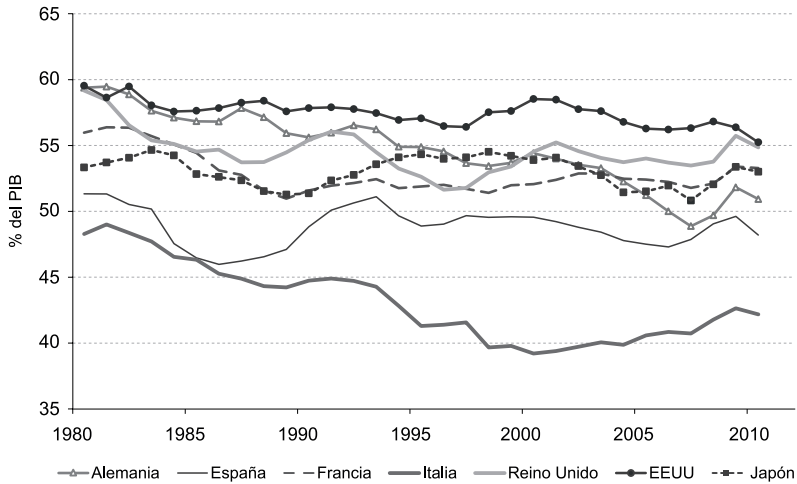
II. La medición de la participación de los ingresos del trabajo

De acuerdo con las Cuentas Nacionales, el Producto Interno Bruto puede dividirse en tres partidas principales en el lado de los ingresos: i) remuneración de

los asalariados; ii) beneficio operativo bruto/ingreso mixto bruto; iii) impuestos netos sobre productos e importaciones. Esta desagregación pretende aislar los ingresos obtenidos por los trabajadores (la remuneración de los asalariados), los propietarios del capital (beneficio operativo bruto/ingreso mixto bruto) y el sector público (impuestos netos sobre productos e importaciones). Sin embargo, los empleados son sólo una fracción del factor trabajo realmente utilizado porque en todos los países hay trabajadores autónomos. A diferencia de los empleados, los autónomos son los dueños del capital que utilizan para producir. En consecuencia, no puede sorprendernos que las Cuentas Nacionales incluyan la remuneración a ese capital y la compensación laboral de estos trabajadores bajo la segunda partida, el beneficio operativo bruto. Sin embargo, desde una perspectiva empírica, parte de ella debería asignarse al trabajo y sumarse a la remuneración de los asalariados para obtener una estimación más global del ingreso laboral.

El análisis de la remuneración de los asalariados revela que su participación en el PIB muestra una alta heterogeneidad entre los países desarrollados. En especial, considerando los promedios de las últimas tres décadas, en Estados Unidos se observa el máximo (57,5%) mientras que el mínimo está en Italia (43,1%). Gran parte de estas diferencias derivan de factores institucionales —como la proporción de trabajo independiente—, factores tecnológicos —tal como se analiza en la sección IV— y la especialización productiva de la economía. Sin embargo, la característica más sobresaliente de esta variable es su tendencia descendente, al menos desde los años ochenta (ver el Gráfico 1). Si bien la intensidad de la caída también ha sido heterogénea entre los países y las décadas, se ha registrado una reducción en todo el período de la muestra para todos los países.

Gráfico 1 / Evolución de la remuneración de los asalariados como porcentaje del PIB



Fuente: AMECO (Comisión Europea).

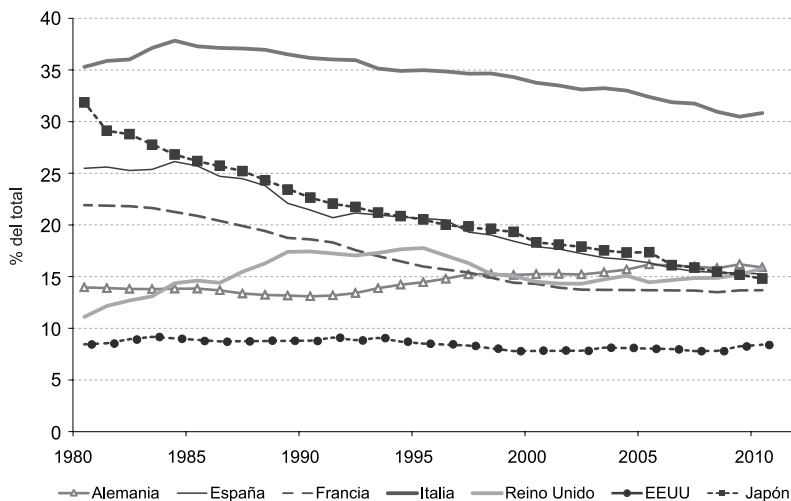
En especial, los países que muestran la mayor reducción son Alemania e Italia (-8,5 y -6,1 puntos porcentuales, respectivamente), seguidos por Estados Unidos y el Reino Unido (-4,3 p.p. en ambos casos), España y Francia (-3,1 p.p. y -2,7 p.p. respectivamente). En el caso de Japón, la reducción fue la más baja con -0,3 p.p. Esta tendencia descendente se observó en casi todas las décadas; las excepciones son España, Francia, Estados Unidos y Japón en la década de 1990, y Francia, Italia y el Reino Unido entre los años 2000 y 2010.

Tal como se explicó anteriormente, la remuneración de los asalariados que proporcionan las Cuentas Nacionales no cubre todos los ingresos obtenidos por el factor trabajo. En especial, los ingresos de los trabajadores autónomos están incluidos en el beneficio operativo bruto. Esto se debe a la dificultad para separar la parte de sus ingresos que compensa el trabajo de la parte que compensa el capital. Para tener en cuenta este factor, se ha imputado un salario al trabajo autónomo. El procedimiento de imputación consiste en suponer que la remuneración del trabajador no asalariado promedio en cada sector es igual a la del asalariado promedio. Esta hipótesis se hace operativa teniendo en cuenta que las contribuciones sociales de los autónomos y los asalariados podrían ser diferentes, y utilizando información sectorial, dado que tanto los salarios como la proporción de empleo autónomo son diferentes según la rama de actividad.¹

¹ El anexo describe en detalle la construcción de esta base de datos.

Este procedimiento de imputación implica que la participación de los ingresos del trabajo será más alta en todos los países, pero su tendencia podría modificarse según la evolución de los trabajadores autónomos y los asalariados. Tal como puede observarse en el Gráfico 2, hay importantes diferencias entre los países en lo que respecta a la participación de estos trabajadores en la fuerza laboral total. Italia registra la tasa más alta (35%) y Estados Unidos, la más baja (8,5%). La mayoría de los países han mostrado una tendencia descendente, aunque se han registrado aumentos en Alemania y el Reino Unido. En cambio, en Estados Unidos este ratio ha sido bastante estable. Dejando de lado los dos casos extremos (Italia y EE.UU.), el resto de los países parece converger hacia tasas de alrededor del 15%.

Gráfico 2 / Participación de los trabajadores autónomos (en horas)

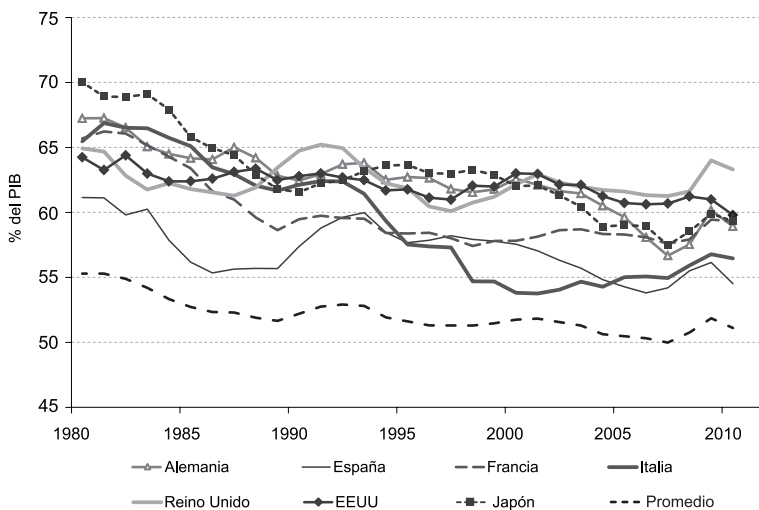


Fuente: AMECO (Comisión Europea), EU-KLEMS y cálculos propios.

Tal como puede observarse en el Gráfico 3, cuando esta imputación se añade a la remuneración de los asalariados, la participación del ingreso laboral aumenta en todos los países, con un crecimiento mayor en los países en los que la participación era más baja. Por lo tanto, se observa una convergencia en la participación de los ingresos del trabajo de esta muestra de países. Ahora el máximo, calculado como promedio de las últimas tres décadas, se registra en Japón con el 62,9% y el mínimo en España (57,2%), lo que reduce el rango entre países a 6 p.p. en comparación con los 14 p.p. que se obtenían cuando no se

tenía en cuenta a los autónomos. Italia es el país donde el trabajo no asalariado acumula la mayor compensación (16,2 p.p. del PIB como promedio de las tres décadas) y Estados Unidos se ubica en el extremo opuesto (4,7 p.p.). En cualquier caso, la tendencia descendente agregada en la participación del ingreso laboral se acentúa aún más cuando se incluye el trabajo autónomo. De hecho, la reducción es aproximadamente 3 puntos porcentuales más alta en Italia, alrededor de 4 p.p. en España y Francia y más de 9 p.p. en Japón. La excepción a esta regla es el Reino Unido, donde la reducción es ahora de 2,7 p.p. en comparación con los 4,3 p.p. observados al excluir el trabajo autónomo. Por último, Alemania y Estados Unidos casi no muestran cambios. Una vez más, sólo en décadas específicas y países concretos aumentó la participación del ingreso laboral. Por lo tanto, la reasignación del trabajo a favor del empleo autónomo no puede explicar la tendencia descendente de la participación del ingreso laboral.

Gráfico 3 / Evolución de la remuneración del empleo como porcentaje del PIB



Fuente: AMECO (Comisión Europea), EU-KLEMS y cálculos propios.

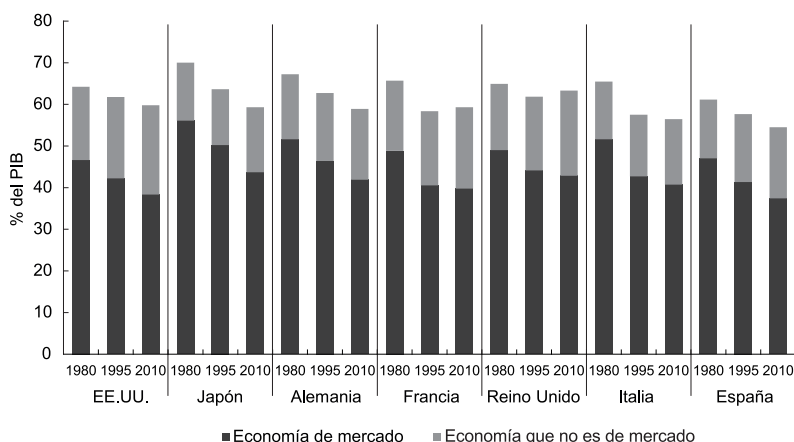
Esta medida de la participación de los ingresos del trabajo en el PIB debería ser vista como una medida del costo laboral para las empresas más que como una medida del ingreso que los trabajadores se llevan a casa (vea el Anexo A, donde se explican las principales diferencias entre ambos). La primera variable es relevante para analizar el proceso productivo, tal como hacemos en este

documento, y la segunda para determinar la demanda y su estructura, que sería la continuación natural de este estudio.

Otro elemento contable importante a tener en cuenta para el análisis empírico del resto de este documento es el papel que desempeña la economía que no es de mercado en el comportamiento de la participación del ingreso laboral. Este sector emplea a una parte importante de la fuerza laboral; sin embargo, hay buenas razones para creer que la política laboral seguida por sus administradores no es compatible con los modelos teóricos que se presentan más adelante. Además, el valor añadido de este sector es una convención contable, en la medida que los precios no son observables y, por lo tanto, la remuneración del capital es aproximada por el consumo del capital fijo. En consecuencia, es aconsejable excluir a este sector del análisis.

Nosotros aproximamos la participación de los ingresos del trabajo de la economía que no es de mercado con la de los servicios comunitarios, sociales y personales, que incluye la actividad del sector público. El Gráfico 4 y la Tabla 1 muestran el nivel y la evolución de la participación del ingreso laboral de estos sectores respecto del PIB de toda la economía. Como puede verse, la participación del ingreso laboral de la economía que no es de mercado no alcanza el 20% del PIB. Hay una cierta heterogeneidad entre los países, siendo más alta en Estados Unidos (19,3% en promedio durante el período de la muestra) y más baja en Japón (14%). A diferencia de lo que ocurre con la participación de los ingresos de trabajo en toda la economía, se observa una tendencia ascendente en todos los países. En particular, se ha registrado un aumento de alrededor de 4 puntos porcentuales en el Reino Unido y Estados Unidos, de alrededor de 3 puntos porcentuales en España y Francia y de alrededor de 1,5 puntos porcentuales en Italia, Alemania y Japón. El aumento de la participación de los ingresos del trabajo de la economía que no es de mercado ha sido generalizado en las tres décadas, siendo las excepciones Alemania, Francia y Japón durante los años ochenta, y España, Italia y Estados Unidos durante los años noventa.

Gráfico 4 / Evolución de la participación de los ingresos del trabajo por sectores



Fuente: AMECO (Comisión Europea), EU-KLEMS y cálculos propios.

La tendencia ascendente de la participación de los ingresos laborales de la economía que no es de mercado implica que la tendencia descendente de esa participación en el caso de la economía de mercado ha sido más pronunciada que en el de la economía en su conjunto. Tal como se observa en la Tabla 1, la muestra de países considerada en este análisis presenta una participación del ingreso laboral de la economía de mercado de entre el 51% (España) y el 57% (Alemania) como promedio durante las últimas tres décadas, lo que implica una dispersión similar a la de la economía en su conjunto. Sin embargo, en los últimos años, ha disminuido por debajo del 50% en algunos países (España, Italia y Estados Unidos), siguiendo una tendencia que es común a los restantes países. De hecho, desde 1980, la caída de la participación del ingreso laboral ha sido superior a los 10 puntos porcentuales en Japón, Italia, España y Alemania; Francia y Estados Unidos han tenido reducciones de alrededor de 7 puntos porcentuales y el Reino Unido por debajo de 5 puntos porcentuales. Las reducciones fueron generalizadas en los años ochenta y noventa (las únicas excepciones fueron Estados Unidos y España en los años noventa), con una ligera recuperación en algunos países en la última década.

Tabla 1 / Evolución de la participación de los ingresos del trabajo por sectores

	EE.UU.	Japón	Alemania	Francia	Reino Unido	Italia	España
Economía total (% del PIB)							
1980	64,24	70,02	67,24	65,69	64,92	65,47	61,15
1990	62,78	61,55	62,46	59,48	64,75	62,13	57,38
2000	63,00	62,03	62,59	57,82	62,16	53,81	57,55
2010	59,79	59,32	58,92	59,31	63,31	56,45	54,51
Economía de mercado (% del PIB)							
1980	46,64	56,07	51,62	48,83	49,00	51,62	47,03
1990	43,37	49,05	47,28	43,34	48,07	46,16	41,81
2000	44,38	47,91	45,76	39,69	44,48	39,64	42,11
2010	38,35	43,69	41,89	39,78	42,86	40,71	37,43
No de mercado (% del PIB)							
1980	17,60	13,95	15,62	16,86	15,92	13,85	14,12
1990	19,42	12,50	15,18	16,13	16,68	15,97	15,57
2000	18,62	14,12	16,83	18,13	17,68	14,17	15,44
2010	21,43	15,63	17,03	19,53	20,45	15,74	17,09
<i>Ítem de apéndice</i>							
Economía de mercado (% VA econ. mercado)*							
1980	56,68	63,87	63,95	58,28	60,17	61,87	56,28
1990	54,15	52,48	58,82	52,64	59,81	57,09	50,78
2000	55,54	50,62	57,99	48,89	55,43	46,86	51,69
2010	49,79	51,71	53,99	50,47	55,58	49,72	46,05

(*) Esta es la variable que se utiliza en el análisis empírico que se encuentra más adelante.

Fuente: AMECO (Comisión Europea), EU-KLEMS y cálculos propios.

III. Desagregación de los componentes de la participación de los ingresos del trabajo

La participación de los ingresos del trabajo puede desagregarse en dos componentes principales: salario real y productividad laboral. Obviamente, la reducción de la participación del ingreso laboral en la economía de mercado es resultado de un aumento de los salarios reales inferior al de la productividad laboral. Sin embargo, hay importantes diferencias entre los países en ambas variables y en su evolución en las tres décadas (ver la Tabla 2). En todos estos países la productividad laboral ha mostrado un aumento promedio superior al 2% (excepto en el caso de Italia), siendo Japón y el Reino Unido los países donde la eficiencia del trabajo mejoró más. En la mayoría de los países, la productividad laboral ha exhibido una senda de desaceleración, registrando los aumentos más altos en la década de 1980 y los más bajos en la última década. Las excepciones a esta regla son Estados Unidos, que muestra una trayectoria de aceleración, y España, donde en la última década se ha estabilizado aunque a un nivel muy inferior al de Estados Unidos.

Con respecto a los salarios reales, los mayores aumentos se registraron en el Reino Unido y Estados Unidos y los menores en España y, sobre todo, en Italia. Tal como podía esperarse, hay una correlación muy elevada entre el crecimiento de los salarios reales y el crecimiento de la productividad laboral en toda la muestra, aunque con diferencias en las distintas décadas. A diferencia de la desaceleración generalizada observada para la productividad laboral, en el caso de los salarios reales hay una heterogeneidad sustancial. En particular, en Japón, Alemania y Francia, la tasa de crecimiento promedio máxima de los salarios reales se produjo en la década de 1990; en Estados Unidos se registró una aceleración (más suavizada en la última década), a diferencia de lo ocurrido en el Reino Unido y España; Italia es el único país en el que los salarios reales se aceleraron durante la última década.

Tabla 2 / Desagregación de la evolución de la participación de los ingresos del trabajo en la economía de mercado (tasas de crecimiento anuales promedio)

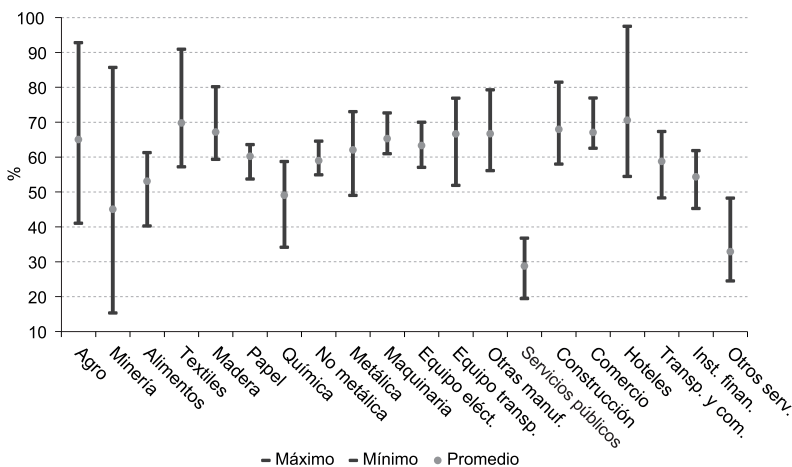
	EE.UU.	Japón	Alemania	Francia	Reino Unido	Italia	España
Participación del ingreso laboral							
1980-1989	-0,50	-2,01	-0,88	-1,34	-0,31	-0,89	-1,49
1990-1999	0,01	-0,33	-0,41	-0,84	-1,03	-1,96	0,20
2000-2010	-1,08	0,23	-0,65	0,31	0,04	0,58	-1,14
1980-2010	-0,25	-0,69	-0,57	-0,48	-0,25	-0,72	-0,66
Productividad laboral							
1980-1989	1,69	4,05	2,61	3,13	3,05	2,47	3,62
1990-1999	2,32	2,60	2,47	2,64	3,32	1,81	1,49
2000-2010	3,38	1,14	1,28	1,35	1,58	0,03	1,63
1980-2010	2,53	2,65	2,19	2,34	2,59	1,47	2,10
Salarios reales							
1980-1989	1,18	2,08	1,61	1,81	2,88	1,93	2,39
1990-1999	2,31	2,35	2,31	2,02	2,45	0,47	1,82
2000-2010	2,32	1,42	0,71	1,59	1,55	0,55	0,35
1980-2010	2,11	2,01	1,70	1,89	2,41	1,05	1,52

Fuente: EU-KLEMS y cálculos propios.

En ocasiones se ha defendido que esta tendencia descendente observada en la participación de los ingresos del trabajo puede ser resultado de la reasignación de actividad hacia sectores menos intensivos en mano de obra. Este podría ser el caso si hubiera diferencias significativas en la participación del ingreso laboral entre sectores. El Gráfico 5 pretende resumir la información sobre los ingresos del trabajo por sectores. Como puede verse, el promedio de la participación del ingreso laboral se encuentra entre el 60% y el 70% del valor agregado sectorial en la mayoría de las ramas de actividad. Las excepciones son la minería, los alimen-

tos procesados, los productos químicos, los servicios públicos, la intermediación financiera y otros servicios (que incluyen actividades inmobiliarias, alquileres y actividades de negocios), que se encuentran por debajo de ese rango. En particular, los servicios públicos y otros servicios presentan una participación del ingreso laboral de alrededor del 30%. En el primer caso, esto refleja la alta intensidad en capital de la tecnología de producción y distribución de energía; en el segundo caso, los ingresos imputados a las viviendas ocupadas por sus propietarios en las actividades inmobiliarias explican el bajo ratio. La mayor heterogeneidad entre países, es decir la diferencia entre el máximo y el mínimo, se observa en la agricultura, la minería y los hoteles y restaurantes, y el más bajo, en algunos de los sectores de manufacturas, en los que las tecnologías de producción son más homogéneas.

Gráfico 5 / Participación de los ingresos del trabajo por sectores en la economía de mercado



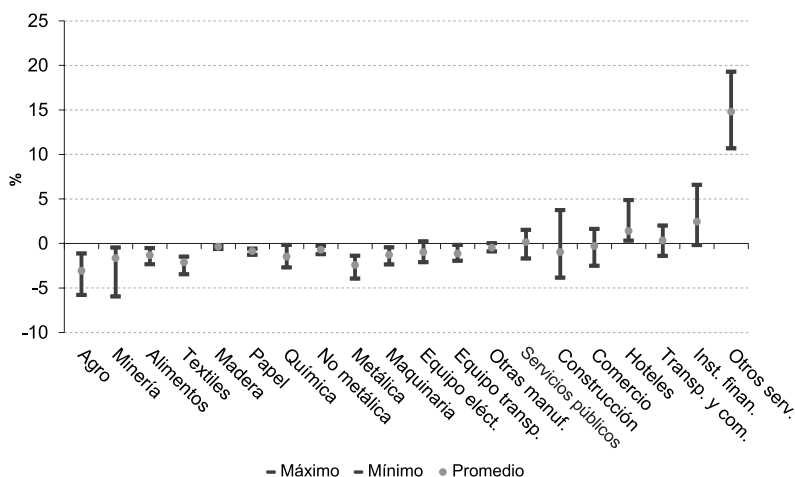
Nota: para cada sector, la parte superior de la barra representa la participación más alta del ingreso laboral de los países considerados en este trabajo y la parte inferior, la participación más baja; el punto captura el promedio no ponderado.

Fuente: EU-KLEMS y cálculos propios.

En las últimas tres décadas, se han observado tendencias sostenidas en la estructura del valor agregado en la economía de mercado. Como puede verse en el Gráfico 6, estas tendencias son bastante homogéneas entre los países considerados. La agricultura y la manufactura han perdido relevancia (de hecho, todas las ramas de producción industrial perdieron peso en todos los países), que fue ganada por el área de servicios de mercado. En el caso de la construcción, perdió importancia en todos los países a excepción de España y el Reino

Unido. En cambio, el peso de los servicios públicos ganó terreno en todos los países, excepto en el Reino Unido y Francia.

Gráfico 6 / Tendencias de la participación del valor agregado por sector (1980-2010)



Nota: para cada sector, la parte superior de la barra representa el cambio más alto en la participación del valor agregado sectorial entre 1980 y 2012 entre los países considerados y la parte inferior, el cambio más bajo; el punto captura el promedio no ponderado.

Fuente: EU-KLEMS y cálculos propios.

Desde una perspectiva agregada, los sectores de servicios son, en general, más intensivos en trabajo que las manufacturas, entonces podría pensarse que estas tendencias en la especialización productiva no resultan compatibles con la tendencia a la baja de la participación agregada de los ingresos del trabajo. Sin embargo, el Gráfico 6 muestra que sólo dos sectores de servicios aumentaron de forma significativa su relevancia: otros servicios (que incluyen actividades inmobiliarias, alquileres y actividades de negocios) y la intermediación financiera (Italia es el único país en el que este último sector ha perdido peso), y estos dos sectores se caracterizan por ser mucho menos intensivos en mano de obra que el promedio de los sectores de servicios e incluso que el sector de manufacturas, tal como vimos antes. Las actividades del sector tradicional de servicios (más intensivo en mano de obra que el sector de manufacturas), como los servicios comerciales, hoteleros y de alimentación, se han mantenido relativamente estables en todos los países considerados, a excepción de España. Todos los sectores de manufacturas de todos los países perdieron peso, lo que sugiere un proceso de tercerización.

Para poder verificar si la reasignación observada de la actividad explica la tendencia de la participación de los ingresos del trabajo, se ha realizado un ejercicio que mantiene las ponderaciones de los diferentes sectores de la economía en los niveles observados en un determinado año (1995). No hay duda de que este ejercicio tiene desventajas importantes, dado que depende del nivel de desagregación de la información pero, al menos, podría descartar algunas explicaciones posibles de este fenómeno. La Tabla 3 muestra que el efecto de la reasignación sectorial de la actividad es bastante significativo a la hora de explicar la evolución de la participación del ingreso laboral. En particular, el efecto de la reasignación sectorial parece haber sido muy importante en Alemania, Estados Unidos, Italia y Japón (explica alrededor del 60% de la reducción acumulada de la participación del ingreso laboral), significativo en Francia y Japón (50%) y bajo en España (10%). Por lo tanto, la mayor relevancia de las actividades de negocios y la intermediación financiera explica una parte importante (aunque no toda) de la tendencia de la participación del ingreso laboral en todos los países excepto España, donde la ponderación ganada por la construcción, el comercio y los hoteles y restaurantes ha contrarrestado ese efecto.

Tabla 3 / Efecto de la reasignación sectorial de la actividad en la participación de los ingresos del trabajo (% como porcentaje del PIB de la economía de mercado)

	EE.UU.	Japón	Alemania	Francia	Reino Unido	Italia	España
Diferencias observadas							
1980-1989	-2,5	-11,4	-5,2	-5,7	-0,4	-4,9	-5,6
1990-1999	1,4	-1,9	-1,2	-3,7	-4,4	-10,2	0,8
2000-2010	-5,7	1,1	-3,8	1,5	0,2	2,7	-5,6
1980-2010	-6,9	-12,3	-10,2	-7,9	-4,6	-12,4	-10,4
Diferencias simuladas							
1980-1990	-0,1	-9,4	-1,6	-5,7	-2,4	-1,6	-5,8
1990-2000	1,6	0,4	1,7	-2,2	-2,3	-8,4	1,2
2000-2010	-4,0	2,4	-3,0	4,0	2,8	5,0	-4,8
1980-2010	-2,6	-6,6	-2,9	-5,0	-1,9	-5,0	-9,3

Fuente: EU-KLEMS y cálculos propios.

IV. Determinantes de la evolución de la participación del ingreso laboral en la economía de mercado

La participación de los ingresos del trabajo en los diferentes países presenta importantes fluctuaciones, tal como pudo verse en la sección anterior. De hecho,

es posible observar una tendencia descendente en las últimas tres décadas. Aunque esta tendencia es parcialmente mitigada cuando se considera la reasignación sectorial de la actividad, parece ser un hecho estilizado que los ingresos del trabajo han perdido relevancia en el valor agregado. Esta tendencia descendente no es consistente con la modelización tradicional del proceso productivo como una función de producción Cobb-Douglas con elasticidad de sustitución unitaria entre los factores productivos primarios, dado que esto implica una participación de los ingresos del trabajo constante. Por lo tanto, en primer lugar, es necesario relajar este marco y considerar la posibilidad de tener una elasticidad de sustitución entre los factores primarios diferente de uno, lo cual implicaría, si hubiera cambios en la oferta relativa de factores o en el progreso tecnológico específico de los insumos, una participación del ingreso laboral variable. El marco más sencillo para permitir esta posibilidad es considerar las funciones de producción de tipo CES (funciones de Elasticidad de Sustitución Constante, por su nombre en inglés). En segundo lugar, podría haber rigideces en los mercados de productos y factores que generen brechas entre el salario real y el producto marginal del trabajo. Si estas rigideces cambian, la participación de los ingresos del trabajo de equilibrio también puede cambiar de manera permanente, lo que implica una tendencia ascendente o descendente durante el proceso de ajuste hacia el nuevo equilibrio. Además, la participación de los ingresos del trabajo también puede verse afectada por el ciclo económico, aunque esto no puede inducir cambios permanentes en la participación sino sólo fluctuaciones en torno del nivel de equilibrio.

Comenzando con los factores tecnológicos, uno de los enfoques más completos es el de Arpaia *et al.* (2009). Estos autores consideran cuatro factores de producción que se combinan mediante una serie de funciones de producción CES anidadas, lo que permite diferentes elasticidades de sustitución entre ellas. En el nivel más bajo del proceso de producción, se considera una función CES entre mano de obra calificada (L_S) y capital (AK , donde A equivale al progreso tecnológico que aumenta el capital), que produce X , el insumo compuesto para la segunda función de producción que se describe en (2):

$$X = \left\{ a(AK)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (1-a)(L_S)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right\}^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (1)$$

η es la elasticidad de sustitución entre estos dos factores productivos. Este parámetro debería ser positivo y, en caso de ser inferior (superior) a 1, implica

que un aumento en la oferta de capital aumenta (reduce) la participación de los ingresos de la mano de obra calificada (en el compuesto X). Por lo tanto, si la elasticidad es inferior a uno, estos dos factores productivos son complementarios; si es superior a uno, son sustitutos.

La segunda función CES relaciona el insumo compuesto (X) con la mano de obra no calificada (L_u) para generar valor agregado (Y). En este caso, la elasticidad de sustitución es captada con un nuevo parámetro (ρ) para permitir un grado de complementariedad diferente del capital con los dos tipos de trabajo.

$$Y = \left\{ a(X)^{\frac{\rho-1}{\rho}} + (1-a)(L_u)^{\frac{\rho-1}{\rho}} \right\}^{\frac{\rho}{\rho-1}} \quad (2)$$

Se utiliza una función CES final para combinar el valor agregado y los insumos intermedios para generar el producto bruto final (GO). La idea es que si la elasticidad de sustitución entre el valor agregado y los insumos intermedios es diferente de la unidad (λ), los precios relativos de los insumos intermedios (M) también afectarán las participaciones del ingreso en el valor agregado de los insumos primarios.

$$GO = \left\{ \beta(Y)^{\frac{\lambda-1}{\lambda}} + (1-\beta)(M)^{\frac{\lambda-1}{\lambda}} \right\}^{\frac{\lambda}{\lambda-1}} \quad (3)$$

Con un poco de álgebra, puede demostrarse que con esta caracterización de la tecnología, la participación de los ingresos del trabajo en el valor añadido dependerá no linealmente de cinco variables: i) el progreso tecnológico que aumenta el capital; ii) el ratio capital-producto; iii) el ratio mano de obra calificada-no calificada; iv) el ratio capital-mano de obra calificada, y v) el precio relativo de los insumos intermedios. El signo de las derivadas de la participación del ingreso laboral con respecto a estas variables depende del grado de sustitución de los diferentes factores productivos. En particular, estamos interesados en definir las condiciones para lograr un impacto negativo de estas cinco variables en la participación del trabajo, que es lo que sugieren los datos.

La primera condición para que el progreso tecnológico que aumenta el capital tenga un efecto negativo en la participación del ingreso laboral es que el insumo compuesto X y la mano de obra no calificada sean sustitutos. Esto implica que un *shock* tecnológico positivo que aumenta el capital reduce la participación del ingreso laboral de la mano de obra no calificada. Sin embargo, la participación

del ingreso laboral de la mano de obra calificada puede disminuir o aumentar, dado que es el producto de la participación del compuesto capital-mano de obra calificada en el valor agregado (que aumenta bajo la condición previa) y la participación del ingreso de la mano de obra calificada en el compuesto. Esta última participación aumentará o bajará dependiendo de la elasticidad de sustitución entre mano de obra calificada y capital. Cuando son complementos, aumenta, pero si el grado de complementariedad es más reducido que el grado de sustitución de la mano de obra no calificada y el compuesto, esto no será suficiente para compensar la reducción en la participación del ingreso de la mano de obra no calificada y la participación del ingreso laboral total disminuirá.

Las condiciones para observar un signo negativo en la derivada de la participación del ingreso laboral con respecto a la intensidad del capital son, en esencia, las mismas que en el caso anterior y exactamente por las mismas razones. De hecho, el modelo teórico establece que ambas variables deberían aparecer en modelo con el mismo parámetro, aunque en el enfoque empírico que se encuentra más adelante esta limitación se relajará, ya que se utiliza una *proxy* para el progreso tecnológico que aumenta el capital.

La condición suficiente para que el ratio entre mano de obra calificada y mano de obra no calificada tenga un impacto negativo en la participación del ingreso laboral es que el compuesto X y la mano de obra no calificada sean muy sustitutos. En estas circunstancias, un aumento de este ratio reduce la participación del ingreso correspondiente a los trabajadores no calificados. En el caso del trabajo calificado, hay dos fuerzas que se contrarrestan: se contratarán más trabajadores calificados pero con una menor prima por calificación, dado que ha aumentado la oferta de trabajadores calificados. Esto implica una reducción agregada de la participación del ingreso laboral.

Con respecto al ratio capital-mano de obra calificada, la relación con la participación del ingreso laboral es inequívocamente positiva. Si aumenta la provisión de capital por encima de la mano de obra calificada, habrá un aumento de la demanda relativa de este último, que empujará hacia arriba los salarios y la participación del ingreso laboral de los trabajadores calificados. Sin embargo, estos movimientos no tienen efecto alguno sobre la participación de los ingresos del trabajo correspondiente a la mano de obra no calificada.

Por último, en el caso del precio relativo de los insumos intermedios, la derivada de la participación del ingreso laboral es positiva para todas las elasticidades de sustitución admisibles. Esto se debe a la especificación de las funciones CES anidadas, que implica menos sustitución entre insumos intermedios y capital que entre mano de obra no calificada (y por lo tanto, mano de obra agregada) e insumos intermedios. Por consiguiente, después de un *shock* positivo a los precios intermedios, la demanda relativa de la mano de obra calificada aumentará más que la de capital, incrementando de ese modo la participación del ingreso laboral.

Las variables anteriores son tecnológicas y cambiarían la participación del ingreso laboral a lo largo de una senda en la cual los salarios reales se igualen al producto marginal del trabajo. Sin embargo, podría haber otros factores, relacionados con la eficiencia en la asignación de los recursos, que podrían afectar la participación del ingreso laboral, sacándola de la senda anterior. Estos son factores que introducen una brecha entre el producto marginal del trabajo y los salarios reales. De este modo, en primer lugar, si la competencia en los mercados de productos no es perfecta, aparecerá un margen de beneficios (μ), que asigna a la participación del ingreso en el capital más ingresos que en el caso de competencia perfecta. Por consiguiente, las disminuciones (aumentos) en el grado de competencia implican una reducción (incremento) en la participación de los ingresos del trabajo.

El mercado laboral también podría presentar rigideces, lo que implica, una vez más, una brecha entre la productividad laboral y los salarios reales. Si el modelo seguido en las negociaciones entre los sindicatos y los empresarios es de “negociación eficiente”, es decir, si se negocian simultáneamente los salarios y el empleo, cuanto mayor es el poder del sindicato, más alta es la participación de los ingresos del trabajo. Sin embargo, en el caso de una negociación basada en el modelo según el cual primero se negocian los salarios y luego las empresas eligen el nivel de empleo que maximiza las ganancias (modelo *right-to-manage*), el poder de negociación no afecta la participación de los ingresos del trabajo, una vez que está controlado por la intensidad del capital, dado que los salarios más altos son compensados *ex post* por un capital más alto y menor empleo (Bentolila y Saint-Paul, 2003).

También parece necesario incluir una variable que capture la posición de la economía en el ciclo económico, porque la participación de los ingresos del trabajo también puede verse afectada por la presión de la demanda. Sin embargo, hay

razones bien fundadas para sostener tanto un efecto positivo como negativo. Por un lado, el ciclo económico determina la probabilidad del desempleo, lo que es un elemento crucial para establecer la sensibilidad del sindicato al *trade-off* entre salarios y empleo. Esto implica, por lo tanto, que cuando las presiones de la demanda son altas (bajas), el riesgo de desempleo se reduce (aumenta), y los salarios suben (bajan) junto con el empleo, de manera tal que la derivada es positiva. Por otro lado, el “atesoramiento” del trabajo, por ejemplo, implica que durante una crisis los trabajadores no son despedidos para evitar futuros costos de contratación; lo que implicaría una relación negativa. Por lo tanto, el efecto final es una cuestión empírica.

V. Resultados de la estimación

Para estimar este modelo se ha elaborado una base de datos para siete países avanzados (Estados Unidos, Japón, Alemania, Francia, Reino Unido, Italia y España).² Comenzando con los ingresos del trabajo, es útil recordar que incluye la imputación del salario del trabajo autónomo y excluye la remuneración de los empleados en las actividades que no son de mercado; por lo tanto, el denominador de la participación de los ingresos del trabajo es la suma del valor agregado de la economía de mercado más los impuestos indirectos aplicados a la producción y las importaciones (es decir, la variable que aparece en el panel inferior de la Tabla 1). El progreso tecnológico que aumenta el capital es aproximado con el crecimiento de la productividad total de los factores; ésta es la principal razón para admitir en el análisis empírico un parámetro diferente que el de la intensidad de capital. La intensidad del capital corresponde al ratio capital-producto (economía de mercado), y el ratio de mano de obra calificada/no calificada se captura mediante el número de trabajadores calificados y no calificados obtenido a partir de la desagregación por ocupación de las encuestas del mercado laboral. El precio relativo de los insumos intermedios se restringe para capturar sólo el precio de los bienes intermedios importados, que es la medida correcta cuando se realiza un análisis agregado de la economía. Por lo tanto, esta variable también puede utilizarse para estimar el impacto del proceso de *off-shoring*.

El margen de beneficios de los mercados de productos se aproxima mediante los precios de importación de los bienes finales (consumo y equipo), suponiendo

² El Anexo B muestra los detalles de la elaboración de los datos utilizados.

do que los productores locales enfrentan una determinada competencia externa, tanto en el mercado interno como en el internacional, lo que implica que los precios externos también son un determinante de los precios internos. En consecuencia, se espera que este precio relativo tenga un efecto negativo en la participación de los ingresos del trabajo. La tasa de reemplazo de las prestaciones por desempleo ha sido considerada como una medida del poder de negociación de los sindicatos; esta variable tiene la ventaja, sobre otras del mercado laboral, de mostrar variación en el tiempo y entre países. Por último, la posición de la economía en el ciclo económico es capturada mediante la brecha de la tasa de desempleo compatible con una inflación estable (NAIRU); por lo tanto, el signo del coeficiente estimado debería interpretarse de manera inversa. Algunas otras variables fueron construidas y descartadas debido a su irrelevancia en el análisis empírico. El caso más notorio fue el de los impuestos al trabajo (contribuciones a la seguridad social y el impuesto a los ingresos personales). Teniendo en cuenta que estos impuestos se incluyen en la definición del costo laboral, esto implicaría que los cambios tributarios son totalmente absorbidos por el salario después de impuestos o por el empleo.

Se estimó una ecuación lineal utilizando técnicas de datos de panel. Como puede verse en la Tabla 4, se estimó esta ecuación con diferentes metodologías. En la primera columna, se aplicó la técnica de mínimos cuadrados ordinarios (OLS); este enfoque tiene dos problemas principales: i) no tiene en cuenta características idiosincráticas de los países que no varían en el tiempo y ii) algunas o todas las variables de la regresión podrían determinarse de forma conjunta. Como consecuencia, la segunda columna incluye la posibilidad de efectos fijos específicos de un país. Luego, en la tercera columna, se instrumentan todas las variables del lado derecho (utilizando el segundo y el tercer rezago de las mismas variables). Por último, en la cuarta columna, se estima la ecuación en primeras diferencias, considerando de este modo la posibilidad de efectos fijos y aleatorios específicos de un país. Este último procedimiento es el preferido.

Tabla 4 / Estimaciones de la participación del ingreso laboral

	OLS	OLS	GMM	GMM (dif.)
Productividad total de factores	-1,095 (0,123)	-0,612 (0,124)	-0,712 (0,129)	-1,033 (0,208)
Intensidad del capital	-0,810 (0,100)	-0,323 (0,111)	-0,162 (0,144)	-0,140 (0,065)
Ratio mano obra calificada-no calificada	0,193 (0,174)	-0,130 (0,052)	-0,115 (0,057)	-0,107 (0,048)
Ratio capital-trabajo calificado	0,431 (0,073)	0,105 (0,071)	0,162 (0,087)	0,263 (0,059)
Precio relativo bienes intermedios importados	0,081 (0,016)	0,054 (0,013)	0,069 (0,018)	0,067 (0,030)
Precio relativo bienes finales importados (-1)	-0,150 (0,035)	-0,103 (0,029)	-0,131 (0,039)	-0,087 (0,025)
Ratio de reemplazo	0,006 (0,008)	-0,059 (0,090)	-0,069 (0,011)	0,012 (0,017)
Brecha NAIRU (-1)	0,003 (0,003)	-0,009 (0,003)	-0,012 (0,004)	-0,005 (0,002)
Dummies país	No	Sí	Sí	-
Desvíos estándar	0,047	0,033	0,034	0,029
Residuos prueba raíz unitaria	*	*	*	**
Test Sargan	-	-	0,648	0,509
Observaciones	210	210	207	196

Entre paréntesis, las desviaciones estándar; en el caso de la prueba de raíz unitaria, (*) rechazo 1%; (**) rechazo 5% y (***) rechazo 10%.

Fuente: cálculos propios.

Comenzando con el progreso tecnológico que aumenta el capital (aproximado por la productividad total de los factores), el coeficiente es negativo y estadísticamente significativo, lo que sugiere que la mano de obra no calificada y el insumo compuesto son sustitutos, mientras que la mano de obra calificada es un complemento del capital. El parámetro estimado es cercano a la unidad, tal como encontraron Bentolila y Saint-Paul (2003) utilizando una muestra de países de la OCDE con desagregación sectorial. De forma consistente con este resultado, también se estima un signo negativo para el ratio capital-producto (intensidad del capital); sin embargo, la diferencia en ambos parámetros es bastante grande, lo que sugiere que es posible mejorar la *proxy* utilizada para el progreso que aumenta el capital. El parámetro de la mano de obra calificada-no calificada se estima con menos certeza, pero el signo negativo es, una vez más, consistente con la hipótesis de la complementariedad entre capital y trabajo calificado señalada antes. Por el contrario, el ratio capital-trabajo calificado es siempre significativo y positivo, tal como se esperaba a partir del modelo teórico. El precio relativo de

los bienes intermedios importados también tiene un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre la participación de los ingresos del trabajo, tal como también era de esperar; esto implica que cuando los precios de los insumos intermedios bajan en los mercados internacionales más que los precios internos, la participación de los ingresos del trabajo también baja, porque hay sustitución de insumos internos, en especial el trabajo, por insumos importados.

Por el contrario, el impacto del precio relativo de los productos finales importados (consumo y equipo) es negativo. Esto se debe a que esta variable intenta capturar el comportamiento de los márgenes de beneficios internos, que aumentan cuando el precio de los competidores sube y disminuyen cuando el precio de los competidores baja. Sin embargo, los aumentos (reducciones) en los márgenes de beneficios implican una reducción (aumento) de la participación de los ingresos del trabajo. Pasando ahora a las variables del mercado laboral, la elasticidad del ratio de reemplazo del seguro de desempleo se estima con poca certeza; de hecho, siempre es estadísticamente no significativa y cambia su signo de un procedimiento a otro. Esto podría deberse a la insuficiencia de este indicador para aproximar el poder de negociación de los sindicatos o a la organización de la negociación en el mercado laboral, más cercana al modelo “*right-to-manage*” que al modelo de “negociación eficiente”. Con respecto a la brecha de NAIRU, se estima un coeficiente negativo y estadísticamente significativo con un rezago de un año. Esto implica que la participación de los ingresos del trabajo aumenta al comienzo de las recesiones, después de un año disminuye hasta el primer año de la recuperación, y después vuelve a aumentar.

El modelo empírico puede utilizarse para explicar la evolución de la participación de los ingresos del trabajo del sector privado en estos países en las tres últimas décadas. Utilizando la ecuación estimada en primeras diferencias, la Tabla 5 muestra la contribución de cada variable explicativa en el período completo de la muestra. Tal como puede observarse en la parte superior de la tabla, en todos los países se observa una reducción de la participación de los ingresos del trabajo durante este período. La intensidad de la reducción es bastante homogénea entre los países, excepto en el caso de Italia, que es superior al promedio, y del Reino Unido, que se ubica muy por debajo del promedio. El modelo captura de manera adecuada esta tendencia descendente en todos los países, pero no ocurre lo mismo con la intensidad de la reducción. En particular, se observa una sobreestimación en los casos de Francia y Estados Unidos y una subestimación en los casos de Italia y Japón. Otra conclusión relevante de esta

tabla es que casi todas las variables explicativas han tendido a evolucionar de forma similar en estos países; sólo en los casos del precio relativo de los bienes importados y el ratio de reemplazo el signo de la contribución difiere entre ellos durante todo el período de la muestra.

Tabla 5 / Contribuciones al cambio en la participación de los ingresos del trabajo. Promedio anual (1982-2010)

	EE.UU.	Japón	Alemania	Francia	Italia	Reino Unido	España
Observadas	-0,43	-0,52	-0,56	-0,54	-0,79	-0,14	-0,58
Explicadas	-0,70	-0,13	-0,24	-0,94	-0,21	-0,40	-0,56
PTF	-1,30	-0,96	-0,76	-1,39	-0,59	-1,05	-0,80
Intensidad del capital	-0,13	-0,22	-0,20	-0,07	-0,15	-0,19	-0,17
Ratio mano obra calificada-no calificada	-0,09	-0,09	-0,10	-0,13	-0,08	-0,15	-0,23
Ratio capital-trabajo calificado	0,77	1,04	0,82	0,50	0,56	0,85	0,46
Precio relativo bienes intermedios importados	0,02	0,00	-0,12	-0,10	-0,15	-0,04	-0,14
Precio relativo bienes finales importados	0,17	0,17	0,16	0,18	0,18	0,14	0,26
Ratio de reemplazo	0,00	-0,03	-0,01	0,01	0,05	-0,05	-0,01
Brecha NAIRU	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Fuente: EU-KLEMS y cálculos propios.

El progreso tecnológico que aumenta el capital ha sido el factor que mayor aporte hizo a la reducción de la participación de los ingresos del trabajo. La interpretación es que el progreso tecnológico sustituye el empleo menos calificado del proceso productivo. Este progreso tecnológico sesgado ha sido especialmente importante en Francia, mientras que en Italia ha tenido menos relevancia. El progreso tecnológico ha sido acompañado por un proceso intensivo de inversión, lo que aumentó el peso del capital en todas las economías, en especial en el caso de Japón. La menor contribución en los casos de Estados Unidos y Francia puede explicarse por la alta intensidad de capital de la que parten. La mano de obra no calificada no sólo ha sido sustituida por el capital sino también por la mano de obra calificada, lo que deprime aún más la participación de los ingresos del trabajo. España ha sido el país donde este proceso fue más intenso, aunque todavía no ha convergido a los ratios de los restantes países. Por el contrario, el aumento del ratio capital-mano de obra calificada contrarrestó los efectos previos, en especial en el caso de Japón, mientras que en España esa acción fue menos importante. Para terminar con los factores tecnológicos,

el precio relativo de los bienes intermedios importados ha tenido un efecto ligeramente positivo en la participación del ingreso laboral en el caso de Estados Unidos, un efecto nulo en el caso de Japón, y un efecto negativo en los países europeos, lo que implica que el trabajo local ha sido substituido por las importaciones de bienes intermedios. Si sumamos todos los factores tecnológicos, se obtiene un impacto negativo significativo en la participación del ingreso laboral en todos los países, alto en Francia y España, moderado en Estados Unidos y Reino Unido, y bajo en Japón, Italia y Alemania.

Con referencia a los factores que hacen que los salarios difieran de la productividad marginal del trabajo, el más relevante es el precio relativo de las importaciones finales, que ha tenido un efecto positivo en la participación del ingreso laboral de todos los países. Esto debería interpretarse como el resultado de un aumento generalizado de la competencia en los mercados de productos que ha reducido el margen de beneficios y, por lo tanto, aumenta los salarios reales para una productividad marginal dada del trabajo. Esto sugiere una mejora en la eficiencia en la asignación de la economía mundial. Este elemento ha hecho el aporte más alto en España y el más bajo en el Reino Unido, donde el comercio en servicios menos abiertos a la competencia es mayor. Si sumamos los resultados de ambos precios relativos podemos obtener el efecto directo neto (en oposición al efecto indirecto a través del progreso tecnológico sesgado, que no se investiga en este trabajo) del comercio internacional en la participación del ingreso laboral. El efecto ha sido positivo en todos los países, lo que implica que el impacto del comercio en la competencia es más alto que en la externalización de las actividades locales. En cualquier caso, es interesante ver cómo en los países de la Zona Euro ambos factores se han virtualmente neutralizado entre sí.

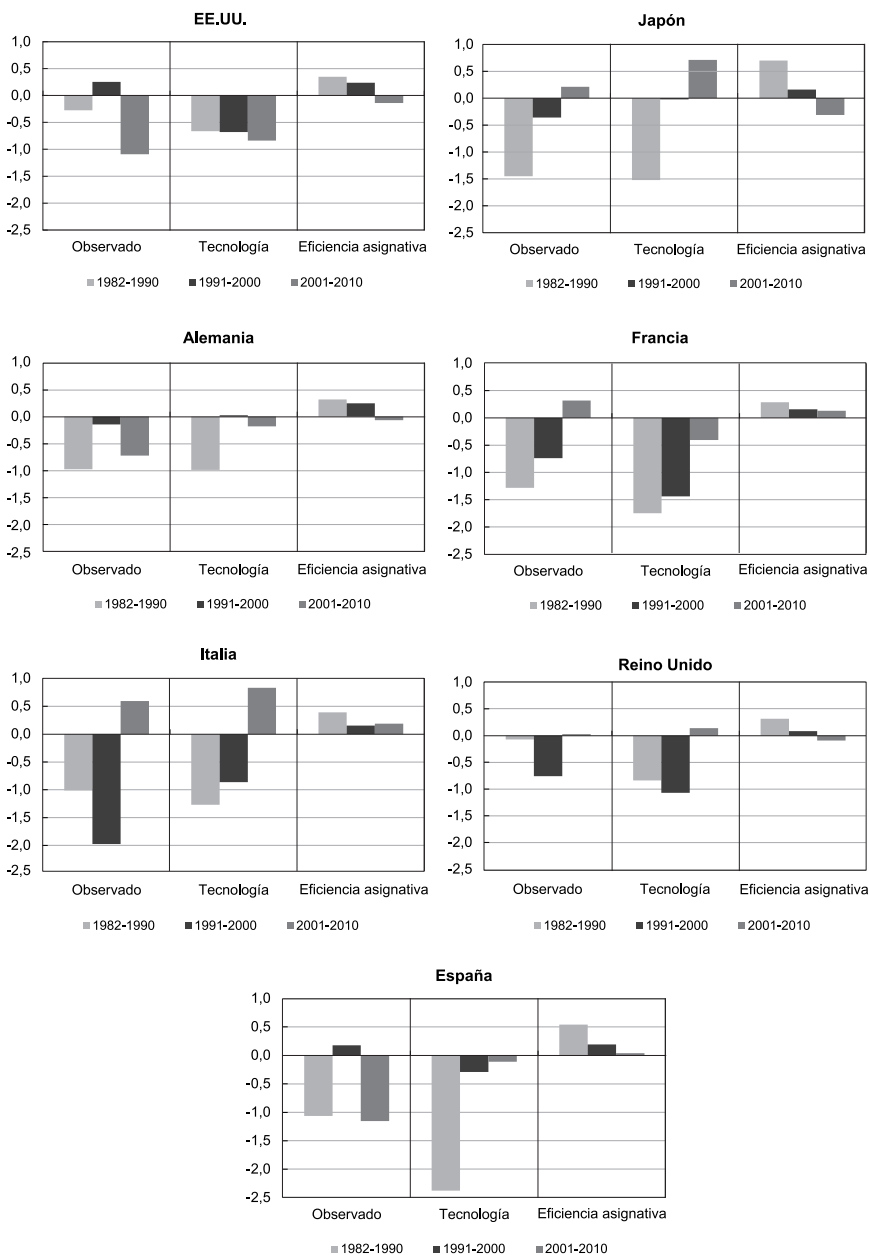
Tal como se esperaba, el impacto del ratio de reemplazo del seguro de desempleo ha sido muy reducido, y existe una cierta heterogeneidad entre los países. En el Reino Unido ha contribuido a la reducción de la participación de los ingresos del trabajo, y lo opuesto ocurrió en Italia. Es evidente que la contribución de la brecha de NAIRU también ha sido nula en todo el período, dado que, por su construcción, esta variable tiene una media de cero para largos períodos de tiempo.

Para tener una perspectiva de la homogeneidad de este proceso en el tiempo, el Gráfico 7 muestra la contribución de estos factores por décadas para los diferentes países. La primera observación es que aunque la participación de los ingresos del trabajo sigue una tendencia descendente, en algunas décadas y en

algunos países, se han observado aumentos (Reino Unido en los años ochenta; Estados Unidos en los años noventa; Japón, Francia e Italia en la década del 2000). El componente tecnológico ha tenido una contribución negativa en la mayoría de las décadas (las excepciones son Japón e Italia en la década del 2000) y más grande (en valor absoluto) en los años ochenta (las excepciones son Estados Unidos, que ha mostrado una tendencia ligeramente creciente, y el Reino Unido en los años noventa). Por último, la eficiencia en la asignación ha tenido un aporte positivo y declinante; de hecho, sólo en los casos de Francia, Italia y España la contribución ha sido positiva en la década del 2000.

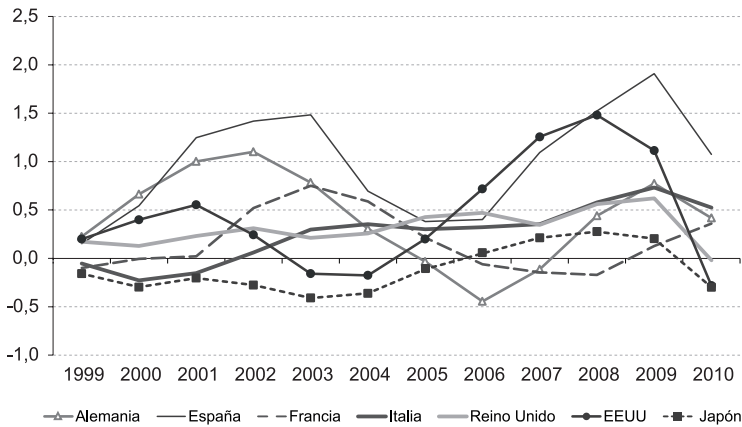
Tal como se explicó antes, la contribución de la brecha de NAIRU en estas tres décadas también ha sido insignificante; sin embargo, ayuda a explicar la evolución de la participación del ingreso laboral durante las expansiones y las recesiones. Por ejemplo, el Gráfico 8 ilustra la contribución de esta brecha a la participación del ingreso laboral durante la última década. Tal como puede verse, antes del año 2009, la mayoría de los aportes eran positivos y crecientes, lo que refleja las presiones de demanda que estaban sufriendo estos países. El efecto se mantuvo en todos los países durante ese año. De hecho, éste es el único elemento que explica el aumento generalizado de la participación del ingreso laboral en ese año. Por el contrario, en el año 2010, después de dos años de brecha de NAIRU positiva, algunos países empezaron a mostrar una contribución negativa del ciclo.

Gráfico 7 / Principales contribuciones a la evolución de la participación de los ingresos del trabajo



Fuente: Cálculos propios.

Gráfico 8 / Contribución de la brecha de NAIRU a la evolución de la participación de los ingresos del trabajo



Fuente: Cálculos propios.

VI. Conclusiones y trabajo adicional

En las últimas tres décadas se ha observado una tendencia descendente en la participación de los ingresos del trabajo en la mayoría de las economías avanzadas, tal como se ha documentado extensamente. Esta tendencia es robusta al comportamiento del trabajo autónomo y de las actividades que no son de mercado. Además, su explicación está no sólo en la reasignación de la actividad de sectores intensivos en trabajo a sectores intensivos en conocimiento sino que, además, la mayoría de los sectores experimentaron reducciones en sus correspondientes participaciones de los ingresos del trabajo.

Este comportamiento parece ser consistente con la hipótesis de complementariedad entre capital y mano de obra calificada, en oposición a la sustituibilidad entre mano de obra no calificada y capital. En particular, el progreso tecnológico que aumenta el capital y la intensidad del proceso de inversión explican el aumento de la demanda relativa de puestos de trabajo calificados. El impacto del comercio en la participación del ingreso laboral se captura utilizando dos precios relativos: los de las importaciones de bienes intermedios, para capturar los efectos del *off-shoring*, y los de las importaciones finales, para capturar los efectos de la competencia. En el período considerado, el segundo efecto

domina al primero, lo que implica que el comercio ha contribuido a aumentar la participación de los ingresos del trabajo reduciendo los precios de los bienes finales a los trabajadores y, por lo tanto, aumentando su poder adquisitivo. Sin embargo, no se analizan los posibles impactos indirectos del comercio inducido por un progreso tecnológico específico. Las instituciones del mercado laboral, como el ratio de reemplazo o los impuestos laborales parecen no ser relevantes en la especificación. Nuestro análisis también revela que la participación del ingreso laboral es procíclica, aunque tiene un rezago de un año respecto de la brecha del producto. Esto implica que, al comienzo de un ciclo desfavorable, la participación de los ingresos el trabajo aumenta antes de declinar hasta un año después de la recuperación.

Los pasos futuros de nuestra investigación utilizarán la participación de los ingresos del trabajo para explicar la composición del gasto de estas economías. En particular, analizaremos el impacto que podría tener esta tendencia en las decisiones de consumo/ahorro de los hogares, teniendo en cuenta la posición financiera y la incertidumbre existente. Es probable que este impacto, si es que existe, dependa de las fuerzas subyacentes que determinan el comportamiento de la participación del ingreso laboral.

Referencias

Acemoglu, D. (2002). “Technical Change, Inequality and the Labor Market”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 40, pp. 7-72.

Arpaia, A., E. Pérez y K. Pichelmann (2009). “Understanding Labor Income Share Dynamics in Europe”, Documentos Económicos 379, Comisión Europea.

Autor, D., D. Dorn y G. Hanson (2011). “The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States”, Mimeo.

Bentolila, S. y G. Saint-Paul (2003). “Explaining Movements in the Labor Share”, *The B.E. Journal of Macroeconomics*, N° 3.

Bertrand, M. (2004). “From the Invisible Handshake to the Invisible Hand? How Import Competition Changes the Employment Relationship?”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 22, N° 4, pp. 723-765.

Bloom, N., M. Draca y J. Van Reenen (2011). “Trade Induced Technical Change? The Impact of Chinese Imports on Innovation, IT and Productivity”, Documento de Trabajo de NBER, N° 16717.

Diwan, I. (2001). “Debt as Swear: Labor, Financial Crises, and the Globalization of Capital”, Banco Mundial.

Harrison, A. (2002). “Has Globalization Eroded Labor’s Share? Some Cross-Country Evidence”, Mimeo.

Harrison, A., J. McLaren y M. McMillan (2010). “Recent Findings in Trade and Inequality”, Documentos de Trabajo de NBER, N° 16425.

Krusell, P., L. Ohanian, J. V. Rios-Rull y G. Violante (2000). “Capital-Skill Complementarity and Inequality: A Macroeconomic Analysis”, *Econometría*, Vol. 68, N° 5, pp. 1029-1053.

Verhoogen, E. (2008). “Trade, Quality Upgrading, and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 123, N° 2, pp. 489-530.

World Economic Outlook (2007). “Spillovers and Cycles in the Global Economy”, Fondo Monetario Internacional, Capítulo 5.

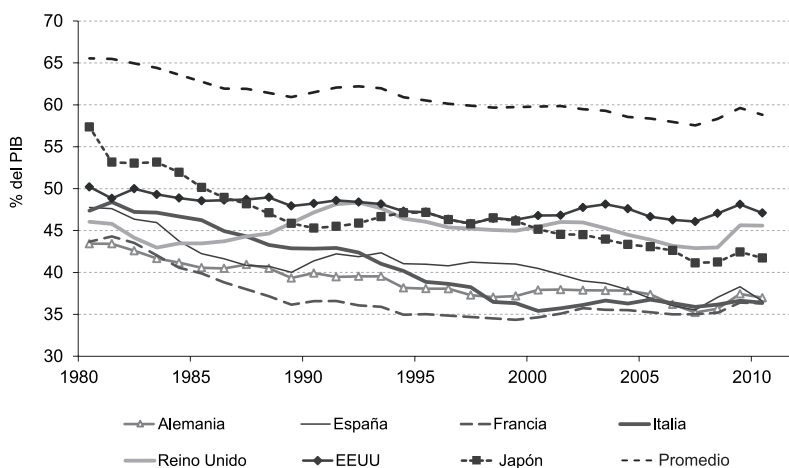
World Economic Outlook (2012). “Growth Resuming, Danger Remains”, Fondo Monetario Internacional, Capítulo 1, Apartado 1.1.

Anexo A / Costo laboral e ingreso neto de los trabajadores

El costo laboral construido en el texto principal incluye tanto las contribuciones sociales (de los empleadores y empleados) como el impuesto sobre el ingreso personal, de manera que es más alto que el ingreso neto obtenido por los trabajadores. Si excluimos los impuestos de la participación del ingreso laboral, obtenemos una mejor *proxy* del ingreso disponible del trabajo que perciben los hogares, aunque de todos modos se excluyen los salarios diferidos (por ejemplo, las pensiones) y otras prestaciones prefinanciadas por los trabajadores (por ejemplo, los subsidios al desempleo).

En cualquier caso, una vez excluidos los factores fiscales, la medida de la participación del ingreso laboral neto es significativamente más baja que la obtenida antes (ver el Gráfico A.1). La corrección es especialmente alta en los casos de Alemania, Francia e Italia (más de 20 puntos porcentuales), seguidos por España, Reino Unido y Japón (alrededor de 16 puntos porcentuales) y, por último, Estados Unidos (14 puntos porcentuales). Además, este ajuste hace que la dispersión entre los países aumente de manera sustancial.

Gráfico A.1 / Evolución de la remuneración neta del trabajo como porcentaje del PIB



Fuente: AMECO (Comisión Europea), EU-KLEMS y cálculos propios.

Este ajuste no cambia la tendencia descendente de la participación de los ingresos del trabajo en el conjunto del periodo muestral, aunque en algunos países la tendencia se intensifica y en otros se modera, dependiendo del comportamiento de los impuestos directos. En Alemania, Reino Unido y Estados Unidos, los impuestos directos al trabajo han bajado en comparación con 1980, permitiendo una menor caída de la participación del ingreso laboral neto. Este efecto es especialmente notorio en el Reino Unido, donde la participación de los ingresos del trabajo se ha mantenido estable. En estos tres países, la reducción de los impuestos al trabajo se debió a un aumento de las contribuciones sociales que fue más que compensado por un recorte del impuesto sobre el ingreso. En los restantes países, el aumento de los impuestos directos ha supuesto una reducción mayor de la participación de los ingresos del trabajo. Esto es especialmente marcado en Japón y España y, en menor medida, en Italia y Francia. En todos estos países se produjo un aumento tanto de las contribuciones sociales (a excepción de Francia) como del impuesto sobre el ingreso personal durante todo el período de la muestra.

Anexo B / Base de Datos

Remuneración de los empleados por principales sectores: los datos de 1980 a 2007 se obtuvieron de la base de datos de EU-KLEMS. Luego, se ampliaron utilizando las fuentes estadísticas nacionales.

PIB: ver la variable anterior.

Empleo total y empleados: ver la variable anterior.

Contribuciones sociales: obtenidas de fuentes nacionales. Se supone que las alícuotas impositivas efectivas son las mismas en todos los sectores del mismo país.

Ingresos por impuesto a las ganancias: ver la variable anterior.

Compensación de los trabajadores autónomos: es el producto (por sectores) de la compensación neta (de las contribuciones sociales) por empleado por el empleo independiente, más la contribución social pagada por los trabajadores no asalariados.

Stock de capital: AMECO.

Empleo por ocupación: tomado de las encuestas del mercado laboral. Los puestos de trabajo calificados son: directores y gerentes, técnicos científicos y profesionales e intelectuales, técnicos y profesionales de apoyo, trabajadores agrícolas calificados y trabajadores calificados de la construcción y la industria.

Precios de los bienes importados: obtenidos de fuentes nacionales.

Beneficios al desempleo: obtenidos de fuentes nacionales.

Brecha de NAIRU: AMECO.

Indicadores del mercado accionario y actividad económica. Alguna evidencia para la Argentina

Luis N. Lanteri*

Banco Central de República Argentina

Resumen

Este trabajo examina las relaciones de largo plazo entre los principales indicadores del mercado accionario y la actividad económica, en el caso de la Argentina. Se emplean tests de causalidad de Granger y de exogeneidad basados en modelos de VEC (vector de corrección de errores), con datos mensuales, que cubren el período enero de 1993 - agosto de 2010. Los resultados muestran que los principales índices accionarios correspondientes al Mercado de Valores de Buenos Aires (MERVAL25 y BURCAP) causan en sentido de Granger al estimador de actividad económica (EMAE) y podrían considerarse variables exógenas (débil y fuerte). Ambos índices bursátiles podrían servir para anticipar los movimientos futuros del estimador mensual de actividad económica.

Clasificación JEL: C32, E31, E37.

Palabras clave: actividad económica, Argentina, causalidad de Granger, exogeneidad, indicadores del mercado accionario, modelos de VEC.

* Se agradecen los comentarios recibidos y, en especial, los de Marcelo Dabós (Universidad de Belgrano), H. Aguirre (Gerencia Principal de Investigaciones Económicas. BCRA) y dos referís anónimos. Las opiniones vertidas en el presente documento no se corresponden necesariamente con las del BCRA o sus autoridades. Email: llanteri@bcra.gov.ar.

Stock Market Indicators and Economic Activity. Some Evidence for Argentina

Luis N. Lanteri

Central Bank of Argentina

Summary

This paper examines the long-term relationships between the main indicators of stock market and economic activity, in the case of Argentina. The paper employ Granger causality and exogeneity tests based on VEC models (vector error correction), with monthly data covering the period 1993:1-2010:8. The results show that the main stock indexes of Buenos Aires Stock Exchange Market (MERVAL25 and BURCAP) Granger cause to the estimator of economic activity (EMAE) and that these indexes could be considered exogenous variables (weak and strong). Both stock indexes could be used to anticipate future movements in the monthly indicator of economic activity.

JEL: C32, E31, E37.

Keywords: Argentina, economic activity, exogeneity, Granger causality, stock market indicators, VEC models.

I. Introducción

El mercado accionario argentino ha experimentado un notable crecimiento en las últimas dos décadas. Durante dicho período, el índice con ponderadores por capitalización bursátil creció a una tasa acumulativa superior al 18% anual.¹ Paralelamente, la economía experimentó en este lapso (aunque con algunos altibajos y caídas como la crisis 2001-2002) un importante incremento en el producto doméstico.

Los mercados financieros, y en particular los accionarios, podrían estar relacionados con la evolución de la actividad económica y, en alguna medida, con el crecimiento de largo plazo de la economía.

La idea que sostiene que el desarrollo financiero promueve el crecimiento se origina en Schumpeter (1912), mientras otros economistas han analizado esta relación y sugerido que el desarrollo financiero podría impactar en el crecimiento económico (Goldsmith, 1969; Mckinnon, 1973; Shaw, 1973).

No obstante, podría argumentarse que, en el caso particular de la Argentina, el mercado accionario no constituye la fuente principal de financiamiento de las empresas (especialmente para las medianas y pequeñas), ya que las mismas se fondean en gran medida a través de la emisión de obligaciones negociables, préstamos bancarios, crédito de proveedores, fondos propios, etc. Debido a ello, tal vez resulte más apropiado pensar en los índices bursátiles como indicadores adelantados de la actividad económica, o del indicador de actividad.

La mayoría de los Bancos Centrales suelen contar con herramientas analíticas que permiten inferir la existencia de presiones de demanda y/o de oferta en la economía. Algunas de estas herramientas están dadas por variables no observables, tales como la brecha del producto y el producto potencial, que tratan de determinar la evolución de precios y salarios.

Una alternativa al empleo de estas variables no observables lo constituyen algunos indicadores que posibilitan inferir, en forma preferentemente adelantada, el comportamiento del nivel de actividad (y, de esta forma, la existencia de presiones de demanda y/o de oferta en la economía).

¹ Corresponde al período 1993-2010 (promedios anuales), para el índice BURCAP del Mercado de Valores de Buenos Aires. El índice MERVAL25, con ponderadores por liquidez, creció a una tasa acumulativa anual más baja en dicho período.

Sobre el particular, algunos autores encuentran que determinados índices, o componentes principales, serían útiles para predecir el comportamiento del nivel de actividad económica. Entre ellos podrían mencionarse los trabajos de Fiorito y Kollintzas (1992), Reserva Federal de Chicago (2000), Stock y Watson (2002), Jorrat (2005) y Elosegui *et al.* (2008), quienes analizan las relaciones entre diversos indicadores y el producto, o el ciclo del producto.

Dentro de la metodología de los indicadores adelantados del producto, estos autores abordan diferentes líneas para anticipar la actividad económica. Mientras que Jorrat (2005) clasifica las series económicas en líderes, rezagadas o coincidentes, según su comportamiento en torno al ciclo, utilizando datos mensuales para la Argentina; el indicador CFNAI de la Reserva Federal de Chicago emplea la técnica de componentes principales y Elosegui *et al.* (2008) consideran la variante de componentes principales y técnicas de cointegración, a efectos de anticipar, o adelantar, el comportamiento de la actividad económica. En este último caso, se realiza un análisis de exogeneidad débil a partir de modelos de VEC, para validar el modelo condicional, que permite corroborar una relación consistente y unidireccional entre el indicador construido y el PIB real de la Argentina.²

El trabajo tiene dos objetivos: en primer lugar examinar las relaciones de largo plazo entre los principales indicadores bursátiles y la actividad económica. Por otro, realizar las pruebas de causalidad y de exogeneidad entre estos índices accionarios y el indicador de actividad económica (EMAE), a partir del análisis de cointegración. Las estimaciones utilizan datos mensuales, que abarcan el período enero de 1993 - agosto de 2010, y emplean índices accionarios con ponderadores por liquidez y por capitalización bursátil.³

Alternativamente, se emplean también las razones entre los índices accionarios y el nivel de actividad (MERVAL25/EMAE y BURCAP/EMAE), las que

² Para Elosegui *et al.* (2008) los componentes principales considerados resultan ser indicadores adelantados del ciclo económico, a la vez que permiten estimar la posible presencia de presiones inflacionarias en la economía.

³ Entre los trabajos que analizan el sector accionario para Argentina, Alfonso *et al.* (2002) consideran un panel de veinticuatro economías, correspondientes a países desarrollados y en desarrollo, y obtienen una correlación positiva y significativa entre la capitalización bursátil y el crecimiento del producto, en los casos donde el sistema financiero prevalece como fuente del financiamiento de las economías, mientras que el efecto del crédito bancario sobre el crecimiento sería siempre positivo al margen del sistema financiero predominante (para las economías en desarrollo solo el crédito sería significativo). Dapena (2009) investiga el papel del mercado de capitales en el crecimiento y observa que si la liquidez, en el mercado accionario argentino, fuese equiparable a la media de un conjunto de países latinoamericanos, la tasa de crecimiento del PIB real podría llegar a incrementarse hasta en un punto y medio anual.

estarían captando de alguna forma la evolución del tamaño del mercado, para verificar la existencia de relaciones de largo plazo con el indicador de actividad económica EMAE.

La metodología empleada en el trabajo se enmarca dentro de la técnica de indicadores adelantados de la actividad económica.

El resto del trabajo se desarrolla de la siguiente manera: en la Sección II, se realiza el análisis de las series de tiempo utilizadas en las estimaciones, para determinar la existencia de relaciones entre los indicadores bursátiles y la actividad económica. En la Sección III, se describen los resultados encontrados a partir de los modelos de VEC (vector de corrección de errores), mientras que en la última sección se comentan las principales conclusiones del trabajo.

II. Series consideradas en las estimaciones

Las estimaciones realizadas en el trabajo, destinadas a analizar las relaciones de largo plazo entre los índices bursátiles y el indicador de actividad económica, se basan en modelos de VEC. A tal efecto, se utilizan datos de periodicidad mensual.

Los principales índices bursátiles correspondientes a la economía Argentina, registraron una importante expansión, en particular en la última década. En efecto, tanto el índice accionario con ponderadores por liquidez (MERVAL25), como el que emplea ponderadores por capitalización bursátil (BURCAP), mostraron un comportamiento creciente a partir del año 2002, con excepción de la crisis que hizo epicentro en el año 2008. A partir de 2009 los mercados accionarios volvieron a crecer, superando incluso los niveles observados con anterioridad a la crisis *subprime*.

El índice MERVAL25 está compuesto por las veinticinco acciones más representativas en términos de liquidez que cotizan en el Mercado de Valores de Buenos Aires (índice base fin de diciembre de 2002=525). La canasta de acciones que componen el índice cambia cada tres meses, de acuerdo a la participación de las empresas en el volumen negociado y en la cantidad de operaciones de los últimos seis meses.

El índice BURCAP (índice base fin de diciembre de 2002=426) está integrado por las mismas empresas incluidas en el Merval. En este caso cambia la ponderación de las empresas, ya que la participación de cada una en el índice es proporcional a la capitalización bursátil en la fecha base. Por tanto, el BURCAP es un índice accionario con ponderadores por capitalización bursátil y no por liquidez, como los índices Merval, o Merval25.

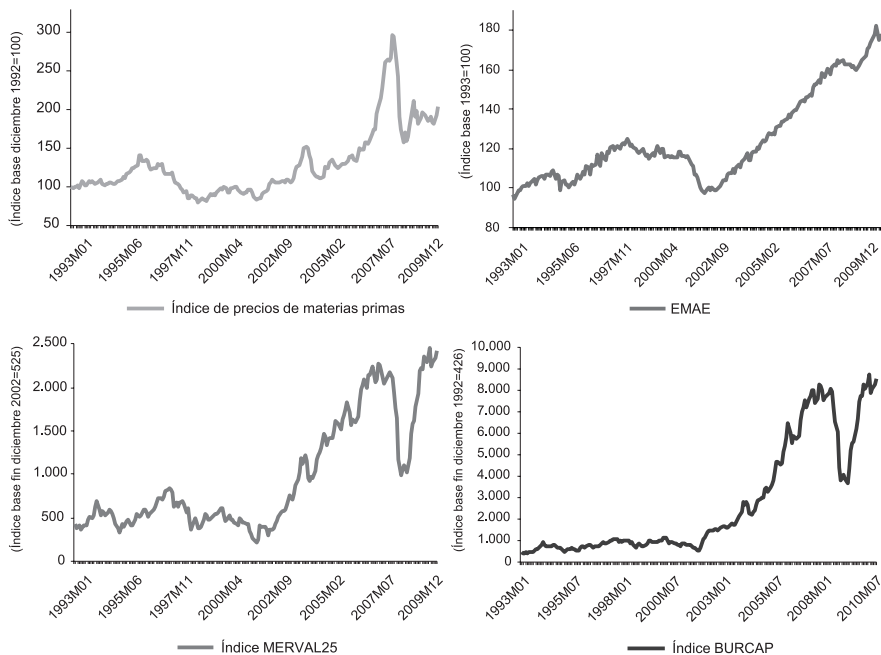
En las últimas dos décadas la economía Argentina experimentó un importante crecimiento. A comienzos de los años noventa se implementó el Plan de Convertibilidad, que estableció un tipo de cambio fijo y convertible frente al dólar estadounidense. La reducción de la inflación lograda en ese período, la introducción de algunas reformas estructurales y el aumento de la inversión en particular en infraestructura permitieron alcanzar elevadas tasas de crecimiento durante los primeros años de esa década. Sin embargo, la rigidez y apreciación del tipo de cambio que imponía este programa, junto con la caída de los precios internacionales de los productos exportables, la devaluación en Brasil, el elevado nivel de deuda externa, la recesión que sufría la economía desde 1998 y la dificultad para hacer frente a los compromisos externos contribuyeron a la caída del régimen de Convertibilidad hacia finales de 2001. Con posterioridad a la crisis externa, que impulsó un tipo de cambio mucho más depreciado que el vigente durante la década de los noventa, mejoraron las condiciones internacionales y los términos del intercambio externos, lo que permitió experimentar un período de elevadas tasas de crecimiento durante varios años. Mientras que entre 1993 y 2001 la economía creció al 1,4% anual acumulativo, entre este último año y 2010 la tasa de crecimiento fue de alrededor del 5,4% anual (estimado con el PIB real anual).

Como puede verse en el Gráfico 1, el índice de precios de las principales materias primas exportables y el estimador mensual de actividad económica (EMAE, base 1993=100) registraron un importante crecimiento desde principios del nuevo milenio.

Los precios internacionales en dólares de las materias primas provienen de la base de datos del FMI (precios en los Estados Unidos, excepto la carne vacuna que corresponde a Brasil). Las ponderaciones empleadas para confeccionar el índice surgen del INDEC (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos), de acuerdo con las participaciones promedio de estos productos en el comercio

exterior argentino. Las materias primas consideradas son: soja, aceite de soja, harina de soja, maíz, trigo, carne vacuna, petróleo y aluminio. A tal efecto, se utilizó un índice Laspeyres encadenado (base: diciembre de 1992=100).⁴

Gráfico 1 / Índices de los precios internacionales de las materias primas, del Mercado de Valores de Buenos Aires (MERVAL25 y BURCAP) y Estimador Mensual de Actividad Económica (EMAE)



Asimismo, los índices accionarios, los precios de las materias primas y el indicador de actividad muestran una fuerte correlación entre ellos, como se indica en la Tabla 1.⁵

⁴ La expresión sería la siguiente:

$$IPMP_t = IPMP_{t-1} \prod_i (p_t^i / p_{t-1}^i)^{\phi^i}$$

donde $IPMP_t$ es el índice de precios de las materias primas en t , p_t^i es el precio en dólares del producto i al momento t y ϕ^i es la participación del producto i en el total de exportaciones de los bienes seleccionados.

⁵ El promedio trimestral del EMAE presenta una correlación de casi uno con el PIB real trimestral.

Tabla 1 / Coeficientes de correlación. Período enero de 1993 - agosto de 2010

	Precios de las materias primas	EMAE	MERVAL25	BURCAP
Precios de las materias primas	1			
EMAE	0,81	1		
MERVAL25	0,81	0,88	1	
BURCAP	0,83	0,90	0,98	1

Fuente: elaboración propia. EMAE: estimador mensual de actividad económica, sin estacionalidad.

A fin de considerar las variables que podrían afectar a la actividad económica, los modelos estimados incluyen, además de los índices accionarios y del EMAE, a un índice de los precios internacionales de las materias primas y al índice de actividad industrial de las economías avanzadas (*modelo base*).

En adición, se consideran algunas *variables de control*, como el índice de apertura de la economía (base 1993:1=100), el tipo de cambio respecto del dólar estadounidense en términos reales, la tasa de Fondos Federales de los Estados Unidos y el índice de actividad industrial de Brasil (ver detalle de las series en el Anexo A).

Las variables consideradas en los diferentes modelos intentan reflejar la dependencia que presenta la Argentina con respecto al comportamiento de la economía mundial. El indicador de los precios internacionales de las materias primas capta el efecto que tendrían los precios de los bienes exportables sobre el producto interno. En este sentido, varios trabajos analizan el impacto de las mejoras en los términos del intercambio sobre las exportaciones, el empleo y el PIB real (Mendoza, 1995; Kose y Riezman, 2001; Kose, 2002; entre otros). Por su parte, el tipo de cambio representa una variable clave para el funcionamiento de la economía. Tal como destaca Rodrik (2008), la apreciación del tipo de cambio real podría estar asociada con crisis de balanza de pagos y ciclos de *stop and go*, los que podrían dañar al crecimiento, mientras que un tipo de cambio real depreciado lo estimularía. El incremento de las tasas de interés en los

países avanzados podría ralentizar sus economías y afectar las exportaciones de los países en desarrollo y con ello a su crecimiento. Por último, la inclusión del nivel de actividad de las principales economías y el indicador de apertura externa intentan reflejar la dinámica de la economía mundial y del MERCOSUR y su repercusión sobre el comercio exterior y la actividad doméstica.

El *modelo uno* incluye al índice de precios internacionales de las materias primas, al índice de producción industrial de las economías avanzadas, al estimador mensual de actividad económica (EMAE) y al Merval25, mientras que en el *modelo dos* se reemplaza a este último por el BURCAP. Los restantes modelos incorporan una *variable adicional de control*. Los modelos tres y cuatro al índice de apertura de la economía, los modelos cinco y seis al tipo de cambio respecto del dólar estadounidense en términos reales y los modelos siete y ocho a la tasa de Fondos Federales. Por último, los modelos nueve y diez incluyen a los precios de las materias primas, al estimador mensual de actividad económica, a uno de los dos índices accionarios, al índice de producción industrial de Brasil y al tipo de cambio respecto del dólar estadounidense en términos reales. Algunas de las series fueron desestacionalizadas a través del programa X-12 ARIMA (véase la tabla en el Anexo B).

De esta forma, se intentan considerar los principales factores que podrían afectar en el largo plazo al indicador de actividad (EMAE), haciendo la salvedad de que se están empleando datos mensuales en las estimaciones. Debido a ello, no se han podido incluir algunas variables (como por ejemplo, cambios en la calidad de la educación, crecimiento de la fuerza laboral, *stock* de capital, riesgo país, etc.), por no disponer de información con dicha periodicidad, o de los datos para el total del período analizado.

Seguidamente, se realizan las pruebas de raíz unitaria para establecer si las variables son no estacionarias en niveles. Luego se estiman los modelos de VEC en niveles y se llevan a cabo las pruebas de causalidad en sentido de Granger y de exogeneidad. Previamente las series fueron estandarizadas, restando la media y dividiendo por el desvío estándar.

II.1. Tests de raíces unitarias

Para las pruebas de raíz unitaria se emplean los estadísticos Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y Phillips-Perron (ver la Tabla 2).

Tabla 2 / Pruebas de raíz unitaria. Estadísticos Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y Phillips-Perron. Período enero de 1993- agosto de 2010

Serie	Significatividad de la constante	Significatividad de la tendencia	ADF	Phillips-Perron	Orden de integración
Índice de precios internacionales de las materias primas	No	No	-0,55	-1,46	1
Índice de producción industrial de las economías avanzadas	No	No	-2,01	-2,00	1
Estimador mensual de actividad económica (EMAE)	No	No	-0,09	0,94	1
Índice MERVAL25 (promedio mensual)	Sí	Sí	-1,85	-2,01	1
Índice BURCAP (promedio mensual)	Sí	Sí	-1,76	-1,91	1
Índice de apertura de la economía	No	No	-1,07	-1,57	1
Tipo de cambio respecto del dólar en términos reales	No	No	-1,50	-1,81	1
Tasas de Fondos Federales. USA	Sí	Sí	-3,04	-2,02	1
Índice de producción industrial de Brasil	Sí	Sí	-3,31	-3,68	1

Fuente: elaboración propia. Se utilizaron trece retrasos (la periodicidad más uno). Variables estandarizadas.

Los resultados de las pruebas de ADF y Phillips-Perron determinan la imposibilidad de rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en los niveles de las variables al 5% (en los índices de producción industrial de las economías avanzadas y de Brasil no se rechaza al 1% para el test de Phillips-Perron). Se considera que las variables serían integradas de orden uno.⁶

III. Estimaciones econométricas a través de modelos de VEC

Las estimaciones econométricas realizadas en el trabajo, destinadas a explicar las relaciones entre el indicador de actividad económica, los índices accionarios y otras variables de control, se basan en modelos de VEC, de acuerdo con la propuesta de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990).

⁶ Por lo cual, las variables en primeras diferencias serían estacionarias.

Esta metodología permite estimar los ajustes dinámicos de corto plazo y las relaciones de largo plazo (cointegración) entre las variables. En este caso, las estimaciones (que incluyen variables integradas del mismo orden) permiten que las desviaciones respecto del equilibrio de largo plazo se corrijan gradualmente a través de una serie de ajustes parciales de corto plazo (las variables endógenas convergen a sus relaciones de cointegración).

Suponiendo k variables endógenas, con una raíz unitaria cada una, podrían existir hasta $k-1$ relaciones de cointegración linealmente independientes. El modelo a estimar podría simbolizarse como:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

En la expresión (1), X_t indica un vector de k variables endógenas no estacionarias $I(1)$, Π la matriz de coeficientes de largo plazo, Γ_i la matriz de coeficientes de corto plazo y ε_t un vector de innovaciones (normales e independientemente distribuidas). La matriz Π incluye a los vectores de cointegración. Para determinar el número de relaciones de cointegración (el rango de cointegración r), la metodología de Johansen proporciona dos tests: el de traza y el de autovalor máximo. El estadístico de traza testea la hipótesis nula de r relaciones de cointegración contra la alternativa de k relaciones de cointegración, donde k indica el número de variables endógenas, para $r = 0, 1, \dots, k-1$; mientras que el estadístico de autovalor máximo testea la hipótesis nula de r relaciones de cointegración contra la alternativa de $r+1$.⁷ La metodología de Johansen consiste en estimar la matriz Π de un VAR sin restricciones y testear si es posible rechazar las restricciones dentro del rango reducido de Π .

En la Tabla 3 se muestran los resultados de las pruebas realizadas para determinar la existencia de cointegración entre las variables en cada uno de los modelos, así como el número de relaciones de cointegración entre ellas. A tal efecto, se incluyen dos tests a partir del estadístico de traza (*trace statistics*) y de autovalor máximo (*maximum eigenvalue statistics*).

⁷ El teorema de representación de Granger establece que si la matriz de coeficientes Π presentara un rango reducido $r < k$ podrían existir $(k \times r)$ matrices α y β , cada una con un rango r , tal que $\Pi = \alpha\beta'$ y $\beta' X_t$ sea $I(0)$, donde r representa el número de relaciones de cointegración (el rango de cointegración) y cada columna β indica el vector de cointegración (los parámetros de largo plazo). Por su parte, α indica el parámetro de ajuste, o la velocidad de ajuste, de la i -ésima variable endógena hacia el equilibrio.

La primera columna indica el número de relaciones de cointegración bajo la hipótesis nula, mientras que las tres siguientes corresponden al test estadístico de traza, a los valores críticos al 5% y a la probabilidad respectiva (lo mismo para el estadístico de autovalor máximo). Los modelos estimados emplean siete rezagos en las variables (el menor número de rezagos para los cuales los modelos no permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación serial de orden h de acuerdo con el test LM). Se utiliza la opción de “*default*”, que excluye una tendencia determinística en la ecuación de cointegración (sólo incluye un intercepto).

Tabla 3 / Tests de cointegración

Relaciones de cointegración	Estadístico de traza	Valor crítico al 5%	Prob.	Relaciones de cointegración	Estadístico de autovalor máximo	Valor crítico al 5%	Prob.
Modelo uno							
Ninguna *	58,7	47,9	0,00	Ninguna *	35,4	27,6	0,00
A lo sumo una	23,3	29,8	0,23	A lo sumo una	14,9	21,1	0,30
Modelo dos							
Ninguna *	72,2	47,9	0,00	Ninguna *	36,5	27,6	0,00
A lo sumo una*	35,7	29,8	0,01	A lo sumo una*	25,6	21,1	0,01
A lo sumo dos	10,1	15,5	0,27	A lo sumo dos	10,1	14,3	0,20
Modelo tres							
Ninguna *	76,6	69,8	0,01	Ninguna *	35,7	33,9	0,03
A lo sumo una	40,9	47,9	0,19	A lo sumo una	16,8	27,6	0,60
Modelo cuatro							
Ninguna *	81,8	69,8	0,00	Ninguna *	35,0	33,9	0,04
A lo sumo una	46,8	47,9	0,06	A lo sumo una	27,3	27,6	0,05
Modelo cinco							
Ninguna *	84,6	69,8	0,00	Ninguna *	43,0	33,9	0,00
A lo sumo una	41,6	47,9	0,17	A lo sumo una	18,7	27,6	0,44
Modelo seis							
Ninguna *	97,7	69,8	0,00	Ninguna *	44,5	33,9	0,00
A lo sumo una*	53,2	47,9	0,01	A lo sumo una	26,7	27,6	0,06
A lo sumo dos	26,5	29,8	0,11	A lo sumo dos	16,0	21,1	0,22
Modelo siete							
Ninguna *	82,0	69,8	0,00	Ninguna *	39,6	33,9	0,01
A lo sumo una	42,3	47,9	0,15	A lo sumo una	19,4	27,6	0,39
Modelo ocho							
Ninguna *	87,7	69,8	0,00	Ninguna *	38,2	33,9	0,01
A lo sumo una *	49,6	47,9	0,03	A lo sumo una	27,5	27,6	0,05
A lo sumo dos	22,0	29,8	0,30	A lo sumo dos	11,8	21,1	0,57
Modelo nueve							
Ninguna *	80,0	69,8	0,01	Ninguna	32,3	33,9	0,08
A lo sumo una	47,7	47,9	0,05	A lo sumo una	24,3	27,6	0,12
Modelo diez							
Ninguna *	86,5	69,8	0,00	Ninguna *	36,8	33,9	0,02
A lo sumo una*	49,7	47,9	0,03	A lo sumo una	25,7	27,6	0,09
A lo sumo dos	24,0	29,8	0,20	A lo sumo dos	16,9	21,1	0,18

Fuente: elaboración propia. Se utilizaron siete rezagos en las variables. *: indica rechazo de la H_0 al 5%. MacKinnon-Haug-Michelis p-values.

La mayoría de los modelos presentan una sola relación de cointegración, al 5%. No obstante, los modelos dos, seis, ocho y diez, que incluyen al índice BURCAP, muestran dos (una) relaciones de cointegración, según el test.⁸

III.1. Causalidad en sentido de Granger entre los índices accionarios y el estimador mensual de actividad económica (EMAE)

En esta sección, se analizan las relaciones de causalidad en sentido de Granger entre el estimador mensual de actividad económica (EMAE) y los respectivos índices accionarios (MERVAL25 y BURCAP), a partir de la estimación de los modelos de VEC.

Tabla 4 / Tests de causalidad de Granger a partir de modelos de VEC

Modelo	Hipótesis nula	Estadístico Chi cuadrado	Prob.
Uno	EMAE no causa en sentido de Granger al MERVAL25	3,7	0,82
	MERVAL25 no causa en sentido de Granger al EMAE	27,9	0,00*
Dos	EMAE no causa en sentido de Granger al BURCAP	2,7	0,91
	BURCAP no causa en sentido de Granger al EMAE	23,8	0,00*
Tres	EMAE no causa en sentido de Granger al MERVAL25	9,7	0,21
	MERVAL25 no causa en sentido de Granger al EMAE	24,2	0,00*
Cuatro	EMAE no causa en sentido de Granger al BURCAP	5,4	0,61
	BURCAP no causa en sentido de Granger al EMAE	17,7	0,00*
Cinco	EMAE no causa en sentido de Granger al MERVAL25	3,1	0,87
	MERVAL25 no causa en sentido de Granger al EMAE	25,0	0,00*
Seis	EMAE no causa en sentido de Granger al BURCAP	2,3	0,94
	BURCAP no causa en sentido de Granger al EMAE	22,1	0,00*
Siete	EMAE no causa en sentido de Granger al MERVAL25	3,4	0,85
	MERVAL25 no causa en sentido de Granger al EMAE	28,0	0,00*
Ocho	EMAE no causa en sentido de Granger al BURCAP	1,6	0,98
	BURCAP no causa en sentido de Granger al EMAE	20,6	0,00*
Nueve	EMAE no causa en sentido de Granger al MERVAL25	2,7	0,91
	MERVAL25 no causa en sentido de Granger al EMAE	16,5	0,00*
Diez	EMAE no causa en sentido de Granger al BURCAP	1,6	0,98
	BURCAP no causa en sentido de Granger al EMAE	32,9	0,00*

Fuente: elaboración propia. *: indica el rechazo de la hipótesis nula al 5%.

⁸ En el modelo nueve, que incluye al MERVAL25, el test de autovalor máximo sugiere ausencia de cointegración entre las variables.

Se dice que una variable causa en sentido de Granger a otra si los valores retrasados de la primera ayudan a explicar los subsecuentes movimientos de la segunda, al estimar un modelo que incluye también valores retrasados de la variable que se intenta explicar. En los diferentes modelos, se realizan las pruebas de causalidad de Granger bivariados (*pairwise*) entre el indicador de actividad económica y el índice accionario (Tabla 4).

Las pruebas de causalidad sugieren, en todos los casos, la posibilidad de rechazar la hipótesis nula de que los respectivos índices accionarios no causan, en sentido de Granger, al estimador mensual de actividad económica (al 5%). A su vez, no resulta posible rechazar la hipótesis inversa (que el EMAE no causa a los respectivos índices accionarios). Estos resultados se mantienen, tanto para el *modelo base* (uno y dos), como al considerar también una variable adicional de control. Las relaciones de causalidad en sentido de Granger sugieren también que los movimientos en los índices accionarios se correlacionan positiva y significativamente con los cambios en el EMAE.⁹

III.2. Tests de exogeneidad a partir de los VEC estimados

Los modelos de VEC permiten testear también la condición de exogeneidad débil entre el estimador mensual de actividad económica (EMAE) y los índices accionarios.¹⁰ En esta representación, la existencia de exogeneidad débil entre las variables requiere que el parámetro que mide el peso en la relación de cointegración (la velocidad de ajuste) sea igual a cero. En otros términos, la exogeneidad débil implica que, al estimar Y_t con X_t , si la variable X_t fuera débilmente exógena para los parámetros de interés, no sería necesario estimar conjuntamente el modelo de X_t con Y_t para encontrar los parámetros buscados.

Como puede verse en la Tabla 5, los tests de exogeneidad débil sugieren que no es posible rechazar la hipótesis nula de que el Merval25 (o el índice BURCAP)

⁹ Los modelos de VEC no consideran a las tasas de interés domésticas por ser una variable I(0). No obstante, al incluirla como variable adicional de control en modelos de VAR (variables en primeras diferencias salvo las tasas de interés domésticas que se estiman en niveles) se observa que ambos índices accionarios causan respectivamente al EMAE, mientras que no se observa causalidad en sentido inverso.

¹⁰ En un sistema de VAR (variables en primeras diferencias) podría evaluarse la no causalidad en sentido de Granger. Sin embargo, si las variables presentaran una raíz unitaria, una reparametrización del sistema permitiría considerar también la existencia de relaciones de largo plazo entre ellas y testear exogeneidad débil, en caso de que estuvieran cointegradas.

representan una variable débilmente exógena (al 5%), mientras que resulta posible rechazar la hipótesis inversa (que el EMAE sea débilmente exógena).¹¹

De acuerdo con los tests LR (*Likelihood Ratio Tests*), en el primer caso se observa que el parámetro $\alpha_{ij} = 0$ (para una, o dos, relaciones de cointegración según el modelo). En contraste, no se verificaría esta igualdad al testear la hipótesis inversa, o sea que el EMAE es una variable exógena débil. De esta forma, para el caso del Merval25 (y del BURCAP salvo en el modelo dos) se verificaría $H_0: \alpha_{ij} = 0$, para $j=1$ ($j=2$ en el BURCAP en la mayoría de los modelos). Debe notarse que se ha dado mayor importancia a los tests de traza para determinar el número de relaciones de cointegración a considerar en las pruebas de exogeneidad.

Los resultados de los tests de causalidad en sentido de Granger y de exogeneidad débil, entre el estimador mensual de actividad económica y los índices accionarios, permiten hacer inferencias respecto de la condición de exogeneidad fuerte entre dichas variables. La teoría de series de tiempo establece que si una variable X_t fuera exógena débil respecto de otra Y_t , la causara en sentido de Granger y, a su vez, la variable Y_t no causara en sentido de Granger a X_t , entonces esta última podría considerarse una variable exógena fuerte.

En las estimaciones realizadas se observa que ambos índices accionarios causan en sentido de Granger al estimador mensual de actividad económica (EMAE) y que, a su vez, aquéllas pueden considerarse variables débilmente exógenas (tampoco existe causalidad en sentido de Granger desde el EMAE hacia los índices accionarios). Por tanto, ambos índices accionarios se comportarían también como una variable exógena fuerte.

Esta característica de las series de tiempo resulta útil desde el punto de vista de la predicción de las variables. En efecto, ambos índices accionarios tendrían, de esta forma, la particularidad de poder pronosticar los movimientos futuros del estimador mensual de actividad económica.

¹¹ Con excepción del modelo dos, donde se rechaza la hipótesis nula. Cabe agregar que si se incluyera al tipo de cambio real multilateral, en lugar del tipo de cambio respecto del dólar, ambos índices accionarios causarían en sentido de Granger al EMAE (y no a la inversa), pero no se comportarían como variables exógenas.

Tabla 5 / Tests de exogeneidad débil en modelos de VEC

Modelo	Hipótesis nula: X_t es una variable exógena débil, siendo X'_t :	Número de relaciones de cointegración (de ambos tests)	Log-likelihood restringido	Estadístico (likelihood ratio)	Probabilidad
Uno	MERVAL25	Una	804,5	1,5	0,23
	EMAE	Una	801,6	7,2	0,01*
Dos	BURCAP	Dos	882,6	9,2	0,01*
	EMAE	Dos	882,7	9,0	0,01*
Tres	MERVAL25	Una	933,2	2,4	0,12
	EMAE	Una	931,8	5,2	0,02*
Cuatro	BURCAP	Una	1003,3	3,0	0,09
	EMAE	Una	1001,8	6,2	0,01*
Cinco	MERVAL25	Una	1043,4	1,4	0,23
	EMAE	Una	1039,9	8,4	0,00*
Seis	BURCAP	Dos/una	1120,7	5,5	0,06
	EMAE	Dos/una	1118,7	9,6	0,01*
Siete	MERVAL25	Una	1101,2	1,8	0,18
	EMAE	Una	1096,7	10,9	0,00*
Ocho	BURCAP	Dos/una	1184,6	4,4	0,11
	EMAE	Dos/una	1180,5	12,5	0,00*
Nueve	MERVAL25	Una/ninguna	908,9	0,2	0,66
	EMAE	Una/ninguna	905,0	7,8	0,00*
Diez	BURCAP	Dos/una	989,9	4,8	0,09
	EMAE	Dos/una	985,6	13,4	0,00*

Fuente: elaboración propia. *: indica rechazo a la hipótesis nula, al 5%. Para los modelos seis, ocho y diez se consideraron dos relaciones de cointegración y para el nueve una (se ha dado, por tanto, mayor importancia a los tests de traza para determinar el número de relaciones de cointegración a considerar en las pruebas de exogeneidad).

En las estimaciones se han utilizado los índices MERVAL25 y BURCAP. No obstante, sería posible obtener resultados similares a los presentados si se empleara la relación entre el indicador accionario (MERVAL25 y BURCAP, respectivamente) y el EMAE, en lugar de considerar solamente al indicador bursátil ponderado por liquidez o por capitalización.

En ambos casos, se observa para el *modelo base* exogeneidad fuerte entre dichas relaciones y el nivel de actividad. La nueva variable (MERVAL25/EMAE o BURCAP/EMAE) estaría captando, de alguna forma, la evolución del tamaño del mercado, vale decir la participación a través del tiempo del indicador bursátil respecto del nivel de actividad.¹²

¹² Estas variables están expresadas como índices 1993=1. Ambas relaciones son variables I(1).

Por último, se estima también el *modelo base* considerando una *variable adicional de control* representada por la estimación GARCH correspondiente a cada uno de los índices accionarios. Esta variable adicional representa una medida de incertidumbre, o volatilidad respecto de dichos índices. En este caso, sólo es posible observar causalidad y exogeneidad en el modelo que incluye al indicador ponderado por liquidez (MERVAL25).

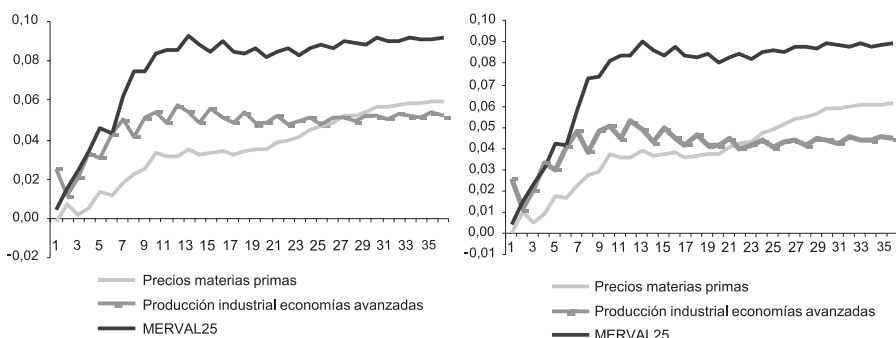
III.3. Funciones de impulso-respuesta y análisis de descomposición de la varianza

Los modelos de VEC permiten estimar las funciones de respuesta del indicador mensual de actividad económica, frente a los diferentes *shocks* correspondientes a las distintas variables, o sea el impacto dinámico de las perturbaciones aleatorias sobre el EMAE.

En las estimaciones se emplea la opción de Impulsos Generalizados planteada por Pesaran y Shin (1998), para la estimación de las funciones de impulso-respuesta. Esta opción establece un conjunto ortogonal de innovaciones que no dependen del orden impuesto a las variables en el VEC (los resultados serían invariantes respecto al ordenamiento de las variables).

Por razones de espacio, se incluyen solamente los resultados correspondientes al *modelo base* (modelo uno para el MERVAL25 y dos para el BURCAP). En ambos casos, se observa un efecto positivo permanente, de los *shocks* correspondientes a los índices accionarios, sobre el estimador mensual de actividad económica. Los *shocks* atribuibles a las restantes variables también afectan en forma positiva y permanente al EMAE (Gráfico 2). Este gráfico excluye la respuesta al *shock* propio.

Gráfico 2 / Funciones de impulso-respuesta del estimador mensual de actividad económica (EMAE) frente a diferentes shocks (un desvío estándar)



Por su parte, el análisis de descomposición de la varianza permite distribuir la varianza del error de predicción de cada variable en función de sus propios *shocks* y de las innovaciones en las restantes variables del sistema, de forma que la suma de los porcentajes alcance a cien por ciento (ver la Tabla 6).

Se observa como la mayor parte de la varianza del error de predicción del EMAE es explicada después de cuatro años (cuarenta y ocho meses) por sus propios *shocks* y por las innovaciones correspondientes a los índices accionarios. El índice de actividad industrial de las economías avanzadas y los precios de las materias primas explican porcentajes menores de la volatilidad del EMAE.

Tabla 6 / Análisis de descomposición de la varianza del EMAE correspondiente al *modelo base*, en %

Modelo uno				
Período	Precios internacionales materias primas	Índice actividad industrial economías avanzadas	EMAE	MERVAL25
1	0,1	13,1	86,5	0,4
12	4,7	21,3	40,6	33,3
24	7,5	20,8	34,7	37,0
36	12,2	20,4	32,4	35,1
48	14,8	20,3	31,2	33,6

Modelo dos				
Período	Precios internacionales materias primas	Índice actividad industrial economías avanzadas	EMAE	BURCAP
1	0,0	13,9	85,8	0,3
12	6,4	19,4	45,0	29,3
24	9,1	17,2	39,8	34,0
36	13,6	16,3	38,1	32,0
48	15,9	16,1	37,5	30,5

Fuente: elaboración propia. El modelo uno incluye al MERVAL25 y el dos al BURCAP, respectivamente.

Los resultados de las funciones de impulso-respuesta y descomposición de la varianza se mantienen, por lo general, en los restantes modelos en los que se incorpora una variable adicional de control.

IV. Conclusiones

Los principales índices accionarios del Mercado de Valores de Buenos Aires experimentaron un importante crecimiento durante las dos últimas décadas. En efecto, tanto el índice con ponderadores por liquidez (MERVAL25), como por capitalización bursátil (BURCAP), mostraron un notable incremento en ese período. Este desempeño estuvo acompañado también (aunque con altibajos y caídas como en la crisis de 2001-2002) por un aumento en el nivel de actividad económica.

Este trabajo analiza las relaciones de largo plazo entre los principales indicadores del mercado accionario y la actividad económica, en el caso particular de la economía Argentina. A tal efecto, se utilizan modelos de VEC, cubriendo el período enero de 1993 - agosto de 2010, y se realizan pruebas de causalidad, en sentido de Granger, y de exogeneidad entre los respectivos índices accionarios y el estimador mensual de actividad económica (EMAE). Para ello, se considera inicialmente un modelo base y luego se incorporan variables de control, a fin de verificar la robustez de las estimaciones. El procedimiento empleado en el trabajo se ubica dentro de la metodología de indicadores adelantados de la actividad económica.

Los resultados muestran que ambos indicadores bursátiles (MERVAL25 y BURCAP) estarían cointegrados con el estimador mensual de actividad económica (EMAE) y lo causarían en sentido positivo (causalidad en sentido de Granger), mientras que no se observaría causalidad en sentido inverso, o sea del EMAE hacia los índices accionarios.

A su vez, ambos índices accionarios podrían considerarse, por lo general, variables débilmente exógenas respecto del estimador mensual de actividad. Debido a las relaciones de causalidad y de exogeneidad encontradas, tanto el MERVAL25 como el BURCAP se comportarían también como variables exógenas fuertes.

Sería posible obtener resultados similares a los presentados si se empleara la relación entre el indicador accionario (MERVAL25 y BURCAP, respectivamente) y el EMAE, en lugar de considerar solamente al indicador bursátil ponderado por liquidez o por capitalización, respectivamente. En ambos casos, se observa para el *modelo base* exogeneidad fuerte entre dichas razones y el nivel de actividad. La nueva variable (MERVAL25/EMAE o BURCAP/EMAE) estaría captando, de alguna forma, la evolución del tamaño del mercado, vale decir la participación a través del tiempo del indicador bursátil respecto del EMAE.

Estas particularidades de las series de tiempo, consideradas en las estimaciones, permiten determinar que los índices accionarios representan instrumentos útiles para anticipar los movimientos futuros del estimador mensual de actividad económica.

En este sentido, el uso de los principales indicadores bursátiles (MERVAL25 y BURCAP), así como las razones entre estos y el nivel de actividad, podrían ser de utilidad para explicar, o anticipar, el comportamiento del indicador mensual de actividad económica (EMAE), tal como surge de la metodología de indicadores adelantados del producto.

Referencias

Alfonso, A., R. Ferreira, E. Freitas, C. Nóbrega y J. Pinheiro (2002). “Intermediaries, Financial Markets and Growth: some more International Evidence”, Technical University of Lisbon, Mimeo.

Dapena, J. (2009). “Rol del mercado de capitales en el crecimiento de la economía: literatura y evidencia para la Argentina”, Serie Documentos de Trabajo N° 393, CEMA, Buenos Aires, Argentina.

Elosegui, P., L. Garegnani, L. Lanteri y E. Blanco (2008). “Indicadores agregados de actividad económica para Argentina: el método de componentes principales”, BCRA, Ensayos Económicos, N° 51, abril-septiembre.

Fiorito, R. y T. Kollintzas (1992). “Stylized Facts of Business Cycles in the G7 from a Real Business Cycles Perspective”, CEPR Discussion Papers 681.

Goldsmith, R. (1969). *Financial Structure and Development*, New Haven, Yale University Press.

Johansen, S. (1988). “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, (12), pp. 231-54.

Johansen, S. y K. Juselius (1990). “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Application to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, (52), pp. 169-210.

Jorrat, J. (2005). “Construcción de Índices Compuestos Mensuales Coincidentes y Líder de Argentina”, Asociación Argentina de Economía Política.

Kose, A. (2002). “Explaining Business Cycles in Small Open Economies. How Much do World Prices Matter?”, *Journal of International Economics*, (56), pp. 299-327.

Kose, A. y R. Riezman (2001). “Trade Shocks and Macroeconomic Fluctuations in Africa”, *Journal of Development Economics*, (65), pp. 55-80.

McKinnon, R. (1973). *Money and Capital in Economic Development*, Washington, DC: The Brookings Institutions.

Mendoza, E. (1995). “The Terms of Trade, the Real Exchange Rate and Economic Fluctuations”, *International Economic Review*, (36), pp. 101-37.

Pesaran, H. y Y. Shin (1998). “Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models”, *Journal of Applied Econometrics*, (4), pp. 29-59.

Reserva Federal de Chicago (2000). CFNAI Background Release.

Rodrik, D. (2008). “The Real Exchange Rate and Economic Growth”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall, pp. 1-46.

Schumpeter, J. (1912). *The Theory of Economic Development*, R. Opie (trad.), Cambridge, MA: Harvard University Press, 1934.

Shaw, E. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*, New York: Oxford University Press.

Stock, J. y M. Watson (2002). “Macroeconomics Forecasting Using Diffusion Indexes”, *Journal of Business and Economic Statistics*, (20), pp. 147-162.

Anexo A / Series utilizadas en las estimaciones

Índice de precios de las materias primas: corresponde a los precios internacionales en dólares de las principales materias primas exportables (las series consideradas se explican en detalle en la sección dos).

Índice de producción industrial de las economías avanzadas. Fuente FMI. Estadísticas Financieras Internacionales. Datos sin estacionalidad (se utilizó el programa X12-ARIMA).

Estimador mensual de actividad económica (EMAE). Base 1993=100. Fuente INDEC. Serie sin estacionalidad (se utilizó el programa X12-ARIMA).

Índice Merval25: representa el promedio mensual del índice Merval desde 1993:1 hasta 2004:9 y del Merval25 desde esa fecha en adelante. Fuente: Mercado de Valores de Buenos Aires. Base fin de diciembre de 2002=525.

Índice BURCAP. Corresponde al promedio mensual del índice diario. Fuente: Mercado de Valores de Buenos Aires. Base fin de diciembre de 2002=426.

Tipo de cambio respecto del dólar estadounidense en términos reales: corresponde al tipo de cambio mensual promedio frente al dólar (fuente FMI) en relación con el índice doméstico de los precios al consumidor (para este último, estimado desde 2007).

Índice de apertura de la economía: representa la suma de las exportaciones FOB y de las importaciones CIF (en millones de dólares) en relación con el EMAE. Base: 1993:1=100. Datos sin estacionalidad (se utilizó el programa X12-ARIMA).

Tasas de Fondos Federales de USA. En porcentajes, tasas anualizadas. Fuente: FMI. Estadísticas Financieras Internacionales.

Índice de producción industrial de Brasil. Fuente FMI. Estadísticas Financieras Internacionales. Serie sin estacionalidad (se utilizó el programa X12-ARIMA).

Anexo B / Principales modelos estimados. Variables incluidas

Tabla B.1 / Modelos estimados. Variables que los componen

Modelo	Variables
1-2	Precios de materias primas, Producción industrial economías avanzadas, EMAE, Merval25 (BURCAP)
3-4	Precios de materias primas, Producción industrial economías avanzadas, EMAE, Merval25 (BURCAP), Índice apertura economía
5-6	Precios de materias primas, Producción industrial economías avanzadas, EMAE, Merval25 (BURCAP), Tipo de cambio respecto del dólar en términos reales
7-8	Precios de materias primas, Producción industrial economías avanzadas, EMAE, Merval25 (BURCAP), Tasas Fondos Federales
9-10	Precios de materias primas, EMAE, Merval25 (BURCAP), Producción industrial de Brasil, Tipo de cambio respecto del dólar en términos reales

En cada caso, el primero de los modelos incluye al Merval25 y el segundo al BURCAP.

Pautas generales para la publicación de trabajos técnicos

Ensayos Económicos está orientada a la publicación de artículos de carácter teórico, empírico y/o de política aplicada con énfasis en los aspectos monetarios y financieros, que se refieran tanto a la economía Argentina como al ámbito de la economía internacional. La revista está dirigida a investigadores en las áreas de macroeconomía y finanzas, profesionales que se desempeñan en la gestión de las políticas públicas, participantes del sistema financiero, docentes y estudiantes de los niveles de grado y postgrado en Argentina y Latinoamérica.

Características Generales del Proceso de Referato

El rigor científico será el único criterio de evaluación de los trabajos a ser publicados en la revista “Ensayos Económicos” del BCRA. A tal fin, la publicación de los artículos estará sujeta a un proceso de referato similar al que se aplica en la mayoría de las revistas académicas.

Para garantizar imparcialidad, cada artículo estará sujeto a una revisión anónima (*blind review*) por parte de dos referís, uno interno (investigador del BCRA) y otro externo, quienes evaluarán características generales del trabajo, como originalidad, relevancia, metodología, entre otros.

La decisión de publicación utilizará la recomendación de los referatos como guía básica, pero no excluyente, pudiendo sugerir modificaciones adicionales. Los autores recibirán copias de los referatos (también anónimos), independientemente del resultado de la evaluación.

Formatos

Los artículos contarán con una extensión máxima de veinticinco páginas incluyendo cuadros, tablas, gráficos y anexos, y deberán estar escritos en idioma español.

Se enviarán dos copias impresas a la dirección:

Banco Central de la República Argentina, Subgerencia General de Investigaciones Económicas, Revista Ensayos Económicos, Reconquista 266, Buenos Aires, Argentina, C1003 ABF.

Asimismo, se solicitará el envío de una versión electrónica que sea copia fiel del documento impreso a la dirección: ensayos.economicos@bcra.gov.ar.

La primera hoja del documento deberá contener el título del trabajo, el nombre de los autores y su pertenencia institucional y un resumen del trabajo de no más de 150 palabras. Al pie de página pueden indicarse direcciones de email, comentarios y/o agradecimientos. Luego del resumen se agregarán hasta cinco categorías de la clasificación del JEL (*Journal of Economic Literature*) y las palabras clave. En el resto de las páginas no deberá mencionarse a los autores del artículo. Adicionalmente, se solicita un resumen en inglés más amplio, que no deberá superar las dos páginas.

La presentación del documento deberá hacerse en «Microsoft Word» en hoja de tamaño A4, en letra Arial 11 con todos los márgenes de 2,5 cm. Se utilizará un interlineado simple y renglón en blanco como separación entre párrafos.

Los títulos y subtítulos tendrán la fuente Arial 11. El primer nivel de títulos es en negrita y con numeración en números romanos (**I, II, III,...**). El segundo nivel de títulos es en negrita e itálica con números (***I.1, I.2, I.3,...***). El tercer nivel de títulos es en itálica y con letras minúsculas (***I.1.a, I.1.b,...***).

Las notas estarán numeradas de manera consecutiva al pie de la página. Las ecuaciones deberán numerarse consecutivamente a la derecha de la página. Tablas, gráficos y figuras deberán tener un orden consecutivo y estar citadas en el texto. Una vez aceptado el documento para su publicación, se solicitarán los respectivos soportes electrónicos de tablas, gráficos, figuras y ecuaciones.

Para las referencias bibliográficas en el texto se empleará la fórmula: Svensson y Taylor (2002); en caso de más de dos autores se empleará la fórmula Svensson et al. (2002), y deberán citarse inmediatamente luego de la última sección del trabajo antes de los posibles apéndices o anexos. Se utilizarán las siguientes formas:

- Para publicaciones periódicas: Blanchard, O. y D. Quah (1989); «The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply», *The American Economic Review*, 79, pp. 655-73.
- Para libros: Hendry, D.F. (1995); *Dynamic Econometrics*, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.
- Para artículos en libros: Williamson, J. H. (1971); «On the Normative Theory of Balance of Payments Adjustment» en G. Clayton, J. C. Gilbert y R. Sedgwick (eds.), *Monetary Theory and Monetary Policy in the 1970's*, Oxford, Oxford University Press.
- Para documentos de trabajo: Billmeier, A. (2004); «Ghostbusting: Which Output Gap Measure really matters?», IMF, Working paper 04/146.

Difusión

El Banco Central propenderá a la máxima difusión de la revista, garantizando una amplia distribución gratuita en ámbitos académicos locales y del exterior, organismos públicos, bancos centrales, centros de investigación públicos y privados, prensa especializada. Actualmente, la revista se encuentra indizada en las bases de publicaciones de economía del Núcleo Básico de Revistas Científicas Argentinas del CONICET, EBSCO, EconLit (Asociación Americana de Economía) y RePEc. Los principales sitios web que divulgan la información de esta última base de datos son: IDEAS (<http://ideas.repec.org>) y Econpapers (<http://econpapers.repec.org>). También se ofrecen ejemplares impresos al público en general —mediante solicitud—, y la versión electrónica se encuentra disponible en el sitio *web* del BCRA (www.bcra.gob.ar).