

¿Wage-led, profit-led o export-led? Un análisis empírico sobre los regímenes de crecimiento en América Latina

Luis Reyes¹

13/04/2016

Preparado para el seminario anual “Estructura Productiva y Política Macroeconómica: Enfoques Heterodoxos desde América Latina”. Organizado por la oficina de la CEPAL en Buenos Aires.

1. Introducción

A lo largo de las últimas cuatro décadas América Latina ha experimentado una serie de cambios fundamentales en los aspectos social, político y económico. La lista de factores que han contribuido a que esto haya sucedido es amplia. En el presente documento nos concentramos en un aspecto económico (desde un punto de vista empírico), cuyo interés ha recobrado nuevos bríos recientemente, particularmente a partir del colapso del mercado de valores en Estados Unidos en 2008: la distribución funcional del ingreso y su vínculo con el crecimiento económico.

Un ejemplo de la relevancia del tema es el *Employment Outlook* de 2012 publicado por la Organización de Cooperación y Desarrollo Económico, cuyo tercer capítulo trata exclusivamente sobre la significativa caída de la participación de los salarios en el ingreso nacional a nivel global². Más aún, Karabarbounis y Neiman (2014) tienen como objetivo integrar y explicar la evolución de dicha variable en un modelo neoclásico de crecimiento³.

Entendemos distribución funcional del ingreso en el sentido clásico, es decir como la división de las remuneraciones relativas de los factores productivos por su participación en el proceso de

1 Contacto: luisantonio.reyesortiz@univ-paris13.fr, Luis.Reyes-Ortiz@kedgebs.com. Agradezco a Sebastián Valdecantos y a Martín Abeles por la invitación a participar en el seminario taller “Estructura Productiva, Instituciones y Dinámica Económica” en la sede de la CEPAL en Buenos Aires. Agradezco también a los participantes del mismo sus comentarios y sugerencias, en particular a Luis Trajtenberg, Emiliano Libman, Esteban Pérez-Caldentey, Ariel Dvoskin, Gabriel Michelena y Santiago Capraro. Agradezco igualmente a Julio López y Jacques Mazier por sus (duras y sobre todo útiles) críticas y constante apoyo.

2 Es interesante notar que, de acuerdo a este organismo internacional, los determinantes de la caída de la participación del ingreso laboral son: (i) la subcontratación, (ii) la competencia internacional, (iii) las privatizaciones de empresas públicas, así como (iv) el debilitamiento del poder de negociación de los trabajadores poco o no especializados y (v) el cambio tecnológico, que favorece el remplazo de trabajadores por máquinas (OCDE, 2012). Dada la extensión del presente trabajo, estos temas no reciben una atención particular.

3 Algunas de las series utilizadas por dichos autores son presentadas en el Anexo.

producción, y las respectivas implicaciones que los cambios en ésta tienen en una economía dada, con particular énfasis en los aspectos que han afectado a América Latina.

Con el fin de analizar el vínculo entre la distribución funcional del ingreso y el crecimiento económico, recurrimos a la llamada teoría de los regímenes de demanda, que proporciona una tipología de los mismos y distingue a las economías llamadas *wage-led* (guiada por los salarios) de las llamadas *profit-led* (guiada por las ganancias), e incluso de las llamadas de tipo *export-led*. Dicho marco teórico proporciona una guía para los trabajos empíricos que, en última instancia, tienen la última palabra en definir el régimen de crecimiento (o de demanda) de una economía.

La metodología estadística empleada en la parte empírica del presente trabajo consiste en dos etapas. En la primera de éstas, para cada ecuación de cada país en cuestión, se estima un modelo de tipo VECM (*Vector Error Correction Model*) que proporciona parámetros cuya interpretación es de largo plazo. En la segunda etapa se agregan estos resultados en un modelo llamado de corrección de errores (MCE), el cual combina resultados de corto plazo con un ajuste de éste al largo plazo a través de un término llamado velocidad de ajuste o vector de cointegración, que se obtiene a partir de la primera etapa.

Este procedimiento es estándar en la literatura de los regímenes de demanda, pero nuestra presentación de las ecuaciones postuladas y de los resultados difiere de trabajos precedentes en ciertos aspectos.

En la siguiente sección se expone la motivación de nuestro estudio. La sección 3 proporciona una breve discusión de los conceptos teóricos que hacen parte de la literatura llamada de regímenes de demanda, así como un resumen de los resultados de otros casos estudiados empíricamente, incluyendo algunos que corresponden a algunas economías latinoamericanas. La sección 4 expone la metodología econométrica utilizada, así como una descripción de las tres especificaciones (de corto y de largo plazo) para cinco países; función de consumo, función de inversión y función del saldo de la balanza comercial. La sección 5 muestra los resultados de las estimaciones, mientras que la sexta sección ofrece algunos comentarios finales y concluye.

2. Motivación del estudio

La presente discusión está inspirada en la literatura llamada de regímenes de demanda, también

conocida como de regímenes de crecimiento. Este enfoque teórico tiene como centro de análisis la lucha de clases entre trabajadores y capitalistas que se manifiesta a través de las partes relativas del ingreso nacional que cada una de estas clases obtiene por su participación en el proceso productivo.

Concretamente, la pregunta que nos interesa responder es la siguiente ¿cuál es el efecto global (en el corto y largo plazos) de un aumento de la participación relativa de los salarios en el ingreso nacional en las principales economías latinoamericanas? O, dicho de otra forma ¿cuál es el efecto de una redistribución a favor de los trabajadores en la evolución de la producción nacional? Igualmente, cabe preguntarse ¿implicaría dicha redistribución una pérdida de competitividad que pueda amenazar a la economía en cuestión?

Para llevar a cabo el análisis de los hechos estilizados de la distribución del ingreso funcional en las principales economías de América Latina, es necesario contar con datos por un período suficientemente largo para poder proporcionar una explicación histórico-económica de qué es lo que dichos cambios han implicado en términos de la parte relativa del ingreso nacional de los agentes económicos involucrados (trabajadores, capitalistas y sector externo).

Sin embargo, la escasez de datos de este tipo⁴ representa una restricción importante a este respecto, de manera tal que, desafortunadamente, no contamos con datos suficientes para llevar a cabo un análisis desde, por ejemplo, 1980 en adelante de manera continua⁵. Esto es así porque la elaboración de datos de este tipo requieren, por una parte, estadísticas confiables y adaptadas para el estudio particular de interés.

Abeles, Amarante y Vega (2014) elaboran series de la participación de los ingresos de los trabajadores adaptadas al estudio que nos proponemos. Estas incorporan los ingresos laborales de los trabajadores independientes, característica clave del mercado laboral de los países que conforman la región, dado el peso del empleo informal y del gran número de trabajadores a cuenta propia. Cabe mencionar asimismo que dichos ingresos son de subsistencia y, por lo tanto, no comparables con los ingresos de, por ejemplo, los propietarios de medianas o grandes empresas, los

4 Véase Lindenboim (2008), p. 87.

5 Esto puede implicar varios problemas técnicos desde el punto de vista de la modelización. Por una parte, algunas series incluidas en las estimaciones pueden estar disponibles por intervalos no homogéneos, lo cual implica que, si se desea incluir todas las variables en cuestión en una estimación dada, el periodo de la misma se restringe automáticamente a la disponibilidad de la serie más corta. Por otra parte, uno de nuestros intereses reside en hacer un estudio lo suficientemente sólido estadísticamente, que a su vez implica una frecuencia de datos suficientemente alta, lo cual reduce aún más las opciones de las variables a incluir (por ejemplo, el acervo de activos no financieros en la función de consumo, que está disponible por no más de 10 años en la mayoría de las economías estudiadas).

cuales entran en la misma categoría en la contabilidad nacional.

En este trabajo retomamos los datos de dichos autores⁶ y transformamos las series anuales (tal como las obtuvimos) en trimestrales, via el método propuesto por Denton (1971). Este procedimiento tiene la ventaja de cuadruplicar el número de observaciones disponibles para que, con éstas, se puedan efectuar estimaciones con una frecuencia más deseable (desde un punto de vista estadístico) de lo que datos anuales pueden proporcionarnos⁷.

Nuestro objetivo particular es medir el impacto que un aumento hipotético de la participación de los salarios en el ingreso nacional pueda tener en la producción nacional de las principales economías latinoamericanas. Para poder hacer esto, estimamos tres ecuaciones para cada país. La primera es una función de consumo, en la cual suponemos que los ingresos de los trabajadores son la fuente principal de ingresos de la clase trabajadora y que éstos son utilizados para adquirir dichos tipos de bienes, lo cual implica una relación positiva entre ingresos salariales y su correspondiente demanda de bienes de consumo. En la segunda ecuación se analiza la relación entre los ingresos de los trabajadores, como variable *proxy* del costo laboral unitario, y la inversión. La tercera es una función que analiza el vínculo entre el saldo de la balanza comercial y la remuneración de los trabajadores.

La suma algebraica de esos tres efectos pueden proporcionarnos una idea de cuánto variaría el PIB dado un aumento de los ingresos de los trabajadores en el ingreso nacional. Si la suma de esos tres efectos es positiva, en el corto o largo plazo, diremos que la economía en cuestión es un regimen de demanda de tipo *wage-led*. Al contrario, si la adición de esos tres efectos es negativa, podremos decir que su regimen de crecimiento es de tipo *profit-led* o *export-led*, según si el efecto negativo predominante está del lado de la inversión o de la balanza comercial, respectivamente.

3. Regímenes de demanda

El estudio de los llamados “regímenes de demanda” data de principios de la década de los noventa, con dos estudios clave de Amit Bhaduri y Stephen Marglin (1990 y 1990a), quienes a su turno tienen por objetivo el de darle continuidad al análisis teórico de Michał Kalecki (1938 y 1954) sobre

6 Gracias a Sebastián Valdecantos por haber sido el intermediario a través del cual los datos fueron obtenidos. Asimismo, agradezco a los autores por haber accedido a compartir los datos correspondientes.

7 Estas series van de 1990 a 2012, lo cual limitaría el número de observaciones a un máximo de 22 (una por año). En nuestro caso utilizamos datos trimestrales de la CEPAL (que son utilizadas para trimestrializar los datos), y están disponibles de 1993 en adelante, lo cual hace que nuestro periodo de análisis vaya de esa fecha a 2012.

el rol de la distribución funcional del ingreso en la demanda agregada. Desde entonces, este interesante tema fue objeto de una serie de trabajos tanto en el campo teórico⁸ como en el empírico⁹.

A lo largo de un período determinado, una economía puede seguir un régimen de demanda de tipo *wage-led* o *profit-led*, como se conocen en la literatura, predominantemente anglosajona. En un régimen de tipo *wage-led* un aumento de la participación de los salarios pagados a los trabajadores en el ingreso nacional genera mejores resultados en términos de utilización de capacidades productivas y de crecimiento económico (gracias al aumento de la demanda de bienes de consumo que dicha aumentación genera), mientras que en un régimen de tipo *profit-led* estos resultados son obtenidos gracias a un aumento de la participación de las ganancias de los capitalistas en el ingreso nacional, gracias al cual la demanda de bienes de inversión se incrementa.

Como se mencionó arriba, uno de los principales objetivos de esta literatura es analizar las consecuencias económicas de la lucha de clases, dicotomía que está en el epicentro de la teoría clásica de la producción y que se manifiesta en el balance del poder económico de cada clase, relativo al ingreso con respecto a sus contrapartes. Como consecuencia de lo anterior, un aumento de la parte de los salarios en el ingreso nacional va generalmente ligada a una disminución de la parte de los beneficios en el ingreso nacional¹⁰, y un aumento de los beneficios en el ingreso nacional implica una disminución de la parte de los salarios.

Este tipo de modelos parten generalmente de un razonamiento en términos de una economía cerrada y sin intervención del gobierno, aunque evidentemente estos supuestos se abandonen en fases posteriores. En una economía abierta con intervención estatal, como lo son la mayoría de las economías latinoamericanas, el análisis debe tomar en cuenta el aspecto de la competitividad de las exportaciones. En otras palabras, el modelo en su versión empírica toma en cuenta el hecho que las exportaciones dependen negativamente del costo unitario laboral relativo al de los socios comerciales del país en cuestión, es decir, de la parte del ingreso nacional destinada a remunerar a los trabajadores.

8 A título de ejemplo, véase la lista de contribuidores al libro editado por Setterfield (2002).

9 Para una revisión panorámica de los resultados empíricos obtenidos hasta 2008 para 6 países de la OCDE, véase Hein y Vogel (2008). Más abajo se presenta un resumen de la metodología utilizada en este y otros trabajos.

10 Más adelante veremos que este no siempre es el caso en el caso de nuestra región, pues el sector externo tiene un peso muy importante en la determinación de la distribución del ingreso. Desde otro punto de vista, la disminución relativa del costo laboral unitario trae consigo una caída del precio de la inversión, lo cual tiende a disminuir la parte relativa de la inversión en el ingreso nacional (Karabarbounis y Neiman, 2014).

Una aplastante mayoría de los estudios empíricos de los regímenes de demanda han sido llevados a cabo, hasta ahora, para economías avanzadas. Hasta el momento no existe consenso con respecto a una tipología de los países estudiados si éstos son *wage-led* o *profit-led*, ya que existen diferencias en la metodología empírica (método estadístico, variables utilizadas, supuestos de base, frecuencia de las series, entre otros). La calidad de las estimaciones, así como los supuestos de la estructura de la economía en cuestión y correspondiente contexto histórico, son probablemente las causas principales de dichas diferencias.

Por ejemplo, en cuanto a las estimaciones existentes para economías desarrolladas se refiere, Naastepad y Storm (2007) estiman las mismas ecuaciones que se presentan en el presente trabajo. Sin embargo, más allá del hecho de que se trata de economías diferentes¹¹, las especificaciones varían considerablemente. En vez de estimar una función de consumo, los autores derivan una relación empírica de propensiones (marginales) a ahorrar de capitalistas y trabajadores respectivamente (con la primera de éstas más alta que la segunda), a través de las cuales miden el impacto de dichos parámetros en el consumo. Sus funciones de inversión dependen de la participación de las ganancias en el ingreso nacional y de la demanda, en tanto que sus funciones de exportación son determinadas por la demanda externa y de los costos unitarios laborales. Estas últimas dos ecuaciones son estimadas por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). La tipología establecida por los autores está determinada por la suma algebraica de los parámetros encontrados en forma de elasticidades, que a su vez son vistas desde la perspectiva de los salarios. De manera tal que si la suma es positiva, se dice que la economía en cuestión es *wage-led*, mientras que si dicha suma es negativa esta última es *profit-led*.

Onaran y Galanis (2013) mencionan que “el enfoque de las ecuaciones simples falla en utilizar el hecho de que el consumo, la inversión y las exportaciones (y el gasto público) forman la identidad del PIB” (p. 7, traducción propia). En el presente trabajo, como sugieren los autores, utilizamos métodos de ecuaciones simultáneas para tomar esto en consideración, así como la posible endogeneidad de la participación de los ingresos laborales en el ingreso total nacional.

En ese mismo trabajo, los autores estiman modelos en diferencias y modelos correctores de error para las mismas funciones (consumo, inversión y comercio exterior) para varios países, lista en la cual figuran Argentina y México. Tras aplicar el mismo método utilizado por Naastepad y Storm, aunque para series diferenciadas (lo cual implica que sus modelos son de corto plazo) concluyen

11 Francia, Alemania, Italia, Japón, Países Bajos, España, Reino Unido y Estados Unidos.

que estas dos economías son de tipo *profit-led*. Es importante notar que, a diferencia del presente trabajo, las estimaciones de las funciones de inversión en Onaran y Galanis no incluyen la tasa de interés pues, para los autores, esta última no es estadísticamente significativa (véase p. 13).

Otros trabajos que siguen la misma (o similar) línea de investigación para economías desarrolladas incluyen¹² Stockhammer y Onaran (2004), Hein y Vogel (2008), Hein y Tarassow (2010), así como Stockhamer y Stehrer (2011). En lo que respecta a América Latina, Araújo y Gala (2012) utilizan una técnica similar a la de dichos trabajos para Brasil, y concluyen (siguiendo a Bruno, 2003) que la economía brasileña (entre 2002 y 2008) es de tipo *profit-led*.

Un trabajo que se propone estudiar el regimen de crecimiento de México, pero que no sigue la misma metodología es el de Caballero y López (2012). Bajo este enfoque, una sola especificación estimada en dos etapas (VAR y ECM) determina el producto. Dicha especificación incluye determinantes de los componentes del PIB medido a través de la demanda, entre los cuales se incluye a la participación de los salarios en el ingreso total. Puesto que la relación entre la participación salarial y el producto es positiva, y puesto que una de las dos posibles relaciones de cointegración encontradas corresponde al PIB, se confirma que un aumento de la parte relativa del ingreso de los trabajadores mexicanos trae consigo un incremento de la demanda agregada en esta economía. Siguiendo la misma metodología que en Caballero y López, López y Reyes (2013) estiman una ecuación del PIB para Estados Unidos, y encuentran que dicha economía es *wage-led*.

Como se verá más adelante, el sector externo tiene un peso muy importante en la región. Esto implica que un aumento de la masa salarial como proporción del ingreso nacional (nuestra relación de interés) puede traer consigo una degradación de la balanza comercial (vía el aumento de los costos laborales unitarios) más importante que el aumento de la demanda que ello mismo genera. Así que, el regimen de demanda de la economía en cuestión puede ser no sólo de tipo *wage-led* o *profit-led*, sino también de tipo *export-led*. Claramente, este último regimen es al que aspiran una mayoría de los países en vías de desarrollo, gracias al supuesto éxito que han tenido los países del sudeste asiático. Sin embargo, cabe mencionar que si bien estas economías han logrado importantes superávits en la balanza comercial (y, por lo tanto, aumentos importantes de sus ingresos a nivel nacional), esto se ha logrado a través de una degradación de los estándares de vida de la población más desfavorecida, entre otros, gracias a lo que organismos internacionales como el FMI

12 Para una lista exhaustiva de los trabajos empiricos de este tipo véase el cuadro presentado en la p. 61 de Bortz (2014).

recomienda: moderación salarial¹³.

En adelante, nos ocuparemos de explicar la metodología estadística utilizada para analizar los regímenes de demanda de cinco países de los noventas a la actualidad¹⁴ y los resultados correspondientes: Argentina, Brasil, Chile, México y Perú.

4. Metodología estadística y hechos estilizados

El período de estudio está limitado al período en el cual están disponibles las series de la participación de los salarios en el ingreso nacional, como se muestra en Abeles, Amarante y Vega (2014). Convertimos estas figuras anuales en trimestrales, asegurándonos que los promedios de los trimestres de un año particular estén suficientemente cercanos a las series originales.

El método utilizado para convertir las series en trimestrales supone que los valores iniciales son iguales a cero, lo cual implica que las primeras observaciones (por ejemplo, las del primer año de la muestra) tengan una evolución extrema poco fiable. Por lo tanto, excluimos los primeros cuatro trimestres de nuestra muestra, lo cual reduce el número de observaciones por un año. Sin embargo, aún con este recorte, el número de observaciones sigue siendo lo suficientemente largo para poder estimar parámetros con series de tiempo en una muestra no tan limitada, como sería el caso con datos anuales.

Nos interesamos en particular en medir tres elasticidades con respecto a cambios en la parte relativa de los salarios en el ingreso nacional sobre la producción nacional en cinco países. Las variables de interés son el consumo de los hogares, la inversión privada, y el saldo de la balanza comercial. Los países son: Argentina, Brasil, Chile, México y Perú.

Para tal efecto estimamos cada una de las tres ecuaciones de interés para cada uno de los países en

13 A modo de ejemplo, en el World Economic Outlook publicado por el FMI (2014) es común encontrar frases que sugieren que las autoridades *deben* aspirar a una moderación de los salarios. Por ejemplo, p. 60 (traducción propia), al discutir el caso de Japón se menciona que “medidas de política podrían ser menos efectivas que lo previsto si fallan en incrementar las expectativas de inflación, salarios nominales, exportaciones e inversión privada”. Más adelante (p. 65), al discutir el caso de Bielorusia se dice que “a pesar del apoyo financiero que Rusia podría proveer a Bielorusia con espacio para respirar en el corto plazo, deberían llevarse a cabo esfuerzos para contener el crecimiento de los salarios y del crédito, así como aumentar la flexibilidad del tipo de cambio”. Asimismo, en relación al oriente medio (p. 67), se dice que “Reformas para promover la iniciativa empresarial, junto con restricciones de salario y empleo públicos, son clave”.

14 Recordamos al lector que, por falta de datos, el período de la muestra bajo escrutinio está reducida a este período y no (como hubiera sido deseable) desde un período previo.

cuestión en dos etapas. La primera etapa consiste en un modelo de tipo VECM, que por su nomenclatura en inglés puede traducirse como modelo de vector corrector de errores. Esta técnica consiste en una extensión del modelo auto-regresivo (AR) de base en el análisis de series de tiempo, cuya característica principal es que es un modelo univariado, por lo que se extiende a múltiples series bajo el nombre de VECM. Siguiendo a Enders (2002, p. 294), el sistema bivariado de ecuaciones del cual se parte¹⁵ en este tipo de modelos es el siguiente:

$$y_t = b_{10} + b_{12} z_t + \gamma_{11} y_{t-1} + \dots + \gamma_{1p} y_{t-p} + \gamma_{12} z_{t-1} + \dots + \gamma_{1p} z_{t-p} + \epsilon_{yt}$$

$$z_t = b_{20} + b_{21} y_t + \gamma_{21} y_{t-1} + \dots + \gamma_{2p} y_{t-p} + \gamma_{22} z_{t-1} + \dots + \gamma_{2p} z_{t-p} + \epsilon_{zt}$$

donde y_t y z_t son series de tiempo aleatorias que dependen mutuamente entre sí y de sus correspondientes rezagos y que tienen el mismo orden de integración¹⁶ (por ejemplo, son I(1)). Si los parámetros b_{12} y b_{21} son iguales a cero, el modelo en cuestión deja de llamarse VAR estructural y se resume a un modelo de vectores autoregresivos en el cual la dependencia mutua se mantiene exclusivamente a través de los p posibles rezagos de las series en cuestión, y no en el mismo período. Es decir, a través de los signos y la significancia estadística de los parámetros γ_{mn} .

Una vez estimada esta primera etapa, y una vez verificado que las propiedades estadísticas de dichos modelos son satisfactorias, se procede a la estimación de la reparametrización del mismo. Dicha reparametrización consiste en estimar la misma relación pero con las series diferenciadas, incluyendo como determinante de Δy_t el vector de cointegración (en el caso de que haya uno solo) correspondiente, calculado como

$$y_t - b_{10} - \gamma_{11} y_{t-1} - \dots - \gamma_{1p} y_{t-p} - \gamma_{12} z_{t-1} - \dots - \gamma_{1p} z_{t-p}$$

Esto último equivale a incluir el término de error del vector correspondiente en la ecuación del modelo de corto plazo, por lo cual a este último se le denomina Modelo Corrector de Error (MCE).

15 Nótese que en el ejemplo presente se habla de un sistema bivariado. Sin embargo, los sistemas modelados más abajo para la inversión y para la balanza comercial contienen más de dos variables posibles. Claramente, la misma lógica aplica en el último caso.

16 Este es el caso para todas las variables incluidas en los tres modelos para cada país, excepto por la brecha del producto, cuyo orden de integración es I(0). Esto implica que, para probar la presencia de una relación de largo plazo en la ecuación donde ésta está presente (es decir, la función de inversión) se tendría que recurrir a la prueba de "bounds" de Pesaran, Shin y Smith (2001). Véanse los Cuadros A.1 y A.1' y la discusión en el Anexo.

Desde un punto de vista estadístico, a cada etapa el modelo debe satisfacer ciertos criterios particulares. Por ejemplo, puede ser el caso que, en un vector de cointegración dado (o bien una variable cuyos determinantes se pretendan estudiar), haya una serie del lado derecho de la relación que esté determinada por la que se trata de explicar. A este problema se le conoce como de endogeneidad. Afortunadamente, el método propuesto por Johansen (1988) permite determinar el número de variables que son determinadas por el resto de las incluidas en el sistema, las cuales se denominan también vectores de cointegración. En el caso de nuestras estimaciones, encontramos un solo vector de cointegración para las ecuaciones de consumo y de balanza comercial (siendo estas dos variables los correspondientes vectores), y dos en el caso de la función de inversión, con el segundo siendo la brecha del producto, que es una variable *proxy* de utilización de las capacidades productivas.

El modelo debe ser igualmente sujeto a otras pruebas. Concretamente, el número de rezagos debe ser adecuado, la diferencia entre las series estimadas y las series observadas (el término de error) debe estar idénticamente distribuido alrededor de cero (normalidad), mientras que dicha serie debe carecer de autocorrelación y volatilidad de la varianza (homocedasticidad). Estas propiedades son satisfechas en cada modelo en el presente trabajo.

Utilizamos datos trimestrales para cada ecuación de cada país. Como lo mencionamos arriba, las series otrora anuales de la participación de los ingresos laborales en el total nacional fueron trimestrializadas utilizando el método propuesto por Denton (1971). Naturalmente dicha técnica necesita de la serie anual a transformar, así como de una serie “guía” que proporciona la evolución intra-anual. En el presente trabajo, tomamos el logaritmo del PIB de cada economía como dicha guía.

El resto de las series provienen de CEPALstat, y están disponibles trimestre a trimestre, de manera tal que no hubo necesidad de trimestrializarlas. Los gráficos que se muestran en la siguiente sección son las series tal como se utilizaron en el modelo. A éstas se les aplicó un filtro conocido como Hodrick-Prescott, con un valor arbitrario de lambda (la constante de “suavizamiento”) equivalente a 10. Cabe mencionar aquí que el valor propuesto para series trimestrales que los autores de dicho filtro, que a su vez se basan en un método de graduación elaborado por Whittaker y Henderson en la primera mitad del siglo pasado, es igualmente arbitrario (véase Alba y Gómez, 2012). La razón por la cual tratamos las series suavizadas (o filtradas) en vez de “en bruto” es claramente para poder concentrarnos en la tendencia y el ciclo de las series correspondientes, en vez de analizar los

movimientos estacionales.

En la exposición que sigue, donde describimos las ecuaciones que componen nuestro estudio, omitimos subíndices de tiempo con el fin de simplificar la notación. Seguido de la descripción de cada ecuación presentamos los hechos estilizados para seis países: Argentina (1994-2011), Brasil (1995-2012), Chile (1997-2012), Colombia¹⁷ (2001-2009), México (1994-2012) y Perú (1995-2010).

4.1 Consumo

La primera ecuación es la parte relativa del consumo de los hogares (C) en el PIB (Y) como función de la participación del ingreso laboral (W) en el ingreso total. Con el fin de poder medir elasticidades directamente a través de los coeficientes estimados, calculamos la ecuación siguiente para cada economía en cuestión como sigue

$$\ln\left(\frac{C}{Y} \times 100\right) = a_0 + a_1 \ln\left(\frac{W}{Y} \times 100\right) \quad (1)$$

Donde “ln” representa que el término correspondiente está en logaritmos naturales. Multiplicamos las razones entre paréntesis por cien para evitar que el signo de los logaritmos correspondientes sean negativos¹⁸. Nótese que la ecuación (1) puede ser re-expresada como sigue:

$$\ln(C) = a_0 + a_1 \ln(W) + \left(\frac{1-a_1}{\ln(100)}\right) \ln(Y)$$

De manera tal que podemos obtener una especie de función de consumo en donde se separa el impacto del ingreso total sobre el consumo (coeficiente $\frac{1-a_1}{\ln(100)}$), del impacto de los salarios en el consumo (coeficiente a_1). Sin embargo, como se verá más adelante, las ecuaciones estimadas para

17 No realizamos estimaciones para este país, pues creemos que dichos resultados no harían justicia a los múltiples cambios que han ocurrido en esta economía. Para un análisis de los mismos durante la década de los noventas, véase Ocampo (2000).

18 Nota, puesto que el consumo (C) y la masa salarial (W) son siempre inferiores al producto (Y), las razones C/Y y W/Y están siempre comprendidas entre 0 y 1. Por lo tanto, al transformar dichas variables en logaritmos, los resultados correspondientes serían negativos. Para evitar esto, multiplicamos las series por cien.

los cinco países muestran que el coeficiente a_0 es nulo. Asimismo $\left(\frac{1-a_1}{\ln(100)}\right)\ln(Y)$ está muy cercano a ser nulo, de tal manera que la ecuación (1) puede ser interpretada como una función de consumo estándar en la que e^{a_1} es la propensión marginal a consumir de los salarios¹⁹. Hubiera sido deseable incluir un efecto de riqueza en esta función, sin embargo la falta de datos²⁰ nos obliga a contentarnos con esta expresión simplificada. Nótese que el coeficiente a_1 puede ser interpretado como elasticidad, pues tanto la variable explicada (consumo), como la variable explicativa (los salarios), están expresadas en logaritmos.

Más aún, se puede demostrar que:

$$a_1 = \frac{\Delta \ln\left(\frac{C}{Y} \times 100\right)}{\Delta \ln\left(\frac{W}{Y} \times 100\right)} = \frac{\ln\left[\frac{(C/C_{-1})/(Y/Y_{-1})}{(W/W_{-1})/(Y/Y_{-1})}\right]}{\ln\left[\frac{(W/W_{-1})/(Y/Y_{-1})}{(W/W_{-1})/(Y/Y_{-1})}\right]} = \ln(C/C_{-1}) - \ln(Y/Y_{-1}) - \ln(W/W_{-1}) + \ln(Y/Y_{-1})$$

donde el subíndice -1 indica que se trata de la serie en cuestión rezagada de un período. Esta expresión equivale a reescribir dicho coeficiente como sigue

$$a_1 = \frac{\Delta \ln(C)}{\Delta \ln(W)} = \frac{\Delta C}{\Delta W} \frac{W_{-1}}{C_{-1}}$$

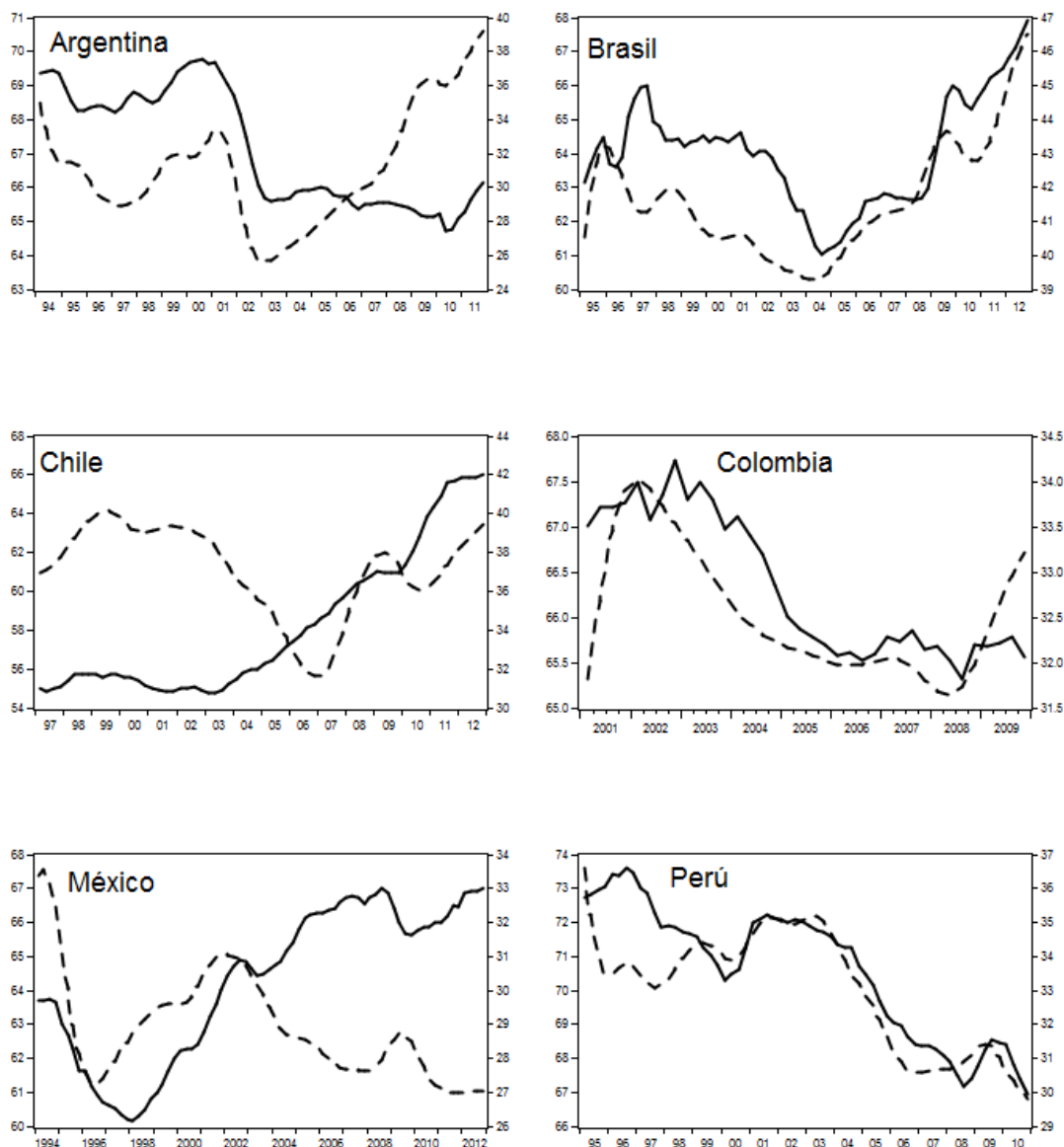
Por lo tanto, el coeficiente estimado de nuestra especificación de la función de consumo también permite una interpretación en términos de elasticidad del consumo con respecto a cambios en los salarios reales. Esto es útil porque, por una parte, nuestra especificación nos permite ver la relación entre consumo y salarios tanto en términos absolutos como en términos relativos (es decir, como parte relativa del ingreso nacional), lo cual nos permite responder a las dos interrogantes que pretendemos responder de manera casi simultánea. Por otra parte, puesto que las ecuaciones de inversión y de comercio exterior también están definidas como proporciones del producto, los coeficientes son fácilmente comparables y podemos así proporcionar una tipología de los regímenes de crecimiento en los principales países de América Latina.

19 Esto implica que $1-b$ no es la propensión marginal a ahorrar. Por lo tanto, dicho coeficiente no está necesariamente comprendido entre 0 y 1.

20 En este punto, pudimos haber utilizado una variable *proxy* como medida de riqueza (por ejemplo, la inversión de portafolio). Sin embargo, para la mayor parte de los países analizados, esto hubiera reducido aún más el número de observaciones. De manera tal que preferimos mantener un período más largo para las estimaciones, a expensas de sacrificar la inclusión de dicha variable.

El gráfico 1 muestra las series de la ecuación (1) para 6 países: Argentina, Brasil, Chile, Colombia (no contamos con estimaciones para este país), México y Perú. Los períodos y las escalas varían según la economía en cuestión.

Gráfico 1. Consumo de las familias y masa salarial (incluido el ingreso de los empresarios a cuenta propia), % del PIB.



Fuentes: CEPAL (consumo / PIB, línea continua), Abeles, Amarante y Vega, 2014 (participación laboral en el ingreso nacional, línea discontinua escala derecha)

La parte relativa del consumo en el PIB en Argentina pasa de una media de 69% de 1994 a 2001,

período a partir del cual cae fuertemente, para establecerse alrededor de 65% en adelante. Durante el primer subperíodo (1994-2001) la participación de los salarios caen de 35 a 28.9% (1994-1997), aumenta a 33% hasta 2001, y cae a 25% entre 2001 y 2003. A partir de este período dicha participación aumenta fuertemente, gracias principalmente a la crisis de cambios que hace que el ingreso, la inversión y los flujos de capitales caigan de manera considerable, lo cual incrementa la razón salarios-ingreso sin que aumente el numerador del mismo.

El consumo de los hogares brasileños sigue muy de cerca la evolución de la participación de los salarios, excepto entre 1996 y 1997. Ambas series caen considerablemente de 1998 a 2004, en parte gracias al episodio de fuga de capitales ocurrido en 1999, el cual obligó a las autoridades a disminuir los salarios para contener la evolución dinámica de la inflación, con el fin de contener los precios que aumentaban gracias a la fuerte depreciación del Real. Sin embargo, a partir de 2004 ambas series aumentaron considerablemente, lo cual ha hecho aumentar precios, salarios y consumo de manera considerable desde entonces (salvo después de la crisis, en 2009-2010).

La economía chilena estuvo sujeta a una política fiscal fuertemente contractiva de 1998 a 2002, cuando las autoridades fueron forzadas a disminuir gastos públicos y aumentar impuestos frente a un posible, pero contenido, episodio de fuerte entrada (y consecuente potencial salida) de capital extranjero (véase Marfán, 2003). Las autoridades económicas contuvieron el aumento de los salarios y del consumo a través de un control adecuado de los precios, lo cual evitó el sobrecalentamiento y la consecuente pérdida de competitividad (más detalles abajo). Sin embargo, una vez relajada la política fiscal (de 2003 en adelante) los gastos de consumo de los hogares aumentaron como proporción del PIB, y tres años más tarde la participación del ingreso laboral comenzó a crecer también.

El gráfico también muestra los correspondientes datos para Colombia. Nótese que los correspondientes datos están disponibles por un periodo más corto (2001-2009), lo cual implica una restricción en términos de contexto histórico y del número de observaciones, lo que limitaría la interpretabilidad de las estimaciones para esta economía. De 2001 a 2002 la masa salarial aumentó de manera importante como proporción del ingreso nacional. No obstante, este incremento no es seguido en la misma escala por la parte relativa del consumo. A partir de ese año ambas series caen considerablemente, y se recuperan solamente después de la crisis de 2008.

En 1995 México estuvo sujeto a una fuerte fuga de capitales, causa de una precedente entrada

masiva de los mismos que las autoridades no pudieron contener. Una de las principales consecuencias de este episodio fue el cambio de circulante (de pesos a nuevos pesos). Con la fuerte devaluación, los salarios y el consumo, ambos en porcentajes del PIB, cayeron fuertemente. La recuperación de los primeros tuvo lugar en 1996, y para el segundo en 1998. De entonces a 2002 ambas series se recuperaron, pero las dos parecen haber sufrido una desconexión, pues la parte relativa del consumo continúa aumentando, mientras que los salarios disminuyen. Siguiendo la crisis de *sub-prime*, ambas series disminuyen de manera importante, aunque no tan drásticamente como en 1995, a pesar de que la parte relativa del consumo sigue aumentando.

Junto con Brasil, Perú muestra una fuerte sincronía entre las partes relativas del consumo y los salarios en el PIB. Los datos disponibles para estas series cubren el segundo período de la era Fujimori, la cual es caracterizada por una fuerte liberalización. Hasta el año 2000 la tasa de crecimiento de la producción cayó consistentemente, pero a partir de esa fecha ha aumentado de manera considerable (salvo en 2009) lo cual, combinado con un menor dinamismo de consumo y salarios (véase Garavito, 2010), provocó la caída de ambas razones observadas en el panel inferior derecho del gráfico.

4.2 Inversión

La inversión también está definida como razón del ingreso nacional, y esta última (como porcentaje) es función de la brecha del producto ($[(Y - Y^p)/Y^p] \times 100$), de la participación de los salarios en el ingreso nacional, y de la tasa de interés real (r') definida en porcentajes:

$$\ln\left(\frac{I}{Y} \times 100\right) = b_0 + b_1 \ln\left(\frac{W}{Y} \times 100\right) + b_2 \left(\frac{Y - Y^p}{Y^p} \times 100\right) + b_3 r' \quad (2)$$

Donde I es el volúmen de la inversión, Y^p es la producción potencial (calculada a través de un filtro *HP* aplicado al PIB con $\lambda = 10$). Los signos esperados son $b_2 > 0$ y $b_3 < 0$. Nótese que la brecha del producto y la tasa de interés real son elementos estándar en una función de acumulación de capital²¹, la cual es aproximada de manera imperfecta (a falta de mejores datos) en la ecuación (2). Sin embargo, nuestro interés reside en el signo y la magnitud de b_i ; la elasticidad de la inversión con respecto a los salarios. Siguiendo el mismo razonamiento que para el coeficiente que

²¹ Véase el anexo para los gráficos de las series brecha del producto, tasa de interés y razón de precios de importaciones-deflactor implícito del PIB (utilizada en la ecuación del saldo de la balanza comercial, mas abajo).

liga al consumo con los salarios, podemos decir que

$$b_1 = \frac{\Delta \ln \left(\frac{I}{Y} \times 100 \right)}{\Delta \ln \left(\frac{W}{Y} \times 100 \right)} = \frac{\Delta \ln(I)}{\Delta \ln(W)} = \frac{\Delta I}{\Delta W} \frac{W_{-1}}{I_{-1}}$$

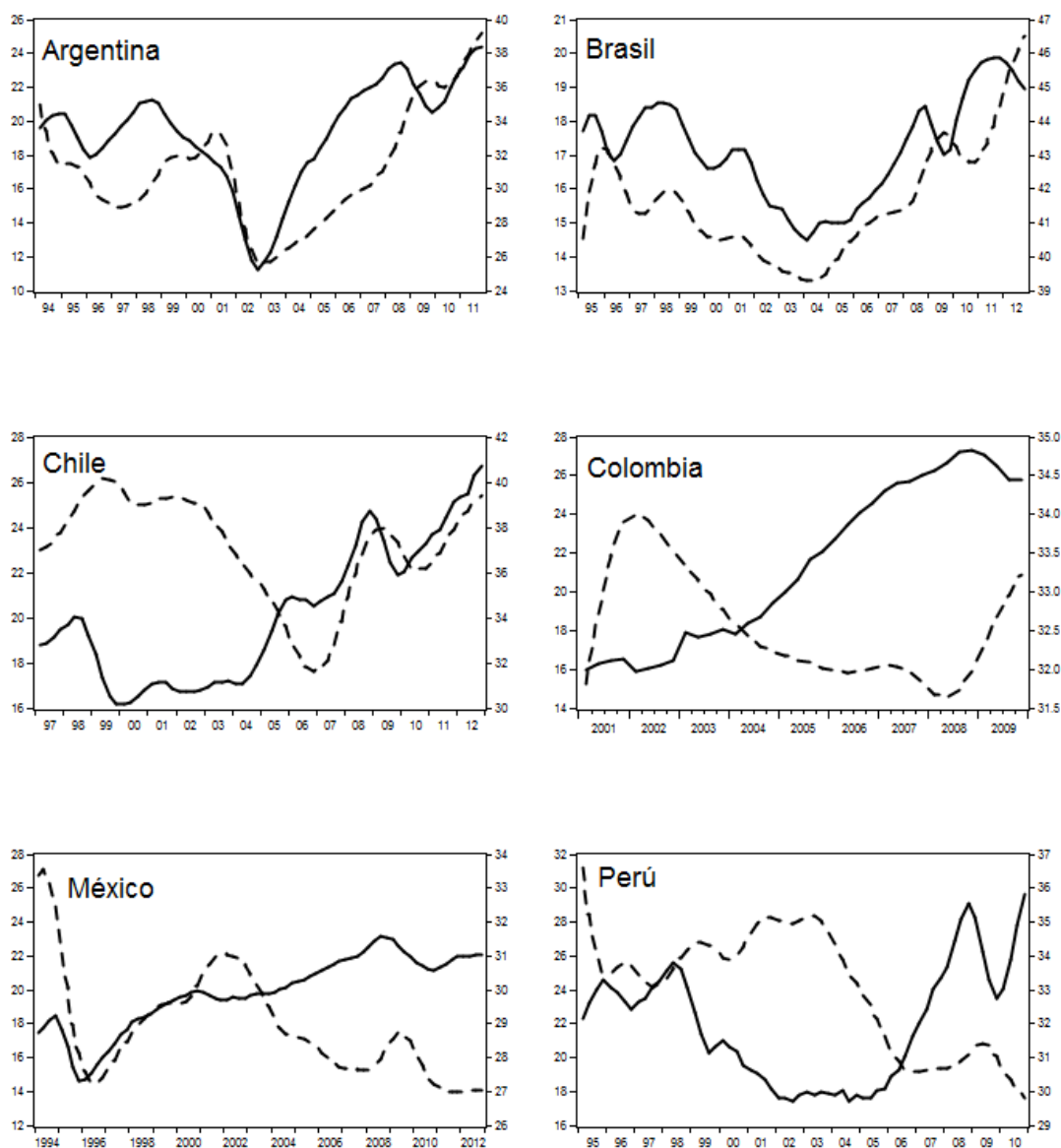
Normalmente esperaríamos que este coeficiente sea negativo, pues un aumento de la parte de los salarios en el ingreso nacional generalmente está asociado a una disminución de la parte relativa del ingreso de los empresarios (otros que los cuenta-propistas). Sin embargo, como lo muestra el gráfico 2 (abajo), la evolución de largo plazo de la participación de la inversión en el PIB (excepto en Colombia y Perú) sigue, de manera aproximada, la misma que la participación de los salarios en el ingreso nacional. Claramente, este no es el caso en todos los períodos, pero muestra un hecho estilizado que le da otra dimensión al análisis de los regímenes de demanda en algunos países de la región (al menos los más grandes).

Se postula aquí que, en el caso de una economía en vías de desarrollo (o de la periferia) con una fuerte injerencia del extranjero, un aumento de los salarios en el ingreso nacional puede ser benéfico para la demanda de consumo y de inversión interna, y que una caída del mismo indicador beneficia *exclusivamente* a la balanza comercial, sin implicar pérdidas de *largo plazo* en las ganancias (y por consiguiente en la inversión) de los capitalistas nacionales.

Una explicación alternativa es proporcionada por Karabarbounis y Neiman (2014), quienes asocian la caída global de la participación laboral en el ingreso nacional a una disminución continua del precio de la inversión privada en un número importante de economías industriales, emergentes y subdesarrolladas. Los autores documentan que la caída global de 8.1% en la participación de los salarios en el ingreso nacional está asociada a un aumento de 16.1% del ahorro corporativo en el ahorro nacional, lo cual no se ha traducido en un aumento de la inversión privada, gracias al efecto directo que la parte relativa de la remuneración de los trabajadores tiene sobre el precio de los bienes de inversión. Más aún, como lo muestran las figuras A.5–A.7 en el Anexo, esta relación de largo plazo (aparentemente contraintuitiva) entre participación salarial y tasa de inversión es común en una cantidad importante de países (con grados de dependencia y temporalidades diferentes), tales como Canadá, Alemania, Italia, Japón, Corea del Sur, Dinamarca, Finlandia, Islandia, Noruega, Suecia, Nueva Zelanda, Austria, Bielorrusia, Lituania, Luxemburgo, Moldavia, Polonia,

Azerbaiyán, Kirguistán, Rumania, Eslovaquia, así como una relación menos clara (pero en el mismo sentido por ciertos períodos) para Francia, Kenia y Sudáfrica. Claramente, este no es el caso de otros países y, dicho sea de paso, en los gráficos mostramos sólo los datos para las economías que confirman dicha relación.

Gráfico 2. Inversión privada y masa salarial (incluido el ingreso de los empresarios a cuenta propia), % del PIB.



Fuentes: CEPAL (inversión / PIB, línea continua), Abeles, Amarante y Vega, 2014 (participación laboral en el ingreso nacional, línea discontinua escala derecha)

A pesar de la relevancia, así como de la riqueza de datos y variables (reales y financieras) del

modelo de Karabarbounis y Neiman, no podemos más que lamentar el hecho de que éste toma como dado el incremento global del ahorro corporativo, en vez de proponer una explicación basada en la evolución de otros agregados macroeconómicos, tales como la tasa de interés, el tipo de cambio y los consecuentes flujos de capital²².

El panel superior izquierdo del gráfico 2 muestra que la parte relativa de la inversión privada en el PIB argentino sufre una caída importante entre 1994 y 2002, pues pasa de alrededor de 19% a 11.3%. En el mismo lapso, los salarios también caen fuertemente. La razón principal de esta evolución desfavorable es la crisis de cambios y la fuerte devaluación que esto conllevó, lo cual hizo aumentar fuertemente el saldo de la balanza comercial como proporción del PIB (este último disminuyó considerablemente). De 2002 en adelante, ambas series (salarios e inversión) se recuperaron. Nótese que la evolución de *corto plazo* de ambas series se mantiene negativa (punto sobre el cual regresamos más abajo).

Un fenómeno similar se observa para Brasil (panel superior derecho). Entre 1998 y 2004, la inversión y los salarios como proporción del producto agregado cayeron (de 18.5 a 14.5% y de 42 a 39%, respectivamente). A partir de entonces, ambas series se recuperan y, en 2012, alcanzan 20 y 45%, respectivamente. Esto es, siguiendo la crisis cambiaria de 1999 en esta economía, la caída de la demanda interna (la fuente más importante de demanda de productos nacionales durante esta fase del ciclo) estuvo acompañada de una menor inversión privada en el PIB. Asimismo, siguiendo la recuperación de la demanda interna (vía salarios), la demanda de bienes de inversión aumenta. Como en el caso argentino, la relación inversa entre salarios e inversión es respetada a corto plazo, y la balanza comercial mejora como proporción del PIB, pues este último cayó fuertemente.

Como se mencionó arriba, la economía chilena estuvo sujeta a una política contractiva que tuvo como objetivo contener una fuerte entrada (y consecuente fuga) de capitales. De 1997 a 1998 la inversión privada pasó de 18.8% del PIB a 20%, pero de ese año hasta el 2000 cayó a 16%. De 2000 a 2004, esta razón se estabilizó alrededor de 16.7%, y a partir de 2004 aumentó considerablemente. Durante el mismo lapso, los salarios aumentaron (de 37 a 40% entre 1997 y 1999) y disminuyeron drásticamente (de 40 a 31.6% entre 1999 y 2006). Sin embargo, de 2006 en adelante (excepto en 2009) ambas series aumentaron.

22 Para una visión global de los flujos de capital a nivel internacional y la política económica en Estados Unidos, cuyas decisiones han tenido (y tienen) un impacto importante en el resto del mundo a través de la política monetaria, véase Reyes (2016).

La inversión privada como proporción del PIB en Colombia pasó de 16% en 2001 a 27.3% en 2008. Durante este mismo período la razón salarios-ingreso nacional primero aumentó (entre 2001 y 2002) y después cayó fuertemente (2002-2008). Pasada la crisis de 2008, la participación de los ingresos laborales aumentaron mientras que la de la inversión disminuyó. A pesar de esta relación inversa entre salarios e inversión, es importante notar que durante este período el gasto público en apoyo a los ingresos de los hogares aumentó considerablemente. Esto implica que, si bien la remuneración a los trabajadores y cuenta-propistas disminuyó entre 2002 y 2008, esta deterioración en el ingreso disponible de los hogares ha sido en parte compensada por el gasto social.

Con la fuerte caída de la parte relativa de la inversión privada en el PIB mexicano entre 1994 y 1996, la masa salarial disminuyó su participación en el ingreso nacional. Desde entonces, y hasta el 2000, ambas series tuvieron un aumento considerable. Como se dijo anteriormente para los casos de Argentina y Brasil, esto se debe a que la devaluación en estos países trajo consigo una mejora de la balanza comercial, al mismo tiempo que el producto nacional, el consumo y la inversión disminuían. Este patrón común no fue respetado entre 2000 y 2008, pero una vez que la crisis mundial tuvo lugar²³ salarios e inversión cayeron como proporción de la producción nacional. Cabe mencionar que esta segunda crisis observada en nuestro período de estudio parece no ser tan severa como la primera. Esto es así porque, a diferencia de la crisis de 1995 donde casi exclusivamente la economía mexicana fue afectada (junto con otras en menor medida por el llamado 'efecto Tequila'), la economía mundial se contrajo en 2008, lo cual impidió una recuperación como la de 1994-95 en la balanza comercial.

El caso de Perú es particular. Por una parte, del principio del período de estudio hasta el 2000 la proporción de la inversión privada en el PIB en este país es superior a la de Argentina, Brasil, Chile y México (no contamos con datos para Colombia antes de 2000). De 2000 a 2006 esta razón es más elevada solamente en México e igualada por Chile en 2005 y Argentina en 2006, pero de 2007 en adelante Perú ocupa nuevamente la primera posición. Esto, aunado al hecho de que el gasto de consumo de los hogares como proporción del PIB es también el más elevado de 1994 a 2010 y que la participación del gasto público como razón de la producción durante todo el período no es más alto que en otras economías, implica que el saldo de la balanza comercial como proporción del PIB ha estado en déficit o cercano al equilibrio (más detalles sobre esto abajo).

23 Caballero y López (2013), p. 136 (citando a Jaime Ros), señalan que México fue el país de la región más afectado por la crisis de 2008.

Por otra parte, y como consecuencia de lo primero, la evolución de largo plazo de la inversión como proporción del PIB en Perú es sensible de manera inversa con respecto a la razón masa salarial-ingreso nacional. Desde luego, si el conflicto de la distribución del ingreso no se da entre la demanda interna y la demanda externa (como parece ser el caso en varias economías citadas más arriba), éste se manifiesta entre trabajadores y capitalistas a nivel nacional (como en el caso peruano).

4.3 Saldo de la balanza comercial

La tercera y última ecuación presentada en esta sección representa el saldo de la balanza comercial:

$$\frac{X-M}{Y} \times 100 = c_1 \ln \left(\frac{W}{Y} \times 100 \right) + c_2 \ln \left(\frac{p_m}{p_y} \times 100 \right) \quad (3)$$

Donde X es el volumen de exportaciones, M es el volumen de importaciones, p_m es el precio de las importaciones, y p_y es el deflactor implícito del PIB. El parámetro c_2 mide la semi-elasticidad de la balanza comercial con respecto a la competitividad de precios, la cual es una aproximación del tipo de cambio. No obstante, la relación que nos interesa particularmente es la descrita por c_1 .

Puesto que el saldo de la balanza comercial de los países en cuestión ha sido tanto positivo como negativo, nos vemos en la necesidad de introducir dicha variable sin logaritmos. Esto tiene la desventaja que el coeficiente c_1 (que es en todos los casos negativo) no puede interpretarse como elasticidad. Afortunadamente esto tiene solución.

Nótese que

$$c_1 = \frac{\Delta[(X-M)/Y]}{\Delta \ln(W/Y)} = \frac{\Delta[(X-M)/Y]}{\Delta(W/Y)/(W_{-1}/Y_{-1})}$$

Por lo tanto, para poder obtener el valor de la elasticidad de la balanza comercial con respecto a los salarios a partir de c_1 , basta con dividir dicho coeficiente por el valor promedio del saldo de la balanza comercial durante el período de estudio rezagado un trimestre que, para cuestiones prácticas, es equivalente al mismo dato sin rezago. Una vez hecha esta operación, ello equivale a

$$\frac{c_1}{(X_{-1}-M_{-1})/Y_{-1}} = \frac{\Delta(X-M)}{\Delta W} \frac{W_{-1}}{(X_{-1}-M_{-1})}$$

De manera tal que, estimando y comparando los parámetros a_1 , b_1 y c_1 , podemos determinar si las economías bajo estudio son *wage-led*, *profit-led* o *export-led*. La forma en que hacemos esto es de dos maneras alternativas. Por un lado sumando directamente los coeficientes estimados (tomando en cuenta esta última transformación). El signo de dicha suma algebraica nos dice si la economía en cuestión es *wage-led* (si es positiva) o *profit-led* / *export-led* (si es negativa). Por otro lado, podemos simplemente multiplicar las elasticidades por los montos correspondientes (en niveles) y obtener la suma total del monto. La mecánica de la tipología es la misma que en la primera alternativa (más detalles abajo).

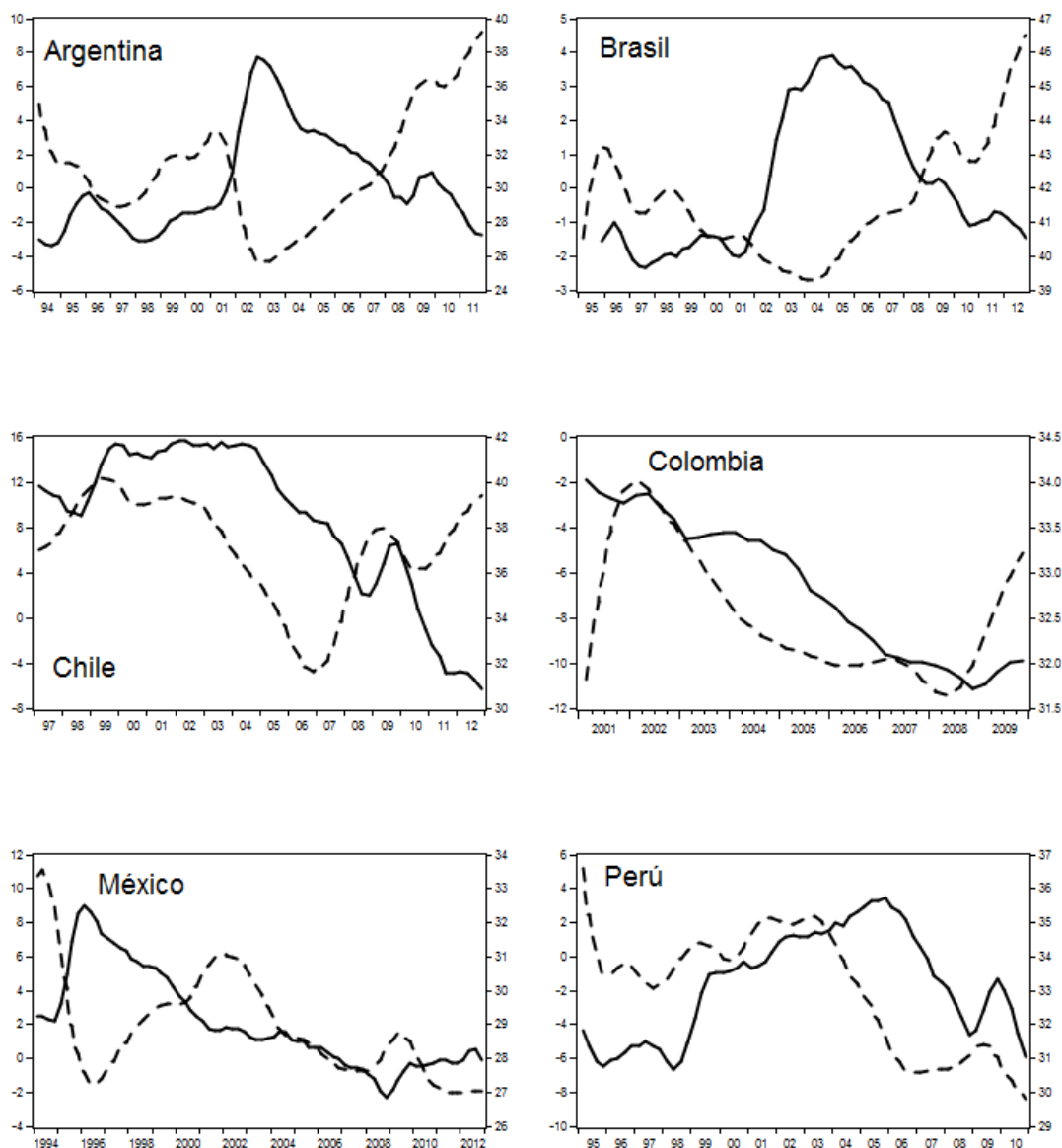
Como en el caso de las ecuaciones anteriores, proporcionamos aquí una breve descripción de la relación de interés (es decir, en este caso, entre la balanza comercial y la participación del ingreso laboral en el total nacional).

Con el peso anclado al dólar (para contener episodios de hiperinflación, como había pasado en la segunda mitad de los ochentas), el saldo de la balanza comercial como proporción del PIB en Argentina estuvo en déficit en 1995, aunque mejoró en el año siguiente y alcanzó incluso el equilibrio en el primer trimestre de 1996. Sin embargo, con la apreciación del dólar (gracias a la bonanza en la bolsa estadounidense de 1995 a 2000), el saldo de la balanza comercial permaneció en déficit hasta el estallido de la crisis de 2000-2001. Esto y el consecuente sobrecalentamiento (que se veía reflejado en el exceso de importaciones) obligaron a las autoridades a suspender la paridad fija y, por lo tanto, a devaluar el peso. Con la fuerte caída del producto y las importaciones (producto directo de la devaluación), la razón mostrada en el panel superior de la izquierda (línea continua) del gráfico 3 muestra una recuperación. Las consecuencias de este episodio son bien conocidas, y se reflejan en una caída subsecuente que va de 2002 a la actualidad. La relación entre esta variable y la participación salarial es claramente negativa, excepto durante el período 1998-2001.

Durante la década de los noventa (con un cambio de circulante en 1994) Brasil conoció una salida de capitales equivalente al 2.56% de su PIB, del cual 1.41% ocurrió en 1999 (Kar, 2014). Tres años después de esta fuga masiva de capitales, el *real* se depreció fuertemente. Gracias a esto, el saldo de la balanza comercial creció rápidamente, mientras que la producción se contraía. El superávit duró

de 2002 a 2008 cuando, siguiendo la crisis y la consecuente contracción de la demanda mundial, la balanza comercial regresó a territorio negativo. Salvo ciertas excepciones (1996-1997, 2004 y 2011), la masa salarial como proporción del ingreso nacional siguió una evolución inversa.

Gráfico 3. Saldo de la balanza comercial y masa salarial (incluido el ingreso de los empresarios a cuenta propia), % del PIB.



Fuentes: CEPAL (exportaciones – importaciones / PIB, línea continua), Abeles, Amarante y Vega, 2014 (participación laboral en el ingreso nacional, línea discontinua escala derecha)

De 1998 a 1999, el superávit de la balanza comercial en Chile pasó de 9.1 a 15% del PIB, gracias a lo que parecía ser un episodio más de la serie entrada/fuga de capitales en América Latina. Sin

embargo, gracias a la oportuna (y controvertida) acción del Banco Central, dicho ataque fue contenido. La razón analizada permaneció en un nivel no superior a 15.5% hasta 2004. Un año después y hasta 2008 (con altas tasas de crecimiento), la balanza se acercó rápidamente al equilibrio. Entre 2008 y 2009, con la fuerte caída de la producción y la consecuente disminución de demanda por importaciones, el saldo de la balanza comercial creció de manera importante. Pero, con la recuperación, este superávit se revirtió rápidamente, hasta que en 2012 la balanza comercial chilena mostró un déficit de 6.3% del PIB. Paradójicamente, entre 1999 y 2006 la participación del ingreso laboral en el total siguió la misma evolución. Sin embargo, durante el resto del período bajo análisis la relación negativa entre ambas series es más evidente.

En contraste con el caso chileno de principio de milenio, la balanza comercial en Colombia estuvo en déficit, el cual pasó de representar -1.9% del PIB en 2001, a -11.1% en 2008, año después del cual se recuperó ligeramente. Durante el mismo período, la participación del ingreso laboral en el total creció (2001-2002), disminuyó (2002-2008) y se recuperó (2008-2009). Como mencionamos anteriormente, el gasto público ha sido un componente dinámico durante este período, lo cual (junto con la inversión privada) compensó en parte el déficit comercial y la caída del consumo como razón del PIB.

Alrededor de 1995 México (como Argentina en 2002 y Brasil en 1999) estuvo expuesto a una fuga de capitales que se tradujo en un fuerte superávit en la balanza comercial. Este último pasó de 2.2 a 9% como proporción del PIB en un lapso de año y medio. De 1996 a 2008 este saldo positivo se revirtió gradualmente, pero desde entonces a 2012 ha tendido al equilibrio, en parte gracias al efecto de la crisis, la cual trajo consigo una caída del producto y (como consecuencia) de las importaciones. En 1994-2004 y 2008-2012 la participación del ingreso laboral en el total nacional tuvo una evolución inversa al saldo comercial como proporción del PIB, lo cual no fue el caso durante el período 2004-2008.

Entre 1995 y 1998, el saldo comercial peruano estuvo en déficit de alrededor del 6% del PIB. Sin embargo, en 1998 la balanza de capital estuvo sujeta a un ataque especulativo que hizo que esta última tendiera al equilibrio luego de una fuerte entrada de capitales registrada desde 1995 (véase Castillo y Barco, 2009). De 1998 a 1999, el déficit se redujo drásticamente, y de ese año a 2005 se transformó en un superávit de 3.5% del PIB. En adelante, sin embargo, el saldo se tornó nuevamente negativo. De particular interés es el hecho que esta serie y la participación del ingreso laboral no tienen un vínculo evidente. Como se dijo anteriormente, el peso del comercio exterior

para esta economía es menor que para las otras economías bajo análisis (salvo Colombia). En contraste, la relación entre esta última y la razón inversión-PIB es claramente negativa, lo cual contrasta también con las otras economías.

5. Estimaciones y resultados

Estimamos las ecuaciones de largo plazo (1) a (3) para Argentina, Brasil, Chile, México y Perú a través de modelos de Vectores Autoregresivos (VAR) no restringidos o VECM. Una vez hecho esto, llevamos a cabo estimaciones de Mecanismos Correctores de Error (MCE) para medir los efectos de corto plazo²⁴, introduciendo a su vez los vectores de cointegración calculados en los correspondientes VAR.

El objetivo de proceder de esta forma es doble. Por una parte, los modelos VAR no restringidos permiten el cálculo de parámetros de largo plazo en el caso de una posible simultaneidad entre las variables incluídas. Por otra parte, esto da pie a la integración de dichas estimaciones en un modelo de corto plazo, lo cual tiene la evidente ventaja de separar los efectos de corto y largo plazo. Por otro lado, consideramos que la utilización de esta metodología es adecuada y que no es necesario proceder a estimar un VAR estructural, dado que la correlación entre los términos de error de las ecuaciones simultaneas es relativamente bajo (véase el Cuadro A.2 en el Anexo y la breve discusión en el mismo).

Los modelos cumplen con las características deseadas. Es decir, los vectores de error obtenidos de los modelos VAR satisfacen los criterios de normalidad y varianza constante (Cuadro A.3 en el Anexo). Asimismo, el número de rezagos en cada especificación está delimitado en función de la prueba de rezagos óptimos (Cuadro A.4)

Como mencionamos arriba, los coeficientes a_l y b_l son interpretados de manera directa como elasticidades, puesto que las variables que los determinan están en logaritmos. En cuanto a c_l , basta con dividir dicho coeficiente por el valor medio del saldo de la balanza comercial como proporción del PIB para obtener la elasticidad y que, de esta forma, los tres coeficientes sean directamente comparables. Evidentemente, si la suma de los tres parámetros es positiva, se dice que la economía en cuestión es *wage-led*, pero si dicha suma es negativa, podemos distinguir entre una economía de tipo *profit-led* o una de tipo *export-led*, dependiendo de la magnitud de dichas elasticidades.

24 Estos resultados no son mostrados aquí, pero se pueden proporcionar bajo solicitud.

El Cuadro 1 muestra los resultados obtenidos para los parámetros de largo plazo en cuestión. La tercera fila en adelante corresponden a los países indicados en la primera columna. La segunda columna en adelante muestra el resultado del coeficiente calculado (arriba), y el valor del estadístico t (entre paréntesis, abajo). Para juzgar si el primero es significativo a más de 95% de 'confianza', es necesario que el segundo esté cercano a 2, lo cual es cumplido en todos los casos. El coeficiente que vincula a la brecha del producto con la inversión (b_2) no aparece en el cuadro, puesto que en la ecuación correspondiente hay dos vectores de cointegración²⁵, de lo cual se dedujo que la brecha del producto es la segunda ecuación determinada por los otros elementos (tasa de interés real y participación del ingreso laboral).

Cuadro 1. Estimaciones de largo plazo de parametros en ecuaciones 1, 2 y 3 (VECM)

Columna	1	2	3	4	5	6	7
Pais \ Coef.	a_1	b_0	b_1	b_3	c_1	c_2	$yc_1/(x-m)$
Argentina	1.22 (101.73)	-0.82 -	1.25 (9.31)	-0.02 (-4.83)	-16.41 (-2.08)	13.42 (2.33)	-0.44
Brasil	1.12 (1204.1)	-7.02 (-12.27)	2.66 (17.35)	-0.001 (-1.76)	-24.91 (-7.43)	19.78 (7.41)	-1.57
Chile	0.48 (4.18)	-	3.32 (9.47)	-0.71 (-7.06)	-40.55 (-9.25)	33.94 (9.98)	-0.60
México	1.34 (6.17)	-	1.87 (5.77)	-0.26 (-3.57)	-129.13 (-6.85)	96.58 (6.98)	-0.04
Perú	0.54 (11.88)	20.45 (3.98)	-4.07 (-2.71)	-0.13 (-5.06)	-39.95 (-2.37)	29.86 (2.37)	-0.26

El signo de la suma $a_1 + b_1 + y c_1/(x-m)$, Cuadro A.5 (véase el Anexo), determina el efecto total de un aumento de 1% de los ingresos laborales como proporción del ingreso nacional en este último en el largo plazo. Perú es el único país de nuestra muestra por el cual dicha suma es negativa. Esto implica que Argentina, Brasil, Chile y México son regímenes de demanda de tipo *wage-led*, mientras que Perú es *profit-led*. Como mencionamos arriba, el conflicto salarios-ganancias es importante en este último, puesto que el sector externo reacciona menos que en las otras economías a cambios en la competitividad-salario. En éstas, en contraste, el conflicto es de tipo ingreso nacionales-ingresos extranjeros.

25 La salida del programa utilizado (EViews) cuando hay múltiples vectores de cointegración es siempre 0.

Particularmente interesante es el hecho que la relación de largo plazo entre la razón inversión privada-PIB y la participación de los ingresos laborales en el ingreso total es positiva para los países fuertemente expuestos a la competencia salarial de sus contrapartes extranjeras, y no negativa como se sugeriría en primera instancia (véase la discusión en la sección 4.2). Acaso esto se debe a que la participación de los ingresos laborales en el ingreso total es muy baja en los países de la región (véase gráfico 1 de Lindenboim, Kennedy y Graña, 2001) o bien al hecho de que, como se postuló más arriba, la inversión nacional ha estado reprimida gracias a la contracción del poder adquisitivo de los trabajadores y, por lo tanto, a una pérdida considerable de demanda en comparación a una situación alternativa en la cual *todos* los trabajadores ganan un salario suficientemente decente que promueve la oferta.

Esto implica que la *represión financiera* que sugiere el teorema McKinnon-Shaw, *no es el principal problema* de las cuatro economías más importantes de la región (en términos de producto), *sino la represión de la demanda de los trabajadores poco calificados*, cuyos ingresos han sido castigados fuertemente en los últimos 36 años. En otras palabras, mientras siga existiendo “demanda reprimida”, la inversión permanecerá en niveles sub-óptimos.

No obstante, cabe preguntarse (a pesar de la obviedad de este hecho estilizado, aparentemente poco estudiado) ¿porqué las autoridades económicas han perseguido políticas que favorecen a la competitividad y, por lo tanto, al sector exportador? La respuesta tiene que ver, entre otros, con el corto plazo.

En el Cuadro A.6 (véase el Anexo) se muestran los coeficientes de las ecuaciones de consumo, inversión y balanza comercial de corto plazo, que provienen de los modelos correctores de error correspondientes. Estos fueron calculados a través de los mecanismos correctores de errores para cada país y función. En estas versiones reparametrizadas del correspondiente *VAR* no restringido, la variable dependiente es la variable en cuestión diferenciada. Puesto que las razones de consumo e inversión con respecto al PIB fueron determinadas en logaritmos, las correspondientes variables dependientes de estas ecuaciones de corto plazo están determinadas como tasas de crecimiento. Claramente, las variables del lado derecho también están diferenciadas.

Los coeficientes de corto plazo mostrados en el cuadro como porcentajes son la suma algebraica de los coeficientes (rezagados o no) de corto plazo. Puesto que una tasa de crecimiento de 1% para la razón salarios-ingreso nacional es desproporcionado para los casos bajo estudio, presentamos los

resultados en términos de un aumento de 0.1% de dicha variable. Los cinco países muestran una asociación positiva de corto plazo entre consumo y salarios. México y Brasil muestran una relación de corto plazo negativa entre inversión y salarios, mientras que Argentina, Chile y Perú muestran que tal relación es positiva. Por último, todos los países de la muestra excepto Perú muestran una asociación negativa entre el saldo de la balanza comercial y los salarios, de poca magnitud para Chile y México, e importantes en el caso de Brasil y Argentina. Sin embargo, tomando en cuenta los efectos conjuntos de corto plazo, puede verse que, en el corto plazo, Brasil y México son *profit-led* y *export-led* (sobre todo lo primero), mientras que Argentina, Chile y Perú son *wage-led*.

Estos resultados sugieren que las autoridades económicas de las principales economías latinoamericanas observan resultados de corto plazo cuando se trata de dar impulso a la producción nacional. Específicamente, cuando se trata de política de ingresos, las autoridades frecuentemente tienen como prioridad contener el aumento de los salarios para aumentar la competitividad. Esto, al menos aparentemente, rinde fruto en el corto y largo plazos, pues al reducir el pago a los trabajadores, las empresas pueden vender a precios más bajos sus productos. Cabe mencionar aquí que, en el caso de las economías que forman la periferia, los países del centro son importantes compradores (sobre todo en cuanto a manufactura se refiere). Por lo tanto, un aumento de los salarios puede traer consigo efectos negativos que se manifiestan en el saldo de la balanza comercial.

Sin embargo, una disminución de los salarios no sólo promueve efectos positivos sobre la balanza comercial, sino que también acarrea efectos negativos para la demanda interna, pues lo que gana el sector exportador, pueden perderlo los trabajadores en poder adquisitivo y las empresas en ganancias. De manera tal que, con salarios más elevados de lo que son actualmente las empresas pueden gozar de una demanda nacional superior de lo que es hoy en día. Esta discusión pone en evidencia un hecho aparentemente contraintuitivo que no lo es ni debería ser percibido como tal (al menos en cuanto a Latinoamérica en las condiciones actuales se refiere); la parte relativa del ingreso nacional de las empresas privadas no está negativamente relacionado con la parte relativa de los asalariados, sino que ambos tienen a las empresas privadas extranjeras como “enemigo” común.

6. Comentarios finales y conclusión

Desde el fin de la segunda guerra mundial hasta nuestros días el sistema financiero internacional ha pasado, *grosso modo*, por dos grandes etapas. La primera de estas (que va de 1945 a 1971) se

distinguía por ser un sistema de tipos de cambio fijos (las principales monedas ancladas al dólar, y el dólar al oro). En este período la meta principal en términos de política económica en los países del centro, y en muchos casos también en la periferia, era garantizar el nivel máximo de empleo.

La segunda etapa está caracterizada por un sistema mayoritariamente de tipos de cambio flotantes en ciertos casos, y/o de bandas de flotación en otros. Dicho cambio de sistema fue decidido de manera unilateral en la capital estadounidense, debido principalmente a la sobrevaluación del dólar (y consecuente déficit comercial) que el sistema Bretton Woods ocasionó.

Durante la primera etapa los salarios de los trabajadores (calificados y no calificados, tanto en el centro como en ciertos países de la periferia) tendían a aumentar de manera más dinámica que en fases posteriores de la segunda (a partir de 1980). Entre otros, ésto era permitido por el dinamismo de los precios lo cual, hasta entonces, no iba en contra del principio de máximo empleo.

La segunda etapa está a su vez dividida en dos grandes sub-etapas. La primera de éstas (1971-1979), está caracterizada por una alta volatilidad del nivel general de precios, lo cual era debido *principalmente* a los llamados '*shocks* petroleros', cuya causa fue (entre otros) el colapso del sistema de tipos de cambio fijos. La segunda sub-etapa (1979 a la actualidad) está caracterizada por una política monetaria fuertemente restrictiva aplicada en Estados Unidos y seguida por muchas otras economías, lo que a su turno obligó a algunos gobiernos a aplicar políticas fiscales que iban en el mismo sentido. Durante esta segunda sub-etapa las autoridades económicas de los países del centro, y muchas de la periferia, cambiaron su objetivo primordial de garantizar el máximo nivel de empleo a privilegiar el mínimo nivel de inflación. Las consecuencias de dicho cambio de objetivos (y mentalidad) no han sido menores.

Desafortunadamente, el privilegiar la estabilidad de precios trajo consigo privilegios para una minoría (propietarios, acreedores, rentistas y trabajadores especializados sobre todo), y desventajas para una mayoría de la población (trabajadores poco o no calificados, sobre todo). A grandes rasgos, esto ha permitido ampliar la brecha del bienestar económico entre trabajadores y capitalistas, así como entre países pobres y ricos (con las excepciones de los llamados BRICS que, dicho sea de paso, tienen como característica común tener una participación activa del estado en la economía, y no mínima como lo sugiere la llamada 'lógica del mercado').

Las desigualdades económicas entre trabajadores no especializados y clases privilegiadas, que se

pueden medir utilizando la participación de los ingresos laborales en el total nacional, han aumentado desde el principio de esta segunda sub-etapa (de la segunda etapa), y más aún en el caso de nuestra (“otra”) América. De hecho, con el aumento del costo del crédito en países del centro (que afectó sobre todo a las empresas no financieras), los bancos fueron obligados a facilitar el acceso al crédito a los hogares (lo cual desencadenó al menos dos grandes olas de burbujas en el sector inmobiliario) y a los países que conforman la periferia. Esto es lo que explica, según nuestra hipótesis, el génesis del calvario latinoamericano (del siglo veinte), lo cual ha amplificado las desigualdades económicas a nivel nacional e internacional.

Al menos desde principios de los años ochenta, las entradas y correspondientes fugas de capitales son más comunes y tienen un mayor impacto en la economía mundial. En el caso de América Latina, esto ha estado acompañado de una transición de un sistema que aspiraba a sustituir importaciones, a otro en el que se aspira a satisfacer los intereses del capital extranjero, pues éste pasó a ser una importante (aunque no la única) fuente de ingresos. Con la ola de desindustrialización que azotó al 'occidente' (véase Palma, 2014), se tendió a privilegiar la mano de obra barata (o 'competitiva') de exportación por encima del poder adquisitivo de la clase obrera, que a su vez incentiva la demanda interna. Esta ha sido la “exitosa” estrategia seguida por algunos países del sudeste asiático. Las comillas en la palabra exitosa denotan el hecho de que esto ha sido más bien un éxito parcial y mal distribuido, que ha tenido como consecuencia ampliar las desigualdades económicas en dichos países.

En definitiva, dicho “éxito” no ha estado del lado de las economías que forman Latinoamérica. Por una parte porque la reducción de los salarios reales y de las participaciones del ingreso laboral en el total nacional, han favorecido al capital extranjero, sacrificando así el bienestar de los trabajadores poco calificados e incluso de los inversionistas nacionales. Esto último parece ser paradójico pero, en nuestra opinión, no lo es. Puesto que nuestras economías están fuertemente expuestas al capital extranjero (compuesto, entre otros, de los llamados fondos buitres), los ingresos de los trabajadores, los gastos de consumo e inversión a nivel nacional están inversamente relacionados con la demanda mundial.

Esto es así porque la demanda interna en nuestra región determina el nivel del tipo de cambio, las tasas de interés y los movimientos de los precios y los salarios. La combinación tipo de cambio devaluado (aunque no en exceso), una tasa de interés baja en un ambiente inflacionario y de salarios por encima de un mínimo de subsistencia no favorece a la atracción de capital extranjero, el cual es

primordial, puesto que (entre otros) la fuerte sobrevaluación del dólar en la primera mitad de los ochenta drenó de capital a las economías latinoamericanas. Sin embargo, al perseguir políticas que tienden a atraer capital extranjero (en ocasiones no deseado en su país de origen, por ejemplo, el encarecido crédito a principios de los ochenta), las cuales implican un tipo de cambio sobrevaluado, altas tasas de interés, bajos niveles de inflación y, por consiguiente, de salarios, las autoridades económicas están tendiendo a empobrecer a los trabajadores y a los capitalistas nacionales.

Nuestro estudio tiene como objetivo poner en evidencia una de las consecuencias principales que dicha serie de decisiones de política económica en el centro han tenido en nuestra región. La discusión teórica se basó en el estudio de los regímenes de demanda à la Marglin-Badhuri, así como en la metodología estadística propuesta por Johansen, utilizando datos de Abeles, Amarante y Vega, trimestrializados a través del método propuesto por Denton.

Nuestras estimaciones proveen evidencia de que, en el largo plazo, Argentina, Brasil, Chile y México son economías de tipo *wage-led*. Esto implica que un aumento duradero de, por ejemplo, 1% de la participación de los ingresos laborales en el ingreso nacional favorecería a dichas economías en su conjunto. Es decir, al darles un mejor nivel de vida a los trabajadores poco o no especializados (que, dicho sea de paso, es simplemente un derecho humano) en estos países, la demanda de bienes y servicios traerá consigo efectos multiplicadores importantes que tenderán a incentivar la inversión privada, que a su vez creará un ciclo virtuoso de producción-empleo-bienestar. Todo esto a pesar de las pérdidas que esto pueda ocasionar en el sector exportador. Por supuesto, si las autoridades económicas de estos países promueven lo contrario, es altamente probable que la tasa de crecimiento económico y los niveles de empleo y bienestar global permean en niveles inferiores al potencial.

Los resultados de largo plazo son diferentes en el caso de Perú, pues en esta economía un aumento de 1% de la participación de los ingresos laborales en el total nacional trae consigo una disminución de la demanda agregada, ya que es una regímen de tipo *profit-led*. Esto sugiere que el motor de crecimiento en este país es probablemente la inversión privada y que, por lo tanto, antes de buscar favorecer la demanda de bienes finales, las autoridades podrían perseguir medidas para promover la demanda de bienes de inversión. Esto no es incompatible con una mayor injerencia del gobierno en la economía, cuya ausencia en la región (salvo contadas excepciones) es cada vez más evidente. Dicha injerencia podría manifestarse en la forma de subsidios a sectores clave, transferencias a los hogares, inversión pública en infraestructura, educación, salud y apoyo a familias necesitadas.

También cabe destacar que nuestros resultados de corto plazo proporcionan información complementaria de dichas evoluciones de largo plazo. Por ejemplo, un aumento de la participación del ingreso laboral en el total nacional favorecería en el corto plazo a Argentina, Chile y Perú, mientras que desfavorecería a Brasil y México.

Nuestra interpretación de dicho resultado, y tomando en cuenta la discusión arriba, es la siguiente. Argentina y Chile son consistentemente *wage-led* en el corto y largo plazos. Sin embargo, Brasil y México son *profit-led* en el corto plazo, y *wage-led* en el largo plazo. Interpretamos esto como un caso de miopía de las autoridades económicas de estos países, quienes probablemente toman por evidencia que los resultados favorables de corto plazo de promover y apoyar a la iniciativa privada en detrimento del empleo y los salarios se van a prolongar en el largo plazo. Claramente, y a pesar de lograr importantes ganancias en la balanza comercial (sobre todo en el caso brasileño), esto último es a costa de empobrecer (aún más) a las clases no privilegiadas. Por supuesto, el efecto directo de desfavorecer a unos a expensas de otros de manera desproporcionada solo puede traer consigo lo peor para los primeros (trabajadores no calificados), y resultados sub-óptimos para los segundos (empresarios).

En el caso de Perú, se trata de la tendencia inversa. Esto es, se habla de una economía de tipo *wage-led* en el corto plazo, pero *profit-led* en el largo plazo. Interpretamos esto como el hecho de que, el motor de la demanda en el corto plazo son en efecto los salarios. Sin embargo, probablemente dada la importancia relativa de la inversión en el PIB en este país, es este segundo componente el que ha determinado el ritmo del crecimiento económico, y no el sector externo, como es el caso de las otras economías bajo estudio.

Referencias bibliográficas

Abeles, M., Amarante, V. y Vega, D. (2014) *Participación del ingreso laboral en el ingreso total en América Latina, 1990-2010*. En: Revista CEPAL114.

Alba, E. y Gómez, S. (2012) *A Bayesian Approach to the Hodrick-Prescott Filter*. En: Realidad, Datos y Espacio. Revista Internacional de Estadística y Geografía. INEGI, Vol. 3, No. 3.

Araújo, E. y Gala, P. (2012) *Regimes de crescimento econômico no Brasil: evidências empíricas e*

implicações de política. En: Estudios Avanzados, 26 (75).

Badhuri, A. y Marglin, S. (1990) *Unemployment and the real wage: the economic basis for contesting political ideologies*. En: Cambridge Journal of Economics, 14.

Bortz, P. *Financial flows in a Kaleckian framework*. PhD Thesis Delft University.

Caballero, E. y López, J. (2013) *Effective demand and income distribution in the recent evolution of the Mexican economy*. En: Investigación Económica, Vol. LXXII, No. 285.

Castillo P. y Barco, D. (2009) *Crisis financieras y manejo de reservas en el Perú*. En: Revista de Estudios Económicos No. 17.

Denton, F. (1971) *Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: an approach based on quadratic minimization*. En: Journal of the American Statistical Association, Vol. 66, No. 333.

Fondo Monetario Internacional (2014) *World Economic Outlook. Recovery Strengthens, Remains Uneven*. En: World Economic and Financial Surveys.

Garavito, C. (2010) *Mercado de trabajo, diagnóstico y políticas*. En: León, J. e Iguíñiz, J. Desigualdad distributiva en el Perú. Dimensiones. Lima: Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

Hein, E. y Vogel, L. (2008) *Distribution and Growth Reconsidered: Empirical Results for six OECD Countries*. En: Cambridge Journal of Economics, 32.

Hein y Tarassow (2010) *Distribution, aggregate demand and productivity growth - theory and empirical results for six OECD countries based on a Post-Kaleckian model*. En: Cambridge Journal of Economics, Vol. 32, No. 3.

Johansen, S. (1988) *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*. En; Journal of Economic Dynamics and Control, Vol 12.

Kalecki, M. (1938) *The determinants of distribution of the national income*. En: Econometrica, Vol.

6, No. 2.

Kalecki, M. (1954) *Theory of economic dynamics*. London Unwin.

Kar, D. (2014) *Brazil: Capital flight, illicit flows, and macroeconomic crises, 1960-2012*. Global Financial Integrity. Ford Foundation.

Karabarbounis, L. y Neiman, B. (2014) *The Global Decline of the Labor Share*. En: Quarterly Journal of Economics, 129(1), 61-103.

Lindenboim, J. (2008) *Distribución funcional del ingreso, un tema olvidado que reclama atención*. En: Problemas del desarrollo, Revista Latinoamericana de Economía.

Lindenboim, J., Kennedy, D. y Graña, J. (2011) *Share of labour compensation and aggregate demand – discussions towards a growth strategy*. En: United Nations Conference on Trade and Development, Discussion Papers No. 203.

Marfán, M. (2003) *Fiscal Policy Efficacy and Private Deficits: A Macroeconomic Approach*. En “Beyond Reforms: Structural Dynamics and Macroeconomic Vulnerability”, editado por Ocampo, J., Stanford University Press.

Marglin, S. y Badhuri, A. (1990a) *Profit squeeze and keynesian theory*. En: Maglin y Schor “The golden age of capitalism: reinterpreting the postwar experience”, Oxford Clarendon Press.

OCDE (2012) *Labour Losing to Capital: What Explains the Declining Labour Share?* En: Employment 2012, Chapter 3.

Ocampo, J. (2000) *Mercado laboral y distribución del ingreso en Colombia en los años noventa*. En: Revista de la CEPAL72.

Onaran y Galanis (2013) *Is aggregate demand wage-led or profit-led? National and global effects*. En: Conditions of work and employment series No. 40.

Palma, J. (2014) *De-industrialisation, 'premature' de-industrialisation and the Dutch-disease*. En:

Revista NECAT, Año 3, No. 5.

Pesaran, Shin y Smith (2001) *Bounds testing approaches to the analysis of level relationships*. En: *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.

Reyes, L. (2016) *The link between the current international monetary non-system, financialization and the Washington consensus*. En: *Research in International Business and Finance*.

Setterfield, M. (2002) *The economics of demand-led growth. Challenging the supply-side vision of the long-run*. Edward Elgar.

Stockhamer, E. y Onaran, O. (2004) *Accumulation, distribution and employment: a structural VAR approach to a Kaleckian macro model*. En: *Structural Change and Economic Dynamics*.

Stockhamer y Stehrer (2011) *Goodwin or Kalecki on Demand? Functional Income Distribution and Aggregate Demand in the Short Run*. En: *Review of Radical Political Economics*, 43 (4).

Anexo

A. I Pruebas de especificación

El cuadro A.1 y A.1' muestran los p-values de las pruebas de raíces unitarias para las series presentes en cada una de las ecuaciones que estimamos, en niveles y en diferencias, respectivamente. La hipótesis nula es la presencia de una raíz unitaria (o, alternativamente, no estacionariedad), mientras que la hipótesis alternativa es la no existencia de una raíz unitaria en la serie correspondiente. La inclusión de los términos (constante y/o tendencia) así como el número de rezagos en cada prueba fueron decididos en base a la significancia de los mismos en la correspondiente prueba.

Nótese que en el cuadro A.1 la única columna, marcada con un asterisco, que muestra *p-values* cercanos a cero (es decir, de rechazo de la hipótesis nula de que la serie en nivel es estacionaria) es la brecha del producto: *gap*. Esto indica que dicha serie, para las cinco economías bajo estudio, es $I(0)$. Dado que esta variable entra en la determinación de la inversión, junto con la tasa de interés y la participación salarial que son $I(1)$, esto parece indicar que no es posible analizar la posibilidad de

una relación de largo plazo entre dichas series a través de la metodología propuesta por Johansen.

Cuadro A.1 Pruebas Dickey Fuller aumentada (ADF) para las series en nivel

	w	c	i	gap^*	r'	xn	ψ
Argentina	0.900	0.340	0.410	0.000	0.050	0.090	0.690
	$l=4$	$ct, l=1$	$c, l=2$	$c, l=2$	$l=1$	$l=3$	$ct, l=2$
Brasil	0.719	0.277	0.767	0.000	0.242	0.110	0.692
	$l=4$	$c, l=1$	$l=2$	$l=2$	$ct, l=4$	$l=1$	$ct, l=2$
Chile	0.295	0.975	0.228	0.000	0.147	0.625	0.399
	$c, l=3$	$l=2$	$ct, l=5$	$l=1$	$l=1$	$ct, l=5$	$ct, l=5$
México	0.397	0.079	0.060	0.000	0.111	0.062	0.692
	$l=4$	$ct, l=1$	$ct, l=5$	$l=2$	$ct, l=2$	$l=5$	$ct, l=2$
Perú	0.644	0.422	0.818	0.000	0.320	0.102	0.692
	$ct, l=4$	$ct, l=1$	$l=5$	$l=2$	$ct, l=1$	$l=1$	$ct, l=2$

Cuadro A.1' Pruebas Dickey Fuller aumentada (ADF), primeras diferencias de las series

	Δw	Δc	Δi	Δgap	$\Delta r'$	Δxn	$\Delta \psi$
Argentina	0.003	0.001	0.001	0.000	0.000	0.003	0.000
	$l=0$	$l=3$	$l=1$	$l=1$	$l=0$	$l=2$	$l=1$
Brasil	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.005	0.000
	$l=3$	$l=0$	$l=1$	$l=1$	$c, l=3$	$l=0$	$l=1$
Chile	0.019	0.013	0.019	0.000	0.000	0.016	0.012
	$l=2$	$l=3$	$l=4$	$l=0$	$l=0$	$l=4$	$l=4$
México	0.001	0.010	0.004	0.000	0.000	0.043	0.000
	$l=3$	$c, l=0$	$l=0$	$l=0$	$l=0$	$l=4$	$l=1$
Perú	0.089	0.000	0.025	0.000	0.000	0.002	0.000
	$c, l=3$	$c, l=0$	$l=4$	$l=1$	$l=0$	$l=0$	$l=1$

La primera línea es el p -value de la prueba ADF, mientras que la segunda es la especificación; l es el número de rezagos, c indica que la prueba contiene una constante, y ct indica la presencia de tendencia y constante.

Sin embargo, esto no significa que dicha relación no exista. Pesaran, Shin y Smith (2001) proponen una metodología para probar la presencia de una relación de cointegración con series de diferente orden de integración. Dejamos abierta esta posibilidad y, dado el volumen del presente trabajo, nos limitamos a dejar dicha prueba para un trabajo posterior.

El cuadro A.2 muestra los coeficientes de correlación entre las variables de interés (consumo, inversión y saldo comercial) y sus determinantes. El objetivo de mostrar estos datos es doble. Por una parte obedece a sustituir una presentación de las matrices de varianzas y covarianzas de manera detallada para cada ecuación para cada país, lo cual consumiría espacio y complicaría la

interpretación. Por otra parte, en vez de mostrar las varianzas y covarianzas de los términos de error correspondientes, consideramos que resulta más intuitivo explicar la posible dependencia a través de las medidas relativas; es decir, a través de los coeficientes de correlación.

Cuadro A.2 Coeficientes de correlación de los vectores de error (VECM).

Ecuación País \ Relación	Consumo Salarios	Inversión Salarios	Inversión Brecha	Inversión Tasa de interés	Saldo comercial Salarios	Saldo comercial Competitividad precio
Argentina	0.26	-0.18	0.04	0.16	-0.11	0.10
Brasil	-0.28	-0.35*	0.40*	0.04	-0.15	0.07
Chile	0.00	-0.25	0.23	0.36*	-0.07	0.07
México	0.09	-0.05	0.31*	-0.21	-0.34*	-0.37*
Peru	0.27	0.31*	0.13	-0.16	-0.39*	-0.30*

Los coeficientes de correlación seguidos de un asterisco son superiores o iguales a 0.3, que es el valor que consideramos como crítico para juzgar si la relación entre las variables correspondientes es estrecha. En dicho caso se requeriría la estimación de un VAR estructural, pues la relación contemporánea entre las variables no es despreciable. Se trata en este caso de las ecuaciones de inversión de Brasil, México, Chile y Perú, así como de las de comercio exterior para México y Perú. Por ejemplo, dos de los tres determinantes de la ecuación de inversión de Brasil (salarios y brecha del producto) están altamente correlacionadas con ésta, por lo cual sería necesario reestimar la función correspondiente en forma estructural. Las mismas consideraciones son válidas para las otras relaciones que se muestran en el cuadro marcadas con un asterisco.

Debe notarse que la posible dependencia de los términos contemporáneos no necesariamente implica que el correspondiente vector (estimado a partir de un VAR sin coeficientes restringidos) puede contener problemas de incorrecta especificación. No obstante este no es el caso, como lo muestran las pruebas presentadas a continuación.

Cuadro A.3 Pruebas de Normalidad y Heterocedasticidad (VECM).

Ecuación País \ Prueba	Consumo		Inversión		Comercio exterior	
	Norm.	Hetero.	Norm.	Hetero.	Norm.	Hetero.
Argentina	0.56	0.21	0.32	0.87	0.54	0.90
Brasil	0.94	0.20	0.50	0.74	0.89	0.06
Chile	0.38	0.60	0.52	0.95	0.51	0.99
México	0.69	0.24	0.69	0.96	0.38	0.68
Perú	0.96	0.21	0.23	0.51	0.57	0.25

El Cuadro A.3 muestra las pruebas de normalidad y heterocedasticidad para cada una de las ecuaciones de cada una de las economías bajo análisis. El criterio de (no in)correcta especificación es que la probabilidad de que la función de densidad de los vectores incluidos en cada sistema sea normal (columna Norm.) y que tenga una varianza constante (columna Hetero.). Los *p-values* mostrados en el cuadro son superiores a 0.05, lo cual implica que las pruebas correspondientes son satisfechas con un 5% de significancia.

Cuadro A.4 Prueba de exclusión de rezagos de Wald

Ecuación País \ Prueba	Consumo		Inversión		Comercio exterior	
	Núm. Rezagos	P-value (joint)	Núm. Rezagos	P-value (joint)	Núm. Rezagos	P-value (joint)
Argentina	3	0.00	4	0.00	4	0.00
Brasil	4	0.00	4	0.00	4	0.00
Chile	4	0.00	3	0.00	3	0.00
México	3	0.00	4	0.00	4	0.00
Perú	3	0.00	4	0.00	4	0.00

El Cuadro A.4 muestra el número de rezagos impuestos en cada una de las especificaciones correspondientes, así como la prueba conjunta de significancia para cada caso (columna P-value (joint)). Cuando la probabilidad de que el último rezago sea igual a cero (aproximada a través de los *p-values*) es nula podemos considerar que hay evidencia en el sentido contrario. Claramente, este es el caso para todas las ecuaciones estimadas.

A.II Resultados de estimaciones

Cuadro A.5 Elasticidad de la demanda agregada, seguido de un aumento hipotético de 1% de la razón ingreso laboral-ingreso total (%)

	Argentina	Brasil	Chile	México	Perú
$a_I + b_I + y_{c_I} / (x - m)$	1.99	2.21	4.37	2.84	-3.15

Cuadro A.6 Estimadores de corto plazo (ECM), cambios en la tasa de crecimiento de las series en cuestión, dado un aumento de 0.1% de la tasa de crecimiento de la razón W/Y (%).

País	Consumo	Inversión	Balanza Comercial	Elast. total
Argentina	0.2	1.87	-1.99	0.08
Brasil	0.82	-2.83	-3.49	-5.49
Chile	0.38	1.74	-0.06	2.06
México	0.33	-1.16	-0.06	-0.88

Perú	0.87	0.79	-0.18	1.48
-------------	------	------	-------	------

A.III Ecuaciones

Los salarios (W) como proporción del PIB (Y) aparecen en las tres ecuaciones. Las primeras dos ecuaciones presentadas para cada país son para el consumo (C), tanto en su forma de largo plazo (VECM), como en su forma de corto plazo (MCE) con los respectivos subíndices t . Estas últimas contienen los términos vc rezagados un periodo, y en todos los casos son coeficientes negativos, estadísticamente significativos y comprendidos entre 0 y 1. Esto implica que dichas especificaciones son efectivamente los vectores de cointegración de la relación en cuestión.

La terceras y cuartas ecuaciones son para la inversión (I). Las mismas consideraciones aplican, excepto que reconocemos que para Brasil y Chile, desafortunadamente no pudimos encontrar una relación satisfactoria entre el correspondiente vector de cointegración y la inversión. La quinta y sexta son para el saldo de la balanza comercial ($X - M$). En este último caso Argentina, Brasil y México encuentran los mismos problemas. Esto puede estar ligado directamente a las limitantes encontradas con respecto a la disponibilidad de datos, lo cual incluye la posibilidad de que alguna variable pertinente en el análisis haya sido omitida. Mas allá de este problema, creemos que nuestras estimaciones pueden ser una guía confiable para el presente estudio.

$$w_t = \ln\left(\frac{W_t}{Y_t} \times 100\right), \quad c_t = \ln\left(\frac{C_t}{Y_t} \times 100\right), \quad i_t = \ln\left(\frac{I_t}{Y_t} \times 100\right), \quad xn_t = \frac{(X_t - M_t)}{Y_t} \times 100,$$

$$gap_t = \frac{(Y_t - Y_t^p)}{Y_t^p} \times 100, \quad \psi_t = \ln\left(\frac{pm_t}{py_t} \times 100\right), \quad vc_t = \text{vector de cointegración correspondiente.}$$

Nota: estas ecuaciones contienen variables exógenas (*dummies*). Salvo pocas excepciones, la gran mayoría de los coeficientes presentados a continuación son estadísticamente significativos. Estos y otros detalles pueden ser proporcionados por el autor bajo previa solicitud.

Argentina

$$c_t = 1.21 w_t$$

$$\Delta c_t = 0.93 \Delta c_{t-1} - 0.25 \Delta c_{t-2} + 0.11 \Delta w_{t-2} - 0.09 \Delta w_{t-3} - 0.002 vc_{t-1}$$

$$i_t = -0.82 - 0.007t + 1.25w_t - 0.02r'_t$$

$$\Delta i_t = 0.74 \Delta i_{t-1} + 0.19 \Delta w_{t-1} - 0.002 \Delta r'_t + 0.004 \Delta gap_t - 0.005 vc_{t-1}$$

$$xn_t = -16.4 w_t + 13.42 \psi$$

$$\Delta xn_t = 0.25 \Delta xn_{t-1} + 0.22 \Delta xn_{t-2} - 0.15 \Delta xn_{t-3} - 63.7 \Delta w_t + 137.8 \Delta w_{t-1} - 151.1 \Delta w_{t-2} + 67.7 \Delta w_{t-3} + 6.6 \Delta \psi_{t-1}$$

Brasil

$$c_t = 1.21 w_t$$

$$\Delta c_t = 0.36 \Delta c_{t-1} + 0.36 \Delta w_t - 0.28 \Delta w_{t-1} - 0.06 vc_{t-1}$$

$$i_t = -7.02 + 2.66w_t - 0.0005 r'_t$$

$$\Delta i_t = 0.72 \Delta i_{t-1} - 1.34 \Delta w_t + 1.82 \Delta w_{t-1} - 0.76 \Delta w_{t-3} - 0.001 \Delta r'_t + 0.003 \Delta gap_t$$

$$xn_t = -24.9 w_t + 19.78 \psi$$

$$\Delta xn_t = 0.67 \Delta xn_{t-1} + 0.14 \Delta xn_{t-3} + 23.8 \Delta w_{t-1} - 29.8 \Delta w_{t-2} + 0.74 \Delta \psi_{t-3}$$

Chile

$$c_t = 2.09 + 0.004t + 0.48 w_t$$

$$\Delta c_t = 0.92 \Delta c_{t-1} + 0.38 \Delta w_t - 0.54 \Delta w_{t-1} + 0.2 \Delta w_{t-2} - 0.023 vc_{t-1}$$

$$i_t = 3.32w_t - 0.71 r'_t$$

$$\Delta i_t = 0.63 \Delta i_{t-1} - 0.18 \Delta i_{t-2} - 1.34 \Delta w_t + 3.1 \Delta w_{t-1} - 1.6 \Delta w_{t-2} - 0.001 \Delta r'_{t-2} + 0.004 \Delta gap_t + 0.002 \Delta gap_{t-2} - 0.002 vc_{t-1}$$

$$xn_t = -40.5 w_t + 33.94 \psi_t$$

$$\Delta xn_t = 0.79 \Delta xn_{t-1} - 15.2 \Delta w_{t-2} + 8.4 \Delta \psi_t + 8.7 \Delta \psi_{t-2} - 0.05 vc_{t-1}$$

México

$$c_t = -0.57 + 0.003t + 1.34w_t$$

$$\Delta c_t = 0.77 \Delta c_{t-1} + 0.03 \Delta w_{t-2} - 0.007 vc_{t-1}$$

$$i_t = 1.87w_t - 0.26r'_t$$

$$\Delta i_t = 0.42 \Delta i_{t-1} + 1.65 \Delta w_{t-2} - 1.77 \Delta w_{t-3} - 0.002 \Delta r'_t + 0.003 \Delta gap_t - 0.002 \Delta gap_{t-1} - 0.006 vc_{t-1}$$

$$xn_t = -129.13w_t + 96.58\psi_t$$

$$\Delta xn_t = 0.56 \Delta xn_{t-3} - 60.4 \Delta w_t + 106.3 \Delta w_{t-1} - 47.9 \Delta w_{t-2} - 8.8 \Delta \psi_t + 9.2 \Delta \psi_{t-1}$$

Perú

$$c_t = 2.36 + 0.54w_t$$

$$\Delta c_t = 0.4 \Delta c_{t-1} + 0.3 \Delta c_{t-3} + 1.73 \Delta w_t - 3.2 \Delta w_{t-1} + 2.7 \Delta w_{t-2} - 1.1 \Delta w_{t-3} - 0.13 vc_{t-1}$$

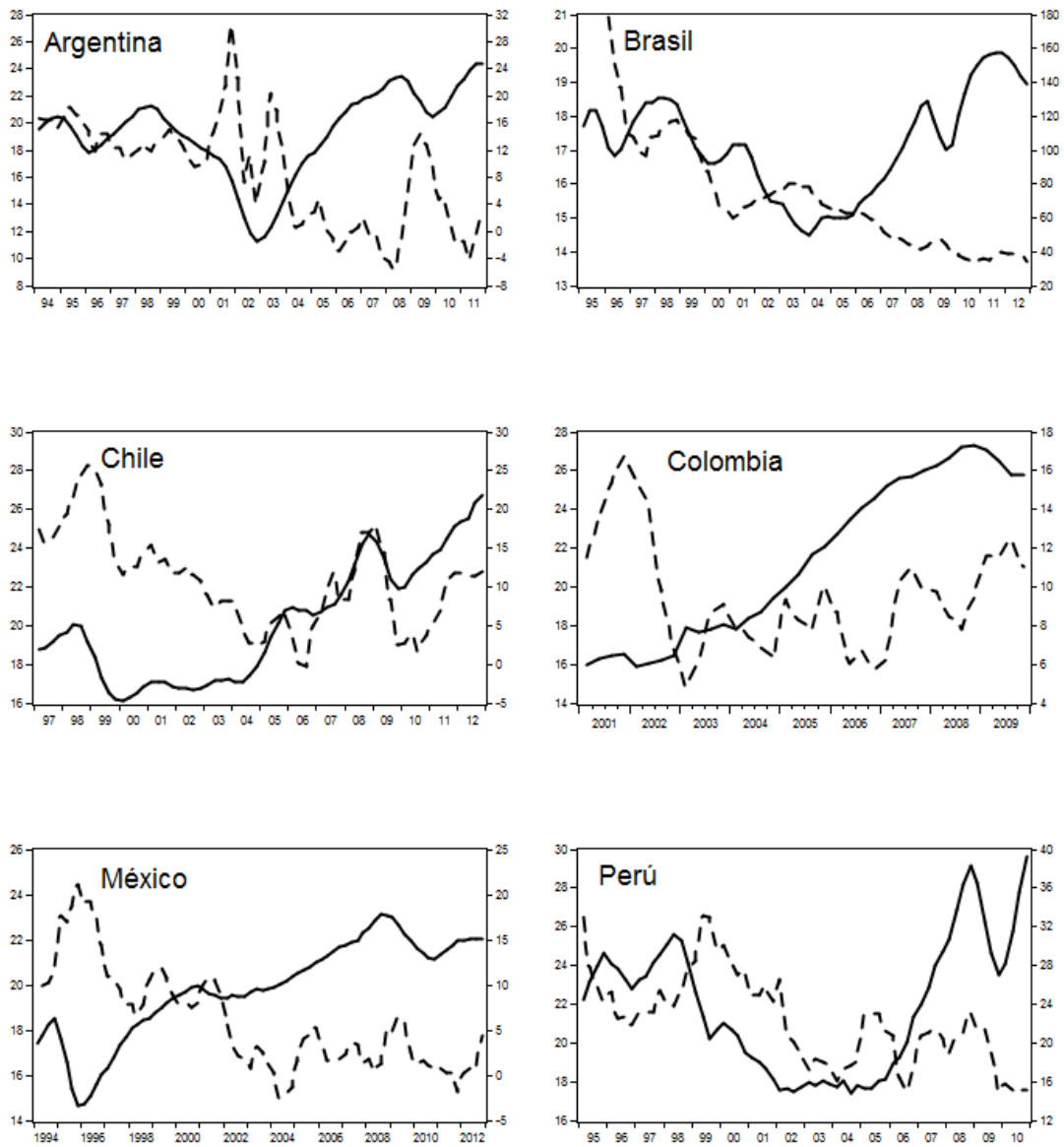
$$i_t = 20.5 - 4.07w_t - 0.13r'_t$$

$$\Delta i_t = 0.32 \Delta i_{t-1} + 6.6 \Delta w_t - 12.9 \Delta w_{t-1} + 10.3 \Delta w_{t-2} - 3.9 \Delta w_{t-3} - 0.001 \Delta r'_t + 0.006 \Delta gap_t - 0.02 vc_{t-1}$$

$$xn_t = -39.95w_t + 29.8\psi_t$$

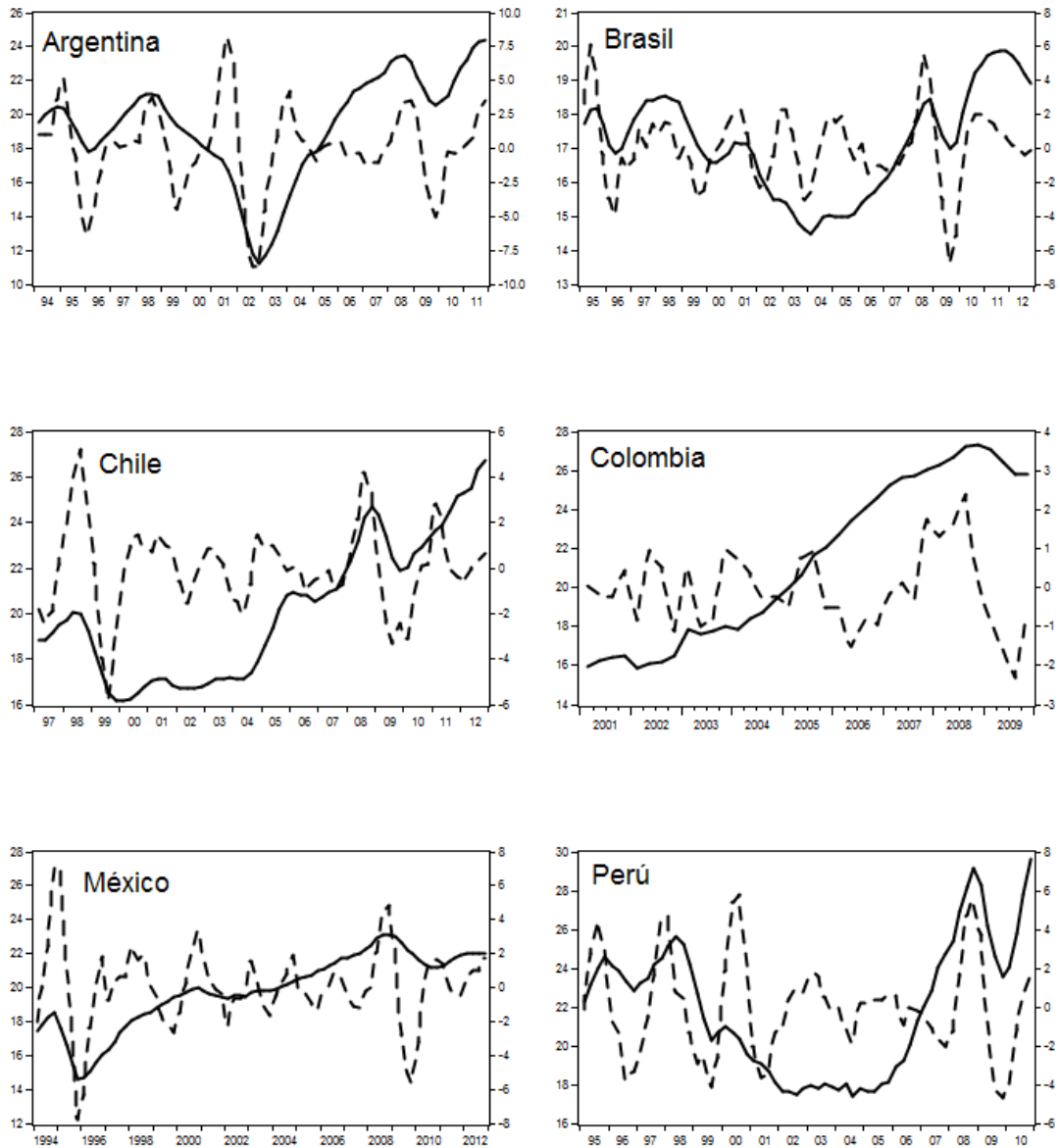
$$\Delta xn_t = 0.81 \Delta xn_{t-1} - 53.8 \Delta w_{t-1} + 130.3 \Delta w_{t-2} - 83.7 \Delta w_{t-3} - 6.4 \Delta \psi_t + 10.5 \Delta \psi_{t-1} - 0.05 vc_{t-1}$$

Gráfico A1. Inversión privada como porcentaje del PIB y tasa de interés real (%)



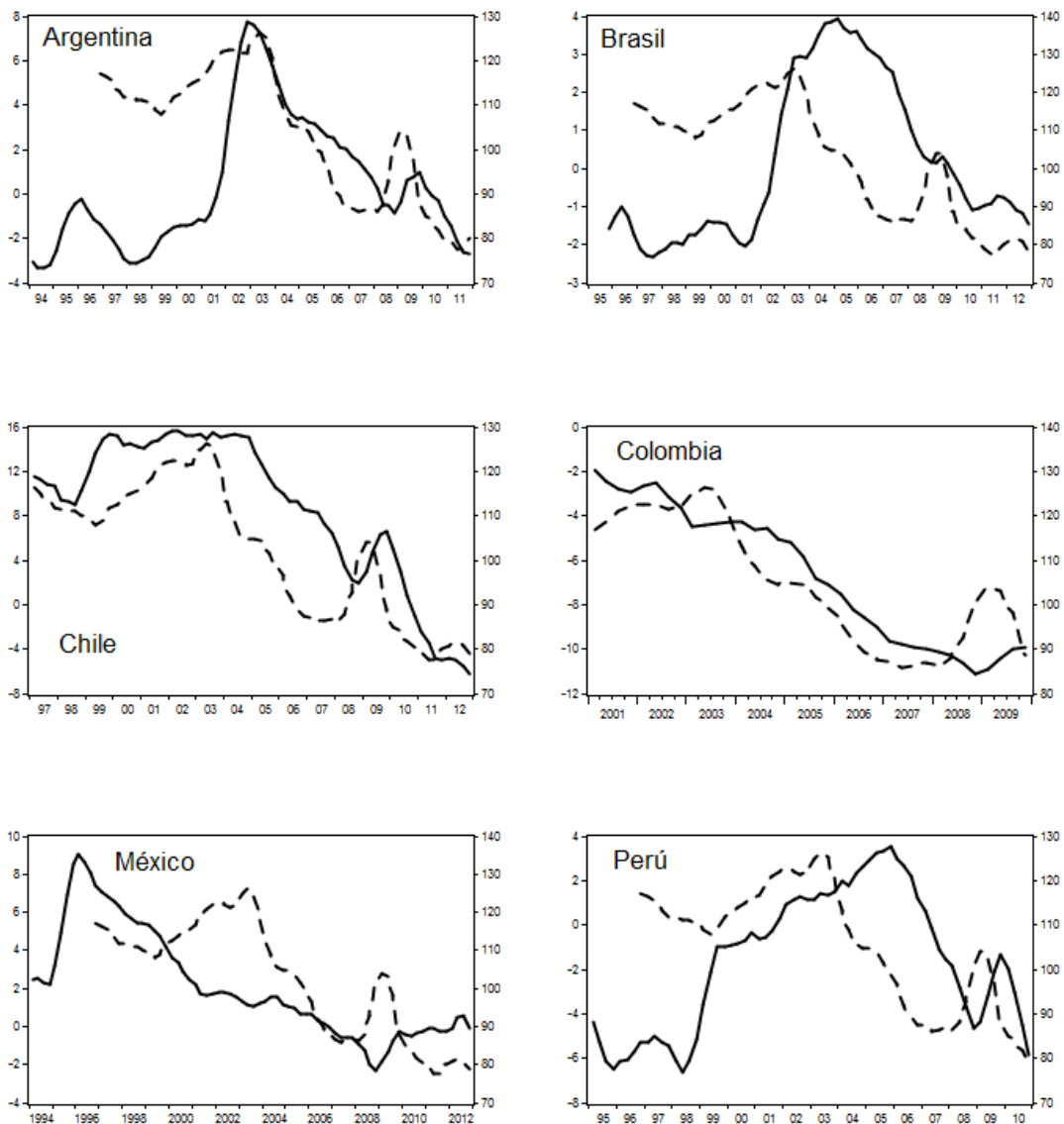
Fuentes: CEPAL y cálculos propios. Inversión % del PIB, línea continua. Tasa de interés real, línea discontinua (escala derecha).

Gráfico A2. Inversión privada como porcentaje del PIB y brecha del producto (%)



Fuentes: CEPAL y cálculos propios. Inversión % del PIB, línea continua. Brecha del producto, línea discontinua (escala derecha).

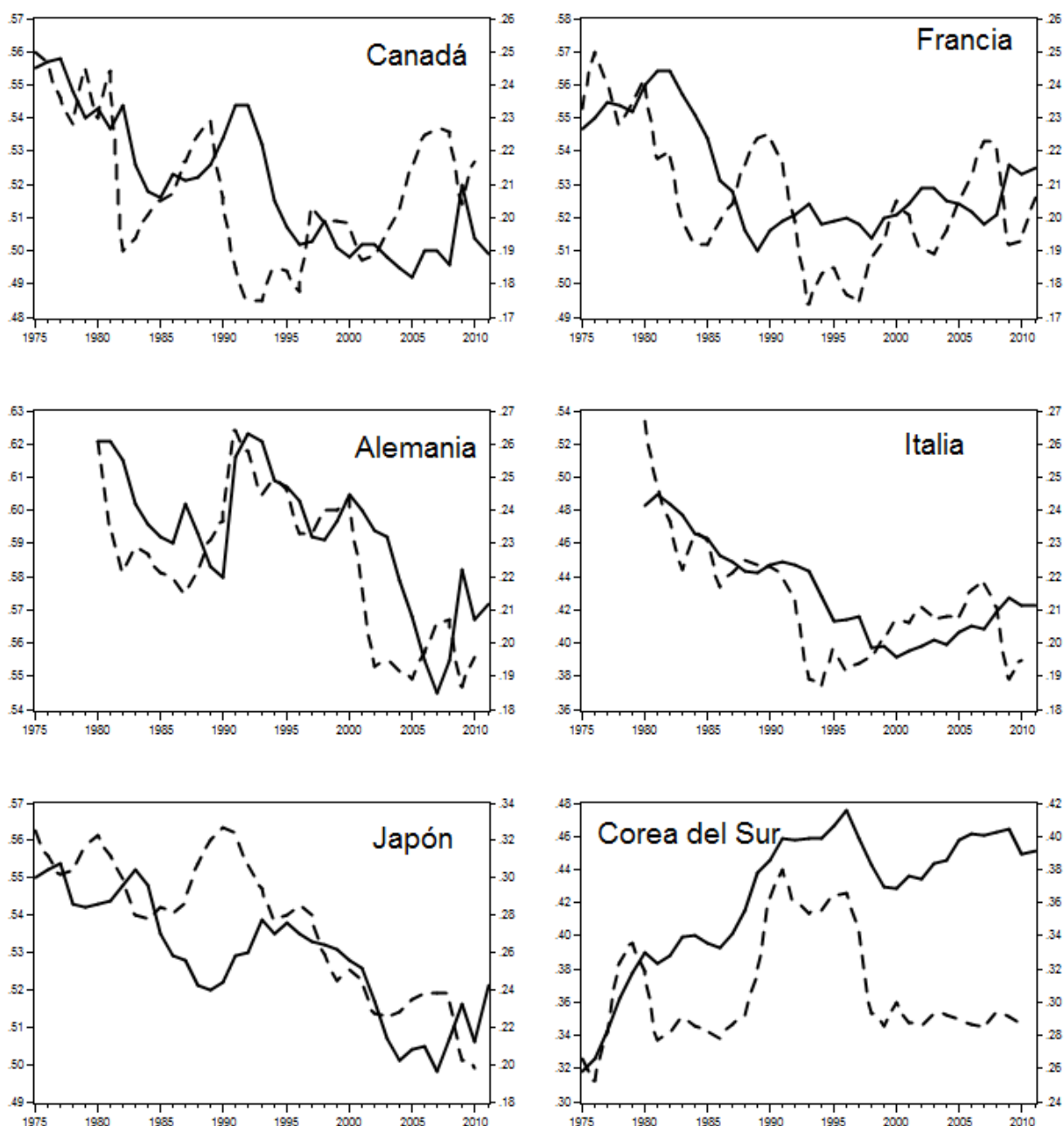
Gráfico A3. Saldo de la balanza comercial como porcentaje del PIB y razón precio de importaciones-deflactor implícito del PIB (%)



Fuentes: CEPAL y cálculos propios. Balanza comercial % del PIB, línea continúa. razón precio de importaciones-deflactor implícito del PIB, línea discontinua (escala derecha).

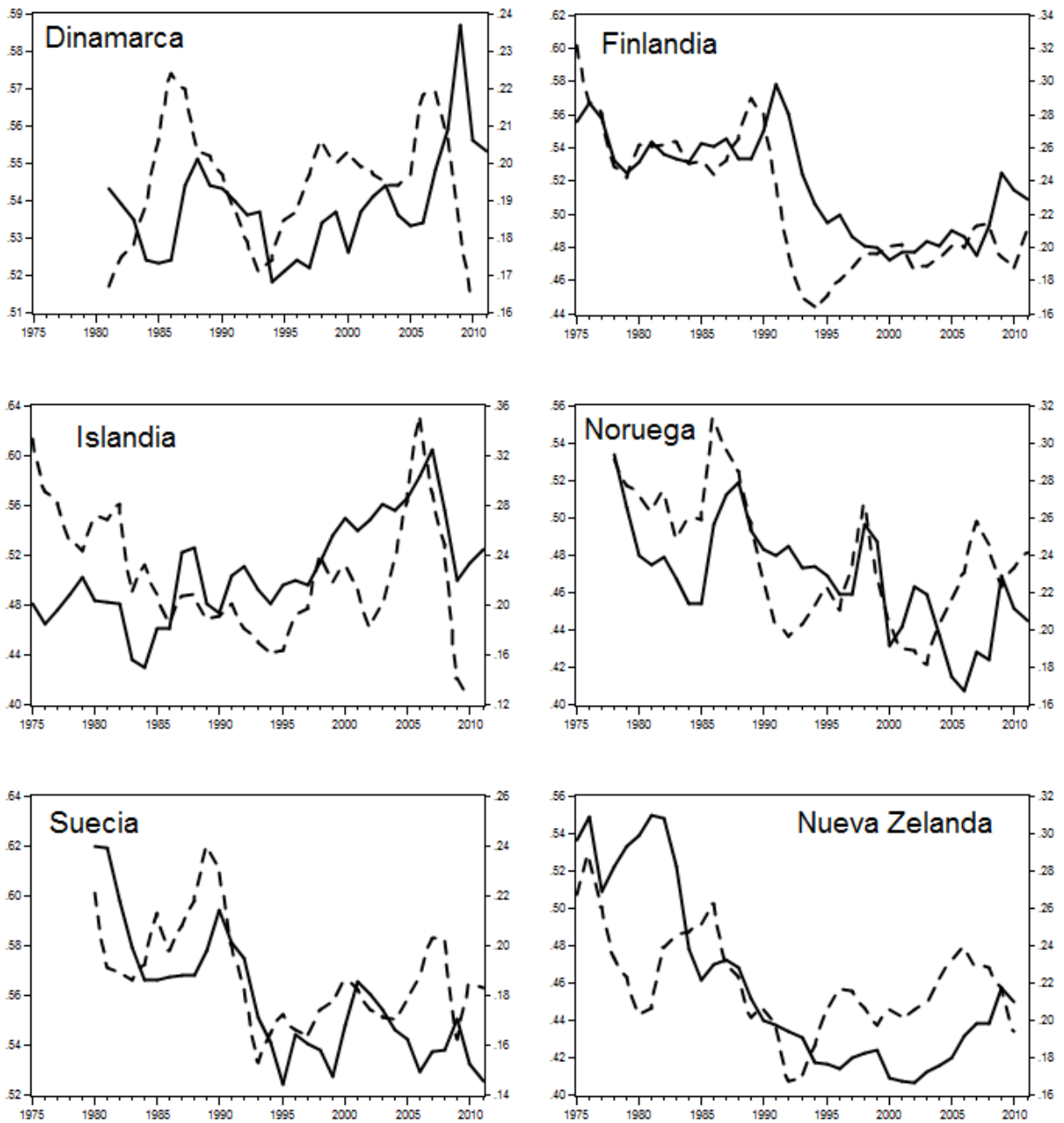
A.IV Relación participación salarial en el ingreso nacional y razón inversión-PIB en otras economías

Gráfico A4. Formación bruta de capital (escala izquierda) y compensación de empleados (escala derecha), % del PIB.



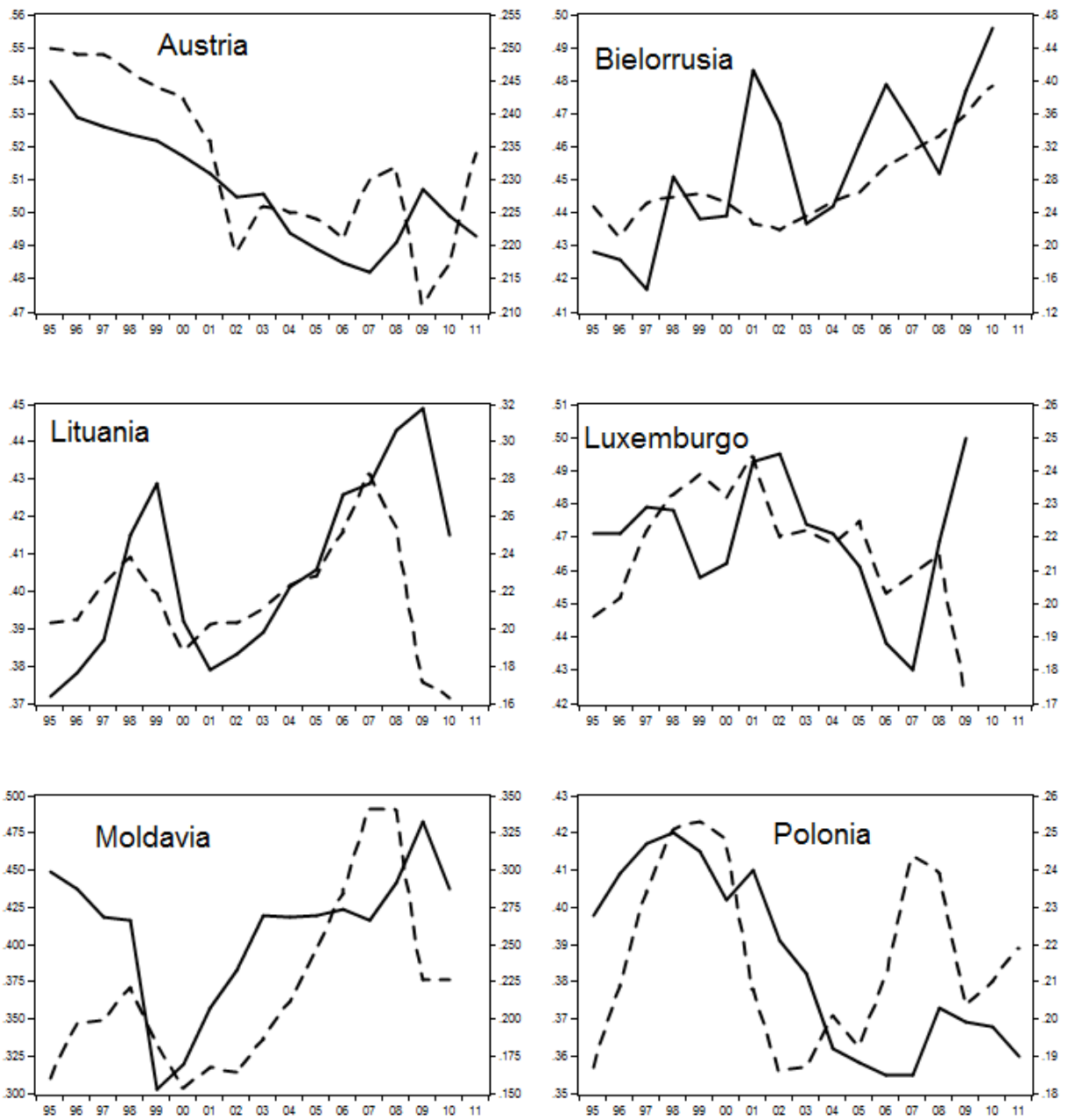
Fuentes: Karabarbounis y Neiman, 2014.

Gráfico A5. Formación bruta de capital (escala izquierda) y compensación de empleados (escala derecha), % del PIB.



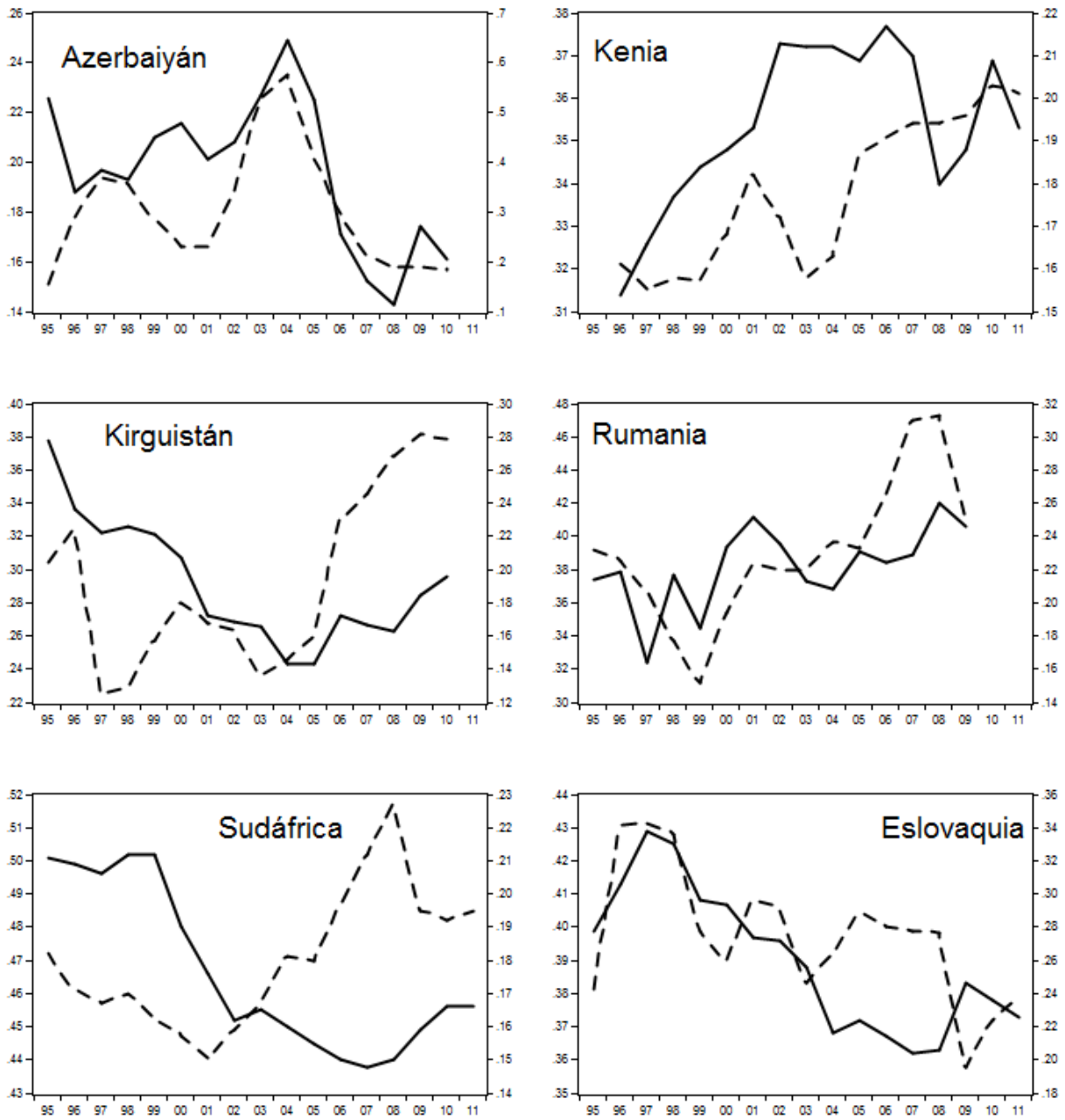
Fuentes: Karabarbounis y Neiman, 2014.

Gráfico A6. Formación bruta de capital (escala izquierda) y compensación de empleados (escala derecha), % del PIB.



Fuentes: Karabarbounis y Neiman, 2014.

Gráfico A7. Formación bruta de capital (escala izquierda) y compensación de empleados (escala derecha), % del PIB.



Fuentes: Karabarbounis y Neiman, 2014.