

PRESENTACIÓN

La REVISTA ECONOMÍA POLÍTICA Y DESARROLLO surge en el marco del desarrollo de las actividades de investigación en sus diferentes modalidades, de vinculación tecnológica, de extensión universitaria y de relaciones internacionales, llevadas adelante por el CENTRO DE ESTUDIOS DE ECONOMÍA POLÍTICA Y DESARROLLO (CEEPyD) en la órbita del DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA Y ADMINISTRACIÓN de la UNIVERSIDAD NACIONAL DE MORENO, en cumplimiento de sus LINEAMIENTOS ESTRATÉGICOS GENERALES 2017-2020, y que fueran aprobados por la Disposición DEYA N° 02/17.

Creada por la Disposición UNM-DEYA N° 01/2019 del Consejo del DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA Y ADMINISTRACIÓN, y bajo la dirección de la Dra. Florencia MÉDICI, se propone conformar un espacio de reflexión, debate y difusión de conocimiento científico relevante en torno a la teoría económica, las relaciones internacionales y la economía política internacional, desde los más diversos enfoques, temas y problemáticas vinculados a estos campos.

Este nuevo espacio académico-científico y de investigación creado por el Departamento, aspira a reunir opiniones, reflexiones y propuestas desde las más diversas orientaciones teóricas, ideológicas y políticas, en procura de un debate interdisciplinario y pluralista que favorezca el avance teórico y metodológico de la disciplina y el mejoramiento de la calidad educativa en el Nivel Superior.

En suma, nos complace presentar esta REVISTA ECONOMÍA POLÍTICA Y DESARROLLO de la UNIVERSIDAD NACIONAL DE MORENO, quedando cordialmente invitados a participar en su próxima edición.

Moreno, marzo de 2019

Pablo A. TAVILLA

Director-Decano del Departamento de Economía y Administración
UNIVERSIDAD NACIONAL DE MORENO

Estimaciones alternativas de crecimiento y distribución para Argentina 1950-2006¹

Pablo G. BORTZ^{2 3 4}

Resumen

Fecha de recepción: 30/07/18
Fecha de aceptación: 14/12/18

Palabras Claves:

- *Crecimiento guiado por demanda*
- *Distribución del ingreso*
- *Argentina*

Clasificación JEL:

C22, C32, E12, E64, F43.

Presentamos un estudio de los efectos macroeconómicos en Argentina de una mayor participación de ganancias en el ingreso para el periodo 1950-2006, a través de un modelo macroeconómico kaleckiano. Se estiman dos versiones distintas del modelo. Utilizando un enfoque de ecuación única, en el que se supone la exogeneidad de la participación de ganancias, un aumento en la misma reduce el crecimiento del PBI, aunque los resultados no son muy significativos. Usando un enfoque VAR Estructural (SVAR) en el que la distribución es una variable endógena, encontramos débil evidencia de un impacto negativo de una mayor participación del ingreso sobre la actividad económica. Los resultados rechazan el argumento que la restricción salarial y una menor participación asalariada estimulen el crecimiento de la economía argentina.

1 Sugerencia de citación: Bortz, P. (2019). Estimaciones alternativas de crecimiento y distribución para Argentina 1950-2006, Revista de Economía Política y Desarrollo N° 1 VOL 1 - Nro 1, Mayo - Octubre 2019, ISSN 2618-5253 (impresa)/ISSN 2618-5539 (en línea).

2 CONICET- CEED/IDAES, Universidad Nacional de San Martín. Dirección: Av. Roque Saenz Peña 832, 7° piso, Código Postal 1035, Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina.

Correo Electrónico: pablobortz@yahoo.com

3 Este artículo está basado en trabajo hecho para mi disertación de maestría y de doctorado, en particular el capítulo 3 (Bortz, 2014). Una versión revisada fue publicada en Bortz (2016, capítulo 3).

4 Quisiera agradecer los comentarios y sugerencias, en distintas etapas de esta investigación, de Mario García Molina, Alfred Kleinknecht, Marc Lavoie, Susan Newman, Malcolm Sawyer y Servaas Storm. También quisiera aprovechar la oportunidad para agradecer la ayuda en la recolección de los datos y el análisis econométrico de Daniel Azpiazu, Eduardo Basualdo, Camilo Beltrán, Ariel Coremberg, Juan Cuattromo, Adriana Diaz Arias, Marcelo Dinenzon, Mirta Gallo, Juan Graña, Ricardo Martinez, Cecilia Nahón, Susan Newman, Manuela Robba, Juan Santarcángelo, Servaas Storm, Johana Suarez, Luis Suarez y María Florencia Ventura. Errores y omisiones son de mi entera responsabilidad.

Abstract

We analyse the macroeconomic effects of a rising profit share for Argentina (1950–2006), through a Kaleckian macro-model. Two separate versions of the model are estimated. Using a single equation approach, in which the profit share is taken to be exogenous, we find no significant impact of a higher profit share on Argentina's GDP. By means of a Structural VAR (SVAR) approach in which distribution is endogenous, we obtain weak evidence of a negative impact on aggregate activity of a higher profit share. Both pieces of econometric evidence reject the argument that real wage restraint and a lower wage share will stimulate the growth rates of the Argentinean economy.

Keywords:

- *Demand-led growth*
- *Income distribution*
- *Argentina*

I. INTRODUCCIÓN

Los países desarrollados han experimentado un dramático cambio en la distribución del ingreso en las últimas cuatro décadas. Se adoptó un enfoque macroeconómico que favorecía la restricción salarial y menores participaciones asalariadas en el ingreso, con el supuesto objetivo de estimular el crecimiento de la actividad, del empleo y la productividad. Las políticas implementadas fueron exitosas en sus objetivos inmediatos, ya que los salarios se estancaron y la participación asalariada disminuyó en la mayoría de los países de la OCDE (entre otros, Stockhammer, 2009; Storm y Naastepad, 2012; Hein, 2012). Sin embargo, estos cambios no surtieron los efectos sobre el empleo y el crecimiento que sus impulsores pronosticaron: el desempeño macroeconómico durante este período ha sido mucho más pobre que en las décadas previas, cuando altas tasas de crecimiento de la productividad y la actividad económica coexistían con elevados niveles de participación asalariada en el ingreso nacional.

Estos temas fueron abordados en diversos artículos que adoptaron un enfoque kaleckiano sobre el crecimiento económico, en el cual el efecto de menores salarios reales sobre el crecimiento no está (positivamente) predeterminado. Por el contrario, son factibles una variedad de resultados donde un salario real mayor, o una menor participación de

ganancias, puede tener un impacto positivo en la actividad económica y la inversión real. Ha habido contribuciones tanto teóricas como empíricas a esta rama de la literatura. En los trabajos pioneros de Rowthorn (1981) y Dutt (1984), aumentos en los salarios reales tenían impactos inequívocamente positivos sobre la inversión y el crecimiento económico.

Sin embargo, el trabajo más influyente ha resultado ser el de Bhaduri y Marglin (1990, B&M en adelante), particularmente en lo que se refiere a aplicaciones empíricas, ya que da lugar a una variedad de regímenes macroeconómicos. En términos generales, se supone que mayores salarios estimulan el consumo, pero tienen un efecto sobre la inversión indeterminado *a priori*: aunque los márgenes de ganancia puedan caer, el uso de la capacidad puede subir, por lo que el efecto final depende de la importancia relativa de estos dos impactos. Se asume también que el impacto sobre la balanza comercial es negativo, por lo que no se puede afirmar anticipadamente que una mayor participación de ganancias estimule la inversión y el crecimiento.⁵ Esa es la tarea del trabajo econométrico, habiendo florecido recientemente numerosos artículos empíricos

⁵ Para una reseña de modelos kaleckianos de crecimiento, ver Blecker (2002), Hein (2014), Lavoie (2014) y Bortz (2016, capítulo 3). En Setterfield (2010) hay varias contribuciones sobre diversos temas dentro del mismo enfoque.

sobre el tema, con estudios que adoptaron una u otra versión del modelo kaleckiano de crecimiento para analizar la naturaleza de los regímenes de demanda de los países desarrollados.⁶

En este trabajo nos proponemos realizar la misma tarea para una economía en desarrollo, Argentina, que ha experimentado cambios dramáticos y repentinos en los últimos sesenta años, el periodo cubierto en este artículo. En las primeras décadas de la posguerra, había una coexistencia entre una estrategia de desarrollo basada en la expansión del sector manufacturero con una mayor participación asalarada en los ingresos (aunque no en el mismo nivel que en economías industrializadas). Pero a partir de 1976, hubo una reorientación en la estrategia de desarrollo económico, con un proceso desindustrializador que avanzó junto con movimientos regresivos en la distribución del ingreso. Dado el carácter relativamente cerrado de la economía en el primer período señalado, se enfatizaba la necesidad de una mayor competitividad para mejorar el crecimiento económico, idea que respaldó la apertura comercial (y la reforma de la cuenta de capital) efectivizada en el segundo período. En esta ocasión queremos analizar si el aumento en la competitividad, traducido en indicadores de rentabilidad más elevados (y la participación de ganancias es uno de ellos), efectivamente tuvo el impacto sugerido por sus impulsores, no solo sobre la balanza comercial, sino además sobre la inversión y la actividad económica.

La estructura de este trabajo es la siguiente: en la próxima sección, se presentarán dos variantes del modelo kaleckiano de crecimiento que han sido utilizadas numerosamente en la literatura empírica. Nos estamos refiriendo a los trabajos de Hein y Vogel (2008) y a los de Onaran y Stockhammer (2004, 2006). En la tercera sección, resumiremos estudios previos sobre distintos países que hayan adoptado el mismo tipo de enfoque. Le sigue a continuación una breve reseña de la literatura sobre distribución y crecimiento vinculada a la experiencia argentina durante el período que nos ocupa. Luego de una sucinta exposición, en el cuarto apartado presentamos los resultados de los estudios

econométricos realizados. Los comentarios finales concluyen la sección seis.

II. MODELO KALECKIANO: DOS VERSIONES

Hay dos variantes distinguibles en la literatura referida a la corroboración empírica de la validez del modelo kaleckiano de crecimiento. La primera, más popular, considera a la distribución del ingreso como un factor exógeno, y evalúa cómo los cambios en los parámetros distributivos afectan a los componentes privados del PBI (consumo, inversión y balanza comercial). Las diferencias surgen a causa de distintas variables explicativas en cada función, pero se puede establecer a priori una dirección de causalidad específica. Esto es lo que hicieron Hein y Vogel (2008, H&V en adelante), trabajo que presentaremos a continuación.

La otra vertiente aplica lo que se ha llamado “enfoque sistémico” en el cual la determinación de la distribución del ingreso es igualmente endógena. Usualmente, utiliza un modelo VAR, o a veces VEC, en caso de que haya una relación de cointegración entre algunas o todas las variables endógenas. Este ha sido el método adoptado por Onaran y Stockhammer (2004, 2006; O&S en adelante).

II.1 Distribución exógena

El modelo no incluye mercados financieros ni progreso técnico,⁷ por lo que la productividad laboral y el cociente capital/producto potencial permanecen constantes. Se modela una economía abierta sin sector gubernamental, que depende de insumos importados para la producción de un único bien transable, apto como bien de consumo y como bien de inversión. El tipo de cambio nominal es determinado por la política monetaria, y es asumido exógeno.

7 En la mencionada compilación editada por Setterfield (2010), se destaca un capítulo de Hein y Van Treeck, que provee una reseña de artículos y trabajos que incorporan aspectos y variables financieras a modelos kaleckianos, mientras que el capítulo de Naastepad y Storm aborda el tema del cambio tecnológico.

6 En las páginas siguientes se presenta una reseña de los mencionados artículos.

Los modelos kaleckianos suponen que los precios se determinan por reglas basadas en algún tipo de margen sobre costos.⁸ En nuestro caso, las firmas computan un *mark-up* sobre costos variables unitarios (trabajo e insumos importados), determinado por las condiciones competitivas del mercado de bienes y por los poderes relativos de negociación de firmas y trabajadores en el mercado de trabajo (Kalecki, 1971). Con un poco de álgebra, los precios son explicados por las siguientes ecuaciones, equivalentes entre sí:

$$p = (1 + \theta) \left[\frac{w}{y} + p_f e \mu \right] \quad (1)$$

$$p = (1 + \theta) \frac{w}{y} \left[1 + \frac{p_f e \mu}{w/y} \right] = (1 + \theta) \frac{w}{y} (1 + z) \quad (1')$$

En estas ecuaciones, θ describe la tasa de *mark-up*, w representa el salario nominal, e es el producto real, p_f es el precio externo nominal, e representa el tipo de cambio nominal, y simboliza los insumos importados unitarios. A su vez, z expresa el cociente entre los costos unitarios materiales (los insumos importados) y los costos laborales unitarios: $z = \frac{p_f e \mu}{w/y}$

Se puede demostrar que, con las definiciones previas, la participación de las ganancias en el ingreso agregado está dada por:

$$m = \frac{1}{\frac{1}{(1+z)\theta} + 1}$$

Un cociente mayor entre costos materiales y costos laborales implica una mayor participación de ganancias, para un determinado *mark-up*. Y un mayor *mark-up* también implica una mayor participación de ganancias, dado el mencionado cociente. La misma conclusión es válida para un tipo de cambio nominal más alto (más depreciado).

El tipo de cambio real es: $e_r = \frac{ep_f}{p}$, y en n términos dinámicos, tenemos:

$$\hat{e}_r = \hat{e} + \hat{p}_f - \hat{p}$$

Si calculamos la derivada de e_r con respecto al margen de ganancia θ y al salario nominal w , podemos ver que ambas son negativas, por lo que la derivada total $\frac{\partial e_r}{\partial m}$ es indeterminada *a priori*. Movimientos en las variables distributivas pueden tener efectos contradictorios en la competitividad-precio

externa, por lo que no es posible afirmar con anticipación si una mayor participación de ganancias provee un estímulo al crecimiento vía su impacto en el tipo de cambio.

Todos estos parámetros son exógenos, por lo que en términos estrictos debemos tomar a la participación de ganancias como dada; a la hora de realizar las simulaciones, se impondrán los shocks sobre el *mark-up*.

A fin de analizar el efecto de cambios en la distribución del ingreso sobre la actividad económica, se debe estudiar el equilibrio en el mercado de bienes en una economía abierta. La igualdad entre ahorro e inversión más las exportaciones netas es una identidad contable, pero tienen distintos determinantes. Para asegurar un estado estacionario, la tasa de ahorro (normalizada por el stock de capital, $\sigma = S/K$) debe ser igual a la suma de la tasa de inversión ($g = I/K$) más las exportaciones netas ($b = NX/K$).

El ahorro puede provenir tanto de salarios como de ganancias, aunque la propensión a ahorrar cuando el ingreso proviene de ganancias (s_p) es mayor que cuando proviene de salarios (s_w). Con u representando el uso de la capacidad, siendo v el cociente capital/producto, simbolizando el ingreso y expresando la masa bruta de ganancias, tenemos la siguiente ecuación:

$$\sigma = \frac{s_p P + s_w (Y - P)}{K} = [s_w + (s_p - s_w)m] u/v \quad (2)$$

La inversión es explicada en base a la especificación propuesta en B&M, aunque no está exenta de críticas.⁹ Sin embargo, a diferencia del modelo presentado en Rowthorn (1981), permite la existencia de una variedad de regímenes de demanda, lo cual ha estimulado su extenso uso en aplicaciones empíricas. La función es la siguiente:

$$g^i = \gamma + \gamma_u u + \gamma_m m \quad (3)$$

En esta formulación, γ representa una inversión autónoma, explicada por alguna tendencia esperada de ventas, o los “espíritus animales” keynesianos. La inversión es reactiva a presiones de capacidad

8 Lee (1998), Downward (1999) y Lavoie (2014), entre otros.

9 Ver Mott y Slattery (1994), Lavoie (1995, 2014).

(medida por el uso de la capacidad) y la rentabilidad. Es turno de observar la balanza de pagos, para la cual adoptamos una especificación muy simple, hallada también en otros trabajos, como se explica en la tabla 2. La única representación de la balanza de pagos es la balanza comercial, que depende positivamente del tipo de cambio real y negativamente del uso de la capacidad (como indicador del estado de la demanda). A su vez, el tipo de cambio real también depende de variables distributivas, que son simbolizadas por la participación de ganancias. Por ende, tenemos:

$$b = \psi e_r(m) - \phi u, \psi \text{ y } \phi > 0 \quad (4)$$

Las condiciones de estabilidad requieren que el ahorro reaccione más vigorosamente a cambios en la demanda (representada por el uso de la capacidad) que la reacción conjunta de la inversión y las exportaciones netas. De otro modo, pequeños cambios en la actividad económica causarían una explosión imparable en la inversión, o un total colapso de la misma. En términos matemáticos, los parámetros deben cumplir la siguiente desigualdad:

$$[s_w + (s_p - s_w)m]^{1/v} - \gamma_u + \phi > 0 \quad (5)$$

En equilibrio, los valores del uso de la capacidad y de la tasa de crecimiento del stock de capital son:

$$u^* = \frac{\gamma + g_m m + \psi e_r(m)}{[s_w + (s_p - s_w)m]^{1/v} - g_u + \phi} \quad (6)$$

$$g^* = \gamma + \frac{\beta[\gamma + g_m m + \psi e_r(m)]}{[s_w + (s_p - s_w)m]^{1/v} - g_u + \phi} + g_m m \quad (7)$$

Este trabajo trata de analizar el efecto de cambios en la distribución del ingreso sobre el crecimiento económico. La variable independiente en este modelo es, y el impacto de su variación sobre los valores de equilibrio del uso de la capacidad y la inversión son:

$$\frac{\partial u^*}{\partial m} = \frac{g_m - (s_p - s_w)\frac{u}{v} + \psi \frac{\partial e_r}{\partial m}}{[s_w + (s_p - s_w)m]^{1/v} - g_u + \phi} \quad (8)$$

$$\frac{\partial g^*}{\partial m} = \frac{g_m \left(\frac{s_w}{v} + \phi \right) + (s_p - s_w) \left(g_m \frac{m}{v} - g_u \frac{u}{v} \right) + g_m \psi \frac{\partial e_r}{\partial m}}{[s_w + (s_p - s_w)m]^{1/v} - g_u + \phi} \quad (9)$$

Las condiciones de estabilidad requieren que el denominador sea positivo. Las ecuaciones (8) y (9) pueden ser de un signo u otro, dependiendo del numerador. Respecto del impacto sobre el uso de la capacidad, el incremento en la participación de ganancias tiene un efecto positivo a través de su impacto en la inversión (g_m), un efecto negativo a través del consumo ($(s_p - s_w)\frac{u}{v}$) y un efecto indeterminado en la balanza comercial ($\psi \frac{\partial e_r}{\partial m}$). Este último depende del origen del cambio: se supone que salarios más bajos aumentan la competitividad, pero márgenes de ganancia más elevados la deterioran. El efecto sobre la inversión es también de signo indeterminado, y depende de la magnitud relativa de los signos g_m y g_u . Bien puede ocurrir que el signo de la ecuación (8) sea positivo mientras que la ecuación (9) sea negativa.

II.2 Distribución endógena

O&S (2004, 2006) siguieron una ruta diferente. En sus trabajos, los autores cuestionan el carácter autónomo de la distribución del ingreso, argumentando en favor de un análisis simultáneo de estos tópicos, donde la distribución, la demanda y la inversión sean todas variables endógenas. Para ello, adoptan una metodología de Vectores Auto-Regresivos Estructural (SVAR, por sus siglas en inglés). Sin embargo, no aplican un modelo econométrico desprovisto de teoría, sino todo lo contrario. Lo que caracteriza la metodología SVAR, lo que le da el carácter de “estructural”, es que uno puede imponer restricciones sobre la interacción contemporánea de las variables y luego testear hipótesis a fin de corroborar o rechazar su pertinencia empírica. Estas restricciones están basadas en un modelo teórico, que en el caso de O&S sirven el propósito de estimar muchas de las hipótesis incluidas en el trabajo de H&V. O&S enfatizan que, aun imponiendo restricciones contemporáneas sobre el comportamiento de las variables, uno todavía puede observar en el largo plazo, con esta metodología, valores opuestos a los efectos contemporáneos.

Las restricciones impuestas sobre las interacciones contemporáneas de las variables representan el núcleo teórico del modelo. En el cuadro 1 se presenta una lista completa de las mismas, aunque

no será factible un testeo de todas ellas, debido a las características de los datos y otros problemas econométricos que serán explicados en su debido momento.

La ecuación A es similar a la ecuación (3), con variables rezagadas para reflejar un efecto acelerador, e incluye a las exportaciones netas como variable explicativa. Según O&S, esta especificación intenta testear la relevancia de una estrategia inversora orientada hacia las exportaciones (en el artículo de 2006, aplican este modelo a Corea del Sur y Turquía). La inversión, a su vez, también afecta el uso de la capacidad, así como la participación de ganancias, aunque en este último caso el signo de es a priori indeterminado: si es positivo, se puede afirmar que el régimen de demanda es tirado por ganancias; y si es negativo, se puede caracterizar al sistema como tirado por salarios.

Aunque no es objetivo de este artículo explorar en profundidad los determinantes de la distribución del ingreso, la metodología SVAR nos obliga a echar una mirada sobre el tema, y no resultan irrazonables las variables escogidas. En la ecuación C, se supone que un mayor uso de la capacidad instalada impacta positivamente sobre la participación de ganancias, que es afectada negativamente por un mayor nivel de empleo, debido a un mayor poder de negociación de los trabajadores. La ecuación de exportaciones netas es similar a la ecuación (4), con el uso de la capacidad instalada (y d_1 con signo negativo, reflejando presiones de demanda y mayores importaciones) y la participación de ganancias a fin de reflejar la competitividad de la economía,

esperando un signo positivo de d_2 . En caso de que no lo sea, o que no resulte estadísticamente significativo, estaría indicando que no resultarían suficiente las devaluaciones y las transferencias de ingreso que las acompañan (o deberían ser de una magnitud excesiva) para mejorar el desempeño de la balanza comercial.

Finalmente, la ecuación E expresa el movimiento en el empleo, usando como factores explicativos los valores rezagados de la misma variable (a fin de reflejar un proceso de histéresis), la inversión, el cambio en la capacidad instalada, y dos variables que pueden capturar el efecto de una estrategia de desarrollo orientada a las exportaciones: la participación de ganancias y las exportaciones netas. La primera variable también pretende capturar la hipótesis neoclásica según la cual una distribución regresiva del ingreso es un requisito para estimular la ocupación.

III. ARTÍCULOS PREVIOS SOBRE DISTINTOS PAÍSES

El cuadro 2 presenta un resumen de diversos estudios que utilizaron alguna u otra versión del modelo kaleckiano de crecimiento para analizar distintos países. Esta tabla está basada e inspirada en H&V (2008, pp. 488-489), a la cual se le añadieron estudios más recientes. Se incluyen las técnicas econométricas, los períodos, las especificaciones funcionales y los resultados. En el apéndice D de Onaran y Galanis (2012) se encuentra una reseña más exhaustiva en términos de países, pero menos detallada en términos de técnicas y especificaciones. Resulta evidente que la metodología adoptada

Cuadro 1. Lista de ecuaciones del modelo de Onaran y Stockhammer (2004; 2006)

A. Inversión	$g_t = a_0 + a_1 u_{t-1} + a_2 m_{t-1} + a_3 n x_t$
B. Uso de la capacidad	$u_t = b_1 g_t + b_2 m_t$
C. Participación de ganancias	$m_t = c_0 + c_1 u_t + c_2 L_{t-1}$
D. Exportaciones netas	$n x_t = d_1 u_t + d_2 m_t$
E. Empleo	$L_t = e_0 + e_1 g_t + e_2 \Delta u + e_3 L_{t-1} + e_4 m_t + e_5 n x_t$

por Hein y Vogel fue la más utilizada, aunque las especificaciones exactas varían de acuerdo a los estudios.

Los resultados cambian considerablemente entre los estudios, dependiendo de las especificaciones de las regresiones, el período de análisis, la frecuencia de las observaciones, etcétera, aunque en general se encuentra una mayoría de países tirados por salarios. Quizá sea una excepción los Estados Unidos, que resultó ser tirado por ganancias según la mayoría de los estudios (aunque no todos), pero los mismos no incluyeron medidas del endeudamiento de hogares, por ejemplo, que pueden empañar una nítida distinción entre inversiones financiadas con ganancias y consumo financiado con salarios.

Onaran y Galanis (2012) adoptan un método nuevo, haciendo una pregunta relativamente novedosa. Ellos realizan los mismos tests que Hein y Vogel para el consumo y la inversión, mientras

que para las exportaciones netas siguen a Ederer, Onaran y Stockhammer (2009). No obstante, ese trabajo presenta una innovación con respecto a los anteriores.

Los autores desarrollan, sin embargo, un “multiplicador global”, el cual toma en cuenta un punto pocas veces recordado en las recetas de austeridad enunciadas con el fin de “mejorar la competitividad” para países en crisis: si todos (o la mayoría de) los países bajan sus salarios al mismo tiempo, aunque alguno reaccione positivamente por sí mismo, el efecto es anulado por el impacto agregado de la austeridad global. Este resultado se corrobora en la zona euro y en 15 de los 20 miembros del G20. Como los autores afirman:

“el resultado más novedoso de este trabajo es que aún si hay algunos países que sean tirados por ganancias, la economía global es tirada por salarios. Por ende, un recorte simultáneo de salarios en una economía global altamente integrada dejará a la mayoría de los países solamente el efecto negativo de la demanda doméstica, y la economía

Cuadro 2. Reseña de aplicaciones empíricas del modelo kaleckiano de crecimiento, basado en Hein y Vogel (2008, 488-489)

Autor	Países	Método econométrico	Economía cerrada	Economía abierta
Caballero y Boyer (1995)	Fr., Alem., Jap, RU y EEUU	MCO con ajuste AR (1)	Todas x salarios	Fr., Alem., Jap: x salarios; RU y EEUU: x ganancias.
Gordon (1995)	EEUU	MC2E (con ajuste	x ganancias	x ganancias
Onaran y Stockhammer (2004)	Fr., RU y EEUU	SVAR	No estimada	No significativa*
Onaran y Stockhammer (2006)	Turquía y Corea del Sur	SVAR	No estimada	x salarios, Turquía in corto plazo, Corea del Sur en largo plazo
Naastepad (2006)	Países Bajos	MCO (con ajuste AR(1))	Wage-led	x salarios (pero solo marginalmente)
Naastepad y Storm (2007)	Fr., Alem., It., Jap., PaBa., Esp., RU, EEUU	MCO (con ajuste AR o ARIMA)	Fr., Al., It., Esp., PaBa., RU: x salarios; Jap., EEUU: x ganancias.	Fr., Al., It., Esp., PaBa., RU: x salarios; Jap., EEUU: x ganancias.
Ederer y Stockhammer (2008)	Austria	MCO (estimado como ECM)	x salarios.	x salarios en 1960, x ganancias en 2005.
Hein y Vogel (2008)	Austria, Fr., Alem., PaBa., RU y EEUU	MCO (con ajuste AR(1), otros estimados como ECM)	Austria, Fr., Al., RU y EEUU: x salarios; PaBa: x ganancias	Fr., Al., RU y EEUU: x salarios; Austria y PaBa: x ganancias.
Ederer, Onaran y Stockhammer (2009)	Area euro	MCO (con ajuste AR(1))	x salarios.	x salarios.
Stockhammer y Stehrer (2011)	Australia, Can., Alem., Fin., Fr., Ir., Jap., Lux., PaBa, Sue., RU y EEUU	MCO (estimado como ECM)	Al., Fin., Fr., Irl., Lux., PaBa., Sue.: x salarios; Australia, RU x ganancias; Jap., EEUU: no signif.	
López Gallardo (2012)	Francia, Alem, Japón, España, RU y EEUU	VEC	No estimado	Francia, Alem, Japón, España, RU y EEUU: x salarios.
Caballero Urdiales y López Gallardo (2013)	México	VEC	No estimado	x salarios.

global se contraerá. Encima, algunas economías tiradas por ganancias se contraerán si disminuyen la participación asalariada, en caso de que sus socios comerciales implementen una estrategia similar.” (Onaran y Galanis, 2012, p. 42, traducción propia).

La última línea de literatura a mencionar es el trabajo de Julio López Gallardo, en particular López Gallardo (2012) y Caballero Urdiales y López (2013). El autor estima modelos similares para seis economías desarrolladas, usando modelos de Vectores de Corrección de Errores (VEC), tomando en cuenta la participación asalariada, el producto mundial, la tasa de interés, algún indicador del estado de liquidez de la economía y el gasto público. En el último trabajo, utiliza un modelo similar para la economía mexicana, agregando el impacto negativo sobre el PBI de los impuestos. Este artículo es de gran importancia ya que está entre los primeros en analizar una economía latinoamericana con una perspectiva teórica similar.

IV. ARTÍCULOS PREVIOS SOBRE DISTINTOS PAÍSES

Si bien los economistas argentinos se interesaron desde hace largo tiempo en los efectos de la distribución del ingreso sobre la actividad económica, no ha sido sino hasta años recientes que aparecieron estudios que abordan la cuestión en una forma econométricamente más formal, en particular Lanata Briones y Lo Vuolo (2008, 2011; LB&LV en adelante). Sin embargo, más informalmente, se pueden rastrear artículos hasta los años setenta, empezando con una discusión entre Lavagna (1978a, 1978b) y De Pablo (1978). El punto de Lavagna era que la tasa de inversión durante los gobiernos “populistas” (básicamente, los gobiernos peronistas) no era sustancialmente distinta que durante los gobiernos “liberales” (estirando la definición para englobar a las dictaduras de la época), aun cuando la participación asalariada en el ingreso era en promedio 6% más alta en los gobiernos populistas que durante los regímenes “liberales”. Usando otras definiciones de inversión (neta en vez de bruta), De Pablo encuentra argumentos opuestos, aunque no se refiere explícitamente a la distribución del ingreso.

Panigo, Depetris-Chauvín, Pasquini y Pussettol (2007) encontraron una influencia positiva y significativa de la participación de los *asalariados* sobre la inversión privada para el período 1970-2005. No obstante, en un modelo macroeconómico más completo (Panigo, Herrero, López, Montagu y Toledo, 2009) se encuentra que tanto el uso de la capacidad como la participación de *ganancias* eran variables explicativas positivas y significativas de la inversión privada para el período 1970-2007, aunque la participación de ganancias tenía un impacto negativo sobre el consumo privado, como era de esperarse. Lindenboim, Kennedy y Graña (2005, 2006, 2011), a su vez, hallaron una tasa de inversión relativamente constante en promedio (aunque no estable) durante largos períodos de tiempo, en contexto de fuertes cambios en la distribución ganancias-salarios, en particular a partir de mediados de los años setenta y durante los años noventa. La participación de ganancias creció a través de grandes saltos (en especial, en 1976, 1989 y 2002), sin experimentar caídas abruptas, pero la tasa de inversión no subió en la misma forma.

Esta explicación no es incompatible con la historia relatada por Basualdo (2006). Durante gobiernos peronistas y hasta alrededor de 1962, el ciclo económico estaba dictado por movimientos en la participación del salario, la única fuente de demanda en una economía relativamente cerrada, con un proceso industrializador orientado a los bienes de consumo. Luego del gobierno de Frondizi, las clases dominantes pudieron depender más del crecimiento de los productores de bienes intermedios y de las exportaciones manufactureras. En la tipología desarrollada por B&M y resumida por Blecker (2002), sería un régimen tirado por ganancias con rasgos cooperativos (aunque el conflicto social del período no lo reflejase).

En la última dictadura ocurrió un cambio en el régimen de demanda, con la dependencia del endeudamiento externo como principal atenuante de la restricción de divisas, según Basualdo. La rentabilidad se desligó aun más de la demanda doméstica, volcándose más a la inversión financiera que la inversión real, en un contexto de severo deterioro de la distribución del ingreso (la partici-

pación del ingreso cayó del 50% al 30% en solo un año). La demanda doméstica se estancó, y lo poco que floreció fue alimentado por la deuda externa, no por la inversión. Esto podría configurar un régimen tirado por salarios conflictivo, en la tipología mencionada.

Es tiempo de hacer una referencia a LB&LV, en especial a su último trabajo, ya que se basa en el anterior, al que le agrega unos años a los datos (1960–2008). Los autores encuentran que la economía argentina tuvo durante esos años un régimen de demanda tirado por los salarios, pero con características que no fueron homogéneas a lo largo del período. En el primero, que data de 1960 a 1981, la propensión a ahorrar del ingreso asalariado era muy inferior a la propensión a ahorrar del ingreso proveniente de ganancias, por lo que la participación asalariada guiaba el consumo privado y creaba un importante efecto acelerador, influenciando por ende la inversión.

Para el segundo período, los resultados también indican un régimen tirado por salarios, pero con características más atenuadas, al punto de decir que los resultados no son significativos. Las propensiones a consumir de ambas clases son muy parecidas pero, al mismo tiempo, hay una fuerte escisión entre la participación de ganancias y la tasa de inversión. Ambos factores se pueden interpretar de forma similar a Basualdo (2006). Ocurrió un cambio de régimen, basado en la apertura de la cuenta capital y la desregulación del sector financiero, en el que el aumento de la riqueza financiera se convirtió en el principal mecanismo de generación de ganancias, un proceso identificado recientemente en el mundo desarrollado y conocido como financiarización, en el cual el consumo es impulsado por el endeudamiento (por eso es que aumenta tanto la propensión a consumir del ingreso por ganancias) y en el cual el excedente es canalizado al sector financiero y, en el caso argentino, a activos externos como ser la tenencia de dólares y depósitos en centros financieros globales. Por consiguiente, se tratará de corroborar estos hallazgos con los datos disponibles (la mayoría de los datos de LB&LV fueron elaborados por ellos mismos basados en diferentes fuentes; nosotros tomaremos datos de fuentes primarias, como se explicará luego).

Finalmente, Onaran y Galanis (2012) encontraron que, domésticamente hablando (esto es, mirando solo el consumo y la inversión privada), Argentina era entre los años 1970–2005 una economía tirada por salarios, pero que el efecto positivo del aumento de la participación de ganancias sobre las exportaciones netas era de una magnitud suficiente para convertir al país en una economía tirada por salarios. Sin embargo, los autores mencionan (como lo dijimos anteriormente) que, si se incluye el efecto de una contracción global simultánea, la economía recobra su caracterización de tirada por salarios; y lo mismo se corrobora aun si solo sus socios comerciales (y no el mundo entero) siguen la misma ruta.

V. ENFOQUES ECONOMETRICOS Y DATOS

V.1 La econometría

Si vamos a realizar una estimación con Mínimos Cuadrados Ordinarios, debemos revisar la no-estacionariedad de las variables, revisar su orden de integración, y si hay alguna relación de cointegración entre las variables involucradas. Si no, estaríamos omitiendo una variable relevante, y H&V se cuidan de no cometer ese error. En su modelo, estiman una ecuación para cada componente del PBI excepto el gasto público. Para el consumo privado, usan la compensación laboral real y las ganancias brutas reales como variables independientes. Para la balanza comercial, usualmente se incluye alguna otra variable exógena como el crecimiento del PBI global (nosotros usaremos el PBI mundial), así como en la función de inversión. En el enfoque de VAR, la separación entre variables endógenas y exógenas es menos nítida.

O&S testean un modelo VAR estructural (SVAR) para cinco países, incluyendo dos emergentes. ¿Qué es lo que hace a un VAR “estructural”? Consideremos el siguiente modelo:

$$y_t = b_{10} - b_{12}x_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}x_{t-1} + \epsilon_{yt} \quad (10)$$

$$x_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}x_{t-1} + \epsilon_{xt} \quad (11)$$

Reordenando y en notación matricial, tenemos:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{xt} \end{bmatrix}$$

O:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \epsilon_t \quad (12)$$

Si premultiplicamos por B-1 llegamos a (13):

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (13)$$

La ecuación (12) es un VAR primitivo o “estructural”, mientras que la ecuación (13) es un VAR estándar. La matriz B captura los efectos contemporáneos entre las variables endógenas, asumiendo que los errores de (10) y (11) son independientemente distribuidos y de ruido blanco, con desvío estándar σ_y y σ_x . Los errores del vector ϵ tienen media cero y varianza constante, pero están correlacionados entre sí. La estabilidad del sistema, o su estacionariedad, requiere que la inversa de los autovalores de la matriz A sean menores a uno en valor absoluto, o en caso de que sean complejos, que tengan una parte real menor que uno.

El procedimiento usual para estimar este modelo, el cual seguiremos, es empezar estimando (13) por MCO, obteniendo la matriz A1 y el vector de errores. Con esa información se estiman los elementos de B por máxima verosimilitud. Inmediatamente surge el problema de que, como es evidente, (12) tiene más parámetros que (13), por lo que se le deben imponer un número de restricciones a los valores de B. El número de restricciones debe ser igual o menor que $(k^2 - k)/k$, con k siendo el número de variables.

Cabe resaltar que O&S no siguen exactamente este procedimiento porque requiere diferenciar las variables en caso de que tengan una raíz unitaria. Lo que hacen es añadir un intercepto y una tendencia temporal para lidiar con la raíz unitaria. O&S están del lado de Sims (1980) en este tema.

Sims enfatiza que el objetivo del análisis de VAR es analizar las relaciones entre las variables y no los parámetros en sí. Sin embargo, Enders (2010) está enfáticamente en contra de esta postura, especialmente si se quiere estimar un modelo estructural. Lo que se debería hacer si hay relaciones de cointegración entre las variables, análogamente al caso de una ecuación, es estimar un VECM. La expresión formal de un VECM es la siguiente:

$$\Delta x_t = \pi_0 + \pi x_{t-1} + \pi_1 \Delta x_{t-1} + \pi_p \Delta x_{t-p} + \epsilon_t \quad (14)$$

Donde π_0 es un vector con número de filas igual a la cantidad de variables k, las matrices π_i son de $k \times k$, al igual que la matrix π , que debe tener uno o más elementos distintos de cero (representando los vectores de cointegración) y ϵ_t es un vector con errores ϵ_{it} , que pueden estar correlacionados con ϵ_{jt} . En la metodología de Engel-Granger, el término $\pi x_{(t-1)}$ es reemplazado por los residuos de la regresión (13). Esta es la metodología que aplicaremos en caso de encontrar una relación de cointegración entre las variables.

V. 2. Los datos

Los datos han sido obtenidos de distintas fuentes, teniendo cuidado en asegurar su consistencia. El trabajo de Graña y Kennedy (2008) actualiza y corrige las series sobre distribución del ingreso y ocupación presentadas en la cual fue la fuente usada en versiones previas de este artículo.¹⁰ Las variables y las fuentes son las siguientes:

10 El autor cedió gentilmente los valores de las participaciones de salarios y ganancias para el año 2006.

Cuadro 3. Lista de variables y fuentes

Variable	Unidad	Fuente
PBI	Millones de pesos	Coremberg et al (2007) para 1950-1992; Dirección Nacional de Cuentas Nacionales para 1993-2006.
Consumo privado	Millones de pesos	Coremberg et al (2007) para 1950-1992; Dirección Nacional de Cuentas Nacionales para 1993-2006.
Inversión privada bruta fija	Millones de pesos	Coremberg et al (2007) para 1950-1992; Dirección Nacional de Cuentas Nacionales para 1993-2006.
Balanza comercial	Millones de pesos	Ferreres (2005) for 1950-1992; Dirección Nacional de Cuentas Nacionales for 1993-2006.
Participación de salarios y ganancias		Graña y Kennedy (2008).
Empleo		Graña y Kennedy (2008).
PBI mundial	Millones de dólares de 1990, convertidos en Geary Khamis PPP	Conference Board Total Economy Database

El cuadro 4 muestra los resultados de los test de raíces unitarias de las variables. Los test usados son el Augmented Dickey-Fuller (el número de rezagos fue escogido de acuerdo al menor Criterio de Información Bayesiana, BIC) y el Phillips-Perron. No siempre produjeron las mismas conclusiones, pero se puede inferir lo siguiente: las variables no tienen el mismo orden de integración, ni en general ni durante los mismos períodos. La participación de ganancias no es una variable integrada, pero las ganancias brutas reales sí lo son, al igual que la compensación laboral real. Ambas variables fueron deflactadas por el deflactor de precios del PBI. Los logaritmos del nivel de empleo son $I(1)$, aunque el nivel en sí es $I(2)$. La balanza comercial, a su vez, tiene un comportamiento distinto según el período al que nos refiramos. Algunos de los test realizados con el menor BIC rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria para el periodo 1950-1981, pero ninguno la rechaza para el período 1982-2006. Más abajo se ofrecerá una explicación acerca de la relevancia de ese año. Un asterisco en la tabla representa significatividad al 90%.

consistentes con estimaciones previas. Sosa-Escudero (1997), por ejemplo, analizó el PBI para 1900-1993 y concluyó que no se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Carrera, Félix y Panigo (1999) hallaron resultados similares para el PBI, la balanza comercial, el empleo y la inversión para el período 1980-1998 con data trimestral. Las mismas conclusiones fueron alcanzadas por LB&LV.

En general, los resultados acerca de la presencia de raíces unitarias en las variables mencionadas son

Cuadro 4. Test de variables unitarias

Variable	ADF	Phillips-Perron
Log(Inversión Privada)	-2,738658	-2,796128
D(Log(Inversión Privada))	-7,398887*	-7,411334*
Log(PBI)	-2,277453	-2,127428
D(Log(PBI))	-6,289574*	6,204729*
Log(Participación Ganancias)	-3,644979*	-2,738023*
Log(Empleo)	-3,458071*	2,579722
D(Log(Empleo))	-5,180338*	-4,849029*
Log(Consumo Privado)	-2,046322	-2,044508
D(Log(Consumo Privado))	-8,181970*	-8,076686*
Exportaciones netas	-5,198181*	-3,105646
D(Exportaciones netas)	-6,089349*	-6,043961*
Log(Comp. Salarial)	-1,263231	-2,316776
D(Log(Comp. Salarial))	-11,67320*	-14,11344*
Log(Ganancias reales)	1,435049	6,367711
D(Log(Ganancias reales))	-11,57621*	-26,98484*
Log(PBI Global)	-1,692615	-1,859402
D(Log(PBI Global))	-4,606323*	-4,606323*

VI. RESULTADOS**VI. 1 El modelo de H&V****VI.1.1 Consumo privado**

Todas las ecuaciones fueron estimadas usando la matriz de varianza-covarianza de White que provee correlaciones y desvíos estándar consistentes aun en presencia de heteroscedasticidad. En cuanto al consumo privado, los estudios que hemos reseñado utilizan distintas especificaciones. En nuestro caso seguiremos a Hein y Vogel (2008) y Onaran y Galanis (2012), trabajos en los cuales se estiman los efectos de un cambio en la distribución sobre el consumo agregado en base a la siguiente ecuación:

$$C_t = f(W_t, \Pi) \quad (15)$$

Donde C_t es el consumo privado, W_t es la compensación real al salario y Π son las ganancias reales brutas. Los logaritmos de las tres variables resultaron ser I (1), y no pudimos rechazar la existencia de una relación de largo plazo entre ellas, por lo que estimamos un Modelo de Corrección de Errores con la siguiente especificación:

$$d[\log(C_t)] = c + \beta_1 d[\log(W_t)] + \beta_2 d[\log(\Pi_t)] + \beta_3 d[\log(W_{t-1})] + \beta_4 d[\log(\Pi_{t-1})] + \beta_5 d[\log(C_{t-1})]$$

$$(16)$$

A fin de obtener las elasticidades de largo plazo con respecto a la compensación real salarial y las ganancias reales, hay que dividir los coeficientes β_1 y β_2 por uno menos el coeficiente de la variable dependiente rezagada, β_5 .

Los resultados hallaron que la compensación real salarial era una variable explicativa significativa del consumo privado a un 95% de confianza, pero no fue el caso de las ganancias reales brutas. Aun más, el coeficiente es muy pequeño y negativo, aunque el impacto de corto plazo fue positivo (pero igualmente no significativo). El test de Wald mostró que los coeficientes eran conjuntamente significativos, con un R² ajustado de 0.2776. Se incluyó una variable *dummy* para el año 1993 a fin de controlar la distribución normal de los errores. El cuadro 5 resume los resultados, con DW representando el test Durbin-Watson.

Cuadro 5. Resultados de ecuación de consumo privado

Variable	Coefficiente	Estadístico t	Probabilidad
c	0,014485*	1,930572	0,0595
β_1	0,105177**	2,013342	0,0497
β_2	-0,008530	-0,161158	0,8726
β_3	0,065466	1,523126	0,1343
β_4	0,032052	0,531002	0,5979
β_5	0,085675	1,290225	0,2032
R^2	0,350979		
$R^2_{ajustado}$	0,269852		
F		4,326262	0,00145
DW		2,030320	

A fin de calcular los efectos directos parciales sobre el consumo de cambios en la distribución, los coeficientes β_1 y β_2 fueron divididos por $(1-\beta_3)$ a fin de obtener la elasticidad de largo plazo del consumo con respecto a ganancias y salarios. Posteriormente, se calcularon los efectos directos parciales de cambios en la participación asalariada de la misma forma que H&V y Onaran y Galanis (2012), de acuerdo a la siguiente condición:

$$\frac{\partial C}{\partial m} = \beta_2 \left(\frac{C}{\pi} \right) - \beta_1 \left(\frac{C}{W} \right)$$

Con los mencionados ajustes, β_2 vale -0,00933, mientras que β_1 0,115032. Para los términos entre paréntesis, usamos el valor promedio de cada cociente durante el período, que fue de 1,289 en el caso de $\frac{C}{\pi}$ y de 1,939 en el caso de $\frac{C}{W}$. En base a estos datos, un incremento porcentual en la participación de ganancias reduciría 0,23508% el PBI, considerando exclusivamente su impacto sobre el consumo.

VI. 1.2 Inversión privada

Dado el hecho de que tanto la inversión como el PBI son I(1), en nuestra especificación, cambios en la inversión están ligados a cambios contemporáneos y pasados en la participación de ganancias, y a cambios contemporáneos y pasados en el PBI. La lógica es que cambios en el PBI aceleran (o ralentizan) la inversión. Esto no refleja exactamente el principio del acelerador (ya que relaciona el nivel de inversión con el cambio en el PBI), pero es similar. Se puede asumir que hay un nivel necesario de inversión a fin de cubrir la depreciación del stock de capital, y que la inversión por encima

de ese nivel es estimulada por cuán rápido crezca la economía. Los efectos contemporáneos y rezagados de la participación de ganancias reflejan la idea keynesiana de que las expectativas se forman sobre la base de las circunstancias actuales –si no hay razones para esperar un cambio– y permiten que expectativas de rentabilidad pasadas se materialicen en las decisiones de inversión de las firmas. La especificación de la función de inversión es:

$$d[\log(I_t)] = c + \alpha_1 d[\log(GDP_t)] + \alpha_2 d[\log(m_t)] + \alpha_3 d[\log(GDP_{t-1})] + \alpha_4 d[\log(m_{t-1})] + \alpha_5 d[\log(I_{t-1})] \quad (17)$$

En este caso, α_2 no representa la elasticidad de largo plazo de la inversión con respecto a la participación de ganancias, ya que la misma no es una variable integrada. El impacto total de la participación de ganancias está dado por la suma de α_2 y α_4 , dividida por uno menos el coeficiente de la variable endógena rezagada, α_5 . El cuadro 6 muestra los resultados de la regresión, que fue conjuntamente significativa, con un elevado R^2 . Se usó una variable dummy para el año 1991 a fin de controlar la normalidad de los errores.

Cuadro 6. Resultados de ecuación de inversión privada

Variable	Coefficiente	Estadístico t	Probabilidad
c	0,140563	0,567686	0,5729
α_1	2,5320720***	8,357637	0,0000
α_2	-0,314988	-0,878394	0,3841
α_3	0,057361	0,182769	0,8557
α_4	0,375582*	1,746825	0,0871
α_5	-0,016998	-0,720802	0,4745
R^2	0,709715		
R^2_{ajustado}	0,673429		
F		19,559120	0,0000
DW		1,866924	

El efecto del PBI sobre la inversión fue el esperado. Hay una relación de largo plazo significativa entre el PBI y la inversión. Pero cuando vemos los coeficientes que capturan el impacto de la participación de ganancias, solo los cambios pasados parecen tener un efecto significativo sobre la inversión (con un nivel de confianza del 90%). Cambios más recientes impactan en verdad de forma negativa, de acuerdo al signo de α_2 , aunque no es un coeficiente significativo, y menor a α_4 en valor absoluto. Recordando que debemos ajustar por el valor de la variable endógena rezagada, el impacto parcial directo sobre la inversión está dado entonces por:

$$\frac{\partial I}{\partial m} = \frac{\alpha_2 + \alpha_4}{1 - \alpha_5} \left(\frac{I}{Y} \right)$$

El valor promedio del cociente $\left(\frac{I}{Y} \right)$ durante el período fue 0,154171. El cociente de los coeficientes es 0,059581. Por lo tanto, el efecto sobre el PBI a través de una mayor inversión sería de 0,009186%.

VII.1. 3 Balanza comercial

El modelo teórico presentado anteriormente afirma que el efecto de una mayor participación de ganancias sobre las exportaciones netas es en principio ambiguo, ya que tanto un mayor margen de ganancias como un mayor salario nominal impactan negativamente en el tipo de cambio real. En cierto modo, la elasticidad-precio de la balanza comercial estaría capturada en dicho coeficiente. Como mencionamos, el comportamiento de la balanza comercial difiere de acuerdo al período que seleccionemos, ya que a partir de 1982 se puede

advertir la presencia de una raíz unitaria en la serie. No obstante, cuando realizamos las estimaciones para el período 1950–1981 se detectó un quiebre estructural en la regresión en el año 1976 (el test de Chow da una probabilidad de 0,00031, no se encontró ningún quiebre en 1964). Por lo tanto, haremos dos regresiones, una para 1950–1976, y la otra para 1982–2006. Para la primera, usamos la siguiente especificación:

$$\frac{NX_t}{GDP} = c + \varepsilon_1 d[\log(GDP_t)] + \varepsilon_2 [\log(GDP_t^f)] + \varepsilon_3 m_t + \varepsilon_4 AR(1) \quad (18)$$

Para el segundo período seguimos a H&V (2008) e incluimos los valores rezagados de las exportaciones netas y la participación de ganancias:

$$\frac{NX_t}{GDP_t} = c + \gamma_1 d[\log(GDP_t)] + \gamma_2 [\log(GDP_t^f)] + \gamma_3 m_t + \gamma_4 m_{t-1} + \gamma_5 \frac{NX_{t-1}}{GDP_{t-1}} \quad (18')$$

¿Por qué encontramos un cambio en 1982? Una explicación razonable es que fue recién con la crisis de la deuda a comienzo de los años ochenta que se hizo evidente el nuevo carácter de la restricción externa. La cuenta corriente ya no era el factor dinámico y autónomo de la balanza de pagos, sino la cuenta de capital y financiera.

Los resultados de los cuadros 7.a y 7.b están en términos porcentuales. De acuerdo a los mismos, durante el primer período la participación de ganancias no resulta significativa. El coeficiente del PBI tiene el signo esperado, aunque extrañamente no es significativo. La ecuación en sí no es significativa. Los resultados aparecen en el cuadro 7.a, y serán considerados para la estimación total.

Cuadro 7.a. Resultados de ecuación de exportaciones netas para el período 1950-1976

Variable	Coficiente	Estadístico t	Probabilidad
c	-0.033014	-1,468786	0.1574
ϵ_1	-0.027767	-0.74540	0.4647
ϵ_2	0.025185	0.224809	0.8244
ϵ_3	0.000569	1,282700	0.2143
ϵ_4	0.459642*	1,940890	0.0665
R^2	0.275489		
$R^2_{ajustado}$	0.130586		
F		1,901203	0.14964
DW		1,915557	

Para el segundo período, la participación de ganancias no es significativa y el efecto es mucho menor. El PBI es la variable más relevante, con el signo esperado. No se pudo corroborar el test de cointegración de Johansen al 99% de significatividad y no encontramos quiebres estructurales en los años esperados (1989 y 1992; hay pocas observaciones para testear un quiebre en 2002). Sin embargo, la ecuación tiene un extrañamente alto R^2 .

Sin olvidarnos el bajo nivel de significatividad de la variable que nos interesa, podemos afirmar que, en promedio, durante el período 1950-1976 el incremento en el PBI (a través de una mejor balanza comercial) dado un 1% de aumento en la participación de ganancias hubiera sido de solo 0,000569%.

Para el segundo tramo de años analizados, tenemos que ajustar el impacto de la participación de ganancias (dado por v_3 y v_4) por uno menos el valor de la variable endógena. **El efecto aumenta pero es igualmente pequeño, de 0,006181%**

del PBI. Aun cuando los resultados muestran los signos esperados, no tenemos evidencia para sostener que una distribución regresiva del ingreso (una caída en los costos laborales) haya sido un requerimiento para mejorar la posición exportadora de forma económicamente significativa.

VI. 1.4. Efecto total

Concluyendo con el testeo del modelo de Hein y Vogel, hasta aquí hemos obtenido que: un aumento del 1% en la participación de ganancias reduciría el PBI 0,23508% por su impacto sobre el consumo; aumentaría el PBI 0,009186% a través de una mayor inversión; y lo incrementaría un 0,006181% (usando los valores más recientes) por su impacto sobre las exportaciones netas. En total, tendría un impacto negativo de 0,219713% del PBI. Sin embargo, es importante tener en cuenta la baja significatividad de las estimaciones, particularmente en las ecuaciones de la inversión y las exportaciones netas. A continuación realizaremos un VAR estructural.

Cuadro 7.b. Resultados de ecuación de exportaciones netas para el período 1982-2006

Variable	Coficiente	Estadístico t	Probabilidad
c	-0.064417*	-1,983845	0.0627
γ_1	-0.278540***	-6,699556	0.0000
γ_2	-0.029837	-0.126280	0.9009
γ_3	0.001049	0.939697	0.3598
γ_4	0.000147	0.208151	0.8374
γ_5	0.806507***	12,384380	0.0000
R^2	0.918982		
$R^2_{ajustado}$	0.896477		
F		40,834510	0.0000
DW		2,104011	

VI. 2 El modelo de O&S

Dadas las mencionadas características de los datos sobre la balanza comercial, evitaremos incluir esa variable en el VAR, por lo que tenemos un sistema de cuatro variables: inversión, PBI, participación de ganancias y empleo. Las primeras dos variables y la ocupación son estimadas en logaritmos, los cuales son todos I(1), mientras que la participación de ganancias es estacionaria. Trabajamos con la primera diferencia en las variables integradas, mientras que la participación de ganancias fue usada sin modificarse. El número de rezagos (anuales) utilizados (uno) fue escogido de acuerdo a los tests del Cuadro 8.

Estimamos la ecuación 12, que repetimos aquí por conveniencia: $Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$

La matriz B captura los efectos contemporáneos de las interacciones entre las variables, pero no se puede estimar de forma directa, ya que se deben imponer restricciones sobre sus parámetros. En otras palabras, debemos suponer que varios elementos de esa matriz son iguales a cero para que sea identificable. De acuerdo a Quantitative Micro Software (2004) no se pueden poner restricciones sobre los elementos de la diagonal de B, o sea que no podemos suponer que son iguales a 1. Elegimos testear los siguientes efectos contemporáneos, representados en la matriz B:

$$B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & 0 \\ 0 & b_{22} & b_{23} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 \\ 0 & b_{42} & b_{43} & b_{44} \end{bmatrix}$$

Esta matriz regula los efectos contemporáneos, pero no hay restricción sobre los comportamientos de largo plazo, por lo que se podrían observar comportamientos opuestos a los postulados. Los signos esperados de los coeficientes fuera de la diagonal son:

- $b_{12} > 0$, representando un efecto acelerador;
- $b_{13} > 0$, representando el impacto de las ganancias sobre la inversión (si fuese negativo, implicaría que la inversión y la participación de ganancias están inversamente relacionadas, reforzando la hipótesis tirada por salarios);
- b_{23} ambigua: si es negativa, implica un régimen de demanda tirada por salarios; si es positiva, un régimen tirado por ganancias.
- $b_{42} > 0$, esta hipótesis implica que el mercado de trabajo está regulado por lo que sucede en el mercado de bienes. De no ser así, la (des)regulación del mercado de trabajo sería un determinante más influyente del nivel de empleo. La primera visión está en concordancia con Panigo, Toledo y Agis (2008), la segunda con Gasparini (2005).
- $b_{43} > 0$, para testear la hipótesis neoclásica acerca del mercado de trabajo, en el sentido de que una mayor participación de ganancia actúa como estímulo para aumentar el empleo.

El procedimiento es el siguiente: primero estimamos un VAR estándar, obteniendo los residuos y los coeficientes sobre las variables rezagadas. Estos residuos son usados para estimar los coeficientes de la matriz B. Ambos grupos de coeficientes son usados posteriormente para calcular las funciones de impulso-respuesta del sistema a shocks externos. Hemos estimado el VAR con un intercepto

Cuadro 8. Resultados de tests de rezagos

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	97.21777	NA	3.04e-07	-3,655599	-3.504083*	-3,597700
1	128.4716	56.37938*	1.67e-07*	-4.253786*	-3,496208	-3,964293*
2	142.2352	22.66958	1.85e-07	-4,166087	-2,802446	-3,644999
3	150.4439	12.23246	2.59e-07	-3,860543	-1,890839	-3,107861
4	162.4775	16.04488	3.21e-07	-3,705000	-1,129233	-2,720723
5	171.6589	10.80169	4.65e-07	-3,437606	-0.255775	-2,221734

para capturar efectos de largo plazo. Como algunas de las variables están en diferencias, presentamos los resultados de los efectos contemporáneos de acuerdo al signo y la significatividad de los coeficientes.

Los resultados son significativos. Casi todos los coeficientes tienen los signos esperados salvo b_{43} , aunque es el menos significativo de los coeficientes. El cuadro 10 resume los resultados de corto y largo plazo de las hipótesis. Los coeficientes del VAR no han sido significativos. Los residuos fueron controlados por autocorrelación y normalidad. El valor absoluto de los autovalores de los sistemas son menores a uno, asegurando la estabilidad del VAR.

Cuadro 9. Resultados de tests de VAR

Coefficiente	Signo	Probabilidad
b_{12}	+	0,0000
b_{13}	-	0,0010
b_{23}	-	0,0016
b_{42}	+	0,0000
b_{43}	-	0,0919
Log Likelihood	130,086	
Test LR de sobreidentificación: Chi cuadrado (1)	0,024047	0,8768

Cuadro 10. Resultados de hipótesis

Hipótesis	Resultados
$\frac{\partial L}{\partial g}$	Positivo y significativo en corto plazo, no significativo en largo plazo
$\frac{\partial L}{\partial u}$	Positivo y significativo en corto plazo, no significativo en largo plazo
$\frac{\partial g}{\partial m}$	Negativo y significativo en corto plazo, no significativo en largo plazo
$\frac{\partial u}{\partial m}$	Negativo y significativo en corto plazo, no significativo en largo plazo
$\frac{\partial L}{\partial L}$	Negativo en corto y largo plazo, aunque no significativo
$\frac{\partial L}{\partial m}$	Negativo en corto plazo y positivo en largo plazo, aunque no significativo

VIII. COMPARACIONES Y CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo fue aplicar empíricamente y estimar, para la economía argentina, dos versiones de modelos kaleckianos de crecimiento y distribución ampliamente utilizados para analizar el impacto de diferentes patrones de distribución del ingreso sobre el desempeño económico. Uno de estos enfoques trata a la participación de ganancias como una variable determinada exógenamente mientras que el otro, adaptando un enfoque estructural de modelización econométrica, incluye la distribución del ingreso como una variable endógena del modelo.

Para resumir los resultados obtenidos, la principal conclusión es que en Argentina durante el período 1950-2006, la causalidad yendo en el sentido desde la distribución del ingreso hacia el crecimiento no es sistemática ni estadísticamente significativa desde un punto de vista económico. Sin embargo, la participación salarial ejerce una importante influencia positiva, particularmente en el corto plazo. La discusión acerca de la conveniencia de uno u otro patrón distributivo adopta un carácter político. Dada la baja significatividad del modelo VAR estructural, concluimos que los dos métodos arrojan resultados similares, aunque es más plausible una naturaleza del régimen de demanda doméstica tirado por salarios dado el sustancial impacto de la participación asalariada sobre el consumo.

Comparando con otros estudios previos sobre la economía argentina, nuestros resultados son compatibles con las conclusiones de Lavagna (1978a, 1978b) y Lindenboim, Kennedy y Graña (2005, 2006), ya que al igual que estos autores no encontramos una relación significativa y relevante entre la participación de ganancias, la inversión y el crecimiento. También hallamos raíces unitarias en el PBI, inversión privada, nivel de empleo y la balanza comercial (para un cierto período), como Carrera *et al.* (1999) y Lanata Briones y Lo Vuolo (2008, 2011).

El cambio en el carácter de la restricción externa luego de 1982 es quizá la principal coincidencia

con el trabajo de Basualdo (2006) y Lanata Briones y Lo Vuolo (2008, 2011), y aportaría similitudes con los resultados de Onaran y Galanis (2012). En este último estudio, la demanda privada doméstica es tirada por salarios, pero tiene un impacto importante sobre el sector externo. Sus lapsos de tiempo se superponen en su mayoría con nuestro segundo período, mientras que nuestros resultados no distinguen el impacto global de la austeridad (es propicio recordar que durante los años ochenta, por ejemplo, toda América Latina sufrió estancamiento). En cualquier caso, resulta razonable suponer que en las tres últimas décadas cubiertas en este estudio la balanza comercial no es el factor que restringió el crecimiento de corto plazo en la Argentina. La restricción externa, en esta interpretación, estuvo mayormente determinada por la entrada y salida de capitales financieros. Sin embargo, no encontramos cambios estructurales en la función de inversión.

Líneas futuras de investigación deberían profundizar en el estudio de variables adicionales que interactúen de forma compleja con las variables incluidas aquí. En tal sentido, creemos que el análisis debería incluir elementos vinculados a la desregulación financiera y la apertura externa, que ya muestran sus efectos en un modelo reducido como el nuestro, en particular en el comportamiento de la balanza comercial. Pero la principal implicancia de los resultados es clara: no es a través de reducciones salariales y restricción a la participación asalariada que la economía encontrará un sendero de crecimiento sostenible y equitativo.

REFERENCIAS

- Basualdo, E. (2006). *Estudios de historia económica argentina. Desde mediados del siglo XX a la actualidad*. Buenos Aires: Siglo XXI-FLACSO.
- Bhaduri, A. y Marglin, S. (1990). Unemployment and the real wage. *Cambridge Journal of Economics*, 14 (4), 375-393.
- Blecker, R. (2002). Distribution, Demand and Growth in Neo-Kaleckian Macro Models. En M. Setterfield (ed.), *The economics of demand-led growth*, Cheltenham: Edward Elgar.
- Bortz, P. (2014). *Financial Flows in a Kaleckian Framework*, Disertación de doctorado, Delft University of Technology.

- (2016). *Inequality, Growth and 'Hot Money'*, Cheltenham: Edward Elgar.
- Bowles, S. y Boyer, R. (1995). Wages, aggregate demand, and employment in an open economy: an empirical investigation. En G. Epstein y H. Gintis (Eds.), *Macroeconomic policy after the Conservative Era. Studies in investment, saving and finance*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Caballero Urdiales, E. y López Gallardo, J. (2013). Effective demand and income distribution in the recent evolution of the Mexican Economy, *Investigación Económica*, 72 (285), 135-155.
- Carrera, J., Féliz, M. y Panigo, D. (1999). Unit root and cycles in the main macroeconomic variables for Argentina. *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*, Rosario.
- Comisión Económica Para América Latina y el Caribe. (1986). *América Latina y el Caribe: Balance de pagos 1950-1984*. Santiago de Chile: Cuadernos Estadísticos de la CEPAL.
- Coremberg, A., Marotte, B., Rubini, H. y Tisocco, D. (2007). *La Inversión privada en la Argentina (1950-2000)*, Buenos Aires: Temas Grupo Editorial: UADE – ANCE.
- De Pablo, J.C. (1978). Inversión, liberalismo y populismo. *Desarrollo Económico*, 18 (2), 131-137.
- Downward, P. (1999). *Pricing theory in Post-Keynesian economics. A Realist approach*. Cheltenham: Edward Elgar.
- Dutt, A. K. (1984). Stagnation, income distribution and monopoly power. *Cambridge Journal of Economics*, 8 (1): 25-40.
- Ederer, S., Onaran, O. y Stockhammer, E. (2009). Functional income distribution and aggregate demand in the Euro-area, *Cambridge Journal of Economics* 33 (1), 139-159.
- Ederer, S. y Stockhammer, E. (2007). Demand effects of the falling wage share in Austria, *Empirica* 35 (5): 481-502.
- Enders, W (2010): *Applied econometric time-series*, 3rd edn. Nueva York: John Wiley & Sons.
- Ferreres, O. (dir). (2005). *Dos siglos de economía argentina (1810-2004): Historia argentina en cifras*, Buenos Aires: El Ateneo.
- Gasparini, L. (2005). El fracaso distributivo de Argentina: el papel de la integración y las políticas públicas. En G. Marquez (Ed.), *¿Para bien o para mal?: debate sobre el impacto de la globalización en los mercados de trabajo de América Latina*, Washington: Banco Interamericano de Desarrollo.
- Gordon, D. (1995). Growth, distribution, and the rules of the game: social structuralist macro-foundations for a democratic economic policy. En G. Epstein y H. Gintis (Eds), *Macroeconomic policy after the Conservative Era. Studies in investment, saving and finance*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Graña, J.M. (2007). *Distribución funcional del ingreso en la Argentina 1935-2005*, Universidad de Buenos Aires: CEPED Documento de Trabajo no. 8.
- Graña, J.M. y Kennedy, D. (2008). *Salario real, costo laboral y productividad. Argentina 1947-2006*, Universidad de Buenos Aires: CEPED Documento de Trabajo no. 12.
- Hein, E. (2012). *The Macroeconomics of Finance-dominated Capitalism – and its Crisis*, Cheltenham: Edward Elgar.
- (2014). *Distribution and Growth After Keynes*, Cheltenham: Edward Elgar.
- Hein, E. y Vogel, L. (2008). Distribution and growth reconsidered – empirical results for six OECD countries, *Cambridge Journal of Economics*, 32 (3), 479-511.
- Kalecki, M. (1971). *Selected essays in the dynamics of the capitalist economy*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Lanata Briones, C. y Lo Vuolo, R. (2008). *El proceso de ahorro-inversión en la Argentina. Una aproximación a las relaciones causales de los procesos de crecimiento y distribución*, Centro Interdisciplinario para el Estudio de Políticas Públicas: Documento de Trabajo no. 63.
- (2011). *Regímenes de acumulación, cambios estructurales y límites al crecimiento económico en la Argentina de la post-Convertibilidad*, Centro Interdisciplinario para el Estudio de Políticas Públicas: Documento de Trabajo no. 81.
- Lavagna, R. (1978a). Aldo Ferrer y la política económica en la Argentina de posguerra, *Desarrollo Económico*, 18 (1), 654-664.
- (1978b). Distribución del ingreso e inversión, *Desarrollo Económico*, 18 (2), 138-144.
- Lavoie, M. (1995). The Kaleckian model of growth

- and distribution and its neo-Ricardian and neo-Marxian critiques, *Cambridge Journal of Economics*, 19 (6), 789-818.
- (2014). *Post Keynesian Economics*, Cheltenham: Edward Elgar.
- Lee, F. (1998). *Post Keynesian Price Theory*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Lindenboim, J., Kennedy, D. y Graña, J.M. (2005). *Distribución funcional del ingreso en Argentina. Ayer y hoy*, Universidad de Buenos Aires: CEPED Documento de Trabajo no. 4.
- (2006). Distribución, consumo e inversión en la Argentina a comienzos del siglo XXI, *Realidad Económica*, 218, 65-92.
- (2011). Wage share and aggregate demand: contributions for labour and macro-economic policy. Trabajo presentado en la 2da. conferencia *Regulating for Decent Work: Regulating for a Fair Recovery*, Ginebra: Organización Internacional del Trabajo.
- López Gallardo, J. (2012). Keynes, Kalecki and the real world, presentado en el seminario Cambridge Approach to Economics – History and Legacy, 20-22 de Marzo, Florencia.
- Mott, T. y Slattery, E. (1994), The influence of changes in income distribution on aggregate demand in a Kaleckian model: stagnation vs. exhilaration reconsidered. En P. Davidson y J. Kregel (Eds.), *Employment, growth and finance*, Aldershot: Edward Elgar.
- Naastepad, C.W.M. (2006). Technology, demand and distribution: a cumulative growth model with an application to the Dutch productivity growth slowdown, *Cambridge Journal of Economics*, 30 (3) 403-434.
- Naastepad, C.W.M. y Storm, S. (2006/7). OECD demand regimes (1960-2000). *Journal of Post-Keynesian Economics*, 29 (2), 211-246.
- Onaran, Ö. y Galanis, G. (2012). *Is aggregate demand wage-led or profit-led?*, Conditions of Work and Employment Series No. 40, Ginebra: Organización Internacional del Trabajo.
- Onaran, Ö. y Stockhammer, E. (2004). Accumulation, distribution and employment: a structural VAR approach to a post-Keynesian macro model. *Structural Change and Economic Dynamics*, 15 (3), 421-447.
- (2006). Do profits affect investment and employment? An empirical test based on the Bhaduri-Marglin model. En E. Hein, A. Heise y A. Truger (Eds.), *Wages, Employment, Distribution and Growth*, Basingstoke: Macmillan.
- Panigo, D., Depetris-Chauvín, E., Pasquini, R. y Pussetto, L. (2007). *Evolución y determinantes de la inversión privada en Argentina*. Centro para la Estabilidad Financiera: Documento de Trabajo.
- Panigo, D., Herrero, D., López, E., Montagu, H. y Toledo, F. (2009). *Modelo macroeconómico estructural para Argentina*. Ministerio de Economía y Producción: Dirección Nacional de Programación Macroeconómica Documento de Trabajo.
- Panigo, D., Toledo, F. y Agis, E. (2008). *Poder de mercado, crecimiento y distribución funcional del ingreso en Argentina*. Ministerio de Economía y Producción: Dirección Nacional de Programación Macroeconómica Documento de Trabajo.
- Quantitative Micro Software. (2004). *Eviews 5 User's Guide*.
- Rowthorn, R. (1981). *Demand, real wages and economic growth*, Thames Papers in Political Economy.
- Sims, C. (1980). Macroeconomics and reality, *Econometrica*, 48 (1) 1-48.
- Setterfield, M. (ed.) (2010). *Handbook of alternative theories of economic growth*, Cheltenham: Edward Elgar.
- Sosa Escudero, W. (1997). Testing for unit-roots and trend-breaks in Argentine real GDP. *Económica*, 43(1-2), 123-142.
- Stockhammer, E. (2009). *Determinants of functional income distribution in OECD countries*. Hans Boeckler Foundation: IMK Studies 05-2009, Macroeconomic Policy Institute.
- Stockhammer, E. y Stehrer, R. (2011). Goodwin or Kalecki on demand? Functional income distribution and aggregate demand in the short run, *Review of Radical Political Economy*, 43 (4), 506-522.
- Storm, S. y Naastepad, C.W.M. (2012). *Macroeconomics beyond the NAIRU*, Cambridge: Harvard University Press.