

Impacto de la distribución funcional del ingreso sobre el producto interno bruto de Colombia, 1970-2011

Osmar Loaiza, Alexander Tobón y David Hincapié

Lecturas de Economía - No. 86. Medellín, enero-junio de 2017

Osmar Loaiza, Alexander Tobón y David Hincapié

Impacto de la distribución funcional del ingreso sobre el producto interno bruto de Colombia, 1970-2011

Resumen: *El objetivo de este artículo es analizar el impacto de la distribución funcional del ingreso (salarios y beneficios) sobre el producto interno bruto (PIB) de Colombia durante el período comprendido entre 1970 y 2011. Para tal fin, se adopta como marco teórico de referencia el modelo poskeynesiano de Bhaduri y Marglin (1990), el cual permite determinar si el crecimiento de una economía es guiado por los salarios de los trabajadores o por los beneficios de los capitalistas. Para establecer el régimen de crecimiento de la economía colombiana se elaboran dos análisis: la estimación de un modelo de vectores auto-regresivos (VAR) y un estudio de pronósticos de cambios en la participación de salarial sobre el PIB. Los resultados muestran que los salarios orientan el crecimiento económico de Colombia durante el período de estudio.*

Palabras clave: *salarios, distribución funcional del ingreso, demanda agregada, oferta agregada.*

Clasificación JEL: *E12, E25, E27.*

The impact of the functional distribution of income on gross domestic product: Colombia, 1970-2011

Abstract: *The aim of this paper is to analyze the impact of the functional distribution of income (wages and profits) on Colombia's gross domestic product (GDP) for the period between 1970 and 2011. For this purpose, the postkeynesian model of Bhaduri and Marglin (1990) provides the backbone of our theoretical approach, as this model allows analyzing the conditions under which the growth of an economy is guided by workers' wages or capitalists' profits. To determine Colombia's growth regime a vector auto-regression (VAR) model is estimated, as well as simulations of how the GDP reacts to changes in the wage share. The results show that Colombia's growth regime is led by wages.*

Keywords: *wages, functional distribution of income, aggregate demand, aggregate supply.*

JEL Classification: *E12, E25, E27.*

L'impact de la répartition fonctionnelle des revenus sur le produit intérieur brut de Colombie, 1970-2011

Résumé: *L'objectif de cet article est d'analyser l'impact de la répartition fonctionnelle des revenus (salaires et profits) sur le produit intérieur brut (PIB) de Colombie, pendant la période comprise entre 1970 et 2011. À cette fin, nous avons adopté en tant que cadre théorique de référence le modèle post-keynésien proposé par Marglin et Bhaduri (1990), lequel permet de savoir si la croissance d'une économie est guidée par les salaires ou bien par les profits des capitalistes. Afin d'établir le régime de croissance de l'économie colombienne, nous faisons deux analyses : d'une part, nous estimons un modèle de vecteurs autorégressifs (VAR) et, d'autre part, nous étudions leurs prévisions de changements concernant la participation des salaires sur le PIB. Les résultats montrent que les salaires ont guidée la croissance économique en Colombie au cours de la période d'étude.*

Mots-clés: *salaires, répartition fonctionnelle des revenus, demande globale, offre globale.*

Classification JEL: *E12, E25, E27.*

Impacto de la distribución funcional del ingreso sobre el producto interno bruto de Colombia, 1970-2011[†]

Osmar Loaiza, Alexander Tobón y David Hincapié*

–Introducción. –I. Los salarios en Colombia. –II. La tesis de Bhaduri y Marglin (1990).
–III. Metodología. –IV. Resultados. –Conclusiones. –Anexos. –Referencias.

doi: 10.17533/udea.le.n86a03

Primera versión recibida el 6 de noviembre de 2015; versión final aceptada el 11 de marzo de 2016

Introducción

El objetivo de este artículo es analizar el impacto de la distribución funcional del ingreso (salarios y beneficios) sobre el PIB de Colombia, para el período comprendido entre 1970 y 2011. Este análisis adopta como marco

[†] Este artículo es resultado del proyecto de investigación 2014-1842, titulado “Un modelo VAR para determinar el régimen de crecimiento en Colombia, 1975-2012: Un análisis empírico de la incidencia de la distribución funcional del ingreso en las variaciones de la producción”. El proyecto contó con el apoyo financiero del CODI (Comité de Investigaciones) de la Universidad de Antioquia. Los investigadores agradecen la colaboración de Yair Tadeo Valencia Estupiñán, estudiante de Economía en formación de la línea de investigación en historia del pensamiento macroeconómico del Grupo de Macroeconomía Aplicada del Departamento de Economía, Universidad de Antioquia.

* *Osmar Leandro Loaiza Quintero*: Co-investigador, Docente en dedicación cátedra, Universidad Nacional de Colombia (sede Medellín). Dirección electrónica: olloaizaq@unal.edu.co.

Alexander Tobón Arias: Profesor Asociado, Grupo de Macroeconomía Aplicada, Departamento de Economía, Universidad de Antioquia. Dirección electrónica: alexander.tobon@udea.edu.co.

Guillermo David Hincapié Vélez: Co-investigador, Docente Interno, Universidad Pontificia Bolivariana, Sede Medellín. Dirección electrónica: guillermo.hincapie@upb.edu.co.

de referencia el modelo poskeynesiano de Bhaduri y Marglin (1990), a través del cual el estudio del salario hace parte del análisis de la distribución funcional de ingresos entre trabajadores y capitalistas. En particular, los salarios se asocian a los determinantes tanto del lado de la oferta agregada como del lado de la demanda agregada, razón por la cual aumentos en los salarios pueden afectar positiva o negativamente el PIB. Este artículo permitirá establecer cuál de estos dos efectos puede predominar en el caso colombiano.

Para lograr este objetivo, se han identificado las variables macroeconómicas colombianas asociadas a la distribución funcional del ingreso vía demanda agregada, a saber: PIB, consumo, inversión, salarios, exportaciones netas, gasto público, tasa de interés de captación, tipo de cambio real peso/dólar y demanda externa. Las variables entran en la especificación de un modelo VAR, cuya estimación permite pronosticar el impacto sobre el PIB cuando se consideran cambios en los salarios.

Los resultados del estudio se pueden contrastar con Cárdenas y Bernal (1995), Arango, Posada y Uribe (2005) y Urrutia y Ruiz (2010), quienes hacen énfasis en la dinámica de la desigualdad entre salarios y beneficios en Colombia, así como en los determinantes de la evolución de los salarios en el contexto de las transformaciones productivas que ha tenido el país. Esperamos que el lector aprecie el interés que tiene la aplicabilidad de los modelos macroeconómicos poskeynesianos, con el fin de contrastar las conclusiones de los estudios tradicionales de naturaleza neoclásica.

I. Los salarios en Colombia

Una de las decisiones económicas de gran impacto en los ciudadanos colombianos es la determinación del salario mínimo. Con bastante frecuencia, el Gobierno Nacional trata de concertar esta decisión a la vez con los gremios patronales y con los gremios trabajadores, con el fin de darles la oportunidad de llegar a la decisión que mejor refleje sus propios intereses. Por el contrario, la determinación de los salarios de los empleados públicos (en general por encima del salario mínimo), no son objeto de ninguna concertación. Ambos casos son ejemplos muy particulares de las decisiones que impactan al fenómeno de la distribución del ingreso nacional entre los colombianos. En este

sentido, los salarios constituyen una variable macroeconómica fundamental para entender la naturaleza de la desigualdad por ingresos en el país.

La mayoría de los estudios sobre la dinámica de los salarios en Colombia muestra que estos constituyen una participación cada vez menor del PIB. Según Urrutia y Ruiz (2010), para finales del siglo XIX, los salarios no aumentaron al mismo ritmo que lo hicieron los precios de los bienes de consumo básico, provocando la pérdida de poder adquisitivo de los trabajadores. Es más, los salarios parecen decrecer a causa de la concentración de los ingresos de los empresarios de los sectores agrícola y comercial, que aprovecharon el *boom* de las exportaciones de la época. La conclusión de los autores respalda la tesis de Coatsworth (2008), según la cual, a medida que el crecimiento en América Latina fue liderado por las exportaciones, hubo una mayor desigualdad de ingresos.

Para comienzos del siglo XX, Ocampo (1987) señala que, a pesar de las reformas macroeconómicas de la época y los importantes movimientos populares, la evolución de los salarios reales tuvo un alcance limitado en los campesinos y los trabajadores manufactureros. El autor señala una marcada desigualdad en la distribución de los ingresos, la cual se hace observable a través de las diferencias entre, por un lado, los ingresos estables de los trabajadores no calificados de la agricultura, la construcción y el comercio y, por otro lado, el mayor dinamismo de los trabajadores calificados de la industria y el sector gobierno. Al final de cuentas, el autor muestra que los beneficiarios del proceso de desarrollo fueron en realidad los propietarios de capital privado.

La desigualdad por ingresos, mostrada por Ocampo (1987) para inicios del siglo XX, también es destacada por Arango et al. (2005) pero para finales del mismo siglo. De acuerdo con estos autores, la desigualdad de esta época es ahora explicada por un cambio técnico intensivo en los trabajadores cualificados. De acuerdo con los estudios de Urrutia y Ruiz (2010) y Cárdenas y Bernal (1995), el cambio técnico tiene que ver con la adopción de nuevas tecnologías productivas que requirieron mano de obra más cualificada y a los efectos de la apertura económica. De esta forma, los salarios aumentaron su

participación en el PIB mientras éste venía aumentando, pero esa dinámica de los salarios se pierde irrecuperablemente en las épocas de crisis.

En este sentido, el estudio de Urrutia y Ruiz (2010) es bastante concluyente: “Se resalta, por ejemplo, que los cambios negativos en el PIB (1998-2000) son seguidos por descensos en los salarios reales con una mayor duración a partir del período 1998-2001. Esto podría reflejar un hecho poco estudiado y asociado a una mayor persistencia de los choques a los salarios en relación con la duración de los choques a la producción” (p. 174). (Subrayado nuestro).

Basados en los estudios existentes, es necesario aportar una mayor evidencia empírica que permita establecer la relación causal entre las evoluciones del salario y el PIB en Colombia. En particular, se espera poder pronosticar cuantitativamente el impacto de cambios en los salarios sobre el PIB.

II. La tesis de Bhaduri y Marglin (1990)

Desde la teoría neoclásica estándar se establece que existe una relación negativa entre la variación de los salarios y la variación del PIB, es decir que aumentos en los salarios provocan reducciones en el PIB. En su explicación más simple, esta conclusión está basada en las condiciones de la oferta agregada, o en los términos del respeto de la ley de Say (enfoque *supply side economics*). Sin embargo, desde la teoría keynesiana el razonamiento es contrario: existe una relación positiva entre la variación de los salarios y la variación del PIB, por lo tanto, aumentos en los salarios provocan aumentos en el PIB. En efecto, a medida que aumenta el salario, los trabajadores aumentan su poder de compra sobre el PIB, haciendo que los productores incrementen su producción, provocando, a su vez, un alza en el nivel de empleo. En este escenario prevalecen las condiciones de la demanda agregada, en otras palabras, la antiley de Say (enfoque *demand side economics*).

Ahora, ¿cuál de los dos enfoques teóricos es más pertinente para estudiar la relación salarios-PIB? Pues bien, el modelo post-kaleckiano de Bhaduri y Marglin (1990) constituye un buen marco teórico de referencia, ya que permite modelar *ambos* enfoques teóricos y concluir, según la naturaleza de los

datos, cuál es el signo que determina la relación entre salarios y PIB¹. En efecto, dado que el modelo de Bhaduri y Marglin (1990) rechaza la ley de Say, un efecto similar al que predice la teoría neoclásica se puede obtener si la inversión responde negativamente ante un alza en los salarios, bajo el entendido de que, en las decisiones de inversión del conjunto de los capitalistas, las condiciones de oferta (vía costos de producción) reciban *mayor importancia* que las condiciones de demanda. Si los capitalistas otorgan un alto peso a las condiciones de oferta, para evitar una caída en su tasa de beneficios, éstos despiden trabajadores, trayendo consigo un descenso en el nivel de empleo. Si el factor trabajo no se puede reemplazar perfectamente, entonces el PIB disminuye.

En su forma más básica, el modelo de Bhaduri y Marglin (1990) puede ser representado a través de una ecuación para la demanda agregada, D . A partir de la contabilidad nacional, D se define como la suma del consumo privado (c), la inversión privada (i), las exportaciones netas (xn) y el gasto del gobierno (g). Como es usual en cualquier modelo macroeconómico se asume que el consumo, la inversión y las exportaciones netas dependen *a su vez* del ingreso nacional (y) o PIB. Ahora, la distribución funcional del ingreso entre trabajadores y capitalistas se introduce haciendo depender las tres variables anteriores de la participación de los salarios sobre el ingreso, denotada como ws . Por tanto, partiendo del equilibrio macroeconómico entre el PIB y la demanda agregada se tiene que:

$$y = D,$$

$$y = c(y, ws) + i(y, ws, r) + xn(y, y^*, ws, e) + g. \quad (1)$$

A partir de la ecuación (1) es posible inferir el comportamiento del PIB en relación a los componentes de la demanda agregada. En efecto, la inversión es relacionada adicionalmente con la tasa de interés real, (r), como medida del costo del capital. Las exportaciones netas se relacionan, además, con el tipo de cambio real (e) y la demanda externa, representada por el PIB del resto del

¹ El modelo de Bhaduri y Marglin (1990) consolida, conjuntamente con otros trabajos, la teoría francesa de la regulación, liderada por Robert Boyer. Uno de los trabajos recientes que precisa los conceptos, metodologías y políticas económicas alrededor de esta teoría se encuentra en Lavoie y Stockhammer (2012).

mundo (y^*). Una característica importante de los modelos macroeconómicos de perspectiva neoclásica es que ignoran el efecto de la distribución funcional del ingreso, es decir, suponen que las derivadas parciales de cada una de las variables con respecto a la distribución funcional son iguales a cero. Formalmente, esto significa que $\partial c/\partial ws = \partial i/\partial ws = \partial xn/\partial ws = 0$. El modelo de Bhaduri y Marglin (1990) no asume esta nulidad, siendo, por tanto, más general. Veamos algunas de sus características.

En primer lugar, la inclusión de la distribución funcional del ingreso, ws , como un determinante de la demanda agregada permite considerar las diferencias entre las propensiones marginales a consumir de los trabajadores y los capitalistas. En particular, se asume que los trabajadores tienden a consumir una propensión más elevada de su ingreso que los capitalistas, lo que significa que estos últimos tienen una propensión a ahorrar más elevada que los trabajadores. Por tanto, un incremento de los beneficios de los capitalistas en detrimento de los salarios (es decir, una disminución de ws) tiende a disminuir la magnitud del consumo privado, pues la reducción en el consumo, debida a los menores salarios, es mayor que su incremento, debido a los mayores beneficios.

En segundo lugar, se asume que la inversión depende positivamente de la demanda agregada, puesto que evidentemente un mayor número de ventas redundaría en mayores beneficios esperados, lo cual actúa como un incentivo a la inversión.

En tercer lugar, se asume que esta misma inversión depende positivamente de los beneficios de los capitalistas, ya que se espera que un incremento en los salarios reales, al incrementar los costos de producción, conduzca a una menor expectativa de beneficios futuros por parte de los capitalistas; esto, a su vez, desincentivaría la inversión, puesto que significaría una menor disponibilidad futura de fondos internos para financiarla. Por esta razón, una redistribución del ingreso a favor de los capitalistas (que significa una disminución de ws) podría redundar en mayores niveles de inversión, impulsando la actividad económica y el PIB. El efecto global de ws sobre la inversión dependería, entonces, de la sensibilidad relativa a los costos de producción y a la demanda agregada.

En cuarto lugar, se asume que las exportaciones netas dependen positivamente de la demanda externa (y^*) y negativamente del ingreso nacional (y), equivalente a la demanda agregada doméstica; además, dependen positivamente del tipo de cambio real, el cual tiene el efecto de abaratar el precio en el exterior de las exportaciones. Así mismo, las exportaciones dependen negativamente de la distribución funcional del ingreso (ws), pues un incremento de los salarios estaría asociado con un aumento de los costos de producción, lo que afectaría negativamente la competitividad internacional de la economía. Sin embargo, los efectos negativos de una redistribución del ingreso hacia los salarios sobre la inversión y las exportaciones netas podrían ser contrarrestados por el impacto positivo sobre el consumo, puesto que los trabajadores gastan una mayor parte de su ingreso que los capitalistas, lo que impulsaría la demanda agregada.

En los términos del modelo de Bhaduri y Marglin (1990), no es posible discernir *ex ante* la dirección del efecto *total* de la distribución funcional del ingreso sobre la demanda agregada y el PIB. De esta manera, el interés de la estimación empírica de este modelo radica, casi exclusivamente, en calcular el signo de la siguiente expresión:

$$\tau = \frac{\partial y}{\partial ws} = \frac{\partial c}{\partial ws} + \frac{\partial i}{\partial ws} + \frac{\partial xn}{\partial ws}. \quad (2)$$

Si τ es positivo, esto significa que una redistribución del ingreso hacia los salarios afecta positivamente el PIB, es decir que se estimula la actividad económica y el crecimiento. En este caso se dice que el régimen de crecimiento es guiado por los salarios (*wage led*). Por el contrario, si τ es negativo se tiene que un aumento de la participación salarial impacta negativamente el PIB, circunstancia en la cual el crecimiento sería guiado por los beneficios (*profit led*). En este caso, el modelo de Bhaduri y Marglin arrojaría conclusiones similares a la teoría neoclásica, aunque desde unas premisas y un enfoque teórico diferente.

En efecto, a partir del modelo de Bhaduri y Marglin, el comportamiento del PIB está explicado por los componentes de la demanda agregada, un determinante crítico del régimen de crecimiento al que se circunscribe la respuesta de la función de inversión ante cambios en la distribución funcional

del ingreso. De esta forma, si la inversión responde positivamente ante aumentos en ws , esto quiere decir que colectivamente los capitalistas valoran más el aumento de la demanda agregada (vía demanda de consumo), que el aumento de los costos (vía incremento en los costos salariales). Por el contrario, si la inversión responde negativamente ante aumentos en ws , entonces se tiene que, colectivamente, los capitalistas valoran mucho más los costos de producción que el aumento en la demanda agregada. En síntesis, puesto que los costos de producción pertenecen al ámbito de las condiciones de oferta, el régimen de crecimiento al que responde la economía depende de la sensibilidad de las decisiones de inversión a las condiciones de oferta con respecto a las condiciones de demanda.

Dada la endogeneidad existente entre el consumo, la inversión, las exportaciones netas respecto al PIB o ingreso nacional, se utiliza un enfoque de ecuaciones simultáneas para discernir el efecto de ws sobre el PIB. En particular, se estimará la ecuación (1) por medio de un modelo VAR, a partir del cual se efectuará un ejercicio de pronóstico, con el que se pretende simular el comportamiento del PIB dado un *cambio* en la participación de los salarios sobre este. Es así como se determina indirectamente el signo τ en la ecuación (2). Si la hipótesis del enfoque del lado de la demanda es cierta, un incremento en la participación salarial aumentará el PIB mucho más que cuando se deja constante la participación salarial. Por el contrario, si el enfoque desde el lado de la oferta es veraz —en el cual se circunscribe la tradición neoclásica— entonces se tendrá el resultado opuesto².

Siguiendo el marco teórico de Bhaduri y Marglin (1990), nos proponemos estimar la expresión (1), e indirectamente el signo de τ en la expresión (2), utilizando los datos de la economía colombiana. De esta forma, se podrá ofrecer alguna evidencia empírica acerca de si un aumento en los salarios afecta positiva o negativamente el PIB en Colombia, para el período comprendido entre 1970 y 2011.

² Un análisis similar, pero utilizando el método de estimación de mínimos cuadrados ordinarios, puede encontrarse en Loaiza y Sierra (2010).

III. Metodología

A. Análisis de los datos para Colombia

Con el fin de estimar la ecuación (1), y por ende el signo de τ para el caso colombiano, se hace un empalme de datos para el período comprendido entre 1970 y 2011, los cuales fueron extraídos de fuentes oficiales de información estadística. Las variables macroeconómicas reales seleccionadas son: PIB (y), consumo (c), formación bruta de capital o inversión (i), remuneración a los asalariados (w), exportaciones netas (xn), gasto público real (g), tasa de interés real pasiva o de captación (r) y tipo de cambio real peso/dólar (e). Las series empalmadas tienen el 2005 como año base y fueron deflactadas por el índice de precios al consumidor (IPC). Para modelar la demanda externa se toma el PIB de los Estados Unidos (y^*) en dólares constantes, puesto que ese país es el principal socio comercial de Colombia.³

En la Tabla 1 se presenta el resultado de aplicar dos pruebas para identificar raíces unitarias sobre las series estadísticas seleccionadas, utilizando un nivel de confianza del 95%. La primera prueba es el test ADF (Aumentado de Dickey Fuller), el cual es un test de cola izquierda que tiene por hipótesis nula la presencia de una raíz unitaria. La segunda prueba es el test KPSS, el cual es un test de cola derecha cuya hipótesis nula es la existencia de estacionariedad. De acuerdo con la tabla, el test ADF lleva a concluir, a excepción de las exportaciones netas (xn), que todas las variables poseen una raíz unitaria, mientras que el test KPSS identifica adicionalmente a la tasa de interés real pasiva (r) como una serie estacionaria.

³ La tasa de interés real pasiva, el índice de precios al consumidor y deflactor implícito del PIB fueron tomados del Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE). El PIB, consumo, inversión, salarios, exportaciones e importaciones se tomaron de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Las variables tasa de cambio peso/dólar y PIB de los Estados Unidos fueron tomadas del Banco de la República.

Tabla 1. Pruebas de raíces unitarias sobre las variables en niveles
(Paseo aleatorio con deriva)

Variable	ADF	Resultado	KPSS	Resultado
<i>c</i>	1,015	Unit Root	1,115	Unit Root
<i>i</i>	0,208	Unit Root	0,903	Unit Root
<i>y</i>	2,066	Unit Root	1,107	Unit Root
<i>xn</i>	-3,472	Stationary	0,057	Stationary
<i>y*</i>	0,271	Unit Root	1,108	Unit Root
<i>g</i>	-0,023	Unit Root	1,079	Unit Root
<i>r</i>	-2,153	Unit Root	0,210	Stationary
<i>e</i>	-1,367	Unit Root	0,853	Unit Root
<i>ws</i>	-1,556	Unit Root	0,632	Unit Root
Valor crítico (95 % confianza)	-2,93		0,463	

Fuente: elaboración propia.

Para las variables que fueron identificadas como no estacionarias es necesario tomar su primera diferencia, con el fin de anular la fuente de inestabilidad, que de no removerse invalidaría los resultados arrojados por el modelo a estimar. En particular, se calcula la tasa de crecimiento de las series no estacionarias, la cual es una operación que implica expresar la primera diferencia de la variable en cuestión como una proporción del valor tomado en un período previo. De esta forma se tienen las siguientes series nuevas: tasa de variación del consumo (*tc*), tasa de variación de la inversión (*ti*), tasa de variación del PIB (*ty*), tasa de variación del PIB de Estados Unidos (*ty**), tasa de variación del gasto público real (*tg*) y tasa de variación del tipo de cambio real peso/dólar (*te*). Como la variable *ws* (la participación de los salarios sobre el PIB) ya es una proporción, entonces se transforma dicha serie tomando simplemente su primera diferencia, denotada en adelante como *dws*. Las variables *r* y *xn* no se transforman, ya que no hay evidencia conclusiva que las identifique como variables no estacionarias. Para las series con una raíz uni-

taria, se observa que el proceso de transformación fue efectivo, pues el test KPSS arrojó estacionariedad para todas las variables, tal y como se muestra en la Tabla 2.⁴

Tabla 2. Pruebas de raíces unitarias sobre las variables diferenciadas
(Paseo aleatorio con deriva)

Nuevas variables	ADF	Resultado	KPSS	Resultado
<i>tc</i>	-3,974	Stationary	0,172	Stationary
<i>ti</i>	-3,915	Stationary	0,068	Stationary
<i>ty</i>	-3,393	Stationary	0,165	Stationary
<i>ty*</i>	-4,499	Stationary	0,230	Stationary
<i>tg</i>	-3,350	Stationary	0,079	Stationary
<i>te</i>	-2,309	Unit Root	0,316	Stationary
<i>dws</i>	-3,275	Stationary	0,094	Stationary
Valor crítico (95 % confianza)	-2,93		0,463	

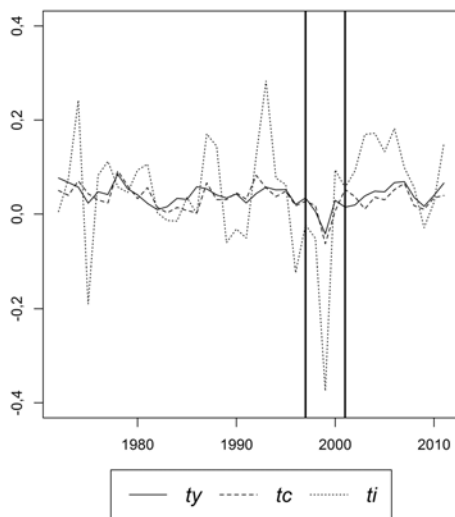
Fuente: elaboración propia.

Una relación entre las variables (medidas en tasas de variación) para el período de estudio puede verse gráficamente. En el Gráfico 1 se ilustra el comportamiento de la tasa de variación del PIB (*ty*), de la tasa de variación del consumo (*tc*) y la tasa de variación de la inversión (*ti*). Tanto (*tc*) como (*ti*) presentan un comportamiento procíclico bastante marcado. Se destaca la crisis económica colombiana del año 1999, cuando las variables en cuestión tuvieron tasas de variación negativas, fenómeno explicado en gran parte por un desempeño desfavorable del sector externo. Es por esta razón que a partir del año 1990 deben considerarse en el análisis los efectos de variables del sector externo. Otro aspecto interesante del gráfico tiene que ver con la mayor volatilidad de la tasa de variación de la inversión, hecho usualmente

⁴ En el Anexo A se reportan los autocorrelogramas de las series, los cuales proveen un criterio adicional para analizar la estacionariedad de una serie temporal. El lector podrá constatar allí que hay consistencia con los resultados aportados por las pruebas de raíz unitaria.

asociado con el carácter de variable líder de la inversión en el contexto de las fluctuaciones de la economía.

Gráfico 1. Comportamiento de ty , tc y ti entre 1970 y 2011

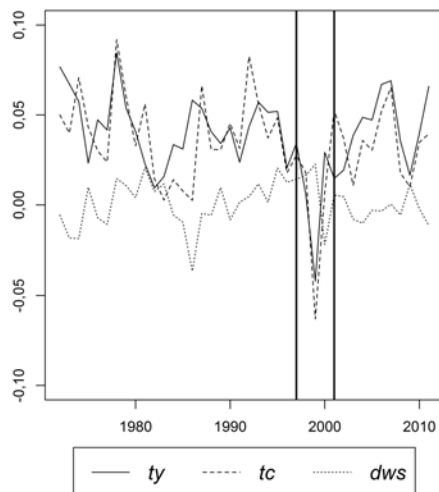


Fuente: cálculo de los autores con base en datos tomados de la CEPAL.

En el Gráfico 2 se incluye el comportamiento de la distribución funcional del ingreso, medida a través de la variable dws , esto es, la primera diferencia de la participación salarial. Puede notarse que dws presenta una mayor volatilidad respecto a las tasas de variación del PIB y del consumo⁵, aunque la intensidad de esa volatilidad es menor que la de la tasa de variación de la inversión, es decir que el nivel de respuesta o de covariación de los salarios ante el ciclo económico es menor respecto a la inversión. Esto sugiere, *a priori*, que el crecimiento económico parece apuntar más al lado de la oferta en el largo plazo, como lo sostiene el enfoque neoclásico.

⁵ En Lindenboim (2008) el lector puede contrastar la distribución funcional de ingreso en Colombia con otros países de América Latina. Por otro lado, un trabajo reciente que destaca la participación de los salarios en el PIB para América Latina en una perspectiva poskeynesiana es Alarco (2014).

Gráfico 2. Comportamiento de ty , tc y dws entre 1970 y 2011



Fuente: cálculo de los autores con base en el DANE.

Sin embargo, el análisis gráfico es insuficiente para determinar el signo de la ecuación (2). Ahora bien, dada la estructura de las series, proponemos la estimación de un modelo de vectores autorregresivos (VAR), cuyas propiedades resultan ser apropiadas, como lo veremos en la sección siguiente.

B. Especificación de un modelo de vectores autorregresivos

Siguiendo los trabajos empíricos de Stockhammer y Onaran (2004) y Onaran y Stockhammer (2005), se ha optado por estimar un modelo VAR, con el propósito de saber si el crecimiento de la economía colombiana es jalonado por los salarios o por los beneficios para el período de estudio. La elección de un VAR se hace a pesar de que otros trabajos como Naastepad y Storm (2006), Hein y Vogel (2007a, 2007b) –para el contexto internacional– y Loaiza y Sierra (2010) –en el contexto nacional– implementan modelos uniecuacionales para estimar empíricamente modelos poskeynesianos kaleckianos.

La razón de esta elección es que la metodología VAR ofrece dos ventajas: por un lado, considera la potencial autocorrelación temporal que pueden

presentar las series de tiempo y, por otro lado, considera las correlaciones cruzadas entre las ecuaciones del modelo. Es en esta segunda ventaja de la metodología VAR respecto a los métodos de estimación uniecuacionales donde reside el aspecto más relevante: si las ecuaciones a estimar están relacionadas, ignorar las correlaciones cruzadas entre ecuaciones puede conducir a problemas de eficiencia en el estimador empleado.

Un modelo VAR permite, por un lado, aprovechar la dimensión temporal de las series disponibles y, por otro lado, arroja resultados estadísticamente confiables en el escenario de relaciones de endogeneidad, que es nuestro caso⁶. En concreto, un modelo VAR es un sistema de ecuaciones conformado por un número predeterminado de variables que son explicadas al menos por tres elementos: por sus propios rezagos (su propia historia), por los rezagos de las otras variables y, en algunos casos, por variables determinísticas (la constante, la tendencia y variables *dummy*) (Castro, 2003). En términos genéricos, un modelo VAR se puede escribir económicamente como:

$$x_t = m + A_1x_{t-1} + A_2x_{t-2} + \dots + A_px_{t-p} + \epsilon_t, \quad (3)$$

donde $x_t = [x_{1t} \ x_{2t} \ \dots \ x_{kt}]$ es un vector columna con k variables diferentes, A_i son matrices $k \times k$ de coeficientes, m es un vector de constantes $k \times 1$, y ϵ_t es un vector $k \times 1$ de términos de error, con las siguientes tres propiedades: primero, $E(\epsilon_t) = 0$ para todo t ; segundo, $E(\epsilon_t\epsilon_{t-k}) = 0$ para $k \neq 0$, y tercero $E(\epsilon_t\epsilon_s) = \Omega$, siendo Ω la matriz de covarianzas contemporáneas, que se asume definida positiva. La segunda propiedad implica que no hay autocorrelación serial en los errores, pero por la tercera propiedad se colige que pueden estar contemporáneamente correlacionados.

La metodología VAR tiene como ventaja que, *a priori*, no se impone una dirección de causalidad entre las variables endógenas, es decir que permite abordar relaciones de retroalimentación. De esta manera, con el fin de determinar indirectamente el signo de la ecuación (2), se estima la ecuación (1) por medio de la metodología VAR. Como consecuencia, cada variable de la

⁶ El uso de la econometría como herramienta para evaluar los regímenes de crecimiento económico en el enfoque poskeynesiano ha sido cuestionada recientemente por Palley (2014) y Nikiforos (2014).

ecuación (1) dependerá tanto de sí misma como de sus respectivos rezagos o historia mediante el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\begin{aligned}
 ty_t &= m + \sum_t^k \alpha_{1i} tc_{t-k} + \sum_i^k \beta_{1i} ti_{t-k} + \sum_i^k \gamma_{1i} xn_{t-k} + \sum_i^k \eta_{1i} ty_{t-k} \\
 &+ \sum_i^k \delta_{1i} dws_{t-k} + \sum_i^k \rho_{1i} ty_{t-k}^* + \sum_i^k \lambda_{1i} te_{t-k} \\
 &+ \sum_i^k \theta_{1i} r_{t-k} + \sum_i^k \vartheta_{1i} tg_{t-k}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 tc_t &= m + \sum_t^k \alpha_{2i} tc_{t-k} + \sum_i^k \beta_{2i} ti_{t-k} + \sum_i^k \gamma_{2i} xn_{t-k} + \sum_i^k \eta_{2i} ty_{t-k} \\
 &+ \sum_i^k \delta_{2i} dws_{t-k} + \sum_i^k \rho_{2i} ty_{t-k}^* + \sum_i^k \lambda_{2i} te_{t-k} \\
 &+ \sum_i^k \theta_{2i} r_{t-k} + \sum_i^k \vartheta_{2i} tg_{t-k}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 ti_t &= m + \sum_t^k \alpha_{3i} tc_{t-k} + \sum_i^k \beta_{3i} ti_{t-k} + \sum_i^k \gamma_{3i} xn_{t-k} + \sum_i^k \eta_{3i} ty_{t-k} \\
 &+ \sum_i^k \delta_{3i} dws_{t-k} + \sum_i^k \rho_{3i} ty_{t-k}^* + \sum_i^k \lambda_{3i} te_{t-k} \\
 &+ \sum_i^k \theta_{3i} r_{t-k} + \sum_i^k \vartheta_{3i} tg_{t-k}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 xn_t = & m + \sum_t^k \alpha_{4i} tc_{t-k} + \sum_i^k \beta_{4i} ti_{t-k} + \sum_i^k \gamma_{4i} xn_{t-k} + \sum_i^k \eta_{4i} ty_{t-k} \\
 & + \sum_i^k \delta_{4i} dws_{t-k} + \sum_i^k \rho_{4i} ty_{t-k}^* + \sum_i^k \lambda_{4i} te_{t-k} + \sum_i^k \theta_{4i} r_{t-k} \\
 & + \sum_i^k \vartheta_{4i} tg_{t-k}
 \end{aligned}$$

Cada una de las ecuaciones de este sistema está atada a las otras, pues cada variable es a la vez una variable explicada y explicativa. Sin embargo, en este modelo VAR se pueden incorporar elementos exógenos que inciden en el comportamiento de cada una de las cuatro variables endógenas (ty_t , tc_t , ti_t , xn_t). En efecto, siguiendo a Stockhammer y Onaran (2012) y a Stockhammer, Onaran y Ederer (2009) suponemos que las variables exógenas dws_t , ty_t^* , te_t , r_t y g_t también afectan las variables endógenas. El anterior sistema de ecuaciones puede ser expresado de manera matricial de la siguiente forma:

$$Z_t = m + \beta Z_{t-k} + \alpha X_t + \gamma X_{t-k} + U_t, \quad (4)$$

donde Z_t es un vector que contiene las variables endógenas de la ecuación (1), Z_{t-j} corresponde a los rezagos de estas mismas variables, la matriz X_t contiene las variables exógenas, y el término U_t corresponde a un término de error ruido blanco.

La dinámica de un modelo VAR suele ser analizada a través del estudio de las funciones impulso-respuesta, las cuales permiten analizar la interacción entre las variables endógenas. Sin embargo, dado que la variable de interés (dws) hace parte del conjunto de variables exógenas, entonces el análisis de los resultados del modelo VAR se centra en pronosticar o simular el impacto sobre las variables endógenas ante un choque en la variable dws (o primera diferencia de la distribución funcional del ingreso). El análisis de pronóstico es, entonces, una forma de estimar el signo τ de la expresión (2).

IV. Resultados

A. Estimación del modelo de vectores autorregresivos

Antes de estimar el modelo VAR para Colombia, es necesario definir el número de rezagos de las variables endógenas de acuerdo con las series disponibles. La Tabla 3 utiliza el criterio de información de Akaike (AIC) como una guía para decidir el número de dichos rezagos, sugiriendo que el modelo más pertinente podría incluir seis, y el siguiente mejor modelo podría contemplar un rezago. Sin embargo, el modelo con seis rezagos resulta tener raíces inestables, problema que no reporta el modelo de un rezago.

Tabla 3. Criterio de información de Akaike para elegir número de rezagos en las variables endógenas del modelo

# Rezagos	AIC
1	-847,4
2	-819,4
3	-791,4
4	-777,1
5	-824,0
6	-1056,0

Fuente: elaboración propia.

De acuerdo con la ecuación (1), existen cuatro variables endógenas: el PIB, el consumo, la inversión y las exportaciones netas; por tanto, el modelo estimado contiene finalmente un rezago de las exportaciones netas (xn), de las tasas de variación del PIB (ty), del consumo (tc) y de la inversión (ti). Además, este modelo contempla como variables exógenas a la tasa de variación del PIB de Estados Unidos (ty^*), la tasa de variación del tipo de cambio real (te), la tasa de interés real pasiva (r), la tasa de variación del gasto público (tg) y la primera diferencia de la participación de los salarios en el PIB (dws),

siendo esta última la variable central que permitirá analizar la incidencia de la distribución funcional del ingreso sobre las variaciones del PIB en Colombia.

La Tabla 4 presenta los resultados del modelo VAR estimado. Cabe notar que la tasa de variación del gasto público solo es significativa en la ecuación del ingreso o PIB (la columna *ty*). Además, se observa que la primera diferencia de participación de los salarios en el PIB, la variable *dws*, tiene un impacto negativo sobre las variables endógenas –con excepción de la tasa de variación del consumo, con la cual está relacionada positivamente–. Este resultado está respaldado por el modelo de Bhaduri y Marglin (1990), pues se asume que los trabajadores tienden a consumir una propensión elevada del salario, razón por la cual un incremento de la participación de los salarios en el PIB ($dws > 0$) tiende a incrementar el consumo privado.

Asimismo, las estimaciones del modelo VAR en la Tabla 4 aportan evidencia sobre otras dos hipótesis del modelo de Bhaduri y Marglin (1990). Por un lado, el signo negativo de *dws* en la ecuación de inversión (la columna *ti*) es consistente con la idea según la cual la inversión depende positivamente de los beneficios de los capitalistas; de esta forma, un incremento de los salarios conduce a una menor expectativa de beneficios futuros para los capitalistas, lo que desincentiva la inversión. Por otro lado, Bhaduri y Maglin argumentan que un incremento de los salarios está asociado con un incremento en los costos de producción domésticos, lo cual incide negativamente en la competitividad de las exportaciones. Este sería el caso para Colombia, ya que las exportaciones netas dependen positivamente del tipo de cambio real y negativamente de la participación de los salarios en el PIB⁷.

⁷ No hemos distinguido entre exportaciones tradicionales de materias primas (intensivas en capital) y exportaciones no tradicionales (intensivas en trabajo). Desde luego esta distinción podría conducirnos a conclusiones diferentes. En efecto, las exportaciones intensivas en capital no se verán afectadas significativamente por un aumento de los salarios.

Tabla 4. Resultados del modelo VAR

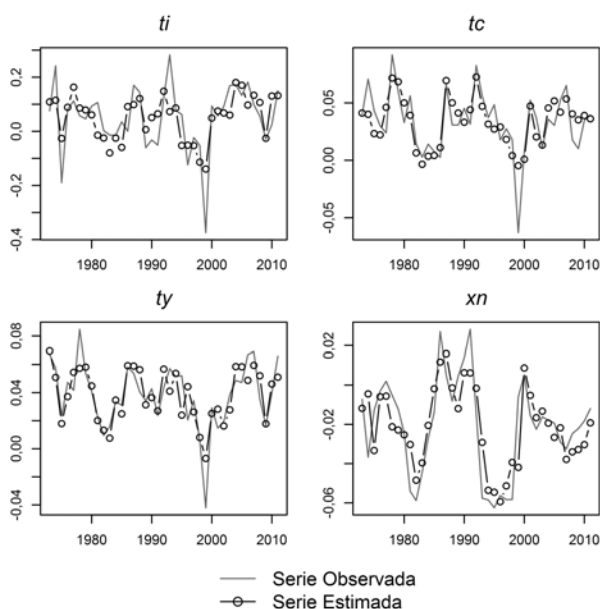
	<i>ti</i>	<i>tc</i>	<i>ty</i>	<i>xn</i>
<i>ti.lag1</i>	0,129	0,012	0,009	-0,010
	0,201	0,040	0,030	0,033
	0,644	0,314	0,316	-0,292
<i>tc.lag1</i>	0,511	-0,097	-0,002	-0,038
	0,958	0,189	0,143	0,157
	0,533	-0,514	-0,015	-0,242
<i>ty.lag1</i>	-0,487	0,367	0,295	0,049
	1,237	0,244	0,184	0,202
	-0,394	1,504	1,601	0,241
<i>xn.lag1</i>	1,855*	0,649***	0,239*	0,595***
	0,799	0,157	0,119	0,131
	2,323	4,123	2,004	4,553
<i>const</i>	0,106*	0,035**	0,025**	-0,011
	0,051	0,010	0,008	0,008
	2,077	3,517	3,230	-1,355
<i>r</i>	0,067	0,020	0,045	0,000
	0,394	0,078	0,059	0,065
	0,171	0,261	0,773	0,005
<i>te</i>	-0,243*	-0,038*	-0,039*	0,027
	0,101	0,020	0,015	0,017
	-2,398	-1,924	-2,581	1,641
<i>ty*</i>	0,367	0,022	0,190	0,084
	0,810	0,160	0,121	0,132
	0,454	0,141	1,578	0,637
<i>dws</i>	-3,123*	0,255	-0,997***	-0,333
	1,761	0,347	0,262	0,288
	-1,773	0,736	-3,799	-1,155
<i>tg</i>	-0,015	0,076	0,106*	-0,057
	0,323	0,064	0,048	0,053
	-0,046	1,196	2,214	-1,074

Nota: Para cada variable regresora, la primera fila muestra los coeficientes estimados correspondientes a cada regresión; la segunda fila muestra las desviaciones estándar y la tercera los estadísticos t. Códigos de significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '•' 0.1

Fuente: elaboración propia.

La pertinencia de las estimaciones puede ser analizada en el Gráfico 3. En efecto, allí se compara, para las cuatro variables endógenas, la serie observada con la serie estimada a partir del modelo VAR. En general, se tiene que el comportamiento de las series estimadas sigue bastante cerca el comportamiento de las series observadas, lo cual sugiere que el modelo VAR estimado es una buena aproximación al comportamiento de las series modeladas.

Gráfico 3. *Series observadas versus series estimadas*



Fuente: cálculo de los autores con base en datos tomados de la CEPAL.

El Anexo B aporta mayor información sobre la solidez del modelo. Por ejemplo, desde el Gráficos B1 hasta el Gráfico B4 del Anexo B se reportan los autocorrelogramas de los residuales y los residuales al cuadrado para cada ecuación o variable. Los autocorrelogramas de los residuales permiten constatar que no hay signos de autocorrelación serial residual, mientras los autocorrelogramas de los residuales cuadráticos no ofrecen señales que hagan sospechar de síntomas de heteroscedasticidad. Así mismo, en la Tabla B1

del Anexo B se reportan las raíces del modelo VAR, las cuales se encuentran dentro del círculo unitario, permitiendo colegir que el modelo estimado es estable. En consecuencia, de acuerdo con los resultados reportados en el Anexo B, se concluye que el modelo presenta signos que apuntan a una especificación adecuada, pues es estable y sus residuales poseen las características de un proceso ruido blanco.

Una vez estimado el modelo VAR, solo queda pendiente analizar su dinámica, con el fin de pronosticar o simular el impacto sobre las variables endógenas ante un choque en la variable dws .

B. Pronósticos a partir de choques en la participación de los salarios en el PIB, dws

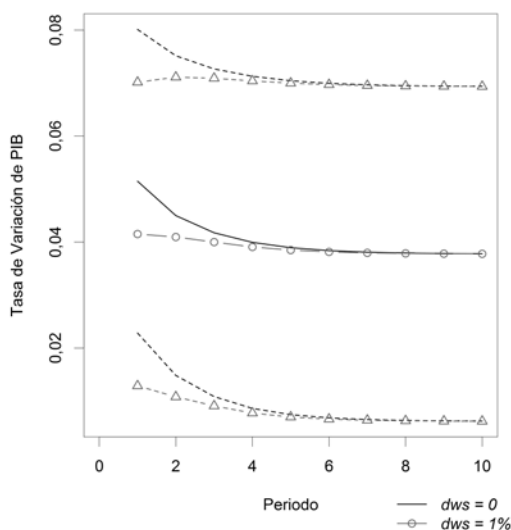
El objetivo de esta sección es presentar un análisis de pronóstico como una forma de estimar indirectamente el signo τ de la expresión (2). Hemos insistido sobre el hecho de que la variable de interés –la participación de los salarios en el PIB o distribución funcional del ingreso– se toma en su primera diferencia, denotada como dws y, así mismo, ésta se considera como una variable exógena en el VAR. De esta forma, el signo τ se obtiene como resultado de choques en dws que afectan el conjunto de variables endógenas. En este ejercicio hipotético es necesario especificar el comportamiento de las variables exógenas restantes, las cuales se establecen en el nivel promedio que tomaron en los últimos 10 años. Luego se efectúan pronósticos en 10 períodos hacia adelante suponiendo, en primer lugar, que la variable dws no cambia ($dws = 0$) y, en segundo lugar, suponiendo un cambio o choque en dws . En particular, suponemos dos tipos de choques: por un lado se supone que dws aumenta en un pequeño porcentaje del 1% y, por otro lado, se supone un aumento mayor porcentualmente equivalente al 5%. Dado que el análisis se concentra en los cambios que genera un choque en dws sobre la tasa de variación del PIB, entonces solo se reportan los pronósticos para la variable ty .

1. La variable dws aumenta en un 1% en el primer período

Los efectos de este pequeño choque se visualizan en el Gráfico 4. La línea oscura y continua en la mitad del Gráfico 4 representa el comportamiento de

la tasa de variación del PIB (ty) cuando se supone que dws es constante, mientras que la línea discontinua con círculos representa la evolución de la tasa de variación del PIB (ty) cuando se supone un incremento del 1% en dws en el primer período (y constante en los subsiguientes períodos, es decir que hablamos de un choque transitorio).⁸ Dado que la línea oscura y continua está por encima de la línea discontinua con círculos, entonces se concluye que un incremento en dws de un punto porcentual ($dws = 0,01$) tiene un efecto *desacelerador* sobre la tasa de variación del PIB en Colombia para el período de estudio; sin embargo, este efecto no es permanente pues ambas líneas convergen. Esta conclusión es esperada pues hemos mostrado que el modelo VAR estimado es estable.

Gráfico 4. Respuesta de la tasa de variación del PIB ante un choque en la participación de los salarios sobre el PIB ($dws = 1\%$)



Fuente: cálculo de los autores con base en cifras de la CEPAL.

⁸ Las líneas discontinuas y oscuras en la parte superior e inferior del Gráfico 4 representan las bandas de confianza de los pronósticos cuando $dws = 0$, mientras que las líneas discontinuas con triángulos representan las bandas de confianza cuando $dws = 0,01$.

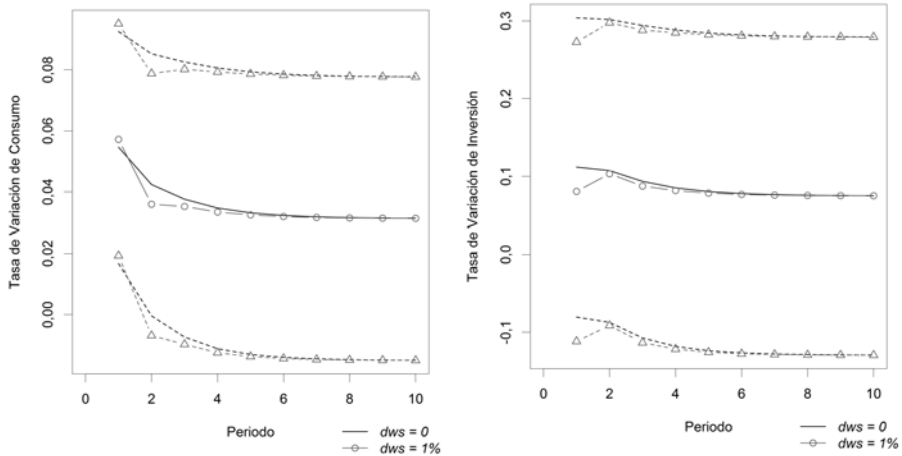
Con el fin de interpretar las circunstancias que conducen a una respuesta global negativa de la tasa de crecimiento del PIB ante variaciones de la participación salarial, conviene analizar igualmente la manera en la cual reaccionan las otras variables endógenas del modelo –la tasa de variación del consumo, la tasa de variación de la inversión y las exportaciones netas– ante el aumento del 1 % en la participación de los salarios sobre el PIB. Los Gráficos 5a, 5b y 5c representan la reacción de estas variables ante el choque en dws .

En la mitad del Gráfico 5a se observa que la tasa de variación del consumo se ubica transitoriamente por encima del nivel que tomaría ante la ausencia de un choque en dws (es decir, en el primer período la línea discontinua con círculos se ubica por encima de la línea oscura y continua). Esto manifiesta que, de manera transitoria, el aumento en la participación salarial conduce a un aumento del consumo y, por lo tanto, conduce a una disminución del ahorro. Sin embargo, este efecto se desvanece rápidamente porque, en el segundo período, la tasa de variación del consumo, ante el choque en el salario, se ubica por debajo de la que se obtendría en ausencia de ese choque (ya que la línea discontinua con círculos se ubica ahora por debajo de la línea oscura y continua).

En lo que atañe a la tasa de variación de la inversión, en la mitad del Gráfico 5b se observa que la línea discontinua con círculos se encuentra por debajo de la línea oscura y continua, lo que significa que la inversión se desacelera ante el aumento en la participación salarial. En el contexto del modelo de Bhaduri y Marglin (1990), esto se puede interpretar como una reacción negativa de los capitalistas ante la presión salarial que tiende a incrementar sus costos en detrimento de sus beneficios. Finalmente, al observar las líneas de la mitad del Gráfico 5c, se observa que el aumento en dws tiende a acrecentar el déficit de cuenta corriente, pues la trayectoria de las exportaciones netas como proporción del PIB en estas circunstancias (línea discontinua con círculos) está por debajo de la que seguiría en ausencia del cambio.

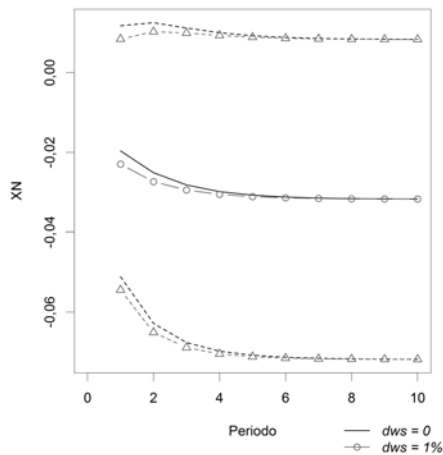
En resumen, la reacción negativa de la tasa de variación de la inversión y las exportaciones netas por un lado, y la incipiente y transitoria respuesta de la tasa de variación del consumo ante el choque salarial, por el otro lado, conducen a que el efecto global del choque salarial conduzca a una desaceleración del PIB, como efectivamente se evidenció en el Gráfico 4.

Gráfico 5. *Respuesta de la tasa de variación del consumo, de la tasa de variación de la inversión y de las exportaciones netas ante un choque en la participación de los salarios sobre el PIB ($dws = 1\%$)*



(a) Tasa de variación del consumo

(b) Tasa de variación de la inversión



(c) Exportaciones netas

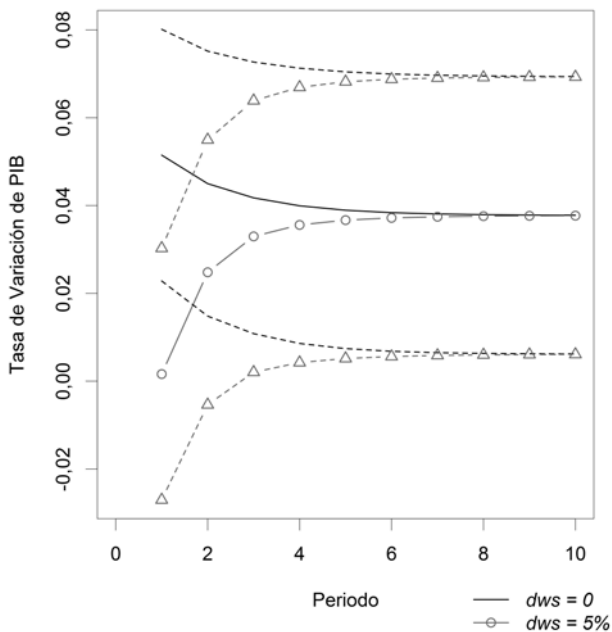
Fuente: cálculo de los autores con base en cifras de la CEPAL.

2. La variable dws aumenta en un 5 % en el primer período

Cuando se asume un choque de mayor magnitud sobre la variable dws , la diferencia sobre la tasa de variación del PIB (ty) es mucho más notoria. En el Gráfico 6 se observa que el aumento de dws en 5 % (o lo que es lo mismo, establecer $dws = 0,05$) tiene un efecto *desacelerador* mucho más acentuado. De hecho, la brecha inicial entre la situación en ausencia de choques y la situación con un choque del 5 % es más notoria respecto a la situación ilustrada en el Gráfico 4. En efecto, al observar las líneas en los extremos superior e inferior del Gráfico 6, resulta evidente que, en ambos casos, la línea discontinua y oscura no se cruza con la línea discontinua con triángulos. Dado que estas líneas corresponden a las bandas de confianza de los pronósticos en los dos períodos iniciales después del choque supuesto, desde un punto de vista estadístico, se puede establecer con alto nivel de certeza que el pronóstico que se deriva de suponer dws constante (es decir, $dws = 0$) es distinto del pronóstico que se deriva cuando se supone un aumento de 5 % en dws . Al igual que en el caso del choque al 1 %, también se observa una convergencia, razón por la cual el efecto es transitorio.

Al analizar el efecto del choque en dws en las variables restantes (tasa de variación del consumo, tasa de variación de la inversión y exportaciones netas), se tienen efectos análogos al caso analizado en la sección inmediatamente anterior. En el Gráfico 7a se observa que la tasa de variación del consumo se ubica transitoriamente por encima del nivel que tomaría ante la ausencia de un choque en dws (es decir, en el primer período y observando siempre las líneas que están en la mitad de ese gráfico, se tiene que la línea discontinua con círculos se ubica por encima de la línea oscura y continua), pero esta reacción se reversa rápidamente (en el segundo período). La tasa de variación de la inversión en el Gráfico 7b se desacelera ante el aumento en la participación salarial, mientras que en el Gráfico 7c se observa que el aumento en dws tiende a acrecentar de manera más nítida el déficit de cuenta corriente, pues la trayectoria de las exportaciones netas como proporción del PIB (línea discontinua con círculos) está por debajo de la que seguiría en ausencia del cambio.

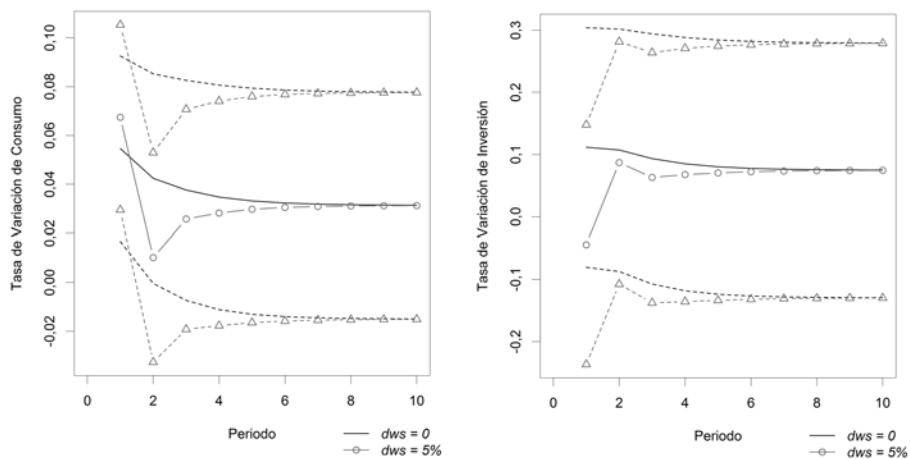
Gráfico 6. *Respuesta de la tasa de variación del PIB ante un choque en la participación de los salarios sobre el PIB ($dws = 5\%$)*



Fuente: cálculo de los autores con base en cifras de la CEPAL.

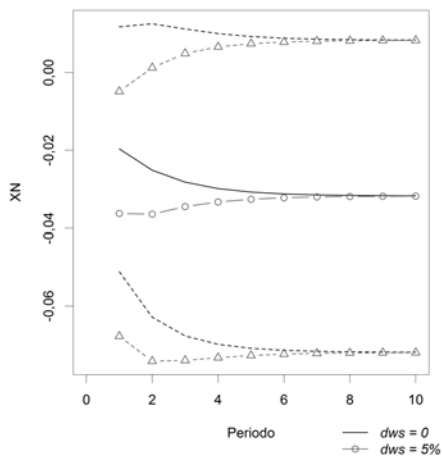
En conclusión, ambos pronósticos parecen sugerir que incrementos en la participación de los salarios en el PIB tienen un impacto negativo en la tasa de variación del PIB en Colombia (ty), es decir que siguiendo la expresión (2) entonces $\tau < 0$. Por tanto, utilizando el modelo de Bhaduri y Marglin (1990), se obtiene información que no permite contradecir la tesis de la teoría neoclásica estándar, es decir que para el período comprendido entre 1970 y 2011, el PIB en Colombia está determinado por el lado de la oferta agregada (vía el costo salarial).

Gráfico 7. *Respuesta de la tasa de variación del consumo, de la tasa de variación de la inversión y de las exportaciones netas ante un choque en la participación de los salarios sobre el PIB ($dws = 5\%$)*



(a) Tasa de variación del consumo

(b) Tasa de variación de la inversión



(c) Exportaciones netas

Fuente: cálculo de los autores con base en cifras de la CEPAL.

Conclusiones

El propósito de este artículo fue mostrar el impacto de los salarios sobre el PIB colombiano, para el período comprendido entre 1970 y 2011, utilizando las orientaciones teóricas del modelo poskeynesiano de Bhaduri y Marglin (1990). Este impacto ha sido analizado a través de dos métodos: la estimación de un modelo VAR y los pronósticos de cambios en los salarios sobre el PIB a partir del VAR. En esencia se tienen dos conclusiones.

Por un lado, la estimación del modelo VAR (Tabla 4) aporta alguna evidencia para confirmar, en el caso colombiano, tres preceptos del modelo de Bhaduri y Marglin (1990). En primer lugar, se muestra que la participación de los salarios en el PIB $-dws-$ tiene un impacto positivo sobre la tasa de variación del consumo, lo que significa que los trabajadores colombianos tienden a consumir una proporción elevada de su salario. En segundo lugar, el signo negativo de dws en la ecuación de inversión muestra que esta variable depende positivamente de los beneficios que reciben los empresarios colombianos, razón por la cual un incremento de los salarios conduce a una menor expectativa de beneficios futuros para estos empresarios, lo que al fin de cuentas desincentiva la inversión. En tercer lugar, dado que las exportaciones netas dependen positivamente del tipo de cambio real y negativamente de la participación de los salarios en el PIB, se evidencia que incrementos de los salarios están asociados con incrementos en los costos de producción domésticos, lo cual incide negativamente en la competitividad de las exportaciones del país.

Por otro lado, el análisis de los dos pronósticos del PIB a partir de cambios en los salarios sugiere indirectamente que $\tau < 0$, es decir que incrementos en la participación de los salarios en el PIB $-dws > 0-$ tienen un impacto negativo en su tasa de variación; en este sentido, la evidencia no contradice la tesis neoclásica estándar. Sin embargo, dado que el enfoque de Bhaduri y Marglin (1990) rechaza la ley de Say, el mecanismo teórico que subyace a este resultado guarda diferencias con el enfoque neoclásico. En efecto, en el enfoque postkeynesiano la demanda es el principal factor que explica las variaciones del PIB y no la oferta, como es el caso en el enfoque neoclásico. No obstante, las condiciones de oferta son relevantes en la medida que ellas afectan la toma de decisiones de los capitalistas a través de la función de inversión. Si

los capitalistas prestan más atención a las variaciones en los costos de producción (condiciones de oferta) que a las variaciones del consumo (condiciones de demanda), entonces ellos responderán disminuyendo el ritmo de expansión de la demanda de bienes de inversión. Por tanto, mientras en el enfoque neoclásico las condiciones de oferta son causas *directas* de las variaciones en el nivel de producción, en el enfoque postkeynesiano de Bhaduri y Marglin (1990), por el contrario, las condiciones de oferta son solo causas *indirectas* de las variaciones de PIB.

Anexos

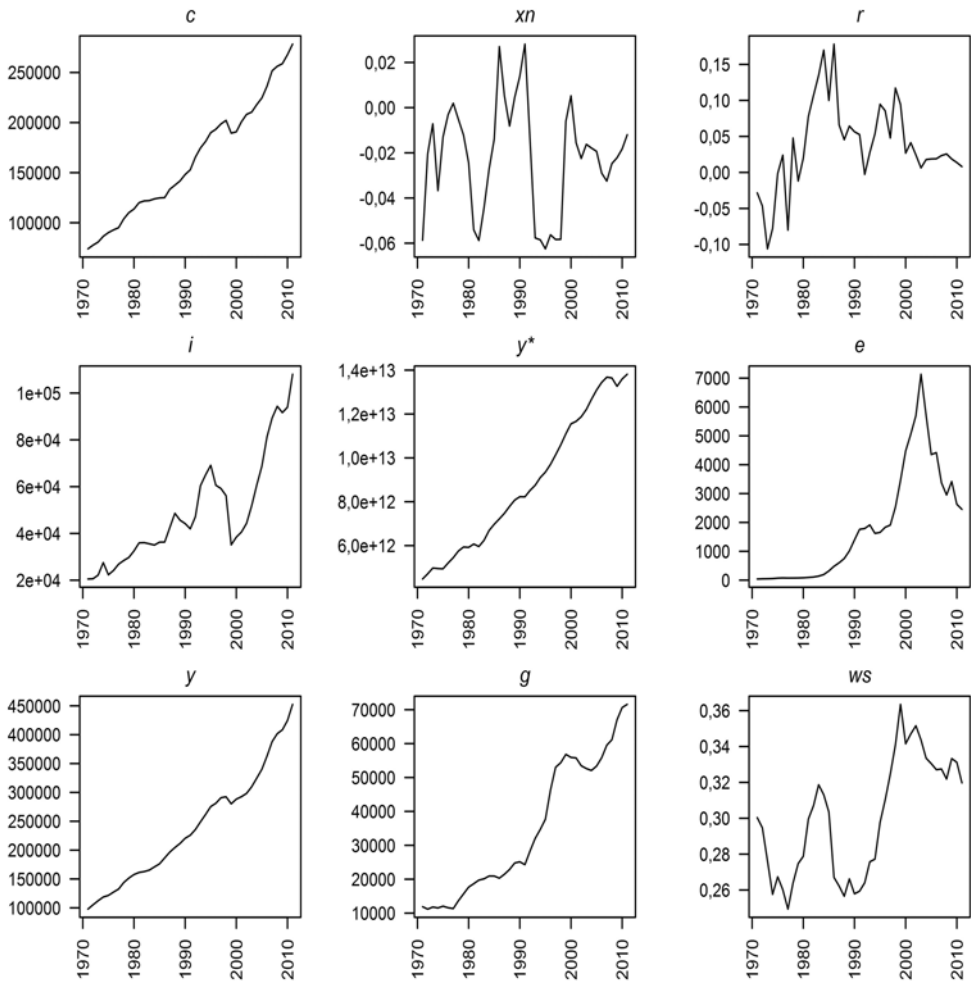
Anexo A. Análisis de estacionariedad de las variables

Adicional al criterio de las pruebas de raíces unitarias, la estabilidad de una serie también puede ser juzgada a través de un autocorrelograma. A juzgar por los autocorrelogramas en el Gráfico A1, no es del todo claro establecer cuáles series son estables. Una serie estable se caracteriza porque su función de autocorrelación se desvanece rápidamente, como es el caso de la tasa de interés real (r). Los autocorrelogramas del PIB (y), del consumo (c) y la participación de los salarios en el PIB (ws) aparentemente se desvanecen de manera relativamente rápida, pero dado los comportamientos de estas series se espera que presenten los síntomas de una serie no estacionaria, pues no exhiben estabilidad en media.

No obstante, al emplear un test de raíz unitaria se obtienen resultados más acordes con lo esperado. En la Tabla 1 de la sección III.A se reportaron el test Aumentado de Dickey-Fulllery y el test KPSS para las series en niveles. Para juzgar la presencia o ausencia de raíz unitaria en cada uno de estos test, se adoptó un nivel de significancia del 5 %, o lo que es lo mismo, un nivel de confianza del 95 %. En esa tabla se reportaron el estadístico de prueba, el valor crítico y la conclusión que se deriva del test, siendo visible que, de acuerdo a ambas pruebas, la mayoría de las series no son estacionarias. Es a partir de estos resultados que se decide calcular la tasa de variación de las series no estables, con el fin de remover la fuente de inestabilidad (como por ejemplo una tendencia). En el Gráfico A3 se muestran las funciones de autocorrelación

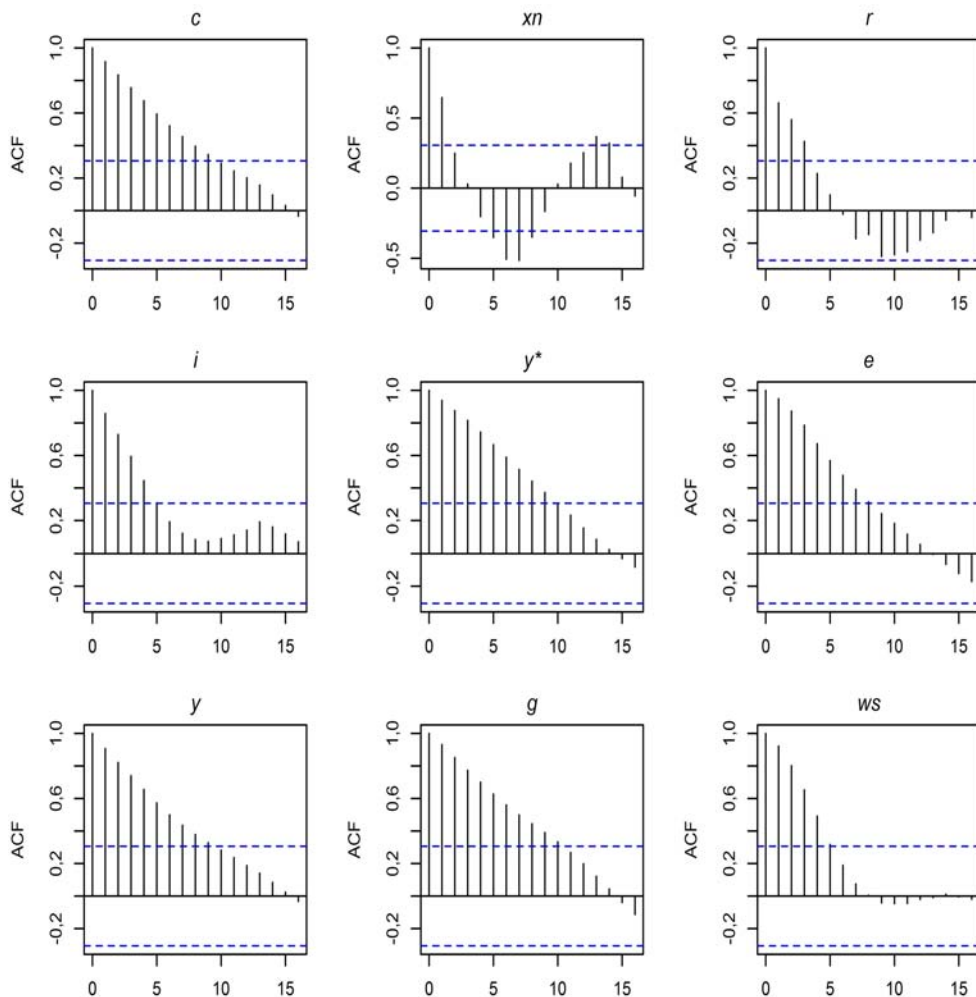
de las tasas de variación de las series, donde se observa que esas funciones se desvanecen rápidamente, lo cual es un síntoma de estacionariedad.

Gráfico A1. *Las variables de estudio en niveles*



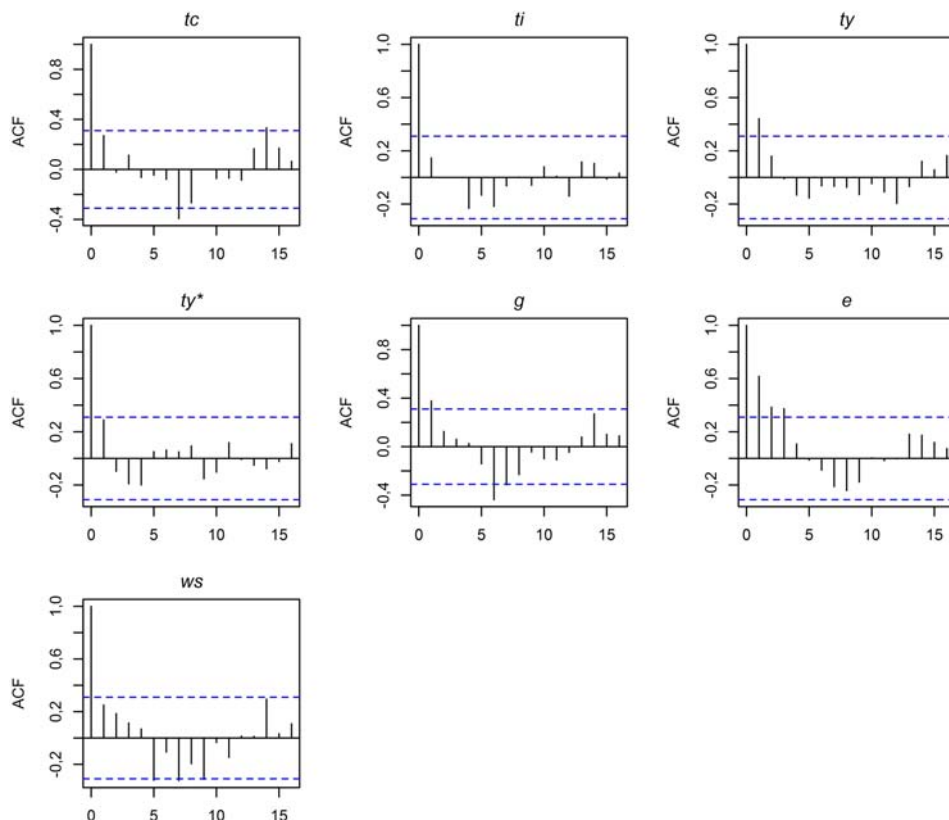
Fuente: cálculo de los autores con base en cifras de la CEPAL.

Gráfico A2. Funciones de autocorrelación de las variables de estudio en niveles



Fuente: cálculo de los autores con base en cifras de la CEPAL.

Gráfico A3. *Funciones de autocorrelación de las variables diferenciadas (en tasas de variación)*



Fuente: cálculo de los autores con base en cifras de la CEPAL.

En la Tabla 2 de la sección III.A se reportaron los resultados de las pruebas ADF y KPSS sobre las tasas de variación de las series, para las cuales se había hallado una raíz unitaria cuando se miden en niveles. En dicha tabla se observa claramente que la diferenciación que se hace de las series para calcular sus tasas de variación en efecto remueve los componentes de inestabilidad. Por lo tanto, ambos tests indican la estacionariedad de las series.

Anexo B. Diagnósticos del modelo del VAR

La siguiente Tabla B1 permite establecer que el modelo VAR(1) –cuya estimación se reportó en la Tabla 4 de la sección IV.A– es un modelo estable, puesto que sus raíces se encuentran dentro del círculo unitario.

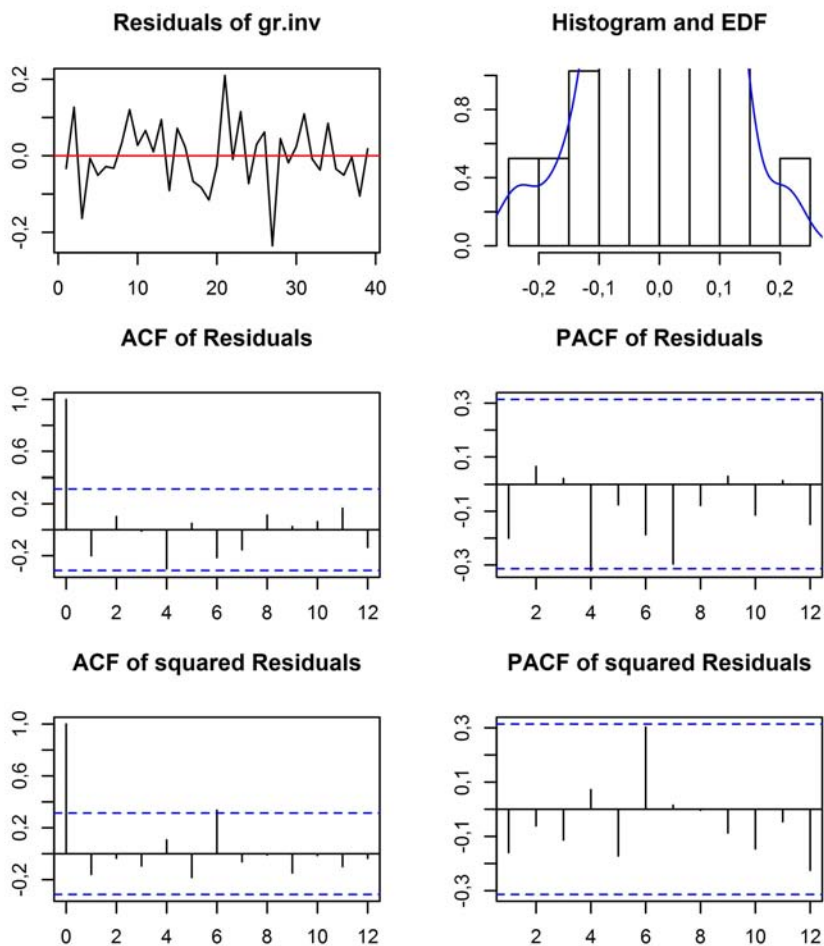
Tabla B1. Raíces del polinomio característico del modelo VAR

Valores Propios	0,531	0,245	0,245	0,095
-----------------	-------	-------	-------	-------

Fuente: elaboración propia.

Los autocorrelogramas de los residuales permiten establecer si hay síntomas de mala especificación en el modelo VAR(1) estimado. Un modelo bien especificado debe poseer residuales ruido blanco posiblemente, aunque no necesariamente, gaussianos. Unos residuales ruido blanco se caracterizan por la ausencia de autocorrelación y heteroscedasticidad. La presencia de autocorrelación se puede descartar analizando los autocorrelogramas de los residuales, mientras la heteroscedasticidad se puede detectar analizando los autocorrelogramas de los residuales al cuadrado. Tomemos, por ejemplo, la ecuación de inversión. De acuerdo al gráfico de la primera fila del Gráfico B1, es posible establecer que los residuales de la ecuación de la tasa de variación de la inversión fluctúan alrededor de cero. Además, a partir de las gráficas de la segunda fila es visible que la autocorrelación residual en la ecuación de inversión es despreciable. Finalmente, las gráficas de la tercera fila permiten discernir que no hay síntomas evidentes de heteroscedasticidad, puesto que el autocorrelograma de los residuales al cuadrado no muestra cortes apreciables. Un análisis en estas mismas líneas se puede establecer para las ecuaciones restantes.

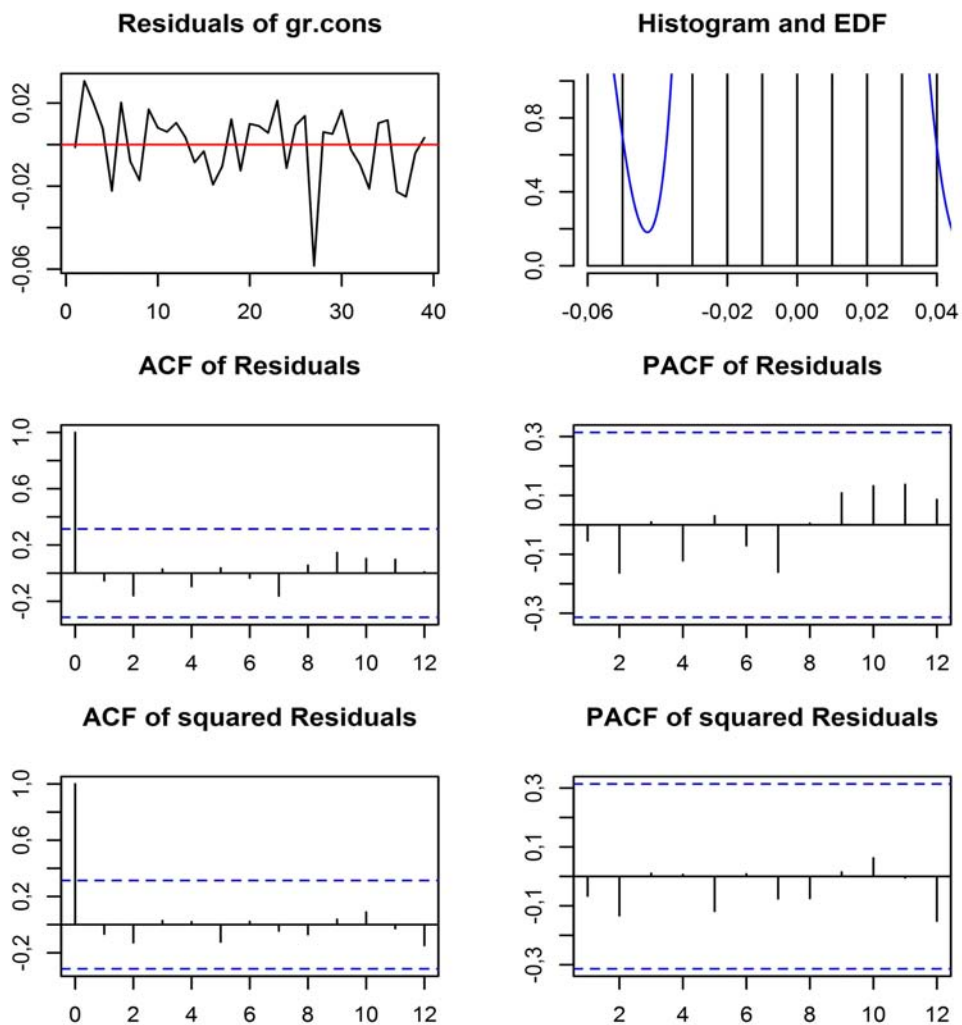
Gráfico B1. *Autocorrelogramas de los residuales: ecuación de la tasa de variación de la inversión*



Fuente: cálculo de los autores con base en cifras de la CEPAL.

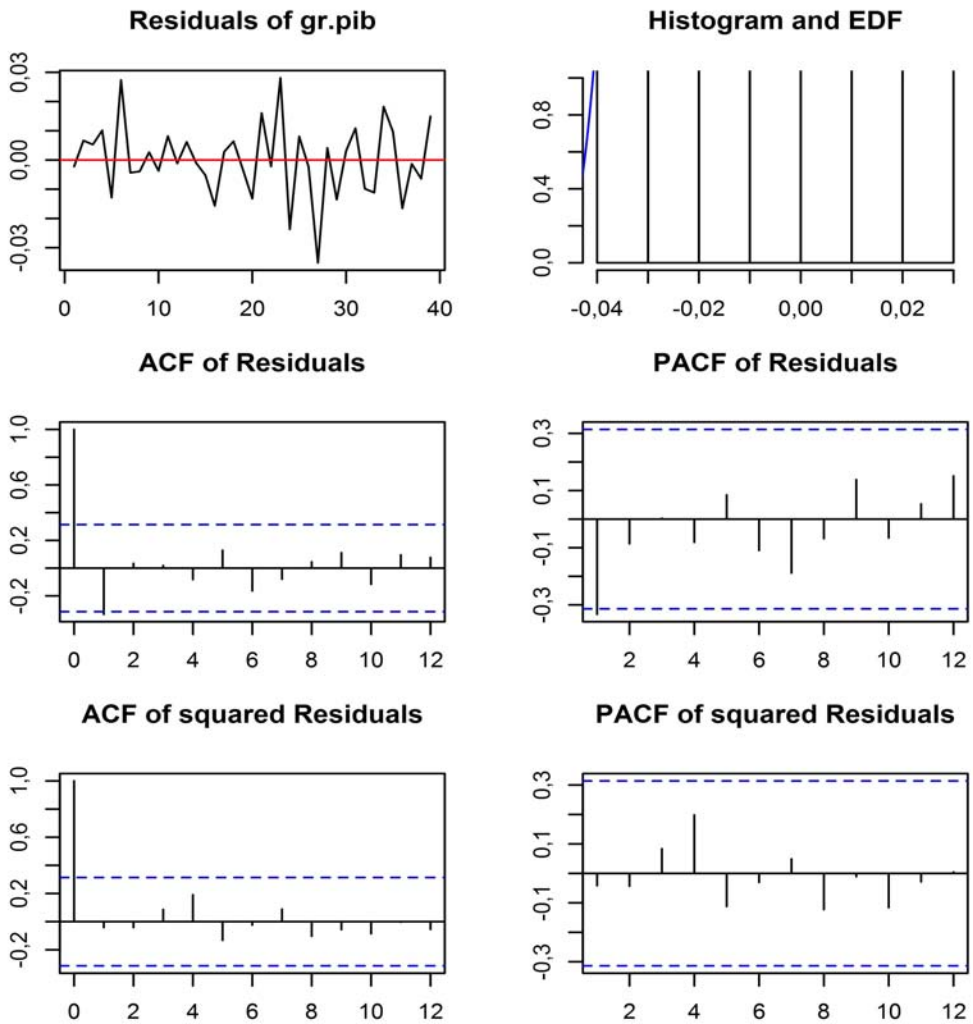
Este mismo análisis se puede hacer para las ecuaciones de consumo, del PIB y de las exportaciones, utilizando los Gráficos B2, B3 y B4, respectivamente.

Gráfico B2. Autocorrelogramas de los residuales: ecuación de la tasa de variación del consumo



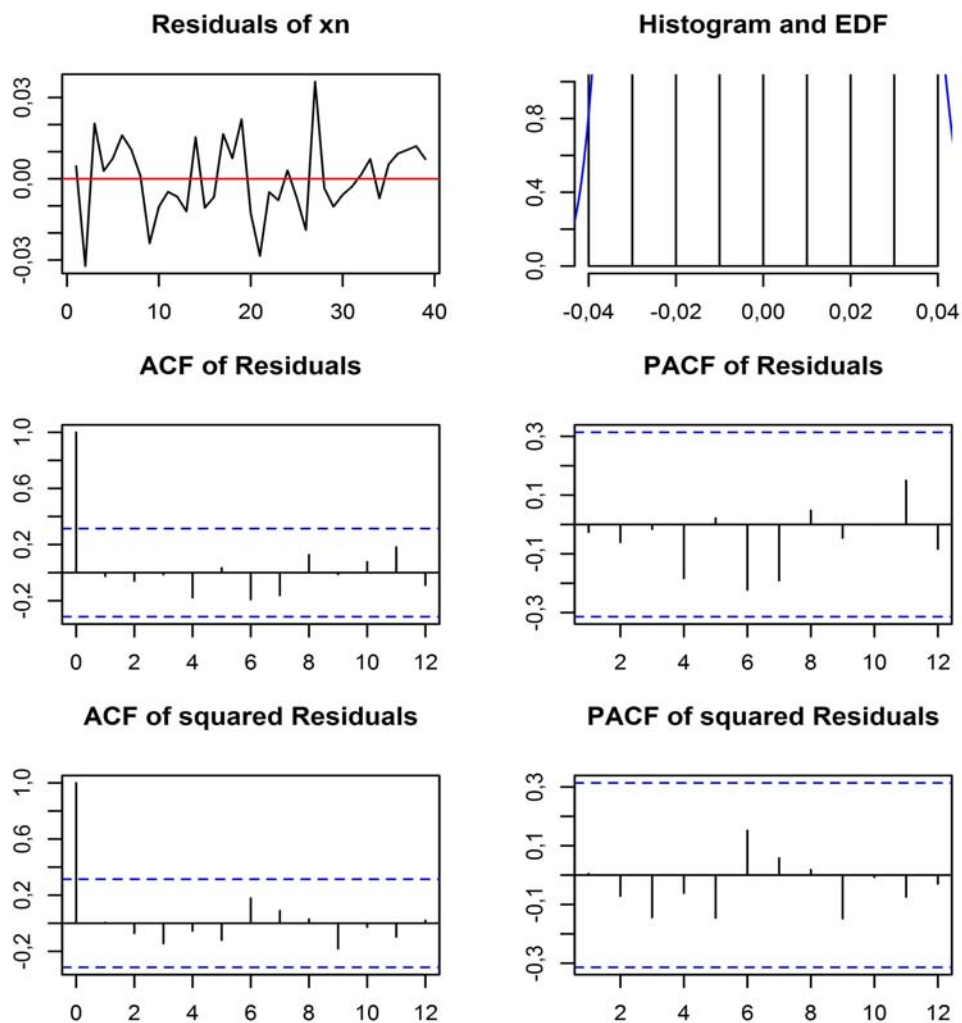
Fuente: cálculo de los autores con base en cifras de la CEPAL.

Gráfico B3. Autocorrelogramas de los residuales: ecuación de la tasa de variación del PIB



Fuente: cálculo de los autores con base en cifras de la CEPAL.

Gráfico B4. Autocorrelogramas de los residuales: ecuación de exportaciones netas



Fuente: cálculo de los autores con base en cifras de la CEPAL.

Referencias

- ALARCO, Germán (2014). “Participación salarial y crecimiento económico en América Latina, 1950-2011”, *Revista CEPAL*, No. 113, pp. 43-60.
- ARANGO, Luis Eduardo; POSADA, Carlos Esteban; URIBE, José Darío (2005). “Cambios en la estructura de los salarios urbanos en Colombia (1984-2000)”, *Lecturas de Economía*, Vol. 63, pp. 9-42.
- BHADURI, Amit & MARGLIN, Stephen (1990). “Unemployment and the Real Wage: The Economic Basis for Contesting Political Ideologies”, *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 14, No. 4, pp. 375-393.
- CÁRDENAS, Mauricio & BERNAL, Raquel (1995). “Wage Inequality and Structural Reform: Evidence from Colombia”, Fedesarrollo. Recuperado de: <http://hdl.handle.net/11445/1679> (17 de septiembre de 2016).
- CASTRO, Carlos (2003). “Sistema de modelos multivariados para la proyección del producto interno bruto”, *Archivos de Economía DNP*, No. 232. Dirección de Estudios Económicos, Departamento Nacional de Planeación, Colombia.
- COATSWORTH, John Henry (2008). “Inequality, institutions and economic growth in Latin America”, *Journal of Latin American Studies*, Vol. 40, No. 3, pp. 545-569.
- HEIN, Eckhard & VOGEL, Lena (2007a). “Distribution and growth reconsidered – empirical results for Austria, France, Germany, the Netherlands, the UK and the USA”, *Working Paper*, 3/2007. Macroeconomic Policy Institute (IMK) in the Hans Boeckler Foundation.
- HEIN, Eckhard & VOGEL, Lena (2007b). “Distribution and growth in France and Germany – single equation estimations and model simulations based on the Bhaduri/Marglin-model”, *Working Paper*, 4/2007. Macroeconomic Policy Institute (IMK).
- LAVOIE, Marc & STOCKHAMMER, Engelbert (2012). “Wage-led growth: Concept, theories and policies”, *Conditions of Work and employment Series*, No. 41. International Labour Organization, Ginebra.

- LINDENBOIM, Javier (2008). “Distribución funcional del ingreso, un tema olvidado que reclama atención”, *Problemas del Desarrollo*, Vol. 39, No. 153, pp. 83-117.
- LOAIZA, Osmar & SIERRA, Ana Milena (2010). “Salarios, demanda agregada y desempeño económico: un debate no resuelto”, *MPRA Paper*, No. 42669. University Library of Munich, Alemania.
- NAASTEPAD, C.W.M. & STORM, Servaas (2006) “OECD demand regimes (1960–2000)”, *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 29, No. 2, pp. 213-248.
- NIKIFOROS, Michalis (2014). “Distribution-led Growth in the Long Run”, *Working Paper*, No. 814. Levy Economics Institute of Bard College, New York, Estados Unidos.
- OCAMPO, José Antonio (1987). “Crisis mundial y cambio estructural (1929-1945)”, En: *Historia Económica de Colombia* (1ª Ed.) (pp.281-330). Bogotá: Siglo veintiuno editores.
- ONARAN, Ozlem & STOCKHAMMER, Engelbert (2005). “Do Profits Affect Investment And Employment? An Empirical Test Based On The Bhaduri-Marglin Model”, *Working Papers Series: Growth and Employment in Europe: Sustainability and Competitiveness*, No. 44, Vienna University of Economics and Business Administration. Recuperado de: <http://epub.wu.ac.at/1534/1/document.pdf> (17 de septiembre de 2016).
- PALLEY, Thomas (2014). “Rethinking wage vs. profit-led growth theory with implications for policy analysis”, *Working Paper*, No. 141. Macroeconomic Policy Institute (IMK).
- STOCKHAMMER, Engelbert & ONARAN, Ozlem (2004). “Accumulation, distribution and employment: a structural VAR approach to a Kaleckian macro model”, *Structural Change and Economic Dynamics*, Vol. 15, No. 4, pp. 421–447.
- STOCKHAMMER, Engelbert & ONARAN, Ozlem (2012). “Wage-led growth: Theory, Evidence, Policy”, *Working Paper Series*, No. 300. Political Economy Research Institute, University of Massachusetts.

Loaiza, Tobón e Hincapié: Impacto de la distribución funcional del ingreso sobre el producto...

STOCKHAMMER, Engelbert; ONARAN, Ozlem & EDERER, Stefan (2009). "Functional income distribution and aggregate demand in the Euro-area", *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 33, No. 1, pp.139-159.

URRUTIA, Miguel & RUIZ, Mauricio (2010). "Ciento setenta años de salarios reales en Colombia", *Ensayos sobre Política Económica*, Vol. 28, No. 63, pp. 154-189.