

Crecimiento y distribución del ingreso en Uruguay.

Una aproximación desde el lado de la demanda,
1908 – 2017.

Pablo Manuel Marmissolle Sosa

Programa de Maestría en Economía de la Facultad de Ciencias
Económicas, Universidad de la República.

Montevideo - Uruguay

Octubre de 2019

Crecimiento y distribución del ingreso en Uruguay.

Una aproximación desde el lado de la demanda,
1908 – 2017.

Pablo Manuel Marmissolle Sosa

Tesis de Maestría presentada al Programa de Maestría en Economía de la Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República, como parte de los requisitos para la obtención del título de Magíster en Economía.

Director de tesis:

Profesor Titular Dr. Henry Willebald

Codirector de tesis:

Profesora Asistente Mag. Sabrina Siniscalchi

Director académico:

Profesor Titular Dr. Henry Willebald

Montevideo - Uruguay

Octubre de 2019

INTEGRANTES DEL TRIBUNAL DE DEFENSA DE TESIS

Ejemplo: Profesor Titular Dr. Nombre Apellido

Ejemplo: Profesor Titular Dr. Nombre Apellido

Ejemplo: Profesor Titular Dr. Nombre Apellido

Montevideo - Uruguay

Octubre de 2019

*A Luzmar y Gustavo,
los primeros en enseñarme economía*

Agradecimientos

En primer lugar agradezco el apoyo recibido de parte de mis tutores, Sabrina Siniscalchi y Henry Willebald, sin el cual no habría sido posible realizar este trabajo. Sus aportes y comentarios desde la definición misma de la pregunta de investigación, su guía e introducción en la literatura post-keynesiana y su dedicación en el rol de tutores han sido invaluable a lo largo de este proceso.

Corresponde también destacar los valiosos comentarios de Paola Azar y Verónica Amarante, profesoras de Seminario de Tesis, y de Lucia Rosich, comentarista del proyecto de tesis, cuyos aportes contribuyeron a dar forma tanto a los objetivos e hipótesis de este trabajo como a la estrategia empírica utilizada.

Un particular agradecimiento merecen los grupos de Desigualdad y Pobreza, Historia Económica y Análisis Macroeconómico y Comercio, del Instituto de Economía (IECON). Debo agradecer especialmente a Joan Vilá, Carolina Román y Gabriela Mordecki, quienes me proporcionaron gran parte de los datos necesarios para el trabajo y guiaron en los primeros pasos del procesamiento de los mismos. En el mismo sentido, los comentarios y sugerencias de Bibiana Lanzilotta y Matías Brum han sido una referencia sumamente valiosa para la utilización de las técnicas econométricas empleadas en las estimaciones.

Haber tenido la oportunidad de presentar avances de este trabajo en distintas instancias ha contribuido significativamente a la mejora del mismo. Le debo mi agradecimiento a Luis Bértola y María de las Mercedes Menéndez por sus valiosos comentarios en el VI Congreso Latinoamericano de Historia Económica, a Carolina Román y Matías Brum por sus aportes en el marco de la presentación en el Taller del Grupo de Historia Económica del IECON, a Reto Bertoni, Camilo Martínez, Cecilia Lara y Jorge Álvarez por las sugerencias realizadas en el Seminario del Programa de Historia Económica y Social de la Facultad de Ciencias Sociales y a Paola Azar y Miguel Carriquiry por sus comentarios en el Seminario del Instituto de Economía.

A mis colegas del Instituto de Economía, María Inés Moraes, Maximiliano Presa, Carolina Romero, Marcelo Dianessi, Rebeca Riella y Gastón Díaz, les debo un profundo agradecimiento por los comentarios recibidos a lo largo de este trabajo.

Destaco también mi agradecimiento a Maite Rubira, colega, compañera de estudio y amiga cuyos comentarios y apoyo han sido muy significativos a lo largo de este trabajo. Por último, agradezco especialmente a Luana Méndez, quien en su múltiple rol de novia, colega y compañera de maestría me ha brindado su apoyo incondicional y ha contribuido con innumerables comentarios durante los largos meses de estudio y trabajo que la Tesis insumió. Gracias.

Resumen

Este trabajo busca identificar de qué forma los cambios en la distribución funcional del ingreso incidieron en el crecimiento económico de Uruguay en el largo plazo (1908-2017). Mediante un modelo neo-kaleckiano de crecimiento dirigido por la demanda se mide cómo la cuota de salarios, la cuota de beneficios y la cuota de rentas (participación de los salarios, beneficios y rentas de la tierra en el producto, respectivamente) han impactado en el crecimiento del consumo, inversión, exportaciones e importaciones; en función de este impacto, se identifican los diferentes regímenes de crecimiento que ha atravesado el país en el periodo mencionado. Los resultados obtenidos muestran que aumentos en la cuota de beneficios han impactado negativamente en el crecimiento económico de Uruguay, impacto negativo que se habría acentuado desde comienzos de la década de los setenta; la cuota de rentas, por su parte, ha incidido negativamente en el crecimiento del país hasta fines de los sesenta, pasando posteriormente a afectarlo de forma positiva. La cuota de salarios incidió positivamente en crecimiento económico durante todo el periodo de análisis. Los resultados de esta investigación buscan contribuir a la comprensión histórico-económica de los efectos de la distribución funcional del ingreso sobre el crecimiento económico, así como a la discusión de cuál debió haber sido el énfasis distributivo de las políticas para favorecer al crecimiento; las estimaciones realizadas sugieren que las políticas públicas debieron favorecer una mayor participación de los salarios en el ingreso para promover un mayor crecimiento económico.

Palabras clave

Crecimiento Económico de Largo Plazo; Distribución Funcional del Ingreso; Regímenes de Crecimiento; Uruguay.

Clasificación JEL: E12, N16, N36, O49

Abstract

This work seeks to identify how changes in the functional distribution of income have had an impact on Uruguayan economic growth in the long-run (1908-2017). Through a neo-kaleckian model of demand-led growth, the impact of changes in the wage, profit and rent shares in total product on the growth of consumption, investment, exports and imports is measured. Based on this impact, the different growth regimes that the country has transited in the aforementioned period are identified. The identification of wage-led, profit-led, or a possible rent-led, regimes depends on the influence that changes in these shares have had on aggregate demand. The results show that, on the one hand, increases in the profit share harmed economic growth in Uruguay in the long-run. This negative impact has been greater since the beginning of the seventies. On the other hand, an increase in the rent share had a negative effect on growth until the end of the 1960's, but later was reverted. Rises in the wage share stimulated economic growth during the entire period under study. The results of this research improve the historical-economic understanding of the effects of the functional income distribution on economic growth. Furthermore, it illuminates the discussion regarding which policies would have best promoted economic growth through their distributive impact. The estimations suggest that public policies should have favored greater participation of wages in income to promote economic growth.

Keywords

Crecimiento Económico de Largo Plazo; Distribución Funcional del Ingreso; Regímenes de Crecimiento; Uruguay.

JEL Codes: E12, N16, N36, O49

Tabla de Contenido

Introducción _____	1
Fundamentos Teóricos _____	2
Justificación.....	2
Antecedentes	5
Marco Teórico	9
Hipótesis.....	14
Estrategia de Análisis _____	17
Modelo de Análisis	18
Fuentes e información utilizada	22
Estimación del Modelo de Análisis.....	25
Resultados obtenidos _____	27
Impacto sobre el crecimiento económico.....	34
Distribución del ingreso y crecimiento: una relación de largo plazo.....	38
Uruguay: crecimiento wage-led en una pequeña economía periférica	47
Conclusiones _____	49
Referencias Bibliográficas _____	51
Anexos _____	1
Anexo A: Test de raíz unitaria de las series utilizadas para las estimaciones.....	1
Anexo B: Especificación alternativa (OLS).....	27
Anexo C: Test de Normalidad de los residuos.....	31
Anexo D: Test de Autocorrelación de los residuos.....	42
Anexo E: Estimaciones ARDL de los componentes del producto.....	86
Anexo F: Correlación entre tasa y cuota de beneficios.....	105

Introducción

El objetivo general de este trabajo es identificar de qué forma los cambios en la distribución del ingreso entre perceptores de retribuciones por capital, trabajo y rentas de la tierra incidieron en el crecimiento económico de Uruguay en el largo plazo; se utiliza un modelo de crecimiento dirigido por la demanda para identificar el régimen de crecimiento del país en el periodo 1908 – 2017. Por la extensión del periodo de análisis y los cambios institucionales y estructurales que hubo en el mismo, la estimación de la incidencia de los cambios distributivos en el crecimiento económico se realiza tanto para la totalidad del periodo 1908 – 2017, como para los sub-periodos 1908 – 1967 y 1968 – 2017. Se eligió 1968 como año de corte por los efectos que pudo haber tenido la congelación de precios y salarios decretada el 28 de junio de ese año por el gobierno del entonces presidente Jorge Pacheco Areco sobre las posibilidades de consumo de los asalariados que, como se verá más adelante, es uno de los principales mecanismos a través de los cuales los cambios en la distribución del ingreso impactan en el crecimiento.

Para lograr el objetivo planteado, en la presente Tesis se responde la siguiente pregunta: ¿cómo afectaron los cambios en la distribución funcional del ingreso al proceso de crecimiento económico en Uruguay?

El marco teórico utilizado permite enfocar la respuesta a esta pregunta de investigación tanto en términos de la proporción del ingreso apropiado por los trabajadores como en la proporción del ingreso apropiada por los perceptores de ingresos no salariales. Por cuestiones metodológicas del modelo de análisis, se optó por poner el foco en los beneficios y rentas de la tierra, aunque cabe destacar que la participación de los trabajadores también podría ponerse en el foco del problema. De hecho, como se verá más adelante, se plantearon especificaciones alternativas al modelo de análisis en las que se incluyó la participación de los asalariados en el ingreso en lugar de los ingresos por beneficios y rentas.

La Tesis se estructura de la siguiente manera:

En primer lugar, se plantean los fundamentos teóricos, comenzando por la justificación y fundamentación del problema y siguiendo con los antecedentes teóricos y empíricos de este trabajo, el marco teórico utilizado y las hipótesis propuestas. En segundo lugar, se plantea la estrategia de análisis, las fuentes e información utilizadas y el modelo de análisis con el cual se testean las hipótesis. En tercer lugar, se exponen los resultados obtenidos en las distintas estimaciones y se analizan a la luz de los acontecimientos histórico-económicos más relevantes. Posteriormente, se contrastan los resultados con los obtenidos por otros autores para otros países y regiones del mundo. Por último, se presentan las conclusiones y la agenda futura.

Fundamentos Teóricos

Estudiar el crecimiento económico en un enfoque de largo plazo y desde el lado de la demanda no ha sido frecuente en la literatura económica e histórico-económica latinoamericana en general y uruguaya en particular; por este motivo, esta sección comenzará con una justificación y fundamentación del objetivo planteado. Posteriormente, se plantearán los antecedentes, incluyendo aquellos en los que se ha estudiado la evolución de la distribución funcional del ingreso en Uruguay y países de la región, aquellos en los que se ha abordado el vínculo entre crecimiento económico de largo plazo y distribución del ingreso, investigaciones que han analizado el crecimiento de Uruguay “por el lado de la demanda” y trabajos (teóricos y empíricos) sobre regímenes de demanda y de crecimiento. Más adelante se expondrá el marco teórico utilizado y las hipótesis que se proponen.

Justificación

El magro desempeño en materia de crecimiento de la economía uruguaya durante el siglo pasado y su gran volatilidad es frecuentemente señalado como uno de los motivos por los cuales el ingreso per cápita de los uruguayos ha disminuido sistemáticamente en relación a los países desarrollados (Oddone, 2010) (más allá de esporádicos episodios de acercamiento). Partiendo de una situación similar en materia de ingresos per cápita a comienzos del siglo XX, Uruguay ha mostrado un desempeño en términos de crecimiento económico notoriamente más bajo que el de Europa y Norteamérica,¹ lo cual podría mostrar indicios de problemas en el proceso de acumulación de capital.

Varios autores señalan que Uruguay ha seguido tres grandes patrones de desarrollo a lo largo de su historia (Azar et al., 2009; Bertino et al., 2001; Bértola, 2005; Oddone, 2010). Hasta la depresión de la década de los treinta nuestra economía se caracterizó por seguir un modelo agroexportador, que en la década siguiente dio paso al modelo industrializador enfocado en la producción de bienes de consumo destinados al mercado interno (industrialización por sustitución de importaciones – ISI) y liderado por el estado. El fracaso de la ISI dio lugar a un proceso de desregulación y re apertura comercial que se inicia, muy lentamente, en la década de 1960 y que se delinea claramente luego del golpe de estado militar (1973); este nuevo patrón liberalizador es, en gran medida, comparable con el modelo agroexportador, aunque difiere en el rol adoptado por el Estado (Azar et al., 2009) y en el fomento de las exportaciones de bienes no tradicionales, particularmente hacia países de la región (Bértola, 2010). Luego de la crisis de 2002, el modelo

¹ El PIB per cápita de Uruguay en 1900 – 1910 se encontraba cerca del 70% del promedio de Alemania, Estados Unidos, Francia y Reino Unido; en 1990 – 2001, este porcentaje cayó a 37% (Oddone, 2010)

liberal-exportador ha procesado diversos cambios, como la creciente regulación del mercado de trabajo (particularmente por la reinstauración de los Consejos de Salarios), cuya consecuencia directa ha sido un rápido incremento del salario real y de los niveles de consumo, y la instrumentación de medidas de política tendientes a dar soporte a áreas de carácter estratégico como biotecnología, ciencias de la salud y TIC (Bértola et al, 2014).

En el plano internacional, desde la crisis de 2008 se han acentuado las críticas y cuestionamientos al modelo de crecimiento económico vigente, tanto en países desarrollados como países en vías de desarrollo. Varios estudios han señalado la importante caída en la participación de las remuneraciones de asalariados en el Producto Bruto Interno (PIB) desde la década de 1980 (Stockhammer, 2013), así como un fuerte proceso de concentración del ingreso (Piketty, 2014). A nivel latinoamericano, se destaca el agotamiento del crecimiento basado en el *boom* de los precios de *commodities* (CEPAL, 2010). Estos cuestionamientos están directamente relacionados con el concepto de régimen de crecimiento –que se definirá con mayor profundidad en el Marco Teórico– el cual, en términos generales, depende de la influencia que haya tenido la distribución del ingreso en el crecimiento económico en un periodo determinado. Como señalan Alarco y Castillo (2018), los resultados sobre el régimen de crecimiento, o sea su identificación, pueden ser de gran utilidad para definir cuál debió haber sido el énfasis distributivo de las políticas públicas para contribuir al crecimiento económico. En este sentido, aumentos en la cuota de ingresos no salariales (participación de los beneficios y rentas en el ingreso total) pueden impactar negativamente en el producto de la economía, en cuyo caso el régimen de crecimiento se considera basado en los salarios (*wage-led*); mientras que si los aumentos en la cuota de ingresos no salariales impactan positivamente en el producto, el régimen se considera basado en los beneficios (*profit-led*).

En Uruguay, la evidencia empírica muestra que existen sólo dos momentos de sostenido crecimiento de la participación de los salarios en el producto: los años de la ISI y el final del periodo de análisis (ver gráfico 1), y que en términos comparados, la cuota de salarios siempre ha sido muy baja con respecto a la de otros países de características estructurales similares a Uruguay (Siniscalchi y Willebald, 2017, 2018).² La baja participación de los salarios en el ingreso (y sus fuertes ajustes) podría ser una de las explicaciones del proceso de divergencia vivido por el país en el periodo analizado. En este sentido, y si bien analizar la convergencia/divergencia del país no es el objetivo de este trabajo, la identificación del régimen de crecimiento de Uruguay en el largo plazo podría aportar más elementos a la interpretación del *declive* (Oddone, 2010).

En este sentido, si el análisis aquí planteado identifica que ha habido un régimen de

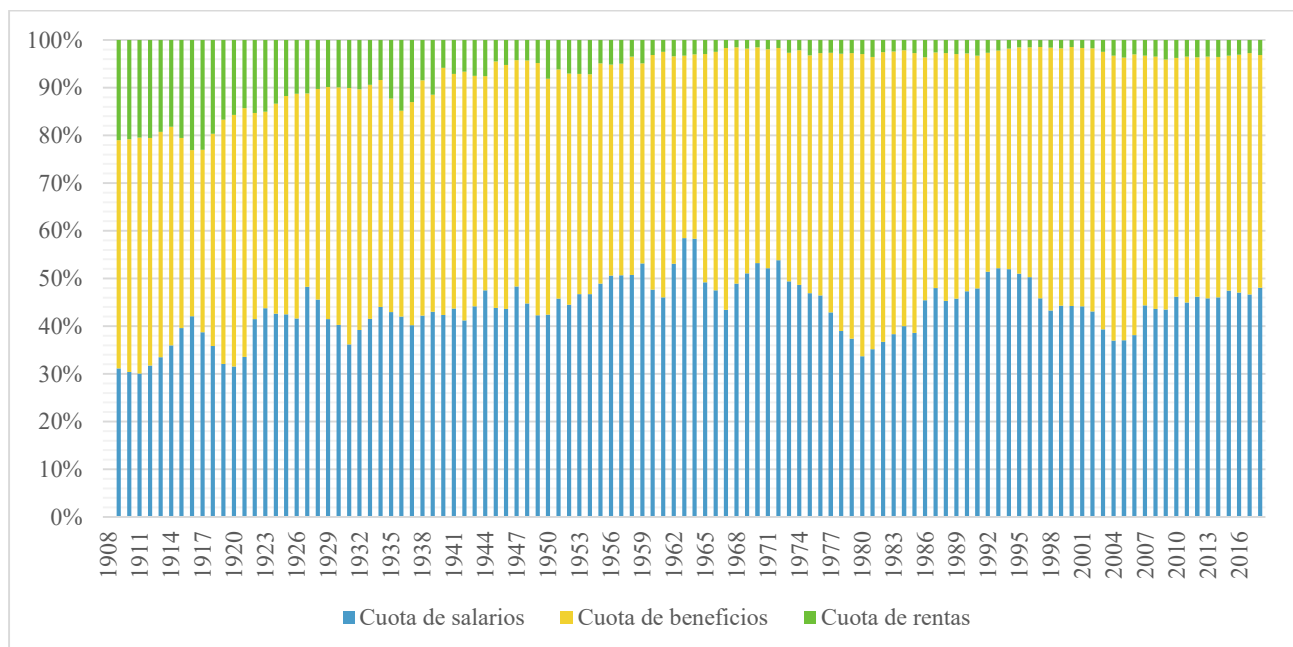
² La participación de los salarios en el ingreso ha rondado el 65% en países desarrollados, mientras en Uruguay ha promediado 43% del ingreso total (Siniscalchi y Willebald, 2018).

crecimiento basado en los salarios, puede interpretarse que parte del magro desempeño que ha tenido la economía uruguaya en el largo plazo puede deberse a los fuertes procesos de ajuste distributivo que ha vivido el país. Esta posible conclusión, sin embargo, no conlleva necesariamente una recomendación de política. Es decir, concluir que el régimen de crecimiento ha sido *wage-led* en determinado periodo podría indicar que el crecimiento económico “futuro” del país se beneficiaría de políticas redistributivas a favor de los salarios, pero esto no tiene porqué ser así a priori.

Como plantea Palley (2014b), el carácter *wage-led* o *profit-led* de una economía no es necesariamente exógeno, sino que puede verse afectado por las decisiones de política tomadas a partir de determinado momento; en este sentido, Palley (2014b) plantea lo que podría entenderse como un análogo post-keynesiano de la crítica de Lucas.

Gráfico 1

Participación de salarios, beneficios y rentas en el PIB (a costo de factores).



Fuente: Siniscalchi y Willebald (2018) y estimaciones propias (2014 – 2017).

Por otra parte, con este trabajo se espera contribuir a la comprensión histórico-económica de los efectos de la distribución del ingreso, en términos funcionales, sobre el crecimiento económico. Siguiendo a Bengtsson y Stockhammer (2018), se considera que la comprensión general que el *mainstream* ha logrado sobre los efectos de la moderación salarial en el crecimiento económico es parcial, ya que en general solo se ha considerado el efecto de los salarios sobre la inversión, sin prestar atención a la conexión entre la distribución del ingreso y el consumo. Como plantean Lavoie y Stockhammer (2013), “debemos ir más allá de la visión microeconómica de los salarios como un costo que tiene consecuencias negativas en la economía, y considerar las dinámicas macroeconómicas positivas asociadas con los salarios como un componente importante de la demanda agregada” (Lavoie y Stockhammer, 2013:2, traducción propia).

Antecedentes

Para organizar la sección de antecedentes, se decidió incluir, en primer lugar, aquellos trabajos en los que se ha analizado la distribución funcional del ingreso en Uruguay y en la región; luego, se expondrán las investigaciones referidas a Uruguay, en las cuales se haya estudiado el vínculo entre crecimiento económico y distribución del ingreso en perspectiva de largo plazo. En tercer lugar, se incluirán las investigaciones que han abordado el crecimiento de Uruguay “por el lado de la demanda”, presentándose, por último, a los trabajos (teóricos y empíricos) sobre regímenes de demanda y de crecimiento (en el mundo).

Desde la gran recesión internacional de 2008 ha habido un interés creciente en el estudio de los vínculos entre la distribución del ingreso, en particular la distribución funcional (dejada de lado a partir de los años setenta por el interés predominante en la distribución personal del ingreso) y el crecimiento de las economías; sin embargo, el análisis conjunto de estas dos variables desde la perspectiva analítica que aquí se presenta no se ha realizado para economías pequeñas, abiertas y en desarrollo, y tampoco para el caso particular de Uruguay. Los mencionados trabajos de Siniscalchi y Willebald (2017, 2018) constituyen un aporte muy importante en el análisis y la reconstrucción de datos para analizar la distribución funcional del ingreso, pero su objetivo no es discutir el vínculo entre ésta y crecimiento económico. En esa misma línea cabe destacar trabajos sobre otros países de la región como el de Kydiba y Vega (2015) para Argentina desde la segunda mitad del siglo pasado (con apertura sectorial), y Abeles et al. (2017) para nueve países latinoamericanos, a partir de 1990, también desde una perspectiva sectorial. Los autores encuentran que las diferencias en la participación de la remuneración de asalariados en el ingreso que se observan entre los países latinoamericanos en un momento determinado no solo se deben a las diferencias en la composición sectorial del producto entre los países, sino que, además, están relacionados a la dinámica distributiva dentro de cada sector, donde intervienen factores institucionales que regulan el funcionamiento del mercado laboral, diferentes formas de organización del trabajo y factores tecnológicos, entre otros. En esta Tesis se toman los datos sobre distribución funcional como exógenos, pero sería sumamente interesante entender qué está detrás de los cambios en la apropiación del ingreso entre clases sociales (aspecto que quedará en la agenda de trabajo).

Si bien en Uruguay ha habido importantes contribuciones a la discusión sobre la relación entre el proceso de crecimiento económico y los problemas distributivos, destacándose los trabajos del Instituto de Economía (1969), Bensión y Caumont (1979) y Macadar (1982); es de destacar que, en las últimas décadas del siglo XX, esta discusión fue perdiendo terreno dentro de la agenda de investigación uruguaya en pos de los análisis sobre poblaciones vulnerables primero, y de concentración del ingreso luego de la recuperación de la crisis de 2002.

Bértola (2005) volvió a poner sobre la mesa el vínculo entre crecimiento de largo plazo y distribución del ingreso, aunque su foco estaba en la distribución personal y no en la funcional. Realizando un análisis desde 1870, y buscando discutir la relación distribución-crecimiento en términos de la curva de Kuznets, Bértola realiza un estudio comparado del desempeño de Uruguay, Argentina, Australia y Nueva Zelanda, concluyendo que se puede observar un patrón común en estos países, y en el caso concreto de Uruguay no aparecen correlaciones estables entre crecimiento y desigualdad a largo plazo, ni tampoco a lo largo de las fases de los movimientos cíclicos tipo Kuznets.

La aplicación de modelos de crecimiento “por el lado de la demanda” ha sido poco frecuente en el análisis de la economía uruguaya; aunque no hay antecedentes que se centren en el impacto de la distribución funcional del ingreso en la demanda, y de ésta sobre el crecimiento, sí hay trabajos que le dan a la demanda (principalmente a la demanda externa) un rol protagónico a la hora de explicar el desempeño macroeconómico en el largo plazo. Bértola y Porcile (1998), Pardo y Reig (2002), Duque y Román (2003), Millán y Donnángelo (2006) y Álvarez y Falkin (2008), aunque con distintos enfoques y objetivos, han hecho énfasis en la ley de Thirlwall y la restricción de balanza de pagos como uno de los determinantes del crecimiento económico del país. En este trabajo se plantea un modelo de crecimiento dirigido por la demanda que, a diferencia de los anteriores, no se centra en los problemas de balanza de pagos y la ley de Thirlwall, sino que se basa en un marco conceptual neo-kaleckiano, marco teórico que permite dar una respuesta a la pregunta de investigación planteada (y en el que se basan los antecedentes empíricos que siguen).

La mayoría de los antecedentes que son una referencia clave para este trabajo, tanto por los modelos teóricos que desarrollan como por el diseño de la estrategia empírica y de las estimaciones econométricas, estudian economías desarrolladas o de características sustancialmente distintas a la economía uruguaya, por lo que esta investigación constituye una contribución relevante no solo por el estudio del caso uruguayo sino también por analizar el impacto de la distribución funcional del ingreso en el crecimiento de una economía pequeña y periférica, en el largo plazo. Es de destacar, sin embargo, la creciente (aunque incipiente) literatura sobre regímenes de crecimiento y distribución funcional en América Latina.

Los primeros análisis similares al que se desarrolla en este trabajo estaban centrados en los países desarrollados, particularmente la Zona Euro y Estados Unidos. En este sentido, Stockhammer y Onaran (2004) analizan Estados Unidos, Francia y Reino Unido, planteando un modelo VAR estructural para analizar la interacción entre acumulación de capital, capacidad utilizada, productividad del trabajo, tasa de desempleo y cuota de beneficios; concluyen que en estos países el efecto de la distribución funcional del ingreso sobre la demanda agregada y empleo es reducido, pero hallan evidencia de que el cambio técnico alteró la distribución del ingreso en favor de los capitalistas.

Stockhammer et al. (2008) aplican un modelo neo-kaleckiano para estudiar el régimen de

crecimiento de la Zona Euro (1962-2005), hallando que Europa tiene un régimen *wage-led*. Este hallazgo lleva a los autores a proponer y discutir distintas medidas de política para fomentar el crecimiento en los países de la Zona Euro, con una recomendación clara: dado el régimen de crecimiento de Europa, es aconsejable instrumentar políticas que fortalezcan los salarios reales y la participación de los trabajadores en el ingreso total, contrario al planteo de flexibilización del mercado laboral y mantener sueldos “cuidadosos con el empleo” (Stockhammer et al., 2008). Entre sus hallazgos empíricos más relevantes destacan lo siguiente: la proporción del ingreso apropiada por los trabajadores cayó 11,6% en el periodo 1981 – 2008, al mismo tiempo que las tasas de crecimiento económico estuvieron en este periodo muy por debajo de las tasas de las décadas anteriores. A la par de esto, muestran evidencia de que conforme la cuota de beneficios aumenta (y por tanto disminuye la cuota de salarios), el desempleo de los países de la Zona Euro aumenta. En cuanto al método de estimación, realizan modelos de corrección del error (ECM) cuando encuentran evidencia de cointegración entre las variables; cuando no encuentran evidencia de cointegración estiman un modelo de retardos distribuidos autorregresivos (ARDL) para determinar qué especificación de series de tiempo resulta apropiada.

Para Estados Unidos, Onaran et al. (2011) plantean un modelo en el que el ingreso de los propietarios de capital es desagregado entre empresarios y rentistas puros (quienes cobran dividendos, intereses, etc). Analizan los efectos del aumento en el ingreso y en la riqueza financiera y de la vivienda (muy vinculada a los rentistas puros) sobre el consumo y la inversión. Encuentran evidencia de que el aumento en la cuota de ganancias suprime el consumo (por su efecto sobre los trabajadores), mientras que el aumento del ingreso y la riqueza de los rentistas tienen efectos positivos sobre esta variable. Por otro lado, encuentran que cuanto mayor es el ingreso apropiado por los rentistas, más baja es la inversión. Concluyen que en Estados Unidos una distribución de ingresos a favor del capital generaría un efecto ligeramente negativo sobre el crecimiento, lo que sugiere que la economía estadounidense es moderadamente *wage-led*.

Carvalho y Rezai (2015), analizando también la economía estadounidense, incluyen en el análisis las diferencias existentes entre los trabajadores. Plantean que la propensión a consumir no es la misma en los trabajadores de menores ingresos que en los trabajadores de salarios más elevados, por lo que tener en cuenta estas diferencias entre trabajadores puede ser de gran relevancia para el análisis. En la misma línea, Palley (2014a) desarrolla un modelo teórico de tres clases sociales, capitalistas, trabajadores de clase media (*managers*) y trabajadores, estudiando los efectos sobre el crecimiento económico de los conflictos distributivos entre estas tres clases; en su análisis, considera que la clase alta (*top manager class – capitalist class*) está conformada por el 1% más rico de la población, la clase media (*middle manager class*) por el 19% siguiente y la clase baja (trabajadores) por el 80% más pobre. Carvalho y Rezai (2015) no plantean un análisis de tres clases sociales, pero

plantean un modelo en el que la propensión a ahorrar es función creciente de la desigualdad salarial.

Onaran y Galanis (2014) analizan la influencia de la participación salarial en el crecimiento económico, para todos los países del G20; concluyen, más allá de las diferencias entre cada país, que la disminución global de la participación de los trabajadores en el ingreso ha tenido efectos negativos significativos en el crecimiento económico de las economías del grupo.

Por su parte, Naastepad (2005) estima un modelo para Países Bajos en el que el cambio tecnológico es incluido como variable dependiente, por lo que no busca solamente definir regímenes de demanda o de crecimiento sino también regímenes de productividad (introduciendo, indirectamente, consideraciones de oferta), para el periodo 1960 - 2000. Encuentra que la demanda agregada fue *wage-led* en ese periodo, pero que la tasa de crecimiento de Países Bajos ha sido muy poco sensible ante variaciones en el salario real. Es de destacar que Naastepad incluye en el análisis a la productividad (medida como producción por trabajador) porque quiere explicar por qué en economías *profit-led* se ha observado que la disminución o ralentización de los salarios impacta negativamente en los aumentos de la productividad. Este trabajo resulta relevante por ampliar el período de estudio a la década de 1960, lo cual revaloriza la importancia de mirar estos procesos en el largo plazo para entender las dinámicas entre distribución y crecimiento.

En línea con Naastepad (2005), Bengtsson y Stockhammer (2018) realizan un análisis de largo plazo de los efectos de la distribución funcional del ingreso en el crecimiento económico, analizando tanto el impacto de la distribución en la demanda agregada como en la productividad. Estos autores analizan el caso de los países escandinavos (Dinamarca, Noruega y Suecia) desde 1900 hasta 2010, encontrando que el régimen de crecimiento de estos países ha sido *wage-led*. Por abarcar un periodo extenso y enfocarse en economías relativamente pequeñas, la investigación de Bengtsson y Stockhammer (2018) ha sido una de las principales referencias para el diseño de la estrategia empírica de esta Tesis.

También en perspectiva histórico-económica, Cárdenas del Rey (2019) analiza el crecimiento económico de España durante el segundo franquismo (1957-1975). Mediante un modelo de vectores autorregresivos (VAR) planteó que los aumentos salariales del periodo tuvieron un efecto positivo sobre el crecimiento, por lo que éste habría sido *wage-led*. Según el autor, la dinámica salarial del periodo, fruto del incremento del poder de negociación de los trabajadores, tuvo sus raíces en la reconstrucción de los mecanismos de acción colectiva y el cambio del marco legal, reflejados en la ley de Convenios Colectivos de 1958.

Dentro de la creciente importancia de esta literatura se destacan algunos análisis realizados para América Latina. Alarco (2017) estudia cómo la participación de la remuneración de asalariados en el producto afectó al crecimiento económico de la región (18 economías latinoamericanas, entre las que se incluye Uruguay) en el periodo 1950-2014. El autor no realiza un análisis pormenorizado

de los procesos histórico-económicos de cada país, dado que privilegia el análisis de la región en su conjunto. Encuentra que la región ha vivido dos grandes sub-períodos durante estos años: desde 1950 hasta 1979 la región habría tenido un régimen *wage-led*, en tanto que desde 1980 a 2014 el régimen habría sido *profit-led*. Como señala el autor, es sabido que América Latina en su conjunto ha transitado por periodos (particularmente el proceso de industrialización) en los que la actividad económica ha sido fuertemente dirigida por el Estado, y por periodos de liberalización y apertura comercial; a pesar de esto, existen importantes particularidades en la realidad económica de cada país, tanto en lo referente a las políticas económicas implementadas, como a su dinámica social, regulación del mercado de trabajo y más. El trabajo de Alarco (2017) es una referencia importante para esta Tesis en cuanto al tratamiento de los perceptores de ingresos mixtos (por capital y por trabajo).³

Alarco y Castillo (2018) estiman un modelo basado en Naastepad y Storm (2007) para determinar el régimen de crecimiento económico de Perú. Realizan estimaciones para el período 1942-2013 utilizando tanto el método de MC3E como el MGM, encontrando que los incrementos de la masa salarial en relación al producto bruto son positivos para la demanda agregada y el nivel de actividad económica. Algo llamativo es que encuentran, en ambas estimaciones, que la inversión privada aumenta ante el incremento de la participación de los salarios en el ingreso. En el resultado global, estiman que la elasticidad del PIB respecto de la masa salarial es de aproximadamente 0,37, por lo que un aumento de la masa salarial del 1% elevaría el PIB del Perú 0,37%. Con estos resultados se concluye que durante el periodo mencionado Perú tuvo un régimen de crecimiento *wage-led*.

Oliveira (2019) analiza el caso brasileño utilizando un modelo SVAR para testear si el crecimiento económico de Brasil en 1965 – 2015 ha sido *profit-led*, encontrando evidencia favorable a dicha hipótesis. Esto, sostiene la autora, se sustenta en la existencia de una altísima desigualdad y concentración de ingresos y en la gran importancia de sectores de subsistencia, que debilitan el poder de negociación de los trabajadores.

A modo de síntesis, es importante señalar que la mayor parte de los antecedentes abordaron el caso de países desarrollados, centrandose en la segunda mitad del siglo XX y comienzos del siglo XXI, y han encontrado regímenes de crecimiento *wage-led*.

Marco Teórico

El vínculo entre crecimiento económico, demanda agregada y distribución del ingreso es un tópico que ha estado presente desde el siglo XIX en la teoría económica. Ricardo (1817) y Marx

³ Como se mostrará más adelante, el ingreso de este grupo de personas (particularmente importante en América Latina y, en menor medida, también para Uruguay) será computado enteramente como ingreso por beneficios.

(1867) plantearon el vínculo entre los beneficios de los capitalistas y la acumulación de capital que éstos harían (en términos actuales, la inversión); Blecker (2005) señala que en tiempos de Ricardo y Marx había ya una larga tradición en el pensamiento económico preocupada por los efectos que los salarios bajos podrían tener sobre los niveles de consumo y demanda agregada, y por el vínculo de esta demanda agregada deprimida con el estancamiento de la economía (Bleaney, 1976, citado por Blecker, 2005).

Más recientemente, Kalecki (1956) formalizó este planteo en un modelo en el que existían dos clases sociales, trabajadores y capitalistas, cada una de las cuales tenía distinta propensión a consumir (y a ahorrar); en los modelos kaleckianos, la determinación de los precios se da en mercados oligopólicos en los que las empresas tienen poder para fijar tasas de *mark-up* sobre sus precios, y se asume que las economías tienen exceso de capacidad, es decir, la demanda agregada es la variable que determina los niveles de equilibrio del producto. Los estudios de Kalecki dieron origen a una larga serie de modelos macroeconómicos neo-kaleckianos que otorgan a la distribución del ingreso un papel central en el funcionamiento de la economía, tanto por su influencia directa en los niveles de demanda agregada, como por su influencia indirecta sobre el crecimiento económico.

Dentro de la tradición neo-kaleckiana, el trabajo seminal de Bhaduri y Marglin (1990) constituye el punto de partida para una serie de modelos teóricos que modelizan la influencia de la distribución funcional del ingreso en el desempeño macroeconómico de los países.

Para este trabajo, se utilizará la adaptación del modelo de Bhaduri y Marglin propuesta por Onaran et al. (2011), la cual también será adaptada para incluir tres tipos de perceptores de ingreso: capitalistas (perceptores de beneficios), trabajadores (perceptores de salarios) y rentistas (perceptores de rentas de la tierra). Por la disponibilidad de información, los ingresos mixtos por capital y trabajo serán considerados enteramente como beneficios, de la misma forma que fue considerado por Alarco (2017). Dadas las características estructurales de la economía uruguaya, particularmente su inserción internacional como país pequeño y exportador de productos primarios, en el que el sector primario siempre ha tenido gran relevancia en el proceso económico, la descomposición del excedente de explotación bruto entre beneficios y rentas se considera muy importante para el análisis.

Es relevante definir los principales conceptos de los modelos neo-kaleckianos basados en Bhaduri y Marglin (1990) dado que, en su mayoría, son específicos de esta literatura o tienen interpretaciones que difieren de la macroeconomía ortodoxa. Los siguientes conceptos están expuestos en Blecker (2005) y Lavoie y Stockhammer (2013):

- Régimen de crecimiento: muestra la relación que existe, dadas las características de la economía, entre su crecimiento y los cambios en la distribución del ingreso. Es importante señalar que la naturaleza del régimen de crecimiento no es una variable que dependa de la política económica aplicada por el gobierno de turno, no es diseñado por la política (aunque

cambios en ésta podrían afectarlo en el largo plazo), sino que se determina por la estructura institucional de la economía. En ésta influye la distribución del ingreso del país, pero también variables como la propensión a consumir de los distintos tipos de perceptores de ingreso, la sensibilidad de los empresarios frente a cambios en las posibilidades de ventas y en la tasa de beneficios, la sensibilidad de los exportadores e importadores frente a cambios en los costos, el tipo de cambio y los cambios en la demanda externa. Además de las variables mencionadas, es muy importante el peso relativo de los diversos componentes de la demanda agregada: consumo, inversión, gasto público y exportaciones netas. El régimen de crecimiento puede ser basado o dirigido por los beneficios (*profit-led*) o por los salarios (*wage-led*).

- Crecimiento dirigido por los beneficios: cuando el crecimiento es *profit-led*, caídas en la participación de los salarios en el ingreso serán beneficiosas para el proceso de acumulación y el crecimiento de la economía. Los perceptores de beneficios no destinan su ingreso solamente a consumo, sino que gran parte de éste se destina a la inversión: Si, por ejemplo, los salarios disminuyen y los capitalistas pueden apropiarse de una proporción del ingreso mayor, es probable que aumenten los niveles de inversión y aumenten las exportaciones netas (por un aumento en la competitividad), generando una mayor demanda agregada. Concretamente, se dice que el crecimiento es dirigido por los beneficios cuando la tasa de crecimiento está positivamente relacionada con la cuota de beneficios.
- Crecimiento dirigido por los salarios: cuando el régimen de crecimiento es *wage-led*, se da la situación inversa. Aumentos en la apropiación del ingreso por parte de los trabajadores van a traducirse en aumentos significativos del consumo de la economía (dada la alta propensión a consumir de los trabajadores). Al aumentar el consumo, aumenta la demanda agregada. Para que en una economía el crecimiento esté dirigido por los salarios, la tasa de crecimiento tiene que estar inversamente relacionada con la cuota de beneficios.
- Cuota de beneficios: es la proporción del producto (valor agregado) apropiada por los perceptores de beneficios. Se define como el ratio Beneficios/VAB.
- Cuota de rentas: es la proporción del producto (valor agregado) apropiada por los perceptores de rentas de la tierra. Se define como el ratio Rentas de la tierra/VAB.
- Cuota de salarios: es la proporción del producto (valor agregado) apropiada por los perceptores de salarios. Se define como el ratio Remuneración de Asalariados/VAB.
- Estancacionismo: una economía es estancacionista cuando la capacidad utilizada está negativamente relacionada con la cuota de beneficios. El estancacionismo puede ser

cooperativo o conflictivo, en función del vínculo entre la tasa de beneficios y la cuota de beneficios.

- Cooperativo: el estancacionismo es cooperativo cuando la tasa de beneficios (beneficios obtenidos en un periodo sobre el stock de capital de ese periodo) se ve afectada negativamente por un aumento en la cuota de beneficios.
- Conflictivo: el estancacionismo es conflictivo cuando aumentos en la cuota de beneficios generan aumentos en la tasa de beneficios.

Nótese que en ambos casos la demanda agregada es *wage-led*, pero en el caso cooperativo los capitalistas tienen “incentivos” a apropiarse de una parte menor del ingreso de la economía para sostener tasas de beneficio elevadas; en el caso conflictivo, los capitalistas tienen incentivos a aumentar su participación en el ingreso para aumentar su tasa de beneficios, aunque esto sea perjudicial para el nivel de demanda agregada.

- Estimulacionismo: una economía es estimulacionista cuando la capacidad utilizada está relacionada positivamente con la cuota de beneficios, es decir, cuando la demanda agregada es *profit-led*. Al igual que el estancacionismo, el estimulacionismo puede ser cooperativo o conflictivo; en este caso dependerá del vínculo entre la cuota de beneficios y la masa salarial.
- Cooperativo: aumentos en la cuota de beneficios impactarán positivamente en la masa salarial.
- Conflictivo: aumentos en la cuota de beneficios generarán caídas en la masa salarial.

Además de la distinción planteada entre regímenes *profit-led* y *wage-led*, autores como Stockhammer (2011) plantean que la globalización en la era neoliberal ha abierto las puertas a regímenes *finance-led* y *export-led*, aunque en ambos casos destaca que estos regímenes se basan en una contracción de la cuota de salarios (participación de los salarios en el ingreso), por lo que podrían entenderse como casos particulares de crecimiento *profit-led*.

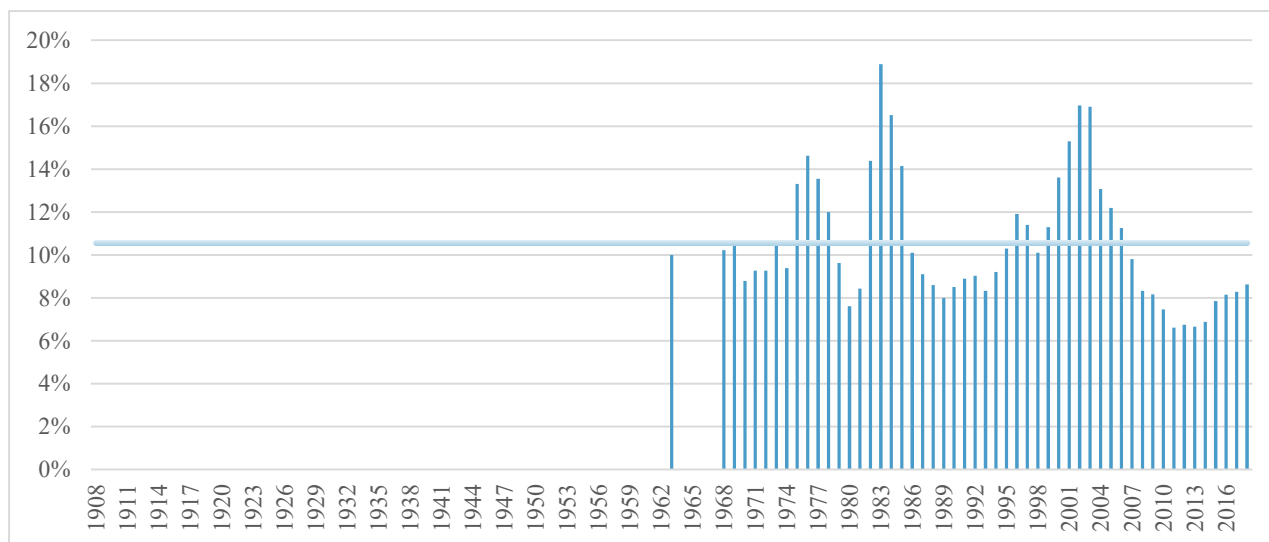
La teoría macroeconómica post-keynesiana o neo-kaleckiana, al igual que la keynesiana, están fuertemente vinculadas al análisis de corto y mediano plazo. Sin embargo, como señala Mott (2005), el análisis puede extenderse perfectamente al largo plazo, por lo que el marco teórico puede aplicarse para un estudio en perspectiva histórica del crecimiento económico en Uruguay. En estos modelos, en el análisis de largo plazo, la producción y el empleo no están determinados por la oferta de trabajo y capital remunerados según sus productividades marginales (como establece el *mainstream*), sino que se centran en la cantidad y tipo de capacidad productiva de la economía y en el grado de competencia. El equilibrio de corto plazo está determinado por el nivel de consumo de perceptores de beneficios y de salarios, y por la distribución del ingreso. Estos equilibrios de corto plazo, siguiendo el planteo de Mott (2005), pueden ser distintos a lo largo del tiempo, ya que a mediano y

largo plazo se van modificando tanto las cantidades y tipos de capacidad instalada como las condiciones de competencia. En un marco kaleckiano, la oferta de trabajo y capital solo pueden determinar el producto de la economía si la demanda agregada es mayor que la producción de pleno empleo con plena utilización del stock de capacidad instalada. Steindl (1952) muestra que esta situación es poco plausible; plantea que las empresas tienden a acumular capacidad productiva por encima de la demanda. Las empresas con menores costos van a poder vender a precios más bajos que sus competidores, logrando de esa forma desplazar a la competencia y crecer más rápidamente en el mercado, generando economías de escala. Este proceso marca, a largo plazo, una tendencia al oligopolio y al exceso de capacidad (Steindl, 1952), lo que respalda la utilización de un modelo centrado en la demanda agregada y en la distribución del ingreso para estudiar el proceso de crecimiento económico en el largo plazo.

Si bien no se cuenta con datos sobre exceso de capacidad o de desempleo para la economía uruguaya que cubran la totalidad del periodo objeto de estudio, los datos disponibles sobre tasa de desempleo (ver gráfico 2) muestran que no ha habido, al menos en los últimos 50 años, tendencia al pleno empleo.

Gráfico 2

Tasa de desempleo en el largo plazo.



Fuente: elaboración propia en base a datos de Universidad de la República – Instituto de Economía (1969), Salvador (1996), INE.

La persistencia de una elevada tasa de desempleo⁴ -10,55% en promedio- puede ser vista como

⁴ La serie de tasa de desempleo se construyó empalmando los datos de las tres fuentes mencionadas. Para empalmar los datos de Salvador (1996) (que cubren el periodo 1968 – 1985) con los publicados por el INE (que cubren 1986 – 2017), se le aplicó la evolución de la tasa de desempleo obtenida a partir de la serie Salvador (1996) al valor de la tasa de

un respaldo “empírico” a la utilización de un modelo centrado en la demanda agregada para analizar el crecimiento económico de Uruguay en el largo plazo.

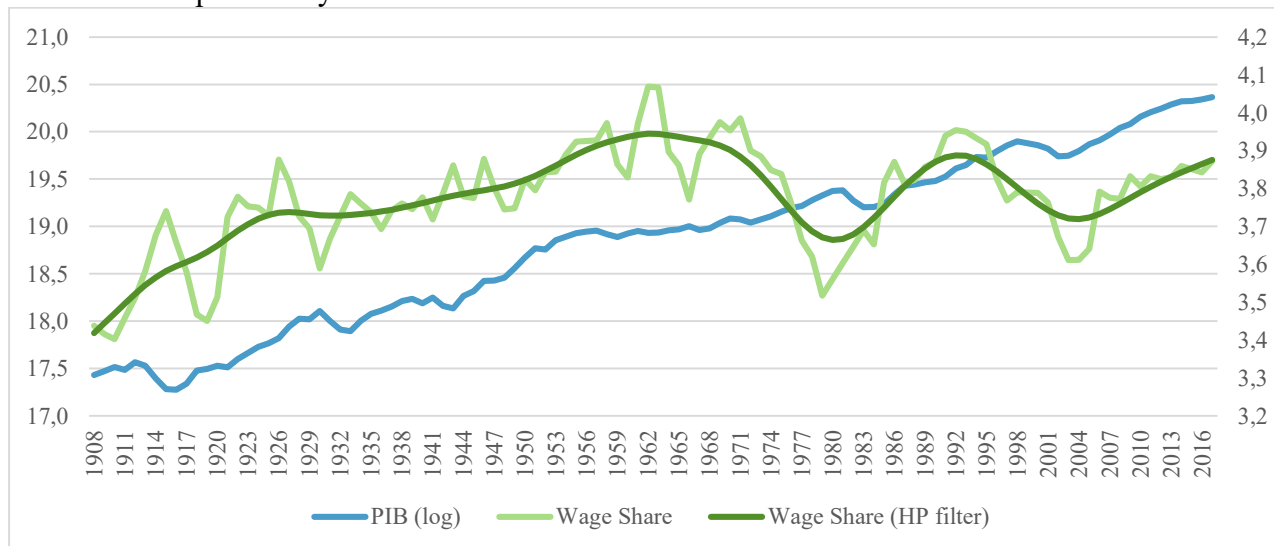
Hipótesis

De acuerdo a los antecedentes teóricos y empíricos presentados y al marco teórico propuesto, dos son los procesos económicos claves del análisis y sobre los que se construirán las hipótesis: el comportamiento de la distribución funcional del ingreso y el desempeño del nivel de actividad económica.

Observando el gráfico 3, parecería que el crecimiento del producto no ha sido *profit-led* al menos hasta mediados de los sesenta, dada la correlación positiva entre la cuota de salarios y el nivel de actividad económica. Durante los años de la última dictadura militar el crecimiento parecería ser *profit-led*, así como durante la década de los noventa y hasta 2003. En la década de 1980 y durante el periodo 2004 – 2017, el crecimiento parecería ser nuevamente *wage-led*. Las rentas, por su parte, han disminuido notoriamente su participación en el ingreso desde comienzos del siglo XX, por lo que no se espera que el crecimiento haya sido *rent-led* en ningún sub-periodo.⁵

Gráfico 3

Evolución del producto y de la cuota de salarios.



Eje izquierdo: PIB, en escala logarítmica. Eje derecho: Cuota de salarios, en escala logarítmica; componente tendencial de la serie extraído mediante filtro de Hodrick-Prescott.

Fuente: elaboración propia en base a Siniscalchi y Willebald (2018), Bonino et al. (2012) (con actualización de los autores); para 2015-2017 estimaciones propias en base a diversas fuentes.

desempleo de 1986 publicado por el INE.

⁵ Dada la evolución de la participación de la renta, no se espera que exista un régimen *rent-led* en el período de análisis, pero esta expectativa cambiaría si se estudiara el siglo XIX incluyendo en el análisis al modelo agroexportador.

En este sentido, considerando conjuntamente la evolución de la distribución funcional del ingreso y del PIB, este trabajo testeará si en el periodo 1908 – 2017 Uruguay tuvo un régimen de crecimiento de tipo *wage-led*.

De la lectura del gráfico 3 se desprende también que el análisis puede ser dividido en, al menos, dos sub-períodos: 1908 – 1967 y 1968 – 2017. Esto responde a dos motivos: por un lado, para poder realizar inferencia la metodología utilizada exige tener mínimo 40 observaciones (y los datos disponibles son series anuales), por lo que no es posible tomar más de dos sub-periodos entre 1908 y 2017; por otra parte, en 1968 la congelación de precios y salarios decretada por el gobierno del presidente Jorge Pacheco Areco golpeó fuertemente a los salarios reales, teniendo un significativo impacto tanto en la distribución funcional del ingreso como en las posibilidades de consumo de los asalariados, que, como se ha visto en el Marco Teórico, es uno de los principales mecanismos a través de los cuales la distribución impacta en el crecimiento. Al respecto, puede decirse que la congelación de precios y salarios “instauró una nueva etapa en el proceso político y económico nacional, generando un verdadero cambio cualitativo en las formas sociales de relación y en las luchas entre las clases y grupos sociales” (Instituto de Economía, 1969:363); en esta nueva etapa, el gobierno buscó generar un crecimiento “hacia afuera”, buscándose mayor apertura externa y diversificación de las exportaciones (Notaro, 2003; Oddone, 2010).

Dado que las estimaciones se harán mediante metodología de series temporales para la totalidad del periodo 1908 – 2017 y para los sub-periodos 1908 – 1967 y 1968 – 2017, se espera encontrar que en términos generales el crecimiento económico de Uruguay haya sido *wage-led* en el periodo 1908 – 2017. Al considerar los sub-periodos, se espera encontrar un régimen de crecimiento *wage-led* en 1908 – 1967. Como muestra el gráfico 3, en este periodo hay una clara tendencia creciente en la cuota de salarios, al tiempo que como señalan Bertino et al (2001), el agotamiento del modelo agroexportador dio paso a la industrialización por sustitución de importaciones, basada en un andamiaje regulatorio orientado a fomentar el mercado interno en el marco de un proceso de redistribución del ingreso en favor de los sectores populares. Entre 1968 y 2017, a priori, la hipótesis no es tan clara; como se mencionó, entre estos años existen periodos en que el crecimiento parecería haber sido *profit-led* (dictadura militar y década de los noventa) y periodos en que puede haber sido *wage-led* (restablecimiento de la democracia y post-crisis de 2002). Dada la magnitud de los ajustes salariales con que inicia el periodo 1968 – 2017, los esfuerzos deliberados del Estado por reactivar el crecimiento económico modificando la distribución del ingreso y la estructura productiva con el correspondiente efecto positivo sobre la participación de los ingresos no salariales en el ingreso total (Notaro, 2003; Bensión y Caumont, 1979) y el notorio cambio en la tendencia de la cuota de salarios respecto al periodo anterior (ver gráfico 3), para 1968 – 2017 se testeará la hipótesis de que el régimen

de crecimiento fue *profit-led*.

Respaldando las hipótesis planteadas, se realizaron ejercicios de contribución al crecimiento de los distintos componentes del producto en cada uno de los sub-periodos que surgen de considerar la evolución de la tendencia de la cuota de salarios, siguiendo distintas ponderaciones (participación a precios constantes en el PIB del año base, participación a precios corrientes en el PIB del año base, participación promedio en cada periodo a precios corrientes). Como muestra el cuadro 1, en estos ejercicios se comprobó que en los periodos 1908 – 1964, 1982 – 1994 y 2004 – 2017, períodos en los que la cuota de salarios aumentó, el componente que contribuyó en mayor proporción a explicar el crecimiento del PIB fue el consumo de los hogares (que a nivel teórico depende positivamente de la cuota de salarios), en tanto que en los periodos 1964 – 1982 y 1994 – 2004 (en los que disminuyó la cuota de salarios), la mayor parte del crecimiento del PIB se explica por el aumento en la inversión (1964 – 1982) y en las exportaciones (1994 – 2004) (a nivel teórico, ambas se verían afectadas negativamente por la cuota de salarios).

Cuadro 1

Contribución al crecimiento de los distintos componentes del producto.

Periodo ⁶	Crecimiento acumulado anual	Contribución al crecimiento							
		Con ponderadores a precios constantes				Con ponderadores promedio del período a precios corrientes			
		FBK	M	X	Ch	FBK	M	X	Ch
1908 - 1964	2.77%	0.32%	-0.28%	0.15%	2.30%	0.33%	-0.09%	0.09%	1.87%
1964 - 1982	1.77%	0.59%	-0.45%	0.39%	0.32%	0.92%	-0.62%	0.72%	0.27%
1982 - 1994	3.90%	0.69%	-1.21%	0.94%	3.29%	0.60%	-1.38%	1.12%	3.68%
1994 - 2004	0.65%	-0.07%	-0.47%	0.88%	0.06%	-0.06%	-0.42%	1.03%	0.06%
2004 - 2017	4.49%	0.70%	-1.52%	1.41%	3.48%	0.79%	-1.48%	1.35%	3.36%

Fuente: elaboración propia.

En línea con las hipótesis planteadas, es de destacar que las mencionadas investigaciones de Alarco (2017) sobre el conjunto de América Latina (18 economías latinoamericanas entre 1950 y 2014) concluyen que en 1950 – 1979 la región habría tenido un régimen de crecimiento *wage-led*, en tanto que de 1980 a 2014 el régimen habría sido *profit-led*.

Resumiendo, se espera que al mirar la totalidad del periodo 1908 – 2017 los aumentos de la cuota de beneficios y de la cuota de renta hayan incidido negativamente en el crecimiento, incidencia que se espera hallar también para el sub-periodo 1908 – 1967; para 1968 – 2017, en cambio, se espera hallar un impacto positivo (aunque quizá no de gran magnitud) de las cuotas de beneficios y rentas sobre el crecimiento del producto.

⁶ La periodización toma como referencia los cambios de tendencia de la cuota de salarios.

Estrategia de Análisis

Como señala Alarco y Castillo (2018), los trabajos empíricos sobre regímenes de crecimiento se pueden dividir en tres grandes grupos, en buena medida en función de su estrategia empírica. En el primer grupo se encuentran aquellas investigaciones que estiman las relaciones a partir de modelos VAR estructurales; tienen la cualidad de poder incorporar las interacciones entre las diferentes variables, pero precisamente por esto, tienen dificultades en la identificación de los efectos de cada variable individualmente considerada. En el segundo grupo se encuentran las investigaciones que estiman de forma reducida las ecuaciones de consumo, inversión y exportaciones netas, ignorando los probables problemas de presencia de raíces unitarias, por lo cual no tienden a aplicar modelos ECM. En el tercer grupo se encuentran aquellos trabajos que, al igual que los del segundo grupo, estiman de forma reducida las ecuaciones de consumo, inversión y exportaciones netas, pero, a diferencia de éstos, profundizan en el análisis econométrico, incorporando variables de control y generalmente ampliando el objetivo de las investigaciones, por ejemplo evaluando impactos de la globalización. El trabajo de Onaran et al. (2011), punto de partida del modelo de análisis que se utiliza en esta Tesis, está incluido dentro de este tercer grupo. Los métodos de estimación utilizados en los antecedentes mencionados cuyo objetivo era determinar regímenes de crecimiento se resumen en el cuadro 2.

Cuadro 2

Métodos de estimación utilizados en los antecedentes más cercanos.

Autor	Método de estimación utilizado⁷
Alarco (2017)	Datos de panel (EA y Arellano-Bond)
Stockhammer et al. (2008)	ECM (si hay cointegración), ARDL
Onaran y Galanis (2014)	ECM (si hay cointegración), AR(1)
Alarco y Castillo (2018)	MC3E, MGM
Oliveira (2019).	SVAR
Onaran et al. (2011)	ECM (si hay cointegración), ARDL
Bengtsson y Stockhammer (2018)	ECM (si hay cointegración), ARDL
Cárdenas del Rey (2019)	VAR

Fuente: elaboración propia.

⁷ Notación: EA = efectos aleatorios, ECM = modelos de corrección del error, ARDL = modelos de rezagos autorregresivos distribuidos, AR = modelos autorregresivos, MC3E = mínimos cuadrados en tres etapas, MGM = mínimos cuadrados generalizados, VAR = modelo de vectores autorregresivos, SVAR = VAR estructural

Modelo de Análisis

Para poder considerar los posibles efectos de la renta en un modelo neo-kaleckiano basado en Bhaduri y Marglin (1990), se tomó el modelo planteado por Onaran et al. (2011) que introduce al ingreso de rentistas en el mismo. A este modelo se le realizaron modificaciones tanto algebraicas – dado que en esta tesis no se consideran los efectos de la riqueza financiera acumulada– como de interpretación –dado que, a diferencia de los mencionados autores, los rentistas incluidos en este modelo no son perceptores de rentas por activos financieros sino por el activo tierra.

En este sentido, en el modelo sólo se tendrán en cuenta los efectos de la demanda privada (se excluyen los posibles efectos de los cambios distributivos sobre el gasto del sector público, al igual que en el resto de los trabajos en esta literatura). El análisis planteado toma a la distribución funcional del ingreso como una variable exógena, y no se identifican los tres tipos de ingreso mencionados a nivel de cada individuo ya que los datos sobre distribución funcional sólo están disponibles a nivel agregado.

El modelo busca determinar cómo la cuota de beneficios impacta en el consumo, la inversión y las exportaciones netas. Teóricamente, un aumento de la participación de los beneficios en el ingreso de la economía (cuota de beneficios) estimulará a la inversión, pero tendrá efectos negativos sobre el consumo al disminuir el correspondiente a trabajadores y rentistas (agentes con alta propensión a consumir). Los cambios en la cuota de beneficios también afectarán a las exportaciones dado que éstas dependen de los costos laborales -los cuales a su vez podrían estar negativamente relacionados con la cuota de beneficios- y de la inversión en el sector transable -la cual podría estar positivamente relacionada con los beneficios-. En cuanto a las importaciones, estas podrían verse afectadas por la distribución a través de los cambios en los tipos de bienes importados -los cuales dependen de los bienes de consumo y/o de capital importados, que a su vez se relacionan con la distribución entre salarios, beneficios y rentas-. Al momento de la estimación empírica del modelo, se tomaron solamente valores rezagados de la distribución del ingreso como variables explicativas; de esta forma se evitaron los posibles problemas de endogeneidad que pudieran surgir.

El ingreso de la economía se puede descomponer, en términos funcionales, según la participación de cada grupo de perceptores de ingreso:

- Cuota de ingresos no salariales (π). Que a su vez está compuesta por:
 - Cuota de beneficios de los capitalistas (π_c)
 - Cuota de rentas de los propietarios de la tierra (π_r)
- Cuota de salarios (π_w)

En adelante se plantearán las ecuaciones del modelo:

Función de consumo agregado:

Partiendo de la base de que el consumo de la economía se puede plantear como $C = c_0 + cY$, donde C = consumo agregado; c_0 = consumo autónomo; c = propensión marginal a consumir; Y = ingreso total de la economía; la función de consumo agregado se definirá descomponiendo la propensión marginal a consumir y el ingreso entre trabajadores, capitalistas y rentistas, de forma que:

$$C = c_0 + c_w Y + (c_{\pi r} - c_w) \pi_r Y + (c_{\pi c} - c_w) \pi_c Y \quad (1)$$

Donde c_w = propensión marginal a consumir de los trabajadores; π_c = cuota de beneficio (ingreso de capitalistas); π_r = cuota del ingreso apropiado por rentistas; $c_{\pi r}$ = propensión marginal a consumir de los rentistas; $c_{\pi c}$ = propensión marginal a consumir de los capitalistas. Por ser un modelo de origen kaleckiano, se parte del supuesto de que c_w es mayor que $c_{\pi r}$ y, principalmente, que $c_{\pi c}$.

Función de inversión:

$$I = i_A + i_Y Y + i_{\pi c} \pi_c + i_{\pi r} \pi_r \quad (2)$$

Donde I = inversión total de la economía; i_A = inversión autónoma (puede asociarse a los *animal spirits* keynesianos); i_Y = sensibilidad de la inversión ante cambios en el producto; $i_{\pi c}$ = propensión a invertir de los capitalistas; $i_{\pi r}$ = propensión a invertir de los rentistas. Se parte del supuesto de que $i_{\pi c} > i_{\pi r}$; es esperable, de hecho, que la inversión sea realizada por los capitalistas casi en su totalidad, por lo que, implícitamente, es dable esperar que la estimación del impacto de π_r sobre la inversión no sea significativa.

Exportaciones netas:

$$XN = X(Y_F, P_X(\pi_c, \pi_r)) - M(Y, P_M(\pi_c, \pi_r)) \quad (3)$$

Donde XN = exportaciones netas (saldo de balanza comercial); X = exportaciones; M = importaciones; Y_F = producto de los socios comerciales; P_X = precio de las exportaciones; P_M = precio de las importaciones. La distribución del ingreso, representada a través de la cuota de beneficios π_c y de la cuota de rentas π_r impacta indirectamente en los precios de las exportaciones por la relación entre su complemento (la cuota de salarios, π_w) y los costos laborales, y en el precio de las importaciones por su posible influencia en el tipo de bienes importados. Siguiendo el planteo de Onaran et al. (2011), no se tomó una forma funcional “teórica”, sino que el impacto de las variables explicativas en XN se estimó empíricamente siguiendo el planteo de estos autores.

La demanda agregada, entendida como $DA = C + G + I + X$, (donde G es el gasto público, que se supone exógeno) se puede plantear como:

$$DA = c_0 + c_w Y + (c_{\pi r} - c_w) \pi_r Y + (c_{\pi c} - c_w) \pi_c Y + G_0 + i_A + i_Y Y + i_{\pi c} \pi_c + i_{\pi r} \pi_r + X(Y_F, P_X(\pi_c, \pi_r)) \quad (4)$$

En equilibrio, la oferta agregada de la economía (producto más importaciones) debe ser igual a la demanda, por lo que se tiene que cumplir que $Y + M = DA$, o lo que es lo mismo,

$$Y = C + G + I + X - M \quad (5)$$

Desarrollando la ecuación (5), tenemos que el producto de la economía se define como:

$$Y = c_0 + c_w Y + (c_{\pi r} - c_w) \pi_r Y + (c_{\pi c} - c_w) \pi_c Y + G_0 + i_A + i_Y Y + i_{\pi c} \pi_c + i_{\pi r} \pi_r + XN(Y, Y_F, \pi_c, \pi_r) \quad (6)$$

Si a partir de la ecuación (6) se despeja el producto de equilibrio de la economía, desarrollando, se obtiene que:

$$Y^* = \alpha \left\{ c_0 + G_0 + i_A + XN(Y_F, \pi_c, \pi_r) + (c_{\pi r} - c_w) B_r + (c_{\pi c} - c_w) B_c + i_{\pi c} \frac{B_c}{B} \pi + i_{\pi r} \frac{B_r}{B} \pi \right\}$$

$$\text{siendo } \alpha = \frac{1}{1 - \left(c_w + i_Y + \frac{dXN}{dY} \right)} \quad (7)$$

Donde B, B_c, B_r son los ingresos no salariales, beneficios del capital e ingreso de los rentistas respectivamente (por lo que $B = B_c + B_r$). El parámetro α muestra el efecto multiplicador sobre el producto de un cambio en alguna de las variables y parámetros que figuran entre corchetes en la ecuación (7).

La identificación de regímenes *wage-led* o *profit-led* (y, dentro de éste, de un posible *rent-led*) dependerá de la influencia que, en términos globales, tenga la distribución del ingreso sobre el producto en los distintos sub-periodos que considere. En términos matemáticos:

- Si $\frac{dY^*}{d\pi} < 0$: aumentos en la cuota de ingresos no salariales impactarían negativamente en el producto, por lo que el régimen sería *wage-led*.
- Si $\frac{dY^*}{d\pi} > 0$: aumentos en la cuota de ingresos no salariales (incluye beneficios y rentas) impactarían positivamente en el producto, por lo que el régimen sería *profit-led*.
- Si $\frac{dY^*}{d\pi} \frac{d\pi}{d\pi_r} > 0$: aumentos en la cuota de rentas impactarían positivamente en la cuota de ingresos no salariales y, a través de ésta, positivamente en la demanda agregada, por lo que el régimen sería *rent-led*.

La hipótesis mencionada anteriormente, que la economía uruguaya siguió un régimen *wage-led* en el periodo 1908 – 2017, y que al descomponerse en los sub-periodos 1908 – 1967 y 1968 – 2017 se encontraría un régimen *wage-led* en el primero y *profit-led* en el segundo, en tanto no habría habido crecimiento *rent-led* en el periodo objeto de estudio, puede interpretarse de manera más clara usando estas derivadas. En el cuadro 3 pueden observarse de manera más concreta los resultados esperados.

Cuadro 3

Expresión algebraica de las hipótesis planteadas.

Periodo	Hipótesis	Interpretación
1908 – 2017	$\frac{dY}{d\pi} < 0; \frac{dY}{d\pi} \frac{d\pi}{d\pi_r} < 0$	Régimen <i>wage-led</i>
1908 – 1967	$\frac{dY}{d\pi} < 0; \frac{dY}{d\pi} \frac{d\pi}{d\pi_r} < 0$	Régimen <i>wage-led</i>
1968 – 2017	$\frac{dY}{d\pi} > 0; \frac{dY}{d\pi} \frac{d\pi}{d\pi_r} < 0$	Régimen <i>profit-led</i>

Fuente: elaboración propia.

Otra posibilidad para pensar el modelo de análisis es evitar dar una forma funcional específica a las ecuaciones de los distintos componentes de la demanda agregada. Siguiendo lo planteado por Stockhammer et al. (2008) y Bengtsson y Stockhammer (2018), se mostrará la versión “general” del modelo; la notación que se utiliza a continuación no es la utilizada por estos autores sino que fue modificada para ser compatible con lo planteado hasta el momento.

A nivel agregado debe cumplirse que $OA = DA$, o lo que es lo mismo, $Y + M = DA$. Pasando las importaciones restando hacia la derecha se tiene que $Y = C + G + I + XN$. Desarrollando:

$$Y = C(Y, \pi_c, \pi_r) + G_0 + I(Y, \pi_c, \pi_r) + XN(Y, Y_F, \pi_c, \pi_r) \quad (8)$$

Despejando los efectos de los cambios en Y sobre los componentes del lado derecho de la ecuación (8) y operando, se obtiene que el producto de equilibrio de la economía será:

$$Y^* = \alpha \cdot \{C(\pi_c, \pi_r) + G_0 + I(\pi_c, \pi_r) + XN(Y_F, \pi_c, \pi_r)\} \quad (9)$$

$$\text{siendo } \alpha = \frac{1}{1 - \left(\frac{dC}{dY} + \frac{dI}{dY} + \frac{dXN}{dY}\right)}$$

Los efectos de un aumento en la cuota de ingresos no salariales (o lo que es lo mismo, de una caída de la cuota de salarios) sobre el producto de la economía serán:

$$\frac{dY^*}{d\pi} = \frac{1}{1 - \left(\frac{dC}{dY} + \frac{dI}{dY} + \frac{dXN}{dY}\right)} * \left\{ \frac{dC}{d\pi} + \frac{dI}{d\pi} + \frac{dXN}{d\pi} \right\} \quad (10)$$

Al igual que en la especificación anterior del modelo, la identificación de regímenes *wage-led* o *profit-led* dependerá del signo de la derivada planteada en (10).

Fuentes e información utilizada

En cuanto a las fuentes de información utilizadas, una primera etapa de este trabajo consistió, precisamente, en reunir las series temporales de datos sobre distribución funcional del ingreso y demanda agregada, así como otras series de variables utilizadas a modo de control en las estimaciones. En el caso de la demanda agregada, no se cuenta con estimaciones oficiales para el periodo anterior al sistema de cuentas nacionales, pero investigaciones del grupo de Historia Económica del Instituto de Economía de la FCEA-UdelaR (IECON) (Román, 2016, 2017) han creado y corregido series de todos los componentes del producto, por lo que la información (a precios corrientes y constantes) estuvo disponible para ser sistematizada. Por otro lado, en cuanto a la distribución funcional del ingreso, Siniscalchi y Willebald (2017) y Siniscalchi y Willebald (2018) han logrado obtener series continuas para el periodo 1908 – 2014. En el cuadro 4 se pueden observar las variables utilizadas y las respectivas fuentes.

Cuadro 4

Series utilizadas y fuentes de información.

Variable	Fuente
Consumo	Román (2016,2017), BCU
Cuota de beneficios	Siniscalchi y Willebald (2017, 2018); estimación propia en base a INE, DGI, BPS, BCU y DIEA-MGAP
Cuota de rentas	Siniscalchi y Willebald (2017, 2018), Oyhantçabal y Sanguinetti (2017); estimación propia en base a DIEA-MGAP e INE
Cuota de salarios	Siniscalchi y Willebald (2017, 2018); estimación propia en base a INE, DGI, BPS y BCU
Exportaciones	Román (2016,2017), BCU
Importaciones	Román (2016,2017), BCU
Índice de tipo de cambio real	Millán y Donnangelo (2006), Mordecki (cálculos de 2018) en base a metodología de Mordecki (1996)
Inversión	Román y Willebald (2015), BCU
PIB del resto del mundo	Millán y Donnangelo (2006); estimación propia en base a Millán y Donnangelo (2006), Bolt et al. (2018), CEPALSTAT, FMI
Producto Interno Bruto	Bonino et al. (2012) con actualizaciones de los autores, BCU
Stock de capital	Román y Willebald (2015), BCU
Tasa de beneficios	Estimación propia en base a Siniscalchi y Willebald (2017, 2018), Román y Willebald (2015), BCU

Fuente: elaboración propia.

Como puede observarse en el cuadro 4, tanto la serie de PIB como las series de sus componentes (consumo, inversión, exportaciones e importaciones) se tomaron de otros autores y fuentes, por lo que no fue necesario trabajar en ellas; lo mismo sucede con la serie de tipo de cambio real (TCR). En los siguientes párrafos se incluye una descripción de la metodología utilizada para los

cálculos y estimaciones realizadas en los casos en que no había información disponible.

La serie de stock de capital estimada por Román y Willebald (2015) (con actualizaciones de los autores) termina en 2016, por lo que fue necesario replicar la metodología utilizada por estos autores para continuar la serie hasta 2017. Para esto se tomó el valor de la formación bruta de capital de 2017 (publicada por el BCU) y se la adicionó al valor del stock de capital en 2016, descontándole a este último una tasa anual de depreciación de 5% (tasa utilizada por Román y Willebald, 2015).

La tasa de beneficios, para la totalidad del periodo, fue calculada como el cociente entre los beneficios (brutos) y el stock de capital de cada año. Los beneficios se estimaron aplicando la cuota de beneficios calculada en relación al PIB corriente por Siniscalchi y Willebald (2017, 2018), al PIB a precios constantes de 2005⁸ calculado por Bonino et al. (2012) (con actualizaciones de los autores) y el BCU.

El producto del resto del mundo (PIB*) se estimó para el periodo 1980 – 2017 siguiendo la metodología utilizada por Donnangelo y Millán (2006), cuya serie se empalmó con la estimada de forma de obtener una serie continua que cubra el periodo 1908 – 2017. El PIB* se define como la sumatoria de los PIB reales de los principales socios comerciales, ponderados en función de la participación de cada país en el total de exportaciones destinadas a este grupo de socios. Se seleccionaron 11 países que se considera han tenido una presencia muy importante como destino de las exportaciones uruguayas en todo el periodo objeto de estudio. En la serie adoptada de Donnangelo y Millán (de la que se toman los datos de 1908 a 1979)⁹, estos países eran Alemania, Argentina, Bélgica, Brasil, España, Estados Unidos, Francia, Holanda, Italia y Gran Bretaña; en los cálculos para 1980 – 2017 se añadió China, país que si bien no ha sido históricamente un destino importante para los productos uruguayos, ha ido creciendo en importancia llegando a ser, actualmente, el principal socio comercial de Uruguay. Los ponderadores de cada país en el PIB* se ajustaron al incluir a China en la canasta de países. El PIB de cada país, expresado en dólares de 2011, se tomó de las series de la Maddison Project Database (Bolt et al., 2018), en tanto que las ponderaciones de cada uno en el PIB* se calcularon a partir de datos de CEPALSTAT (consultados en enero 2019). Para empalmar la serie de Donnangelo y Millán (1908 – 1979) con la nueva serie construida (1980 – 2017), se calculó la variación anual (en volumen físico) del PIB* para la serie nueva, aplicando las tasas de variación

⁸ Las participaciones calculadas en Siniscalchi & Willebald (2017, 2018) son a precios corrientes. Los autores no presentan estimaciones a precios constantes. En este trabajo se asume que, en el largo plazo, las dos mediciones de participación tienden a ser equivalentes. La disparidad se daría, entonces, en periodos cortos, como consecuencia de movimientos más o menos abruptos de precios relativos.

⁹ Las series de Donnangelo y Millán (2006) llegan hasta el año 2002. Se eligió utilizar sus datos hasta 1979 para poder incorporar, desde comienzos de la década de los ochenta, los efectos del dinamismo de la economía china y su creciente importancia como socio comercial de Uruguay.

posteriores a 1980 al valor del último año tomado de Donnangelo y Millán (2006). Tanto las series de PIB de nuestros socios comerciales utilizados por estas autoras como las utilizadas en las estimaciones posteriores a 1980 provienen de las series de la Maddison Project Database. Es importante resaltar, también, que los últimos datos publicados por la Maddison Project Database corresponden a 2016, por lo que los PIB de 2017 de los socios comerciales no provienen de esta serie; para solucionar este problema y extender la serie de PIB* hasta 2017, se tomaron las tasas de crecimiento del PIB de cada país entre 2016 y 2017 publicadas por el Fondo Monetario Internacional (2018), y se aplicaron estas variaciones a los datos de Maddison Project de 2016.

Las series de distribución funcional del ingreso de Siniscalchi y Willebald (2017, 2018) cubren el periodo 1908 – 2014, por lo que se debió extender los datos sobre cuota de beneficios, cuota de rentas y cuota de salarios hasta 2017. La cuota de rentas en 2015 se tomó de Oyhançabal y Sanguinetti (2017), por lo que solo debió estimarse para 2016 y 2017. Para este último año se replicó su metodología para calcular el total de rentas de la tierra, tomando el precio de arrendamiento de la tierra publicado por la Oficina de Estadísticas Agropecuarias del Ministerio de Ganadería Agricultura y Pesca (DIEA-MGAP) (expresado en dólares) y asumiendo que todos los dueños del suelo con actividad agropecuaria comercial perciben renta, sin importar que sean simultáneamente empresarios y propietarios del suelo o sean solamente propietarios que alquilan sus tierras. Implícitamente, el procedimiento mencionado supone que el precio de arrendamiento es equivalente a la renta. Para 2016 no hay información de precio de arrendamiento de la tierra publicado por DIEA-MGAP, por lo que se calculó el total de rentas de ese año como el promedio de las rentas de 2015 y 2017. Una vez obtenido el total de rentas (o masa de rentas) para 2016 y 2017, la cuota de rentas se calculó como el ratio entre la masa de rentas y el PIB corriente de cada año (convertido a dólares por el tipo de cambio interbancario promedio anual publicado por el Instituto Nacional de Estadística, INE).

La cuota de salarios para 2015 – 2017 se estimó utilizando la metodología de Siniscalchi y Willebald (2017, 2018) y PNUD (2018). A partir de los datos del PIB por fuentes generadoras de ingreso publicados por el BCU (disponibles hasta 2005), se actualizó la evolución de la remuneración de asalariados con datos de las Encuestas Continua de Hogares (ECH), de la Dirección General Impositiva (DGI) y del Banco de Previsión Social (BPS). De la ECH se tomó la cantidad de ocupados ajustando esta cifra según las proyecciones de población del INE, así como la evolución de las remuneraciones líquidas de los asalariados. De los boletines estadísticos del BPS se tomó la evolución de los aportes personales y patronales a la seguridad social. Las remuneraciones líquidas se sumaron a los aportes para obtener el total de remuneración de asalariados de cada año; a estos totales se le calculó la tasa de variación anual, tasa que posteriormente fue aplicada a la masa de remuneraciones de 2005 (por ser el último dato disponible del BCU) para actualizar a 2015, 2016 y 2017 la

información del sistema de cuentas nacionales referente a la remuneración de asalariados.¹⁰ La cuota de salarios se calculó, finalmente, como el ratio entre la remuneración de asalariados estimada y el PIB de cada año. Cabe destacar que dentro de la cuota de salario no está incluido (en ninguna proporción) el ingreso perteneciente a trabajadores autónomos que perciban ingresos mixtos; para obtener una serie consistente con los datos históricos de Willebald y Siniscalchi (2017, 2018), los ingresos mixtos fueron englobados enteramente dentro de los beneficios.

La cuota de beneficios fue calculada por residuo a partir de las cuotas de rentas y salarios.

Una segunda etapa del trabajo consistió en el análisis de la evolución histórica de las variables, estimando mediante metodología de series temporales la interacción entre distribución funcional y componentes del producto para determinar los regímenes de crecimiento por los que ha transitado el país. Como se mencionó, los antecedentes empíricos han utilizado distintos métodos de estimación (destacándose modelos ECM y/o ARDL), dependiendo de los objetivos de cada investigación, de los períodos considerados y de los resultados de los test de cointegración de las series.

Estimación del Modelo de Análisis

Partiendo de la idea de que existe una relación estable de largo plazo entre la distribución funcional del ingreso y los componentes del producto, se consideró estimar las distintas ecuaciones mediante modelos de corrección del error (ECM); este método de estimación ha sido utilizado en varios de los antecedentes mencionados, destacándose entre ellos Bengtsson y Stockhammer (2018), único trabajo en el que se planteó una mirada de largo plazo como la que se propone en este trabajo. Para aplicar esta metodología es necesario que las distintas series sean integradas de (al menos) orden 1, siendo necesario que exista entre ellas al menos una combinación lineal estacionaria, es decir, que las series estén cointegradas. Engle y Granger (1987) plantean que las relaciones de cointegración entre n variables se interpretan como la existencia de al menos una relación de equilibrio de largo plazo entre las mismas. Por otro lado, el teorema de representación de Engle y Granger (1987) establece que, si existe una relación de equilibrio a largo plazo entre variables, existe un mecanismo de corrección del error (MCE) en caso de desvíos respecto de dicho equilibrio; dado esto, el primer paso del proceso de estimación fue testear la existencia de cointegración entre las series. Al realizarse el test de cointegración propuesto por Johansen (1995) para las cuotas de beneficios y rentas y el consumo de los hogares se rechazó la existencia de una relación de cointegración, por lo que las estimaciones por ECM dejaron de ser una opción para determinar el impacto de la distribución sobre este componente de la demanda. Para realizar estimaciones comparables entre los distintos

¹⁰ Para 2006 – 2014 esta actualización fue realizada por PNUD (2018), cuya metodología se replicó en este trabajo para 2015 – 2017.

componentes y facilitar la interpretación de los coeficientes de manera de poder medir el impacto de los cambios distributivos sobre todo el producto en su conjunto, se decidió abandonar la idea de estimar por ECM.

En línea con los antecedentes, y teniendo en cuenta la cantidad de observaciones (series de datos anuales para los periodos 1908 – 2017, 1908 – 1967 y 1968 – 2017) y la incorporación de variables de control, se optó por utilizar modelos con retardos autorregresivos distribuidos (ADL o ARDL). Los ARDL son modelos multivariantes estacionarios. Dado que varias de las series utilizadas presentan raíces unitarias, las variables fueron incorporadas en forma log-diferenciada (ver anexo A), analizándose por tanto la relación, en el largo plazo, entre sus tasas de variación. Para evitar posibles problemas de endogeneidad, las variables explicativas de cada ecuación fueron rezagadas un período. Para evitar la presencia de multicolinealidad exacta, las ecuaciones estimadas para cada componente del producto incorporaron o a las cuotas de beneficios y rentas o a la cuota de salarios, pero nunca se incorporaron las tres variables conjuntamente. Además de chequear la consistencia de los resultados obtenidos mediante una y otra especificación, también se realizaron estimaciones por OLS incorporando solamente a los rezagos significativos de las estimaciones ARDL (bajo ambas especificaciones); los resultados de estas estimaciones pueden verse en el anexo B.

En síntesis, se realizaron 40 estimaciones del impacto de la distribución funcional del ingreso sobre los componentes del producto bajo distintas especificaciones, explicitadas en el cuadro 5. A todas las estimaciones realizadas se les realizaron test de normalidad de residuos y de autocorrelación. Una vez obtenidos los coeficientes que muestran el impacto de la distribución sobre cada componente, se ponderaron de acuerdo al peso de cada uno de estos en el producto, para obtener el impacto de los cambios en la distribución sobre el crecimiento de la demanda agregada en cada sub-periodo.

Cuadro 5

Estimaciones ARDL realizadas.

Períodos	Componente	Variable/s de distribución incluida/s
1908 – 2017 / 1908 – 1967* / 1968 – 2017*	Consumo	Cuotas de beneficios y rentas
1908 – 2017 / 1908 – 1967* / 1968 – 2017*	Consumo	Cuota de salarios
1908 – 2017 / 1908 – 1967* / 1968 – 2017*	Inversión	Cuotas de beneficios y rentas
1908 – 2017 / 1908 – 1967* / 1968 – 2017*	Inversión	Cuota de salarios
1908 – 2017 / 1908 – 1967* / 1968 – 2017*	Exportaciones	Cuotas de beneficios y rentas
1908 – 2017 / 1908 – 1967* / 1968 – 2017*	Exportaciones	Cuota de salarios
1908 – 2017 / 1908 – 1967* / 1968 – 2017*	Importaciones	Cuotas de beneficios y rentas
1908 – 2017 / 1908 – 1967* / 1968 – 2017*	Importaciones	Cuota de salarios

Fuente: elaboración propia.

*Estimación acompañada por modelización OLS (ver anexo B) con los rezagos significativos de la estimación ARDL.

Resultados obtenidos

El impacto de los cambios en la distribución funcional del ingreso sobre el crecimiento se mide a través de las elasticidades distribución/producto, es decir, del efecto que un aumento del 1% en la cuota de beneficios, cuota de rentas o cuota de salarios ha tenido sobre el nivel de actividad económica. Estas elasticidades se han calculado a partir del efecto de los cambios distributivos en cada componente del producto.

Como se comentó en la sección anterior (ver cuadro 5), para estimar la ecuación correspondiente a cada componente del producto se plantearon 2 especificaciones para el periodo 1908 – 2017, y 4 especificaciones distintas para los periodos 1908 – 1967 y 1968 – 2017. Es de destacar que las especificaciones que figuran en los cuadros siguientes son las que han sido estimadas con modelos ARDL, seleccionando la cantidad máxima de rezagos a incluir pero permitiendo al *software (EViews)* elegir los rezagos de cada variable de manera automática utilizando el Criterio de Información de Akaike (AIC). Los únicos regresores fijos incluidos fueron los años considerados *outlier* (determinados en función del comportamiento de los residuos de cada ecuación). Con este procedimiento, las especificaciones fueron determinadas por *Eviews* evaluando distintas modelizaciones posibles y eligiendo la de mejor AIC.

La modelización mediante modelos ARDL requiere, para poder realizar inferencia, que los residuos cumplan determinadas características (distribución normal y no autocorrelación). En los anexos C y D se incluyen los test realizados a cada una de las especificaciones de normalidad de los residuos (Jarque-Bera) y de no autocorrelación (test de correlación serial de Breusch-Godfrey). Asimismo, para dar mayor robustez a las estimaciones, cada una de las ecuaciones estimadas para 1908 – 1967 y 1968 – 2017 es acompañada de una modelización por OLS en la que se incluyeron solo los rezagos significativos de las estimaciones por ARDL. Por último, a las estimaciones mediante OLS también se les realizó los correspondientes test de normalidad y de no autocorrelación (ver anexos C y D).

A continuación se mostrarán los resultados de las estimaciones de cada componente del producto según distintas especificaciones. Por cuestiones de espacio los cuadros 6 a 9 no incluyen los desvíos estándar de cada parámetro estimado; estos pueden verse en el anexo E. Cabe destacar que el consumo del gobierno ha sido tomado como exógeno en el modelo de análisis, por lo que los efectos de la distribución sobre éste son considerados nulos. Posteriormente se mostrará la evolución de cada componente en relación al producto, para, finalmente, mostrar el impacto de los cambios distributivos sobre el crecimiento. El análisis de los resultados se hará, de manera conjunta, en la siguiente sección.

Consumo de los Hogares

Cuadro 6

Modelización del crecimiento del consumo de los hogares.

Variable dependiente: ΔC_t	Período: 1908 - 1967		Período: 1968 - 2017		Período: 1908 - 2017	
	(1) ARDL	(2) ARDL salarios	(3) ARDL	(4) ARDL salarios	(5) ARDL	(6) ARDL salarios
ΔC_{t-1}	-0.438**	-0.552***	-0.423**	0.108	-0.183	-0.212
ΔC_{t-2}	-0.106		0.183	-0.461**		
ΔC_{t-3}	0.218*		-0.452***	0.046		
ΔC_{t-4}	0.124			-0.455**		
ΔC_{t-5}				-0.327*		
ΔC_{t-6}				0.740***		
ΔPIB_{t-1}	1.074***	1.119***	0.995***	0.562*	0.809***	0.798***
ΔPIB_{t-2}			0.481*	0.302		
ΔPIB_{t-3}				-0.068		
ΔPIB_{t-4}				0.184		
ΔPIB_{t-5}				0.514**		
ΔPIB_{t-6}				-0.634**		
ΔPIB_{t-7}				-0.268*		
$\Delta Beneficios_{t-1}$	-0.208*		0.183*		-0.130*	
$\Delta Beneficios_{t-2}$	0.019		-0.929***			
$\Delta Beneficios_{t-3}$	-0.171		0.143			
$\Delta Rentas_{t-1}$	0.018		0.116***		0.010	
$\Delta Rentas_{t-2}$	0.033		0.053*		0.052**	
$\Delta Rentas_{t-3}$	-0.020		-0.170***		-0.027	
$\Delta Rentas_{t-4}$	0.031		0.058**		0.016	
$\Delta Rentas_{t-5}$	-0.009				-0.043*	
$\Delta Rentas_{t-6}$	0.002					
$\Delta Rentas_{t-7}$	-0.125***					
$\Delta Salarios_{t-1}$		0.281**		0.037		0.177**
$\Delta Salarios_{t-2}$		-0.018		0.289***		0.057
$\Delta Salarios_{t-3}$		0.075		0.121		0.034
$\Delta Salarios_{t-4}$		0.138		0.198**		0.142*
$\Delta Salarios_{t-5}$				-0.019		
$\Delta Salarios_{t-6}$				0.377***		
C	-0.008	-0.006	0.018***	0.023***	0.012**	0.010*
AIC	-3.053480	-2.986303	-4.048126	-3.854511	-3.220915	-3.146131
DW	2.013524	2.076283	1.891719	2.210782	2.231263	2.071765
Prob (F-Stat)	0.000264	0.000013	0.000000	0.000002	0.000000	0.000000
R2 adj	0.542630	0.505981	0.787806	0.745242	0.531236	0.481669
Outliers	1917, 1931, 1934, 1941, 1960	1917, 1931, 1934, 1941, 1953, 1960	1969, 1971, 1976, 1982, 1992, 2002, 2008, 2015	1976, 1995, 1996, 2002	1917, 1931, 1934, 1941, 1942, 1958, 1976, 1982, 2002	1917, 1931, 1934, 1941, 1942, 1958, 1982, 1995, 2002

Significativo al *10%, al **5% y al ***1% respectivamente

Fuente: elaboración propia.

El consumo de los hogares es el componente más importante de la demanda agregada, representando, en promedio, el 72% del PIB uruguayo¹¹ durante el periodo 1908 – 2017; su peso

¹¹ Este ratio, así como los que siguen para el consumo y el resto de los componentes del producto, se calcularon con las variables expresadas en valores corrientes.

mínimo histórico se alcanza en 1946, cuando representó el 63% del producto interno. Por otra parte, es el componente más estable de la demanda, y si bien su participación ha ido cambiando a lo largo del tiempo, no ha sufrido grandes fluctuaciones. Dada la importancia del consumo en el producto, los resultados expuestos en el cuadro 6 serán muy significativos a la hora de analizar cómo los cambios distributivos afectaron al crecimiento. Cabe destacar también que en todas las especificaciones los signos de los coeficientes han sido los esperados, obteniéndose, más allá de las magnitudes, un efecto positivo de la cuota de salarios sobre el nivel de consumo y un efecto negativo de la cuota de beneficios. La cuota de rentas mostró un impacto reducido (en valor absoluto), impacto que fue negativo en 1908 – 1967 y positivo en 1968 – 2017; al mirar la estimación para el periodo 1908 – 2017 se observa que el efecto total de la renta sobre el consumo acaba siendo prácticamente nulo. Por otro lado, y como era de esperar, el ingreso impactó positivamente en el consumo.

Inversión

Cuadro 7

Modelización del crecimiento de la inversión.

Variable dependiente: ΔI_t	Período: 1908 - 1967		Período: 1968 - 2017		Período: 1908 - 2017	
	(1) ARDL	(2) ARDL salarios	(3) ARDL	(4) ARDL salarios	(5) ARDL	(6) ARDL salarios
ΔI_{t-1}	0.750***	0.738***	0.064	0.090	0.495***	0.458***
ΔI_{t-2}	0.070	-0.016			0.111	0.142
ΔI_{t-3}	-0.339***	-0.259**			-0.327***	-0.330***
ΔPIB_{t-1}	0.170	0.233	2.572***	2.026***	0.458*	0.558**
ΔPIB_{t-2}						-0.271
$\Delta Beneficios_{t-1}$	0.416**		-0.352		0.360**	
$\Delta Beneficios_{t-2}$			-0.340			
$\Delta Beneficios_{t-3}$			1.316***			
$\Delta Rentas_{t-1}$	0.184**		0.308***		0.133**	
$\Delta Rentas_{t-2}$	0.202***		0.040		0.156***	
$\Delta Rentas_{t-3}$			-0.100			
$\Delta Rentas_{t-4}$			0.097			
$\Delta Salarios_{t-1}$		-0.393*		-0.214		-0.286*
$\Delta Salarios_{t-2}$				0.199		
$\Delta Salarios_{t-3}$				-0.948***		
$\Delta Salarios_{t-4}$				0.252		
$\Delta Salarios_{t-5}$				-0.527**		
C	0.026*	0.008	-0.043***	-0.030*	0.025**	0.029**
AIC	-1.911785	-1.633520	-2.006359	-1.813503	-1.701441	-1.650252
DW	2.232176	2.132600	2.105488	2.261402	1.839695	2.133150
Prob (F-Stat)	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
R2 adj	0.819521	0.752749	0.704265	0.632490	0.695830	0.679855
Outliers	1913, 1914, 1931, 1934, 1944, 1958, 1959	1914, 1931, 1934, 1944, 1958, 1959	1981, 1991, 1994, 1999, 2003	1982, 1986, 1991, 1999, 2003	1913, 1914, 1931, 1958, 1959, 1969, 1983, 1991, 1999, 2002, 2009	1913, 1914, 1931, 1941, 1958, 1959, 1969, 1983, 1988, 1991, 1999, 2002

Significativo al *10%, al **5% y al ***1% respectivamente

Fuente: elaboración propia.

La inversión, dada su alta volatilidad, ha constituido el componente más inestable de la demanda agregada. Como se verá más adelante, el peso de la inversión en el producto ha oscilado entre el 4% (1915) y el 25% (1946), siendo en promedio un 16% del PIB. Las variables incluidas en la función de inversión, en todas sus especificaciones, son las mismas que se incluyeron en la función de consumo. Como puede observarse en el cuadro 7, en el período 1908 – 2017 -especificaciones (5) y (6)- el crecimiento del ingreso tuvo un impacto importante sobre la inversión; al mirar qué sucedió en cada sub-periodo, se observa que el crecimiento del ingreso no tuvo un efecto significativo sobre la inversión en 1908 – 1967, aunque sí mostró un fuerte efecto aceleracionista en 1968 – 2017.

Como era de esperar, la cuota de salarios ha impactado negativamente en la inversión en todo el periodo, en tanto las cuotas de beneficios y rentas impactaron positivamente en este componente del producto. Llama la atención la magnitud de los efectos de la cuota de renta sobre los niveles de inversión; si bien se esperaba que las elasticidades calculadas tuvieran signo positivo, su impacto ha sido más importante de lo esperado (dado el escaso peso de la renta y del sector agropecuario en el ingreso y el producto, respectivamente), lo que podría estar indicando que parte de las rentas de la tierra acaban siendo reinvertidas (en el sector agropecuario o en el resto de la economía).

Importaciones

En una economía pequeña y abierta como la uruguaya, en la que la estrechez del mercado interno dificulta el desarrollo de la industria manufacturera local, las importaciones siempre han tenido gran importancia. Con fluctuaciones, las importaciones han representado en promedio el 15% del PIB en 1908 – 2017. Es de destacar que, al igual que en el caso de las exportaciones, el peso de las importaciones en el producto ha cambiado sustancialmente ante los ciclos de apertura y cerramiento de la economía uruguaya. Más adelante se profundizará en este punto, aunque vale la pena señalar que en años recientes las importaciones alcanzaron una altísima participación en el producto (35% en 2008), mientras que en la década de los cuarenta esta cifra era bastante más reducida (9% en promedio).

Las estimaciones del cuadro 8 corroboran en fuerte vínculo positivo entre el ingreso de la economía y las importaciones (algo esperable dadas las características de la economía uruguaya anteriormente mencionadas), así como un efecto negativo del tipo de cambio real sobre las importaciones. Por otro lado, también en línea con los resultados esperados, en las estimaciones para 1908 - 1967 y 1968 - 2017 puede observarse que la cuota de salarios impacta positivamente sobre las importaciones, en tanto la cuota de beneficios lo hace negativamente; para 1908 - 2017 no se estiman efectos significativos. La cuota de rentas, por su parte, no mostró un efecto significativo en los periodos analizados.

Cuadro 8

Modelización del crecimiento del consumo de las importaciones.

Variable dependiente: ΔM_t	Período: 1908 - 1967		Período: 1968 - 2017		Período: 1908 - 2017	
	(1) ARDL	(2) ARDL salarios	(3) ARDL	(4) ARDL salarios	(5) ARDL	(6) ARDL salarios
ΔM_{t-1}	-0.620***	-0.573***	0.067	-0.013	-0.332***	-0.263***
ΔM_{t-2}	0.033		0.262***	0.146*	0.235***	0.357***
ΔM_{t-3}	-0.176*				-0.018	
ΔM_{t-4}	-0.297***				-0.163***	
ΔPIB_t	0.568***	0.482***	1.749***	2.004***	0.928***	1.102***
ΔPIB_{t-1}	1.371***	1.614***			0.881***	0.793***
ΔPIB_{t-2}	0.265					-0.124
ΔPIB_{t-3}	0.173					-0.312*
ΔPIB_{t-4}	0.471**					0.071
ΔPIB_{t-5}						-0.486***
ΔPIB_{t-6}						0.376**
ΔTCR_t	-0.167***	-0.163***	-0.051	-0.109**	-0.180***	-0.153***
ΔTCR_{t-1}	-0.129**	-0.169***			-0.098**	
$\Delta Beneficios_{t-1}$	-0.271*		0.373*		0.101	
$\Delta Beneficios_{t-2}$			-0.567***			
$\Delta Beneficios_{t-3}$			0.260			
$\Delta Rentas_{t-1}$	-0.061		0.053		0.020	
$\Delta Salarios_{t-1}$		0.338**		-0.014		0.020
$\Delta Salarios_{t-2}$				0.284*		
C	-0.082***	-0.059***	-0.033***	-0.016	-0.032***	-0.031**
AIC	-2.321404	-2.187778	-2.933388	-2.717355	-2.303997	-2.297438
DW	1.571742	1.620011	2.056877	1.936250	1.898772	2.006380
Prob (F-Stat)	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
R2 adj	0.788916	0.738120	0.828570	0.775922	0.734333	0.731878
Outliers	1917, 1946, 1958, 1960	1912, 1917, 1923, 1946, 1957, 1958, 1960	1970, 1979, 1986, 1992, 2004, 2009	1970, 1984, 2004, 2009	1917, 1918, 1921, 1946, 1957, 1958, 1960, 1970, 1986, 1991, 1992, 2004	1917, 1918, 1921, 1946, 1958, 1960, 1967, 1970, 1992, 2004

Significativo al *10%, al **5% y al ***1% respectivamente

Fuente: elaboración propia.

Exportaciones

Históricamente, las exportaciones han sido uno de los motores de la economía uruguaya. El reducido mercado interno de un país con grandes ventajas comparativas en el sector agropecuario ha sido un factor que ha obligado al Uruguay a buscar mercados en el exterior para poder colocar su producción y obtener las divisas necesarias para comprar los bienes y servicios que no pueden producirse en el país. Al igual que lo sucedido con las importaciones, las exportaciones han tenido gran variabilidad en función de los periodos de mayor y menor apertura externa del país, siguiendo básicamente el mismo proceso que las importaciones (sobre el que se profundizará más adelante). En promedio las exportaciones han representado el 17% del PIB en el periodo 1908 – 2017, alcanzando su máxima participación a comienzos y fines del periodo (20% en 1917, 32% en 2004) en tanto que

en 1953 solo el 10% del producto se exportaba.

Cuadro 9

Modelización del crecimiento de las exportaciones.

Variable dependiente: ΔX_t	Período: 1908 - 1967		Período: 1968 - 2017		Período: 1908 - 2017	
	(1) ARDL	(2) ARDL salarios	(3) ARDL	(4) ARDL salarios	(5) ARDL	(6) ARDL salarios
ΔX_{t-1}	-0.323***	-0.324***	0.229*	0.211**	-0.252***	-0.219***
ΔX_{t-2}			0.120			
$\Delta PIBrm_t$	-0.740**	-0.311	-0.057	0.059	-0.043	0.043
$\Delta PIBrm_{t-1}$	2.259***	1.569***		-0.245		0.106
$\Delta PIBrm_{t-2}$	-0.389	-0.055				
$\Delta PIBrm_{t-3}$	0.992***	0.932***				
ΔTCR_t	0.152***	0.195***	-0.250***	-0.162***	-0.087**	0.036
ΔTCR_{t-1}	0.106*	0.144***	-0.012	-0.005		
ΔTCR_{t-2}	0.163***	0.102**	0.043	0.157***		
ΔTCR_{t-3}			0.083	0.009		
ΔTCR_{t-4}			0.087*	0.109***		
$\Delta Beneficios_{t-1}$	-0.210		0.061		-0.085	
$\Delta Beneficios_{t-2}$	0.052		0.207		0.145	
$\Delta Beneficios_{t-3}$	-0.657***		-0.359*		-0.494***	
$\Delta Beneficios_{t-4}$			0.278*		0.057	
$\Delta Beneficios_{t-5}$			-0.593***		-0.033	
$\Delta Beneficios_{t-6}$					0.039	
$\Delta Beneficios_{t-7}$					-0.242**	
$\Delta Rentas_{t-1}$	0.016		-0.084		0.014	
$\Delta Rentas_{t-2}$	-0.090		0.064			
$\Delta Rentas_{t-3}$	-0.085		-0.142**			
$\Delta Salarios_{t-1}$		0.090		0.288*		-0.002
$\Delta Salarios_{t-2}$		0.079		-0.328**		-0.252**
$\Delta Salarios_{t-3}$		0.520***		0.280**		0.459***
$\Delta Salarios_{t-4}$		0.161		-0.363***		
$\Delta Salarios_{t-5}$				0.506***		
C	-0.080***	-0.092***	0.029**	0.041***	0.035***	0.031**
AIC	-2.368237	-2.953044	-2.864376	-3.183600	-2.553691	-2.201663
DW	2.140394	2.039597	2.187628	2.234687	1.987158	2.015802
Prob (F-Stat)	0.000000	0.000000	0.000203	0.000005	0.000000	0.000000
R2 adj	0.717283	0.843039	0.601046	0.710075	0.656561	0.508438
Outliers	1914, 1918, 1922, 1926, 1957	1914, 1918, 1922, 1926, 1956, 1957, 1961	1975, 1983, 1987, 1995, 2003, 2004	1975, 1983, 1987, 1991, 1997, 2001, 2003, 2004, 2008	1932, 1933, 1941, 1944, 1956, 1957, 1958, 1965, 1974, 1975, 1976, 2004, 2005	1914, 1915, 1932, 1941, 1944, 1956, 1957, 1972, 1975, 1976, 2004

Significativo al *10%, al **5% y al ***1% respectivamente

Fuente: elaboración propia.

Además de las cuotas de participación en el ingreso, en todas las especificaciones se incluyó al PIB del resto del mundo relevante para Uruguay, es decir, nuestros principales socios comerciales, y al tipo de cambio real. Como era de esperar, ambas variables han afectado positivamente a las exportaciones durante el periodo 1908 – 1967. En el sub-periodo 1968 – 2017 no se estimó un efecto significativo del PIB de los socios comerciales, en tanto el tipo de cambio real habría impactado

negativamente según la especificación (3) y positivamente según la especificación (4).

Los efectos de los cambios distributivos sobre las exportaciones no fueron los esperados inicialmente, aunque los resultados de las estimaciones son consistentes según todas las especificaciones planteadas. Tanto en 1908 – 1967 como en 1968 – 2017 (y en 1908 – 2017) la cuota de salarios muestra un impacto positivo sobre las exportaciones en tanto la cuota de beneficios muestra un impacto negativo. La cuota de rentas no muestra coeficientes significativos cuando se considera el periodo 1908 – 2017, pero al descomponer por sub-periodos se observa que si bien en 1908 – 1967 la renta no tuvo un efecto significativo sobre las exportaciones, en 1968 – 2017 registró un impacto negativo (aunque reducido).

Estos resultados, si bien no son los esperados, han sido respaldados por diversas especificaciones alternativas (todas cumpliendo con los test de normalidad y no autocorrelación de los residuos) que arrojaron el mismo resultado. Dicho esto, es importante destacar que, históricamente, las exportaciones uruguayas se concentraron en bienes de origen agropecuario, con escaso peso de la mano de obra dentro de sus costos, además de que aumentos en la cuota de salarios pueden tener impactos positivos sobre la productividad (Naastepad, 2005; Bengtsson y Stockhammer, 2018), por lo que, indirectamente, podrían afectar a las exportaciones por esta vía. Puede argumentarse también que, si el aumento en la cuota de salarios implica mayores salarios reales, estos incentivarían mejoras en la productividad de los trabajadores (teoría de salarios de eficiencia) (Shapiro y Stiglitz, 1984). En un sentido similar, cabe la posibilidad de que aumentos en la cuota de beneficios sean canalizados en mayor proporción hacia la inversión en sectores no transables de la economía, disminuyendo el crecimiento de la inversión en el sector transable y, por tanto, la tasa de crecimiento de las exportaciones. Podría señalarse también que como una proporción importante de las exportaciones está constituida por productos que también se consumen internamente, la ampliación del mercado interno generada por un aumento en la cuota de salarios puede contribuir a aumentar la producción de bienes y servicios exportables por vía del aprovechamiento de economías de escala y aumentos en la productividad. Por otra parte, el creciente peso de las exportaciones a zonas francas y el cambio en la composición de la canasta exportadora – con un creciente peso de las exportaciones de servicios a la región – puede estar afectando la estimación del impacto del PIB del resto del mundo en las exportaciones en la estimación para 1968 – 2017.

Al igual que en el caso del resto de las ecuaciones estimadas para los otros componentes del producto, los coeficientes correspondientes a la distribución del ingreso que surgen de las distintas especificaciones serán utilizados para calcular el impacto de los cambios en la distribución funcional del ingreso sobre el crecimiento económico.

Impacto sobre el crecimiento económico

En el cuadro 10 se resume la información presentada en las estimaciones de los componentes del producto en relación a los coeficientes estimados de las cuotas de ingreso en cada uno de los sub-periodos y para 1908 – 2017. Los coeficientes de este cuadro, que muestran el impacto de cada *share* en el respectivo componente del PIB, fueron calculados como la suma simple de los coeficientes de los rezagos significativos de cada variable.

Las cifras que figuran en el cuadro 10 deben interpretarse como elasticidades; representan el efecto en términos porcentuales de un aumento del 1% de cada *share* en cada componente del producto. A modo de ejemplo, el cuadro indica que en el periodo 1968 – 2017 un aumento del 1% en la cuota de salarios generó una caída de 1,47% en la inversión, en tanto que generó aumentos de 0,86% en el consumo, de 0,38% en las exportaciones y de 0,28% en las importaciones.

Cuadro 10

Impacto estimado de la distribución funcional sobre los distintos componentes del PIB.

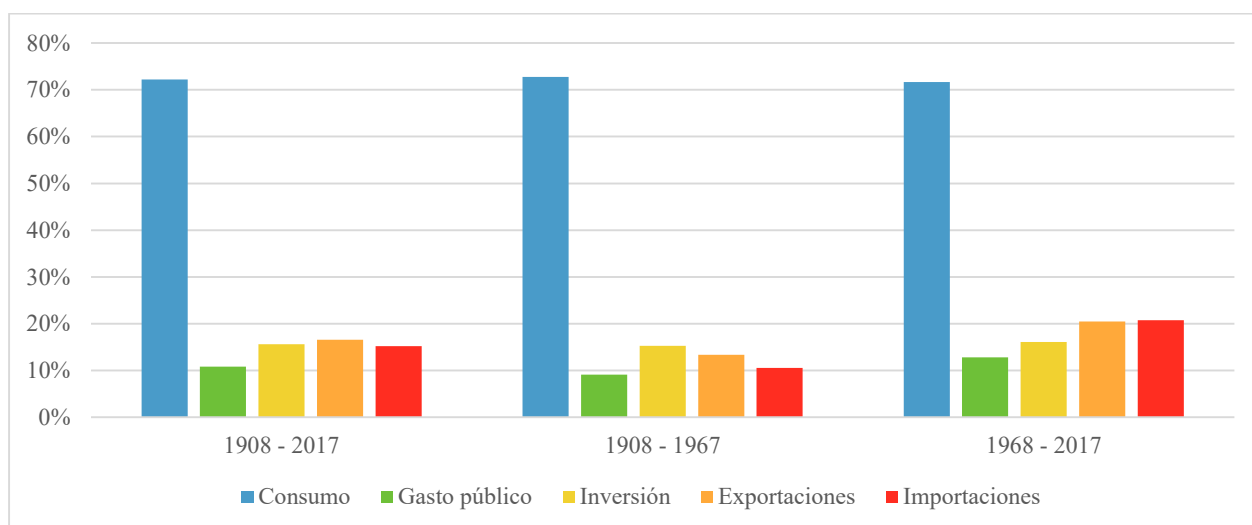
		Coeficientes estimados			
		Inversión	Consumo	Exportaciones	Importaciones
<i>Profit share</i>	1908-1967	0.41	-0.20	-0.65	-0.27
	1968-2017	1.31	-0.74	-0.67	-0.19
	1908-2017	0.36	-0.13	-0.73	0
<i>Rent share</i>	1908-1967	0.38	-0.12	0	0
	1968-2017	0.30	0.05	-0.14	0
	1908-2017	0.29	0.01	0	0
<i>Wage share</i>	1908-1967	-0.39	0.28	0.52	0.33
	1968-2017	-1.47	0.86	0.38	0.28
	1908-2017	-0.28	0.31	0.20	0

Fuente: elaboración propia.

Para poder calcular el efecto de los cambios distributivos sobre el crecimiento económico es necesario ponderar el impacto que ha tenido la evolución de las cuotas de beneficios, rentas y salarios sobre cada componente del producto en función del peso que cada uno de estos componentes ha tenido sobre el producto total en los tres periodos considerados. El gráfico 4 muestra cuál ha sido el peso de cada componente en el producto (a precios corrientes) en cada período; el peso de las importaciones en el PIB se ha ponderado con signo negativo, aunque para ilustrar su evolución en relación al PIB junto con los demás componentes ha sido incluida en el gráfico 4 en valor absoluto.

Gráfico 4

Participación en el producto (promedio por período).



Fuente: Elaboración propia en base a Román (2016, 2017) y BCU

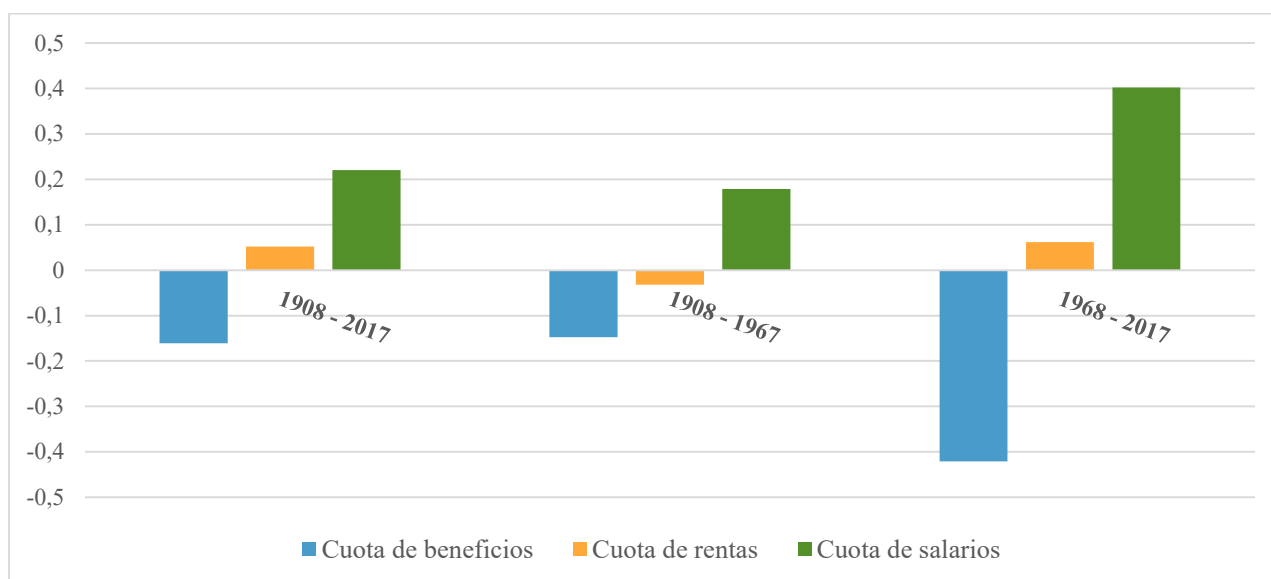
La participación en el producto ha ido cambiando sustancialmente a lo largo del periodo 1908 - 2017, aunque si se observan los promedios de cada sub-período, no se destacan grandes cambios; vale la pena señalar, sin embargo, el crecimiento de la importancia del sector externo en 1968 – 2017 frente al período anterior. El consumo, como se mencionó, es el componente de mayor peso en el producto, en tanto la inversión ha representado, en promedio, un 16% del PIB.

Los cambios en la composición del PIB contribuyen a que en cada periodo el impacto estimado de la distribución funcional del ingreso sobre el crecimiento económico haya sido distinto, dado que éste depende tanto de las elasticidades que figuran en el cuadro 10 como de la composición del producto. Más precisamente, la elasticidad entre cada cuota de ingreso y el producto surge de ponderar (para cada período) los coeficientes mostrados en el cuadro 10 en función del peso de cada componente de la demanda en el PIB.¹² Las elasticidades estimadas se ilustran en el gráfico 5.

¹² Recordar que el consumo del gobierno es tomado como exógeno en el modelo de análisis.

Gráfico 5

Elasticidades distribución / producto.



Fuente: elaboración propia.

El gráfico 5 muestra el resultado más importante de este trabajo: más allá de los cambios en la magnitud del impacto entre 1908 – 1967 y 1968 – 2017, la cuota de beneficios ha tenido, a lo largo de todo el periodo, una elasticidad negativa respecto al producto, o lo que es lo mismo, aumentos en la participación de los beneficios en el ingreso de la economía han impactado negativamente en el crecimiento. Durante el periodo 1908 – 1967, en promedio, aumentos del 1% en la cuota de beneficios generaron un descenso de 0,15%, caída que pasa a ser de 0,42% durante 1968 – 2017. Las rentas de la tierra, por su parte, mostraron un impacto muy reducido en el crecimiento si se considera todo el periodo en su conjunto (recuérdese que representa una proporción muy reducida del ingreso total), aunque es de destacar que en el sub-periodo 1908 – 1967 este impacto fue negativo, en tanto que en los años 1968 – 2017 se volvió positivo. En promedio, aumentos del 1% en la cuota de renta generaron una caída de 0,03% en el nivel de actividad económica durante 1908 – 1967; en el sub-periodo 1968-2017 aumentos del 1% en la cuota de renta generaron aumentos de 0,06% en el producto.

De las estimaciones realizadas con la especificación alternativa, es decir, aquellas en que se incluyó la cuota de salarios en vez de las cuotas de beneficios y rentas, surge un resultado acorde a los signos de los impactos de estos tipos de ingreso. La elasticidad cuota de salarios / PIB ha tenido signo positivo en todo el periodo 1908 – 2017, lo que quiere decir que aumentos en la participación de los salarios en el ingreso han favorecido mayores tasas de crecimiento económico. Entre 1908 y 1967 aumentos del 1% en la cuota de salarios generaron un crecimiento de 0,18% del PIB, impacto que en 1968 – 2017 pasa a ser de 0,40%.

La interpretación conjunta de estos resultados¹³ permite concluir que el crecimiento económico de Uruguay entre 1908 y 2017 ha sido basado en salarios, por lo que el régimen de crecimiento habría sido *wage-led*. En concordancia con esto, se constata que no ha habido en el periodo objeto de estudio un régimen *profit-led*, en tanto que el último medio siglo parece presentar características de un (muy modesto) crecimiento *rent-led*. Si en vez de considerar cada uno de los sub-periodos mencionados, se mira lo sucedido a lo largo de todo el periodo 1908 – 2017, resulta que en promedio un aumento del 1% en la cuota de beneficios generó una caída de 0,16% del PIB, en tanto que un aumento del 1% en la cuota de salarios ha generado un crecimiento de 0,22%. El impacto de la cuota de renta en el crecimiento acaba siendo muy reducido (0,05%).

Los resultados obtenidos no rechazan, por tanto, las hipótesis para los periodos 1908 – 2017 y 1908 – 1967 (de crecimiento *wage-led*), pero sí rechazan la hipótesis de crecimiento *profit-led* en 1968 – 2017. Este resultado es particularmente interesante dado que mostraría que, a pesar de los fuertes ajustes salariales de este período, del notorio cambio en la tendencia de la cuota de salarios respecto al periodo anterior, de las políticas implementadas con el fin de reactivar el crecimiento económico modificando la distribución del ingreso en beneficio de los perceptores de ingresos no salariales y a pesar de los cambios en la estructura productiva (Notaro, 2003; Bensión y Caumont, 1979), la política económica de las últimas décadas del siglo XX no logró modificar el régimen de crecimiento de la economía uruguaya. A pesar de los cambios de rumbo en la política económica que hubo a lo largo del siglo XX, el crecimiento de Uruguay ha sido *wage-led* en todo el período.

Es importante señalar también que si bien la participación de los beneficios en el ingreso ha afectado negativamente al proceso de crecimiento económico y, por tanto, en última instancia, a los intereses de los perceptores de beneficios, estos agentes han tenido incentivos a mantener (o, directamente, aumentar) su cuota en el ingreso. La tasa de beneficios, que en términos brutos ha rondado en torno a 26% durante todo el período, ha mostrado estar positivamente correlacionada con la cuota de beneficios (ver anexo F). En última instancia, las decisiones de los perceptores de beneficios orientadas a mantener o aumentar su tasa de beneficio son las que, por diversas vías, han impactado negativamente sobre el crecimiento económico del país. Esto permitiría concluir que, además de haber tenido entre 1908 y 2017 un régimen basado en salarios –o, en términos de Blecker (2005), estancacionista¹⁴–, éste podría definirse como conflictivo.

¹³ Recordar que las elasticidades correspondientes a las cuotas de beneficios y rentas pertenecen a estimaciones diferentes a las elasticidades de la cuota de salarios (que, de hecho, se estimaron con el fin de chequear la robustez de las otras estimaciones), por lo que los valores que surgen de unas y otras especificaciones no deben sumarse.

¹⁴ Como se planteó en el Marco Teórico, el concepto de estancacionismo refiere al efecto de los cambios de la cuota de

A comienzos del siglo XX Uruguay tenía un ingreso per cápita similar al de los países de Europa Occidental y Norteamérica, pero las bajas tasas de crecimiento junto con las fuertes crisis económicas a lo largo de todo el siglo XX y comienzos del siglo XXI hicieron que el país se distanciara cada vez más de los países desarrollados (Oddone, 2010). Por otro lado, independientemente del patrón de desarrollo seguido en cada momento, los conflictos distributivos han sido una constante a lo largo de la historia uruguaya. Durante el siglo XX en los países desarrollados la participación de los salarios en el ingreso ha girado en torno a 65%, en tanto en Uruguay ha promediado 43% del ingreso total (Siniscalchi y Willebald, 2018). Dicho esto, y teniendo en cuenta que Uruguay ha tenido un régimen de crecimiento *wage-led* conflictivo, no es de extrañar que el país haya presentado serios problemas de crecimiento en el largo plazo.

En la siguiente sección se analizará en mayor profundidad los resultados mostrados. Dada la extensión del periodo objeto de estudio y las diferentes vías mediante las cuales la distribución impacta en el crecimiento, los resultados se analizarán por períodos y desagregando por componentes del producto; posteriormente, se interpretarán a la luz de estudios similares realizados en otros países.

Distribución del ingreso y crecimiento: una relación de largo plazo

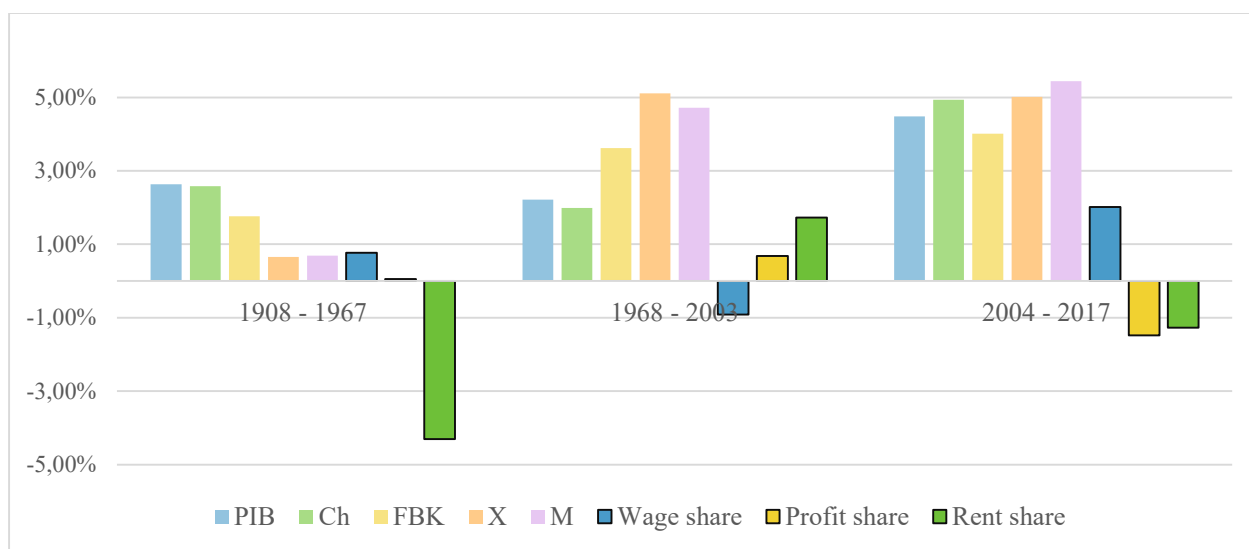
Los resultados presentados muestran, tal como se esperaba, que los cambios en la distribución del ingreso afectan de distinta forma a cada componente de la demanda agregada. Era esperable, por ejemplo, que un aumento en la participación de los salarios en el ingreso favoreciera al consumo de los hogares y perjudicara a la inversión. Para poder comprender cómo la distribución del ingreso afecta al crecimiento del PIB, es necesario profundizar en cómo ésta ha afectado a cada uno de los componentes del producto. Por otro lado, también es necesario tener en cuenta que a lo largo del periodo estudiado ha habido cambios significativos en la distribución funcional del ingreso, por lo que el análisis necesariamente debe hacerse tomando en cuenta la dinámica que ha seguido esta variable a lo largo del tiempo. De esta forma, tal como muestra el gráfico 6, se decidió analizar la relación distribución – crecimiento a lo largo de tres sub-periodos; éstos surgen de observar los cambios en la tendencia de la cuota de salarios a lo largo del período -la cual puede observarse en el gráfico 3- que, a grandes rasgos, muestra un primer período creciente (1908 – 1967), un segundo período con fuertes ajustes durante la segunda mitad del siglo XX (1968 – 2003) y un tercer período posterior a la crisis de 2002 en el que la tendencia, aunque moderada, vuelve a ser creciente.

salarios sobre la capacidad utilizada de la economía, y no sobre la demanda. No obstante esto, puede argumentarse que existe una gran correlación -positiva- entre capacidad utilizada y demanda efectiva, dada la clara correlación negativa entre capacidad ociosa y demanda.

Es importante señalar que el gráfico 6 incluye todos los componentes del PIB menos el consumo del gobierno dado que éste fue considerado exógeno en el modelo de análisis y, por tanto, sería independiente de la distribución funcional del ingreso. En adelante, se planteará el análisis del vínculo entre distribución y crecimiento en los distintos sub-periodos mencionados.

Gráfico 6

Crecimiento y distribución. Tasas de crecimiento acumulado anual por periodos.



Nota: los valores expresados en el gráfico son las tasas de crecimiento acumulado anual correspondiente a cada periodo.
Fuente: elaboración propia.

1908 – 1967: entre 1908 y 1967 la cuota de salarios creció a una tasa acumulada anual de 0,77%, en tanto que la cuota de beneficios prácticamente no experimentó cambios; la cuota de rentas experimentó una fuerte caída de 4,31% acumulado anual. La participación de los rentistas en el ingreso, muy importante en un país que desde 1870 había sostenido su economía en base a un modelo agroexportador, comenzó en 1916 un largo declive; esta caída en la cuota de rentas es tan grande que, como se veía en el gráfico 1, esta cuota acaba siendo prácticamente marginal al cabo de tres décadas. Las variaciones mencionadas sugieren que entre 1908 y 1967 el crecimiento de la cuota de salarios se dio en detrimento de la cuota de rentas, que hacia finales de ese periodo representaba menos del 3% del producto uruguayo; esta cifra, con fluctuaciones mínimas, se mantiene hasta la actualidad.

En este contexto de crecimiento de la cuota de salarios sin pérdida de la cuota de beneficios, la economía uruguayana experimentó una tasa de crecimiento acumulada anual de 2,63%, sostenida tanto por el consumo (que creció 2,58% anual) como por la inversión (que creció anualmente 1,76%). El agotamiento del modelo agroexportador, el cierre progresivo de los mercados de exportación de los productos uruguayos y el “cierre” de la economía durante la ISI generaron tasas de crecimiento de importaciones y exportaciones menores al 1% anual (0,69% y 0,65%, respectivamente).

Uruguay entró en el siglo XX insertándose en la economía mundial como país exportador de bienes primarios, logrando tasas anuales de crecimiento relativamente importantes a fines del siglo XIX e inicios del XX (Bertino et al., 2001); proceso que encontró un freno importante en la crisis económica de 1913 y la primera guerra mundial. Ambos fenómenos “*significaron un paréntesis de una década*” (p.11) en el crecimiento basado en el modelo agroexportador (Bertino et al., 2001). El fin de la guerra y la recuperación de los principales socios comerciales de Uruguay contribuyeron a que la década de 1920 fuera, al igual que para muchos países, una década de crecimiento sostenido, el cual estuvo motivado, principalmente, por el consumo. Como señalan Bertino et al. (2001), el crecimiento del mercado interno logró una dinámica muy importante en estos años, causando los “*primeros síntomas de cambio estructural*” (p.12) en la economía uruguaya. Este proceso se vio truncado a partir de la crisis de 1929; en un contexto mundial de auge del proteccionismo para hacer frente a la crisis, el comercio exterior de Uruguay se redujo significativamente. La crisis económica de estos años es identificada como el punto final del modelo agroexportador en el que el país había basado su crecimiento durante los años previos.

Luego de la crisis y hasta finales de este sub-periodo, la economía uruguaya basó su crecimiento en un modelo introvertido de industrialización por sustitución de importaciones (o industrialización dirigida por el Estado) (Bonino et al., 2012); el periodo de la ISI es caracterizado por un sostenido crecimiento económico, mejoras en los niveles de vida y en la distribución del ingreso (Bertino et al., 2001). Desde 1933, en el marco de la dictadura de Gabriel Terra, el Estado uruguayo fomentó el cambio de la estructura económica del país orientando los esfuerzos hacia un proteccionismo cada vez mayor y al impulso de la industria como respuesta a la crisis de 1929 y la Gran Depresión (Jacob, 1981). Se crearon instituciones reguladoras del sector externo y del sector financiero que fueron claves para lo que, años más tarde, sería el modelo ISI (Bertino et al., 2001). Al finalizar la segunda guerra mundial, gracias a la posibilidad de volver a importar desde los países beligerantes los bienes de capital y materias primas necesarios para la industria, el proceso de industrialización del país se aceleró, convirtiendo a la industria en el sector más dinámico de la economía (Bértola, 1991; Bertino et al., 2001). Dada la importancia de las políticas proteccionistas para fomentar el mercado interno, no es llamativo que entre 1908 y 1967 tanto importaciones como exportaciones hayan mostrado un crecimiento tan bajo (0,69% y 0,65%, respectivamente).

El incremento sostenido de la participación de los salarios en el ingreso (0,77% anual), en términos generales fue el motor para el crecimiento del consumo (2,58% anual) que propició el crecimiento económico de estos años. Los cambios institucionales que posibilitaron el incremento de la cuota de salarios fueron varios, y cabe destacar, entre ellos, el rol de la creciente regulación del comercio exterior, industria, mercado de trabajo y comercialización de productos básicos; podría

decirse que *“la política industrialista se basó en la confluencia de intereses de las distintas facciones de capitalistas industriales, de clases medias agrícolas y urbanas y de amplios sectores de asalariados”* (Bértola, 1991:279). Los Consejos de Salarios, establecidos por primera vez en 1944, tuvieron también un impacto muy importante sobre la cuota de salarios, permitiendo sostener su crecimiento y, como señala Faroppa (1977), frenar las traslaciones de ingresos desde los asalariados hacia los empresarios. Bertino et al. (2001) coinciden en señalar que *“El dinamismo estuvo dado por el impulso industrializador y el peso cada vez mayor del mercado interno, en el marco de una redistribución de ingresos que alcanzó a los sectores populares urbanos - especialmente aquellas ramas de actividad en que la organización sindical permitió aprovechar los mecanismos de negociación salarial obligatoria instalados a partir de 1944 - elevando su poder adquisitivo y, consecuentemente, su nivel de consumo”* (p.27). En el mismo sentido, Astori (2001) destaca que la industrialización se centró en ramas productoras de bienes de consumo orientados al mercado interno, y que éstas fueron las que otorgaron dinamismo a la producción nacional.

La inversión, cuyo crecimiento (1,76% anual), a pesar de haber sido más moderado que el del consumo no fue despreciable, se expandió a pesar de que la cuota de beneficios no registró una tendencia clara y que la cuota de rentas disminuyó sostenidamente. Este crecimiento se explica por diversos factores. Por un lado, a pesar de que la caída en la cuota de rentas tuvo una magnitud considerable, esta cuota representaba en el periodo un porcentaje muy reducido del ingreso total. Por otro lado, las políticas de estímulo industrial de la época, junto con el crecimiento del mercado interno en un contexto de caída de la desigualdad personal del ingreso (Bértola, 2005), parecen haber sido determinantes para fomentar la inversión en la economía.

Es importante destacar que este periodo (1908 – 1967) engloba dos sub-periodos bien distintos, tanto para Uruguay como, principalmente, para el mundo. Hasta 1945 los efectos de la primera guerra mundial, la Gran Depresión y la segunda guerra mundial afectaron seriamente a los principales socios comerciales del país, destruyendo gran parte de sus fuerzas productivas. Luego de 1945, la recuperación de posguerra y el crecimiento económico sostenido, junto con una serie de importantes cambios institucionales a nivel internacional, contribuyeron a que los países capitalistas desarrollados vivieran una verdadera edad dorada, fortaleciéndose el proceso de divergencia entre los países del Norte y los países del Sur (Bertino et al., 2001). En relación a esto último, Bértola (2005) señala que el periodo de la segunda posguerra constituyó también para Uruguay una edad dorada (aunque de menor duración), tanto en materia de crecimiento como en materia de reducción de las desigualdades.

El mencionado proceso de reconstrucción europeo y la posterior consolidación del

crecimiento económico de los países centrales significaron un importante cambio de la coyuntura internacional, frente al cual el andamiaje de regulaciones implementadas durante la ISI para fomentar la industrialización y redistribuir ingresos no supo responder. La concesión de estímulos sin contrapartida a las empresas privadas durante todo el periodo impidió el surgimiento de sectores dinámicos en la economía y la especialización productiva en sectores competitivos; al no surgir ramas de la industria que lograran competir a nivel internacional y dada la estrechez del mercado interno uruguayo, el cambio en la coyuntura hizo que fuera imposible sostener el crecimiento introvertido (Bertino et al., 2001). Astori (2001) señala que los límites del mercado interno, la dependencia tecnológica, las escalas de producción requeridas y las exigencias para mantener un nivel de rentabilidad suficiente fueron el principal obstáculo para el sector industrial, obstáculo que no pudo ser superado ni siquiera con la ayuda de un fuerte proteccionismo, por lo que la producción de varias ramas de la industria manufacturera se estancó a mediados de la década de 1950; al respecto, cabe destacar que dicho estancamiento industrial contrasta con lo que había sido la tendencia en años anteriores y con el desarrollo de la región en la segunda mitad de la década (Bértola, 1991). Hacia 1958, cuando la inflación comienza a aumentar sostenidamente, se generalizó a todo el sistema económico nacional la detención del crecimiento, a pesar de los indicios de “progreso social” que destacaban a Uruguay frente a la región en materia de nivel de vida (Instituto de Economía, 1969).

1968 – 2003: Estos años marcaron el quiebre en la tendencia al aumento de la participación de los salarios en el ingreso. Los conflictos sociales y políticos, conflictos distributivos en su origen, se intensificaron a medida que el modelo de crecimiento de la ISI se fue agotando. Además de esto, la pugna distributiva entre distintos grupos sociales para mantener o acrecentar su participación en un producto que ya no crecía estuvo detrás de la espiral de precios y salarios que se aceleró durante la década de 1960; el conflicto distributivo, de esta forma, se convirtió en la presión inflacionaria básica de lo que ha sido el fuerte proceso inflacionario vivido por el país en la segunda mitad del siglo XX. La espiral de precios, dada la rigidez relativa de los salarios, fue un factor que influyó en la distribución de ingresos haciendo que ésta se volviera más regresiva (Astori, 2001). Como señala Astori (2001), la última dictadura militar profundizó reformas económicas, políticas y sociales que marcaron un rotundo cambio en un país que, años atrás, se caracterizaba por tener salarios elevados y mecanismos redistributivos que fomentaron el crecimiento del mercado interno. Desde 1968 se materializó un proceso lento, sostenido y progresivo de transformaciones políticas, tendientes a abandonar las pautas del “Uruguay liberal” que se volvieron incompatibles con las necesidades del proceso de acumulación interno de capital, a la par que se fortalecía el autoritarismo. En esta línea *“el estado dejaba de cumplir su papel de árbitro en el proceso de circulación y distribución del ingreso, para tomar partido a favor de uno de los grupos en pugna”* (Astori, 2001:93).

Notaro (2003) señala que la política económica de fines de los años sesenta y setenta puede caracterizarse como *intervencionismo reestructurador*: el Estado participó activamente en la economía, con objetivos considerados prioritarios que implicaban modificar la estructura productiva, el comercio exterior, la distribución del ingreso, la demanda y los precios relativos. De esta forma, el efecto del creciente autoritarismo y de la posterior dictadura fue devastador para los asalariados: la participación de los salarios en el ingreso total cayó entre 1973 y 1982 a una tasa anual de 2,62%, pasando de representar el 48% del ingreso en 1968 a ser 36% en 1982. Respecto a esto, Astori (2001) muestra que entre 1971 y 1976 cerca del 98% del ingreso transferido entre grupos sociales fue ingreso perteneciente a los asalariados, en tanto el 70% del mismo acabó en manos de empresarios nacionales. La trayectoria de los salarios reales entre el inicio de la dictadura y 1980 deja en evidencia el reajuste económico buscado: en ocho años de crecimiento económico se registró una caída de 35% en el poder de compra del salario (Instituto Cuesta Duarte, 2018). Si se mira lo sucedido con los beneficios, la situación es totalmente inversa a la de los salarios. Dada la escasa participación de las rentas, el gran ganador de la caída en la cuota de salarios fue la cuota de beneficios: ésta pasó de ser 49% en 1968 a 60% en 1982, teniendo en 1980 su máximo histórico (63%).

La política económica del gobierno militar buscó generar un crecimiento “hacia afuera”, dirigido por el aumento y diversificación de las exportaciones (Notaro, 2003) caracterizado por la promoción de exportaciones no tradicionales (Macadar, 1982), liberalización financiera y mayor apertura externa de la economía (Oddone, 2010). Hubo un énfasis claro en promover la apertura de la economía al mundo, apertura que logró incrementar las exportaciones a un ritmo de 5,23% anual entre 1968 y 1982, en tanto que las importaciones lo hicieron al 6,05%. Como consecuencia del fuerte ajuste sobre los asalariados, el consumo de los hogares creció muy lentamente en el periodo, alcanzando tasas de crecimiento de solo 0,96%, muy inferiores al crecimiento del producto. Astori (2001) coincide en señalar que los cambios distributivos del periodo impactaron en el consumo de los hogares; según este autor, el consumo de las familias de asalariados se redujo fuertemente respecto a 1968, en tanto que el consumo de los no asalariados tuvo un crecimiento significativo. Notaro (2003) destaca que este crecimiento del consumo de los no asalariados impactó en las importaciones de bienes de consumo suntuario. La inversión, en cambio, mostró un crecimiento espectacular, solo comparable al crecimiento vivido en la primera posguerra: la tasa de crecimiento acumulada anual de la inversión fue 7,70% entre 1968 y 1982. Muy probablemente, el fuerte incremento en la participación de los beneficios en el ingreso total sea causante de este aumento de la inversión que, junto con el gran incremento de las exportaciones, contribuyeron con el crecimiento del nivel de actividad de 2,12% anual.

Los últimos años de la dictadura y el restablecimiento de la democracia implicaron la

consolidación del modelo liberal-exportador instaurado en las décadas previas, manteniéndose un crecimiento económico moderado, a pesar de la fuerte crisis económica de 1982 (en la que el producto cayó 10,35% durante ese año y 6,85% en 1983). Durante la década de 1990, se implementó una serie de reformas estructurales propias del Consenso de Washington, profundizándose la apertura comercial y privilegiando la integración con los países de la región y la atracción de inversiones extranjeras (Antía, 2001); la creación del MERCOSUR en 1991 es el principal hito de este proceso, el cual permitió aumentar considerablemente las exportaciones de servicios (turísticos, transporte, bancarios y comunicaciones) a los países de la región.

El primer gobierno democrático mantuvo el rumbo de la política económica de los años previos, aunque promovió la realización de negociaciones tripartitas entre trabajadores, empresarios y gobierno con el fin de fijar los salarios del sector privado; a partir de 1985 son convocados nuevamente los Consejos de Salarios (Antía, 2001) (Instituto Cuesta Duarte, 2018). Gracias a estas negociaciones, el fuerte ajuste a favor de los beneficios de los años previos a la crisis de 1982 es revertido, al menos parcialmente. Entre 1982 y 1994 la cuota de salarios creció 2,41% acumulado anual, en tanto las cuotas de beneficios y rentas cayeron 1,85% y 3,47%, respectivamente. Como consecuencia de esta caída en las cuotas de beneficios y rentas, la inversión redujo considerablemente su crecimiento en estos años, que pasó a ser de 3,37% anual (crecimiento importante, aunque menor al crecimiento del PIB); el crecimiento de la inversión, aunque muy reducido respecto al registrado en el periodo anterior, se vio estimulado por la implementación de distintos regímenes de promoción sectorial, como la creación de Zonas Francas, estímulos a la hotelería y a la forestación (Antía, 2001). El alza en la proporción del ingreso apropiada por los salarios impactó positivamente en el consumo de los hogares, que creció a nada menos que 5,02% anual, pasando de ser 66% del PIB en 1982 a más de 75% en 1994.

Durante la segunda mitad de la década de 1990 y los primeros años del nuevo milenio, Uruguay atravesó una fuerte inestabilidad económica; basta con señalar que después de crecer hasta 1998, el PIB se contrajo durante cuatro años consecutivos. En 2002, medido a precios constantes, el PIB del país era apenas el 85% del PIB de 1998. A pesar de lo anterior, al mirar lo sucedido entre 1994 y 2003, gracias al crecimiento de comienzos y fines de este periodo, se encuentra un pequeño crecimiento del producto, del orden de 0,17% anual. Cabe destacar que este crecimiento es causado casi exclusivamente por la demanda externa: las exportaciones crecieron anualmente 2,69%. En cuanto a la distribución, esta década marcó un fuerte proceso de redistribución en perjuicio de los salarios: la cuota de salarios cayó a un ritmo de 3,51% anual, en tanto que las cuotas de beneficios y rentas aumentaron 2,60% y 8,62% respectivamente.

Desde 1991 el Estado comenzó, gradualmente, a retirarse de la negociación salarial del sector privado, a la vez que habilitó una flexibilización laboral parcial (Antía, 2001); en la segunda mitad de la década de 1990, estos cambios institucionales parecen estar detrás del signo de los cambios distributivos. A pesar del crecimiento de las cuotas de beneficios y rentas, la inversión cayó fuertemente (registró un decrecimiento anual de 2,09%), afectada por la gran incertidumbre que reinaba entre los inversores en este periodo y la crisis económica de 2002. El consumo de los hogares mostró claras señales de deterioro, acumulando un decrecimiento anual de 0,33%; es importante destacar que la caída de la demanda interna esconde una fuerte inestabilidad, dado que tanto el consumo como la inversión muestran un crecimiento significativo entre 1994 y 1998.

En síntesis, entre 1968 y 2003 existen dos claros períodos de ajuste contra la cuota de salarios, entre los cuales puede identificarse un período (1982 – 1994) en el que parte de dicho ajuste es revertido. Cuando se mira el período completo, sin embargo, el ajuste distributivo en favor de los ingresos no salariales es claro: la cuota de salarios cayó anualmente 0,92%, en tanto la participación de beneficios y rentas en el ingreso creció 0,68% y 1,73% acumulado anual, respectivamente. En concordancia con esto, el consumo creció a tan solo 1,99%, en tanto la inversión lo hizo al 3,62%. Exportaciones e importaciones crecieron anualmente 5,11% y 4,71%, respectivamente. A pesar de los incentivos dados a los inversores y del objetivo de crecer en base a una mayor inserción externa, el producto en 1968 – 2003 registró un crecimiento anual de 2,22%, sensiblemente menor al crecimiento de 1908 – 1967 (2,63%); dado el régimen *wage-led* de la economía uruguaya, la caída en la cuota de salarios -con el consiguiente enlentecimiento del consumo- parece ser una de las explicaciones detrás del magro desempeño del nivel de actividad durante este período de fuertes cambios distributivos.

2004 – 2017: La recuperación de la economía uruguaya luego de una de las peores crisis de su historia, sumado a un contexto internacional sumamente favorable para un país exportador de *commodities* como Uruguay, generaron uno de los periodos de mayor crecimiento económico de la historia del país. Este crecimiento, junto a una serie de importantes cambios institucionales implementados por el primer gobierno del Frente Amplio -primer partido no tradicional en alcanzar el gobierno-, favoreció la recuperación de la participación de los salarios en el ingreso: anualmente la cuota de salarios creció 2,02%. Respecto a los cambios institucionales mencionados, Notaro (2009) destaca que estos implicaron una ruptura frente a los postulados del Consenso de Washington que habían sido, en mayor o menor medida, acatados por todos los países de la región en los años previos y que consideraban como *rigideces del mercado* a las reformas que Uruguay comenzó a implementar en 2005. Estas *rigideces*, no obstante, lograron que durante varios años coexistiera un importante aumento del nivel de actividad con un proceso de crecimiento de salarios reales, inversión y empleo.

Tanto el primer como el segundo gobierno progresista crearon condiciones para un importante desarrollo de la actividad sindical, logrando mayor cooperación y asegurando elevadas ganancias a los capitalistas (Notaro, 2009, 2011). Respecto a esto último, Notaro (2011) señala que las organizaciones empresariales manifestaron sus discrepancias frente a la política laboral del gobierno presentando una queja a la Organización Internacional del Trabajo, pero estas discrepancias no alcanzaron a la política económica, fruto de la cual se registró (al menos hasta 2011) un importante aumento de la inversión y del nivel de actividad; esta aparente contradicción del empresariado se basa en que, en el fondo, el equipo económico del gobierno continuó subordinando la política salarial a los objetivos de estabilidad macroeconómica (estabilidad de precios y déficit fiscal).

Como resultado de las políticas implementadas, en 2017 la cuota de salarios alcanzó 48%, una proporción del ingreso mucho mayor que la registrada en 2004 (37%), aunque sensiblemente menor a la de comienzos de la década de los noventa (52%). Las cuotas de rentas y de beneficios registraron en 2004 - 2017 caídas anuales de 1,28% y 1,48%, respectivamente. Es importante mencionar que el aumento de la cuota de salarios fue muy acelerado durante los primeros cinco años de este periodo, siendo prácticamente nulos posteriormente: en 2010 la cuota de salarios alcanzó 46%, y se mantuvo oscilando en torno a ese valor hasta 2017. Para entender este fenómeno, es necesario tener en cuenta que los lineamientos de la Ley Marco de las Negociaciones Colectivas de 2009 incorporaron indicadores de capacidad de pago de las empresas como criterio para el aumento de salarios; en consecuencia de esto, solo hay aumentos del salario real si hay aumento de la productividad del trabajo. De esta forma, la negociación colectiva habría dejado de tener incidencia en la cuota de salarios ya que los salarios solo aumentan si el excedente aumenta en el mismo porcentaje (Notaro, 2011).

El contexto internacional favoreció el crecimiento de las exportaciones, que aumentaron significativamente en el periodo (5,01% anual). El crecimiento del ingreso de los asalariados impactó favorablemente en el consumo, que creció anualmente 4,94%, por encima del crecimiento del producto (4,49%). Este auge del consumo de los hogares repercutió también en las importaciones, que crecieron 5,44%, más que las exportaciones. Por otro lado, a pesar de la caída en la cuota de beneficios, la inversión creció de forma sostenida en el periodo (4,01%); este crecimiento se basó en el fuerte aumento de la inversión extranjera, además del ya mencionado efecto aceleracionista de la inversión.

La desaceleración de la economía registrada desde 2015 comenzó a erosionar el nivel de empleo, contribuyendo también a disminuir fuertemente el crecimiento de los salarios reales y, por tanto, al estancamiento de la cuota de salarios. Los lineamientos presentados por el gobierno para las

negociaciones colectivas comenzaron a ser más restrictivos, priorizando otros objetivos además del salario real (Instituto Cuesta Duarte, 2018). Este estancamiento de la cuota de salarios a fines del periodo objeto de estudio puede, dada la evidencia histórico-económica manejada, ser un freno a la sostenibilidad del proceso de crecimiento económico de Uruguay.

Uruguay: crecimiento wage-led en una pequeña economía periférica

Si bien el valor del impacto de los cambios distributivos en el producto ha cambiado a lo largo del período 1908 – 2017, las estimaciones realizadas indican que el crecimiento económico de Uruguay ha sido *wage-led*. Esto quiere decir que los aumentos en la participación de los salarios en el ingreso total han impactado positivamente en la demanda agregada y el nivel de actividad económica, en tanto los aumentos en la cuota de beneficios lo hicieron negativamente. Para contrastar este resultado con las estimaciones realizadas para otros países, es necesario señalar que los valores estimados no son siempre directamente comparables con los de otros estudios; dada la diversidad de técnicas econométricas, estrategias empíricas y especificaciones utilizadas en la literatura, la comparación requiere ciertos cuidados. Dicho esto, la comparación de los resultados estimados con los estudios previos realizados para otros periodos y regiones puede observarse en el cuadro 11:

Cuadro 11

Regímenes de crecimiento en otros países y regiones.

País / Región	Periodo	Resultado (régimen)	Autor
América Latina	1950 - 1979	<i>wage - led</i>	Alarco (2017)
América Latina	1980 - 2014	<i>profit - led</i>	Alarco (2017)
Zona Euro	1962 - 2005	<i>wage - led</i>	Stockhammer et al. (2008)
Países del G20	1960 - 2007	<i>wage - led</i>	Onaran y Galanis (2014)
Perú	1942 - 2013	<i>wage - led</i>	Alarco y Castillo (2018)
Brasil	1965 - 2015	<i>profit - led</i>	Oliveira (2019).
Estados Unidos	1962 - 2007	<i>wage - led</i>	Onaran et al. (2011)
Países Bajos	1960 - 2000	<i>wage - led</i>	Naastepad (2005)
Dinamarca, Noruega, Suecia	1900 - 2010	<i>wage - led</i>	Bengtsson y Stockhammer (2018)
España	1957 - 1975	<i>wage - led</i>	Cárdenas del Rey (2019)

Fuente: elaboración propia.

Como muestra el cuadro 11, los resultados obtenidos para Uruguay son consistentes con la gran mayoría de los trabajos previos. Es de destacar que los únicos casos de regímenes de crecimiento basados en los beneficios refieren a América Latina; sin embargo, estos resultados no se consideran contradictorios con las estimaciones realizadas para Uruguay. Como plantean Alarco (2017) y

Oliveira (2019), el régimen *profit-led* de Brasil y de la región latinoamericana se sustenta en la existencia de altísimos niveles de desigualdad y concentración de ingresos, así como en la enorme importancia de sectores de subsistencia que están “al margen” del proceso de acumulación capitalista, y que a su vez debilitan el poder de negociación de los trabajadores de la región. Este mismo argumento es desarrollado, a nivel teórico, por Aboobaker (2019), quien desarrolla un modelo planteando que en economías en vías de desarrollo con producción no orientada a bienes de consumo interno (por ejemplo la producción minera en Sudáfrica), con una gran heterogeneidad estructural y que tienen altísimos niveles de desigualdad, aplicar políticas orientadas a fortalecer los salarios no tendría efectos positivos *per se* sobre el crecimiento; estas serían intrínsecamente *profit-led*. La economía uruguaya, por sus características históricas e institucionales, posee rasgos muy distintos a los señalados, por lo que no es de extrañar que en el país el crecimiento haya sido *wage-led*.

Es importante señalar que tanto los países desarrollados que figuran en el cuadro 11 como Uruguay han tenido un régimen de crecimiento *wage-led*. Sin embargo, mientras en Uruguay la participación de los salarios en el ingreso ha promediado 43% en 1908 – 2017 y ha tenido fuertes oscilaciones, en los países centrales ésta ha sido considerablemente mayor (65%) (Siniscalchi y Willebald, 2018). La baja participación de los salarios en el ingreso, con sus fuertes ajustes, parecería ser una de las posibles explicaciones del *declive* vivido por esta economía *wage-led* en el largo plazo.

En base a la revisión bibliográfica realizada, el único país en vías de desarrollo en el que se ha encontrado un crecimiento *wage-led* es Perú. El resultado obtenido para Uruguay aporta, junto al caso peruano, evidencia de la existencia de un régimen de crecimiento dirigido por los salarios también en economías periféricas; dado el tamaño de la economía uruguaya, los resultados obtenidos constituyen el primer aporte a la identificación de este tipo de régimen de crecimiento en economías periféricas, pequeñas y abiertas.

Conclusiones

Con el objetivo de analizar de qué forma los cambios en la distribución del ingreso entre salarios, beneficios y rentas de la tierra incidieron en el crecimiento económico de Uruguay en el largo plazo, se buscó identificar el régimen de crecimiento del país en el periodo 1908 – 2017. Para esto, y buscando analizar los canales a través de los cuales la distribución del ingreso impacta en el crecimiento, se estimó, mediante diferentes especificaciones de series temporales, el impacto de los cambios distributivos sobre el consumo de los hogares, la inversión, las exportaciones y las importaciones; dichos impactos fueron ponderados luego según el peso de cada uno de estos componentes en el producto total.

Las estimaciones realizadas muestran que entre 1908 y 2017, en promedio, un aumento de 1% en la cuota de salarios generó un crecimiento de 0,22% en el producto, en tanto un aumento de 1% en la cuota de beneficios generó una caída del nivel de actividad de 0,16%; el impacto de las rentas, por su parte, habría sido muy reducido (0,05%).

Buscando analizar si las políticas implementadas en la segunda mitad del siglo XX y los fuertes ajustes salariales causados por éstas habían logrado modificar el régimen de crecimiento del país, se descompuso el período en dos partes: 1908 – 1967 y 1968 – 2017. Las estimaciones indican que en el período 1908 – 1967, en promedio, aumentos del 1% en la cuota de beneficios generaron una caída de 0,15% en el producto, en tanto que aumentos del 1% en la cuota de rentas generaron una caída de 0,03% en el nivel de actividad económica; respaldando estos resultados, las especificaciones del modelo que incluyen a la cuota de salarios muestran que aumentos del 1% en este *share* generaron un crecimiento de 0,18% del PIB. En 1968 – 2017, las estimaciones indicarían que ante aumentos del 1% en la cuota de beneficios el producto se contrajo 0,42%, en tanto que aumentos del 1% en la cuota de renta generaron un crecimiento de 0,06% en el PIB; la elasticidad de la cuota de salarios frente al nivel de actividad habría sido positiva (0,40%), al igual que en 1908 – 1967.

Los resultados obtenidos permiten concluir que el régimen de crecimiento de Uruguay ha sido *wage-led*, por lo que los aumentos en la participación de los salarios en el ingreso han sido positivos para la economía. Más allá de los cambios en las magnitudes del impacto de los cambios distributivos en el crecimiento, en los sub-períodos 1908 – 1967 y 1968 – 2017 el crecimiento fue *wage-led*, lo que indicaría que la política económica de las últimas décadas del siglo XX no logró modificar el régimen de crecimiento de la economía uruguaya. En concordancia con esto, se constata que no ha habido en el periodo objeto de estudio un régimen *profit-led*, en tanto que el último medio siglo parece presentar características de un (muy modesto) crecimiento *rent-led*.

El resultado obtenido para Uruguay aporta, junto al caso de Perú, evidencia de la existencia de un régimen de crecimiento basado en salarios también en economías periféricas; dado el tamaño de la economía uruguaya y la extensión del período de análisis, los resultados obtenidos constituyen el primer aporte a la identificación de este tipo de régimen de crecimiento en economías periféricas pequeñas y abiertas en el largo plazo.

Dado el régimen de crecimiento que ha tenido Uruguay en el período y la evidencia histórico-económica manejada, la evolución reciente de la cuota de salarios plantea ciertas preocupaciones en cuanto a la sostenibilidad del crecimiento económico logrado en los últimos años. La erosión en el nivel de empleo fruto de la desaceleración de la economía y el enlentecimiento en el crecimiento de los salarios reales fruto de los lineamientos de la Ley Marco de las Negociaciones Colectivas, sumado a los lineamientos restrictivos planteados por el poder ejecutivo para los últimos Consejos de Salarios, generaron un estancamiento de la participación de los salarios en el ingreso desde 2010. Los resultados encontrados sugieren que este proceso podría tener como consecuencia un efecto negativo sobre el consumo de los hogares y, por tanto, sobre el crecimiento del nivel de actividad.

Si bien no es objetivo de esta Tesis discutir el proceso de divergencia/convergencia de Uruguay en el largo plazo frente a las economías desarrolladas, los resultados obtenidos sugieren que una posible explicación al *declive* del país a lo largo del siglo XX puede encontrarse en la baja participación de los salarios en el ingreso y en los conflictos distributivos que, principalmente en la segunda mitad del siglo, generaron una fuerte inestabilidad en la distribución funcional del ingreso. De cara a la agenda futura, esta hipótesis es uno de los posibles caminos a explorar. En el mismo sentido, las conclusiones de este trabajo abren una serie de preguntas que, en distintas vías, permitirían profundizar el análisis de la relación entre distribución y crecimiento: ¿cuál ha sido el régimen de crecimiento de Uruguay en cada “modelo de desarrollo”?, ¿hubo, durante el modelo agroexportador, un crecimiento *rent-led*?, ¿qué sucedió con la distribución funcional del ingreso durante la primera globalización?, ¿cómo impactaron los cambios distributivos en la incorporación de nuevas tecnologías?, ¿cómo afectó el desarrollo tecnológico a la distribución funcional del ingreso?, ¿aumentos en los beneficios generan efectos diferenciados en la inversión en los sectores transables y los no transables?. Dejando de lado el análisis empírico, ¿es posible establecer un vínculo entre los modelos post-keynesianos que analizan el crecimiento “por el lado de la demanda” y los modelos neoclásicos de crecimiento centrados en el análisis de la oferta?. Las respuestas a estas preguntas serán materia de próximas etapas en la investigación.

Referencias Bibliográficas

- Abeles, M., Arakaki, A., y Villafañe, S. (2017). Distribución funcional del ingreso en América Latina desde una perspectiva sectorial. *Estudios y Perspectivas* 53, Oficina de la CEPAL en Buenos Aires.
- Aboobaker, A. (2019). 'Disarticulation' as a Constraint to 'Wage-led Growth' in Dual-Economies. *UMass Amherst Economics Working Papers*.
- Alarco Tosoni, G. (2017). Ciclos distributivos y crecimiento económico en América Latina, 1950-2014. *Cuadernos de Economía*, 36(72), 1-42.
- Alarco Tosoni, G., y Castillo García, C. (2018). Distribución factorial del ingreso y régimen de crecimiento en el Perú, 1942-2013. *Revista CEPAL*.
- Alvarez, C. y Falkin, L. (2008). *La restricción externa como limitante al crecimiento de la economía uruguaya en el largo plazo*. Monografía Licenciatura en Economía. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República, Montevideo, Uruguay.
- Antía, F. (2001). La economía uruguaya desde el restablecimiento de la Democracia, 1985-2000. *El Uruguay del siglo XX: la economía*, 123-162. Editorial Banda Oriental-Instituto de Economía, Montevideo.
- Astori, D. (2001). Estancamiento, desequilibrios y ruptura, 1955-1972. *El Uruguay del Siglo XX. La Economía*, 65-94. Editorial Banda Oriental-Instituto de Economía, Montevideo.
- Azar, P.; Bertino, M.; Bertoni, R.; Fleitas, S.; García Repetto, U.; Sanguinetti, C., Sienra, M. y Torrelli, M. (2009): *¿De quiénes, para quiénes y para qué? Las finanzas públicas en el Uruguay del siglo XX*. Editorial Fin de Siglo, Montevideo, Uruguay.
- Bengtsson, E., y Stockhammer, E. (2018). Wages, income distribution and economic growth in Scandinavia. *Lund Papers in Economic History*. General Issues; No. 2018:179.
- Bensión, A., y Caumont, J. (1979). *Política económica y distribución del ingreso en el Uruguay, 1970-1976*. Acali Editorial, Montevideo
- Bertino, M., Bertoni, R., Tajam, H., y Yaffé, J. (2001). La larga marcha hacia un frágil resultado. 1900-1955. *El Uruguay del siglo XX. La Economía*, 9-55. Editorial Banda Oriental-Instituto de Economía, Montevideo.
- Bértola, L. (1991). La industria manufacturera uruguaya 1913-1961. *Un enfoque sectorial de su crecimiento, fluctuaciones y crisis*. CIEDUR, Montevideo.
- Bértola, L. (2005). A 50 años de la curva de Kuznets: Crecimiento económico y distribución del ingreso en Uruguay y otras economías de nuevo asentamiento desde 1870. *Investigaciones de historia económica*, 1(3), 135-176.

- Bértola, L. (2010). An Overview of the Economic History of Uruguay since the 1870s. EH. *Net Encyclopedia, edited by Robert Whaples. March 16, 2008. URL <http://eh.net/encyclopedia/article/Bertola>. Uruguay. final, 1871-2005.*
- Bértola, L., Isabella, F., y Saavedra, C. (2014). El ciclo económico de Uruguay, 1998-2012. *DOL (Documentos On-line)/FCS-UM; 33.*
- Bértola, L., y Porcile, G. (1998). Cambio institucional, tecnología y convergencia/divergencia económica: Argentina, Brasil y Uruguay 1870-1990. *Investigación Económica, 137-184.*
- Bhaduri, A., y Marglin, S. (1990). Unemployment and the real wage: the economic basis for contesting political ideologies. *Cambridge journal of Economics, 14(4), 375-393.*
- Bleaney, M. F. (1976). *Underconsumption theories: a history and critical analysis.* London: Lawrence and Wishart.
- Blecker, R. A. (2002). Distribution, demand and growth in neo-Kaleckian macro-models. *Chapters.* Edición en español: 2005.
- Bolt, J., Inklaar, R., de Jong, H., y van Zanden, J. L. (2018). Rebasings ‘Maddison’: new income comparisons and the shape of long-run economic development. *GGDC Research Memorandum, 174.*
- Bonino, N., Román, C., y Willebald, H. (2012). PIB y estructura productiva en Uruguay (1870-2011): Revisión de series históricas y discusión metodológica. *Serie Documentos de Trabajo DT, 5/12,* Instituto de Economía (FCEA-UdelaR), Montevideo.
- Cárdenas del Rey, L. (2019). *Salarios y crecimiento económico durante el desarrollismo franquista.* Asociación Española de Historia Económica (No. 1906).
- Carvalho, L., y Rezai, A. (2015). Personal income inequality and aggregate demand. *Cambridge Journal of Economics, 40(2), 491-505.*
- CEPAL., N. (2010). *La hora de la igualdad: brechas por cerrar, caminos por abrir.* Naciones Unidas, Santiago de Chile.
- Donnángelo, A. y Millán, I. (2006). *Uruguay 1870-2003: Un enfoque del crecimiento económico a través de la balanza de pagos* (No. M-3336).
- Duque, M., y Román, C. (2003). Explicando la brecha Australasia-Río de la Plata: crecimiento y demanda externa 1950-2000, investigación monográfica para el título de Licenciatura en Economía. *Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, UDELAR, Montevideo*
- Engle, R. F., y Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society, 251-276.*
- Faroppa, L. A. (1977). *El desarrollo económico del Uruguay.* Universidad de la Republica. Division Publicaciones y Ediciones.

- Fondo Monetario Internacional (FMI) (2018): World Economic Outlook Database (WEO). Octubre 2018.
- Instituto Cuesta Duarte (2018). Trabajo y Salarios. Abril 2018, Montevideo.
- Instituto de economía (Montevideo). (1969). *El proceso económico del Uruguay: contribución al estudio de su evolución y perspectivas*. Universidad de la República, Montevideo.
- Jacob, R. (1981). *Uruguay 1929-1938: depresión ganadera y desarrollo fabril*. FCU, Montevideo
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press, Oxford
- Kalecki, M. (1956). *Teoría de la Dinámica Económica: Ensayos Sobre los Movimientos Cíclicos y a Largo Plazo de la Economía Capitalista*. FCE, México.
- Kidyba, S., y Vega, D. (2015). Distribución funcional del ingreso en la Argentina, 1950-2007. *Estudios y Perspectivas 44*, Oficina de la CEPAL en Buenos Aires.
- Lavoie, M., y Stockhammer, E. (2013). Wage-led growth: Concept, theories and policies. In *Wage-led growth* (pp. 13-39). Palgrave Macmillan, London.
- Macadar, L. (1982). Uruguay 1974-1980: ¿Un nuevo ensayo de reajuste económico?. *CINVE-Banda Oriental*, Montevideo.
- Marx, K. (1867). *El capital. Crítica de la economía política*. Tomo I. Vol. I, 2.
- Mordecki, G. (1996). Nota técnica: diferentes mediciones de la competitividad en el Uruguay 1980-1995. *Revista Quantum*, 3.
- Mott, T. (2002). Longer-run aspects of Kaleckian macroeconomics. *Chapters*. Edición en español: 2005.
- Naastepad, C. W. M. (2005). 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.
- Notaro, J. (2003). La batalla que ganó la economía. 1972-1984. *El Uruguay del siglo XX. La Economía*, 95-121. Montevideo, Instituto de Economía–Ediciones de la Banda Oriental.
- Notaro, J. (2009). La reforma laboral en el Uruguay 2005-2009: participación para la regulación. *Serie Documentos de Trabajo/FCEA-IE; DT 07/09*.
- Notaro, J. (2011). El Sistema de Relaciones Laborales en el Uruguay en el segundo gobierno del Frente Amplio. *Revista de Ciencias Sociales*, 24(29), 76-95.
- Oddone, G. (2010). El declive: una mirada a la economía de Uruguay del siglo XX. *Linardi & Risso*, Montevideo.

- Onaran, Ö., y Galanis, G. (2014). Income distribution and growth: a global model. *Environment and Planning A*, 46(10), 2489-2513.
- Onaran, Ö., Stockhammer, E., y Grafl, L. (2011). Financialisation, income distribution and aggregate demand in the USA. *Cambridge Journal of Economics*, 35(4), 637-661.
- Oyhantçabal, G., y Sanguinetti, M. (2017). El agro en Uruguay: renta del suelo, ingreso laboral y ganancias. *Problemas del desarrollo*, 48(189), 113-139.
- Palley, T. I. (2014a). The middle class in macroeconomics and growth theory: a three-class neo-Kaleckian–Goodwin model. *Cambridge Journal of Economics*, 39(1), 221-243.
- Palley, T. I. (2014b). Rethinking wage vs. profit-led growth theory with implications for policy analysis (No. 141). *IMK working paper*.
- Pardo, J., y Reig, N. (2002). Crecimiento, demanda y exportaciones en la economía uruguaya 1960-2000. *Documento de Trabajo/FCS-DE; 11/02*.
- Piketty, T. (2014) “Capital in the 21st Century”. Harvard University Press, Cambridge, MA.
- PNUD (2018). La evolución de las remuneraciones laborales y la distribución del ingreso en Uruguay. *Cuaderno de Desarrollo Humano 10. El futuro en foco*. Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD).
- Ricardo, D. (1817). On the principles of political economy and taxation.
- Román, C., y Willebald, H. (2015). Formación de capital en el largo plazo en Uruguay, 1870-2011. *Investigaciones de Historia Económica-Economic History Research*, 11(1), 20-30.
- Román, C. (2016) “Evolución del consumo privado histórico en Uruguay: 1870-1955”, Paper presentado en XXXI Jornadas Anuales de Economía, Banco Central del Uruguay, Montevideo.
- Román, C. (2017) “Producto Interno Bruto y los componentes del gasto en Uruguay, 1955-2016: propuestas de empalmes”. Serie Documentos de Trabajo, DT 19/2017. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.
- Salvador, S. (1996) “Series de largo plazo de algunas variables económicas y sociales, Uruguay”. Documentos de Trabajo – CIEDUR, Montevideo.
- Oliveira, A. S. D. (2019) *Uma análise do (sub)desenvolvimento brasileiro: um modelo de crescimento com distribuição de renda de regime "profit-led"*. Tesis de Doctorado en Economía - Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia.
- Shapiro, C. y Stiglitz, J. (1984). Equilibrium unemployment as a worker discipline device. *The American Economic Review*, 74(3), 433-444.

- Siniscalchi, S. y Willebald, H. (2017) “*Distribución Funcional del ingreso en Uruguay. Una propuesta de estimación para el SXX*”. DT Iecon, Montevideo.
- Siniscalchi, S. y Willebald, H. (2018) “*Functional distribution in Uruguay by GDP sectors 1908-2005. Winners and looser of distributional struggle*”. World Economic History Congress, 2018.
- Steindl, J. (1952). *Maturity and Stagnation in the American Economy*. Oxford: Blackwell.
- Stockhammer, E. (2011). Wage-led growth: An introduction. *International Journal of Labour Research*, vol. 3, no. 2, 167–88.
- Stockhammer, E. (2013). Why have wage shares fallen? An analysis of the determinants of functional income distribution. In *Wage-led growth* (pp. 40-70). Palgrave Macmillan, London.
- Stockhammer, E., y Onaran, Ö. (2004). Accumulation, distribution and employment: a structural VAR approach to a Kaleckian macro model. *Structural Change and Economic Dynamics*, 15(4), 421-447.
- Stockhammer, E., Onaran, Ö., y Ederer, S. (2008). Functional income distribution and aggregate demand in the Euro area. *Cambridge journal of Economics*, 33(1), 139-159.
- Storm, S., y Naastepad, C. W. M. (2007). *Why labour market regulation may pay off: Worker motivation, co-ordination and productivity growth* (Vol. 4). International Labour Office.
- Universidad de la República (Uruguay). Instituto de Economía. (1969). *Uruguay: estadísticas básicas*.

Anexos

Anexo A: Test de raíz unitaria de las series utilizadas para las estimaciones.

A continuación, se presentarán los test de raíz unitaria (Dickey Fuller Aumentado) para las series utilizadas en las distintas estimaciones. Para cada variable, los tests que se presentan en esta sección se realizaron sobre su transformación logarítmica y en primera diferencia (tal como fueron aplicadas luego en las estimaciones), para los periodos 1908 – 2017, 1908 – 1967 y 1968 – 2017.

Cuadro A1: ADF Test – Consumo de los hogares. 1908 -2017

Null Hypothesis: LOGDIFCH has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.259441	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.491928	
5% level	-2.888411	
10% level	-2.581176	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIFCH)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1910 2017

Included observations: 108 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFCH(-1)	-0.782170	0.094700	-8.259441	0.0000
C	0.020756	0.006632	3.129502	0.0023
R-squared	0.391568	Mean dependent var		0.000467
Adjusted R-squared	0.385828	S.D. dependent var		0.081694
S.E. of regression	0.064023	Akaike info criterion		-2.640799
Sum squared resid	0.434490	Schwarz criterion		-2.591129
Log likelihood	144.6031	Hannan-Quinn criter.		-2.620660

F-statistic	68.21837	Durbin-Watson stat	1.954584
Prob(F-statistic)	0.000000		

Cuadro A2: ADF Test – Consumo de los hogares. 1908 – 1967

Null Hypothesis: LOGDIFCH has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.300122	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.548208	
5% level	-2.912631	
10% level	-2.594027	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIFCH)

Method: Least Squares

Included observations: 58 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFCH(-1)	-0.980170	0.134268	-7.300122	0.0000
C	0.025507	0.009950	2.563360	0.0131
R-squared	0.487610	Mean dependent var		-0.000493
Adjusted R-squared	0.478460	S.D. dependent var		0.097982
S.E. of regression	0.070760	Akaike info criterion		-2.425172
Sum squared resid	0.280391	Schwarz criterion		-2.354122
Log likelihood	72.32998	Hannan-Quinn criter.		-2.397496
F-statistic	53.29178	Durbin-Watson stat		1.920789
Prob(F-statistic)	0.000000			

Cuadro A3: ADF Test – Consumo de los hogares. 1968 – 2017

Null Hypothesis: LOGDIFCH has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.922900	0.0037
Test critical values: 1% level	-3.568308	
5% level	-2.921175	
10% level	-2.598551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIFCH)

Method: Least Squares

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFCH(-1)	-0.475228	0.121142	-3.922900	0.0003
C	0.013584	0.007873	1.725415	0.0909
R-squared	0.242773	Mean dependent var		0.001580
Adjusted R-squared	0.226997	S.D. dependent var		0.058341
S.E. of regression	0.051294	Akaike info criterion		-3.063327
Sum squared resid	0.126289	Schwarz criterion		-2.986846
Log likelihood	78.58317	Hannan-Quinn criter.		-3.034202
F-statistic	15.38915	Durbin-Watson stat		1.750640
Prob(F-statistic)	0.000278			

Cuadro A4: ADF Test – Producto Interno Bruto. 1908 – 2017

Null Hypothesis: LOGDIFPIB has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.249167	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.491928	
5% level	-2.888411	
10% level	-2.581176	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIFPIB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1910 2017

Included observations: 108 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFPIB(-1)	-0.662573	0.091400	-7.249167	0.0000
C	0.017716	0.005511	3.214602	0.0017
R-squared	0.331443	Mean dependent var		-0.000136
Adjusted R-squared	0.325136	S.D. dependent var		0.062370
S.E. of regression	0.051237	Akaike info criterion		-3.086348
Sum squared resid	0.278279	Schwarz criterion		-3.036679
Log likelihood	168.6628	Hannan-Quinn criter.		-3.066209
F-statistic	52.55042	Durbin-Watson stat		1.948923
Prob(F-statistic)	0.000000			

Cuadro A5: ADF Test – Producto Interno Bruto. 1908 – 1967

Null Hypothesis: LOGDIFPIB has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.602208	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.548208	
5% level	-2.912631	
10% level	-2.594027	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIFPIB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1910 1967

Included observations: 58 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFPIB(-1)	-0.728118	0.129970	-5.602208	0.0000
C	0.018339	0.008741	2.097950	0.0404
R-squared	0.359156	Mean dependent var		-0.001416
Adjusted R-squared	0.347712	S.D. dependent var		0.075422
S.E. of regression	0.060914	Akaike info criterion		-2.724826
Sum squared resid	0.207790	Schwarz criterion		-2.653776
Log likelihood	81.01995	Hannan-Quinn criter.		-2.697151
F-statistic	31.38473	Durbin-Watson stat		1.952519
Prob(F-statistic)	0.000001			

Cuadro A6: ADF Test – Producto Interno Bruto. 1968 – 2017

Null Hypothesis: LOGDIFPIB has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.193397	0.0017
Test critical values: 1% level	-3.568308	
5% level	-2.921175	
10% level	-2.598551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIFPIB)

Method: Least Squares

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFPIB(-1)	-0.510076	0.121638	-4.193397	0.0001
C	0.014981	0.006210	2.412589	0.0197
R-squared	0.268121	Mean dependent var		0.001349

Adjusted R-squared	0.252873	S.D. dependent var	0.043281
S.E. of regression	0.037410	Akaike info criterion	-3.694559
Sum squared resid	0.067178	Schwarz criterion	-3.618078
Log likelihood	94.36397	Hannan-Quinn criter.	-3.665434
F-statistic	17.58458	Durbin-Watson stat	1.734164
Prob(F-statistic)	0.000118		

Cuadro A7: ADF Test – Cuota de beneficios. 1908 – 2017

Null Hypothesis: LOGDIFPROFIT has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.302355	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.491928	
5% level	-2.888411	
10% level	-2.581176	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIFPROFIT)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1910 2017

Included observations: 108 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFPROFIT(-1)	-0.899813	0.096730	-9.302355	0.0000
C	-3.72E-05	0.006742	-0.005521	0.9956
R-squared	0.449447	Mean dependent var		-0.000496
Adjusted R-squared	0.444253	S.D. dependent var		0.093981
S.E. of regression	0.070061	Akaike info criterion		-2.460552
Sum squared resid	0.520308	Schwarz criterion		-2.410883
Log likelihood	134.8698	Hannan-Quinn criter.		-2.440413
F-statistic	86.53382	Durbin-Watson stat		1.957577
Prob(F-statistic)	0.000000			

Cuadro A8: ADF Test – Cuota de beneficios. 1908 – 1967

Null Hypothesis: LOGDIFPROFIT has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.296441	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.555023	
5% level	-2.915522	
10% level	-2.595565	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIFPROFIT)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1913 1967

Included observations: 55 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFPROFIT(-1)	-1.947755	0.309342	-6.296441	0.0000
D(LOGDIFPROFIT(-1))	0.922359	0.251885	3.661830	0.0006
D(LOGDIFPROFIT(-2))	0.581236	0.193078	3.010369	0.0041
D(LOGDIFPROFIT(-3))	0.353138	0.146872	2.404401	0.0199
C	-0.000476	0.011107	-0.042840	0.9660
R-squared	0.572609	Mean dependent var		-0.001699
Adjusted R-squared	0.538418	S.D. dependent var		0.121070
S.E. of regression	0.082255	Akaike info criterion		-2.071476
Sum squared resid	0.338295	Schwarz criterion		-1.888992
Log likelihood	61.96560	Hannan-Quinn criter.		-2.000908
F-statistic	16.74724	Durbin-Watson stat		2.067749
Prob(F-statistic)	0.000000			

Cuadro A9: ADF Test – Cuota de beneficios. 1968 – 2017

Null Hypothesis: LOGDIFPROFIT has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.878534	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.568308	
5% level	-2.921175	
10% level	-2.598551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIFPROFIT)

Method: Least Squares

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFPROFIT(-1)	-0.787500	0.133962	-5.878534	0.0000
C	8.22E-05	0.006032	0.013631	0.9892
R-squared	0.418585	Mean dependent var		0.001373
Adjusted R-squared	0.406472	S.D. dependent var		0.055327
S.E. of regression	0.042624	Akaike info criterion		-3.433614
Sum squared resid	0.087207	Schwarz criterion		-3.357133
Log likelihood	87.84035	Hannan-Quinn criter.		-3.404490
F-statistic	34.55716	Durbin-Watson stat		2.080029
Prob(F-statistic)	0.000000			

Cuadro A10: ADF Test – Cuota de rentas. 1908 – 2017

Null Hypothesis: LOGDIFRENT has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.36331	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.491928	
5% level	-2.888411	

10% level -2.581176

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIFRENT)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1910 2017

Included observations: 108 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFRENT(-1)	-1.257357	0.094090	-13.36331	0.0000
C	-0.022394	0.018940	-1.182396	0.2397
R-squared	0.627519	Mean dependent var		0.001226
Adjusted R-squared	0.624005	S.D. dependent var		0.319593
S.E. of regression	0.195970	Akaike info criterion		-0.403370
Sum squared resid	4.070831	Schwarz criterion		-0.353701
Log likelihood	23.78198	Hannan-Quinn criter.		-0.383231
F-statistic	178.5780	Durbin-Watson stat		1.980227
Prob(F-statistic)	0.000000			

Cuadro A11: ADF Test – Cuota de rentas. 1908 – 1967

Null Hypothesis: LOGDIFRENT has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.35840	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.548208	
5% level	-2.912631	
10% level	-2.594027	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIFRENT)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1910 1967

Included observations: 58 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFRENT(-1)	-1.313896	0.126844	-10.35840	0.0000
C	-0.058444	0.027919	-2.093389	0.0409
R-squared	0.657065	Mean dependent var		-0.000720
Adjusted R-squared	0.650941	S.D. dependent var		0.352638
S.E. of regression	0.208343	Akaike info criterion		-0.265391
Sum squared resid	2.430773	Schwarz criterion		-0.194341
Log likelihood	9.696337	Hannan-Quinn criter.		-0.237716
F-statistic	107.2964	Durbin-Watson stat		2.045729
Prob(F-statistic)	0.000000			

Cuadro A12: ADF Test – Cuota de rentas. 1968 – 2017

Null Hypothesis: LOGDIFRENT has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.706788	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.568308	
5% level	-2.921175	
10% level	-2.598551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIFRENT)

Method: Least Squares

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFRENT(-1)	-1.227382	0.140968	-8.706788	0.0000

C	0.016231	0.024950	0.650534	0.5184
R-squared	0.612303	Mean dependent var		0.003485
Adjusted R-squared	0.604226	S.D. dependent var		0.279953
S.E. of regression	0.176120	Akaike info criterion		-0.596122
Sum squared resid	1.488880	Schwarz criterion		-0.519641
Log likelihood	16.90304	Hannan-Quinn criter.		-0.566997
F-statistic	75.80816	Durbin-Watson stat		1.897287
Prob(F-statistic)	0.000000			

Cuadro A13: ADF Test – Cuota de salarios. 1908 – 2017

Null Hypothesis: LOGDIFWAGE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.675210	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.491928	
5% level	-2.888411	
10% level	-2.581176	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIFWAGE)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1910 2017

Included observations: 108 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFWAGE(-1)	-0.830343	0.095714	-8.675210	0.0000
C	0.003591	0.006278	0.572035	0.5685
R-squared	0.415202	Mean dependent var		0.000485
Adjusted R-squared	0.409685	S.D. dependent var		0.084774
S.E. of regression	0.065134	Akaike info criterion		-2.606399
Sum squared resid	0.449697	Schwarz criterion		-2.556730
Log likelihood	142.7455	Hannan-Quinn criter.		-2.586260

F-statistic	75.25926	Durbin-Watson stat	1.955548
Prob(F-statistic)	0.000000		

Cuadro A14: ADF Test – Cuota de salarios. 1908 – 1967

Null Hypothesis: LOGDIFWAGE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.198950	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.552666	
5% level	-2.914517	
10% level	-2.595033	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIFWAGE)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1912 1967

Included observations: 56 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFWAGE(-1)	-1.368640	0.220786	-6.198950	0.0000
D(LOGDIFWAGE(-1))	0.481912	0.172773	2.789272	0.0074
D(LOGDIFWAGE(-2))	0.306137	0.137622	2.224481	0.0305
C	0.010884	0.009675	1.125033	0.2657
R-squared	0.499611	Mean dependent var		0.001141
Adjusted R-squared	0.470742	S.D. dependent var		0.098026
S.E. of regression	0.071314	Akaike info criterion		-2.374690
Sum squared resid	0.264458	Schwarz criterion		-2.230022
Log likelihood	70.49133	Hannan-Quinn criter.		-2.318603
F-statistic	17.30635	Durbin-Watson stat		2.131257
Prob(F-statistic)	0.000000			

Cuadro A15: ADF Test – Cuota de salarios. 1968 – 2017

Null Hypothesis: LOGDIFWAGE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.788133	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.568308	
5% level	-2.921175	
10% level	-2.598551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIFWAGE)

Method: Least Squares

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFWAGE(-1)	-0.778113	0.134433	-5.788133	0.0000
C	-0.000690	0.007603	-0.090773	0.9281
R-squared	0.411061	Mean dependent var		-0.001798
Adjusted R-squared	0.398791	S.D. dependent var		0.069317
S.E. of regression	0.053747	Akaike info criterion		-2.969881
Sum squared resid	0.138659	Schwarz criterion		-2.893400
Log likelihood	76.24703	Hannan-Quinn criter.		-2.940757
F-statistic	33.50248	Durbin-Watson stat		2.055992
Prob(F-statistic)	0.000001			

Cuadro A16: ADF Test – Inversión. 1908 – 2017

Null Hypothesis: LOGDIFINV has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

t-Statistic Prob.*

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.025584	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.493129	
	5% level	-2.888932	
	10% level	-2.581453	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIFINV)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1912 2017

Included observations: 106 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFINV(-1)	-0.708581	0.100857	-7.025584	0.0000
D(LOGDIFINV(-1))	0.234955	0.100102	2.347156	0.0208
D(LOGDIFINV(-2))	0.400522	0.091407	4.381718	0.0000
C	0.019102	0.013645	1.399905	0.1646
R-squared	0.359501	Mean dependent var		-0.001160
Adjusted R-squared	0.340663	S.D. dependent var		0.169094
S.E. of regression	0.137304	Akaike info criterion		-1.096237
Sum squared resid	1.922936	Schwarz criterion		-0.995730
Log likelihood	62.10058	Hannan-Quinn criter.		-1.055501
F-statistic	19.08362	Durbin-Watson stat		2.044301
Prob(F-statistic)	0.000000			

Cuadro A17: ADF Test – Inversión. 1908 – 1967

Null Hypothesis: LOGDIFINV has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.825809	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.542097	
	5% level	-2.910019	
	10% level	-2.592645	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIFINV)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1912 1972

Included observations: 61 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFINV(-1)	-0.697289	0.119690	-5.825809	0.0000
D(LOGDIFINV(-1))	0.283171	0.124614	2.272392	0.0269
D(LOGDIFINV(-2))	0.501643	0.117994	4.251411	0.0001
C	0.011591	0.018162	0.638179	0.5259
R-squared	0.404798	Mean dependent var		-0.002486
Adjusted R-squared	0.373471	S.D. dependent var		0.177577
S.E. of regression	0.140558	Akaike info criterion		-1.023065
Sum squared resid	1.126127	Schwarz criterion		-0.884647
Log likelihood	35.20349	Hannan-Quinn criter.		-0.968818
F-statistic	12.92191	Durbin-Watson stat		1.995165
Prob(F-statistic)	0.000002			

Cuadro A18: ADF Test – Inversión. 1968 – 2017

Null Hypothesis: LOGDIFINV has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.389441	0.0010
Test critical values:		
1% level	-3.584743	
5% level	-2.928142	
10% level	-2.602225	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIFINV)

Method: Least Squares

Sample: 1973 2017

Included observations: 45

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFINV(-1)	-0.612547	0.139550	-4.389441	0.0001
C	0.022900	0.020539	1.114929	0.2711
R-squared	0.309428	Mean dependent var		0.000637
Adjusted R-squared	0.293368	S.D. dependent var		0.158830
S.E. of regression	0.133515	Akaike info criterion		-1.145782
Sum squared resid	0.766527	Schwarz criterion		-1.065486
Log likelihood	27.78011	Hannan-Quinn criter.		-1.115849
F-statistic	19.26719	Durbin-Watson stat		1.967042
Prob(F-statistic)	0.000073			

Cuadro A19: ADF Test – Exportaciones. 1908 – 2017

Null Hypothesis: LOGDIF_X has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.95542	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.491928	
5% level	-2.888411	
10% level	-2.581176	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIF_X)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1910 2017

Included observations: 108 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

LOGDIF_X(-1)	-1.145686	0.095830	-11.95542	0.0000
C	0.031777	0.010459	3.038335	0.0030
<hr/>				
R-squared	0.574181	Mean dependent var		-0.000433
Adjusted R-squared	0.570164	S.D. dependent var		0.160186
S.E. of regression	0.105021	Akaike info criterion		-1.650969
Sum squared resid	1.169117	Schwarz criterion		-1.601299
Log likelihood	91.15230	Hannan-Quinn criter.		-1.630830
F-statistic	142.9320	Durbin-Watson stat		1.951060
Prob(F-statistic)	0.000000			

Cuadro A20: ADF Test – Exportaciones. 1908 – 1967

Null Hypothesis: LOGDIF_X has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

		t-Statistic	Prob.*
<hr/>			
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-10.61460	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.548208	
	5% level	-2.912631	
	10% level	-2.594027	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIF_X)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1910 1967

Included observations: 58 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_X(-1)	-1.331610	0.125451	-10.61460	0.0000
C	0.007126	0.015059	0.473250	0.6379
<hr/>				
R-squared	0.667990	Mean dependent var		-0.003257
Adjusted R-squared	0.662061	S.D. dependent var		0.196862
S.E. of regression	0.114441	Akaike info criterion		-1.463648
Sum squared resid	0.733412	Schwarz criterion		-1.392599

Log likelihood	44.44580	Hannan-Quinn criter.	-1.435973
F-statistic	112.6697	Durbin-Watson stat	1.996044
Prob(F-statistic)	0.000000		

Cuadro A21: ADF Test – Exportaciones. 1968 – 2017

Null Hypothesis: LOGDIF_X has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.208979	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.568308	
5% level	-2.921175	
10% level	-2.598551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIF_X)

Method: Least Squares

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_X(-1)	-0.867291	0.139683	-6.208979	0.0000
C	0.047665	0.013262	3.594215	0.0008
R-squared	0.445416	Mean dependent var		0.002843
Adjusted R-squared	0.433863	S.D. dependent var		0.104546
S.E. of regression	0.078663	Akaike info criterion		-2.208113
Sum squared resid	0.297017	Schwarz criterion		-2.131632
Log likelihood	57.20283	Hannan-Quinn criter.		-2.178989
F-statistic	38.55142	Durbin-Watson stat		1.892664
Prob(F-statistic)	0.000000			

Cuadro A22: ADF Test – Importaciones. 1908 – 2017

Null Hypothesis: LOGDIF_M has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.787984	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.491928	
5% level	-2.888411	
10% level	-2.581176	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIF_M)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1910 2017

Included observations: 108 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_M(-1)	-0.949242	0.096980	-9.787984	0.0000
C	0.025298	0.013147	1.924272	0.0570
R-squared	0.474739	Mean dependent var		0.000115
Adjusted R-squared	0.469784	S.D. dependent var		0.184003
S.E. of regression	0.133983	Akaike info criterion		-1.163859
Sum squared resid	1.902861	Schwarz criterion		-1.114190
Log likelihood	64.84837	Hannan-Quinn criter.		-1.143720
F-statistic	95.80463	Durbin-Watson stat		2.006170
Prob(F-statistic)	0.000000			

Cuadro A23: ADF Test – Importaciones. 1908 – 1967

Null Hypothesis: LOGDIF_M has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
--	-------------	--------

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.748340	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.548208	
	5% level	-2.912631	
	10% level	-2.594027	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIF_M)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1910 1967

Included observations: 58 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_M(-1)	-1.159498	0.132539	-8.748340	0.0000
C	0.008128	0.018693	0.434818	0.6654

R-squared	0.577465	Mean dependent var	0.002199
Adjusted R-squared	0.569920	S.D. dependent var	0.216932
S.E. of regression	0.142265	Akaike info criterion	-1.028374
Sum squared resid	1.133406	Schwarz criterion	-0.957324
Log likelihood	31.82283	Hannan-Quinn criter.	-1.000698
F-statistic	76.53346	Durbin-Watson stat	1.943169
Prob(F-statistic)	0.000000		

Cuadro A24: ADF Test – Importaciones. 1968 – 2017

Null Hypothesis: LOGDIF_M has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.935794	0.0002
Test critical values:	1% level	-3.568308	
	5% level	-2.921175	
	10% level	-2.598551	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIF_M)

Method: Least Squares

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_M(-1)	-0.672742	0.136299	-4.935794	0.0000
C	0.032258	0.017572	1.835774	0.0726
R-squared	0.336669	Mean dependent var		-0.002303
Adjusted R-squared	0.322850	S.D. dependent var		0.138487
S.E. of regression	0.113960	Akaike info criterion		-1.466759
Sum squared resid	0.623371	Schwarz criterion		-1.390278
Log likelihood	38.66897	Hannan-Quinn criter.		-1.437634
F-statistic	24.36206	Durbin-Watson stat		1.907866
Prob(F-statistic)	0.000010			

Cuadro A25: ADF Test – PIB del resto del mundo relevante para Uruguay. 1908 - 2017

Null Hypothesis: LOGDIF_PIBRM has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.617720	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.491928	
5% level	-2.888411	
10% level	-2.581176	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIF_PIBRM)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1910 2017

Included observations: 108 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_PIBRM(-1)	-0.673602	0.101788	-6.617720	0.0000
C	0.028426	0.005677	5.007110	0.0000
R-squared	0.292363	Mean dependent var		0.001656
Adjusted R-squared	0.285687	S.D. dependent var		0.048979
S.E. of regression	0.041396	Akaike info criterion		-3.512919
Sum squared resid	0.181645	Schwarz criterion		-3.463250
Log likelihood	191.6976	Hannan-Quinn criter.		-3.492780
F-statistic	43.79422	Durbin-Watson stat		1.767624
Prob(F-statistic)	0.000000			

Cuadro A26: ADF Test – PIB del resto del mundo relevante para Uruguay. 1908 – 1967

Null Hypothesis: LOGDIF_PIBRM has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.035108	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.548208	
5% level	-2.912631	
10% level	-2.594027	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIF_PIBRM)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1910 1967

Included observations: 58 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_PIBRM(-1)	-0.622684	0.123669	-5.035108	0.0000
C	0.022585	0.006314	3.576990	0.0007
R-squared	0.311636	Mean dependent var		-0.000145
Adjusted R-squared	0.299344	S.D. dependent var		0.040163

S.E. of regression	0.033618	Akaike info criterion	-3.913610
Sum squared resid	0.063291	Schwarz criterion	-3.842560
Log likelihood	115.4947	Hannan-Quinn criter.	-3.885935
F-statistic	25.35231	Durbin-Watson stat	1.881543
Prob(F-statistic)	0.000005		

Cuadro A27: ADF Test – PIB del resto del mundo relevante para Uruguay. 1968 – 2017

Null Hypothesis: LOGDIF_PIBRM has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.482075	0.0007
Test critical values: 1% level	-3.568308	
5% level	-2.921175	
10% level	-2.598551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIF_PIBRM)

Method: Least Squares

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_PIBRM(-1)	-0.733243	0.163595	-4.482075	0.0000
C	0.035641	0.009945	3.583669	0.0008
R-squared	0.295040	Mean dependent var		0.003746
Adjusted R-squared	0.280354	S.D. dependent var		0.057913
S.E. of regression	0.049129	Akaike info criterion		-3.149572
Sum squared resid	0.115854	Schwarz criterion		-3.073091
Log likelihood	80.73930	Hannan-Quinn criter.		-3.120448
F-statistic	20.08899	Durbin-Watson stat		1.710690
Prob(F-statistic)	0.000046			

Cuadro A28: ADF Test – Tipo de cambio real. 1908 – 2017

Null Hypothesis: LOGDIF_TCR has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.26823	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.491928	
5% level	-2.888411	
10% level	-2.581176	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGDIF_TCR)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1910 2017

Included observations: 108 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_TCR(-1)	-1.173620	0.095663	-12.26823	0.0000
C	-0.001016	0.018197	-0.055811	0.9556
R-squared	0.586760	Mean dependent var		-0.000692
Adjusted R-squared	0.582861	S.D. dependent var		0.292796
S.E. of regression	0.189106	Akaike info criterion		-0.474676
Sum squared resid	3.790664	Schwarz criterion		-0.425007
Log likelihood	27.63250	Hannan-Quinn criter.		-0.454537
F-statistic	150.5094	Durbin-Watson stat		2.056125
Prob(F-statistic)	0.000000			

Cuadro A29: ADF Test – Tipo de cambio real. 1908 – 1967

Null Hypothesis: INDICE_TCR has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
--	-------------	--------

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.238307	0.0072
Test critical values:	1% level	-4.121303	
	5% level	-3.487845	
	10% level	-3.172314	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INDICE_TCR)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1909 1967

Included observations: 59 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INDICE_TCR(-1)	-0.484108	0.114222	-4.238307	0.0001
C	38.12198	12.84851	2.967035	0.0044
@TREND("1908")	0.927535	0.343559	2.699784	0.0092
R-squared	0.242989	Mean dependent var		1.561507
Adjusted R-squared	0.215953	S.D. dependent var		39.94989
S.E. of regression	35.37421	Akaike info criterion		10.01935
Sum squared resid	70074.73	Schwarz criterion		10.12499
Log likelihood	-292.5709	Hannan-Quinn criter.		10.06059
F-statistic	8.987564	Durbin-Watson stat		1.994278
Prob(F-statistic)	0.000412			

Cuadro A30: ADF Test – Tipo de cambio real. 1968 – 2017

Null Hypothesis: INDICE_TCR has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.042087	0.0134
Test critical values:	1% level	-4.152511	
	5% level	-3.502373	
	10% level	-3.180699	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INDICE_TCR)

Method: Least Squares

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INDICE_TCR(-1)	-0.514869	0.127377	-4.042087	0.0002
C	101.1133	26.54620	3.808954	0.0004
@TREND("1968")	-1.210098	0.399687	-3.027611	0.0040

R-squared	0.257983	Mean dependent var	-1.978195
Adjusted R-squared	0.226407	S.D. dependent var	31.14112
S.E. of regression	27.38990	Akaike info criterion	9.516350
Sum squared resid	35259.71	Schwarz criterion	9.631072
Log likelihood	-234.9088	Hannan-Quinn criter.	9.560037
F-statistic	8.170415	Durbin-Watson stat	2.119874
Prob(F-statistic)	0.000901		

Anexo B: Especificación alternativa (OLS).

Para dar mayor robustez a los resultados de las estimaciones obtenidas mediante la modelización por ARDL, se volvieron a estimar por OLS todas las ecuaciones para los sub-periodos 1908 – 1967 y 1968 – 2017; en esta especificación se incluyeron solo los rezagos significativos de las estimaciones ARDL correspondientes. Los tests de normalidad y autocorrelación de los residuos pueden verse en la sección correspondiente de este anexo.

Se presentan, a continuación, los resultados obtenidos en la estimación por OLS de cada componente del producto. Posteriormente, se muestra el impacto total de los cambios en la distribución funcional del ingreso sobre el producto de la economía uruguaya.

Cuadro A31: Consumo de los hogares

Variable dependiente: ΔC_t	Período: 1908 - 1967		Período: 1968 - 2017	
	(1) OLS	(2) OLS salarios	(3) OLS	(4) OLS salarios
ΔC_{t-1}	-0.425220***	-0.565274***	-0.400791**	
ΔC_{t-2}				-0.234276***
ΔC_{t-3}	0.193663*		-0.396508***	
ΔC_{t-4}				-0.334663***
ΔC_{t-5}				-0.362370**
ΔC_{t-6}				0.784930***
ΔPIB_{t-1}	1.002867***	1.091117***	0.947883***	0.753002***
ΔPIB_{t-2}			0.656199***	
ΔPIB_{t-5}				0.595562**
ΔPIB_{t-6}				-0.752624***
ΔPIB_{t-7}				-0.253281*
$\Delta Beneficios_{t-1}$	-0.177817**			
$\Delta Beneficios_{t-2}$			-0.829238***	
$\Delta Rentas_{t-1}$			0.107082***	
$\Delta Rentas_{t-2}$			0.057533**	
$\Delta Rentas_{t-3}$			-0.156241***	
$\Delta Rentas_{t-4}$			0.047402*	
$\Delta Rentas_{t-7}$	-0.117887***			
$\Delta Salarios_{t-1}$		0.206304*		
$\Delta Salarios_{t-2}$				0.314950***
$\Delta Salarios_{t-4}$				0.195124**
$\Delta Salarios_{t-6}$				0.321670***
C	-0.008324	0.001696	0.016593***	0.025134***
AIC	-3.211335	-2.946042	-4.040455	-4.018886
DW	1.953465	1.985255	2.006985	2.303058
Prob (F-Stat)	0.000001	0.000005	0.000000	0.000000
R2 adj	0.566164	0.464884	0.783307	0.772380
Outliers	1917, 1931, 1934, 1941, 1960	1917, 1931, 1934, 1941, 1953, 1960	1969, 1971, 1976, 1982, 1992, 2002, 2008, 2015	1976, 1995, 1996, 2002
Significativo al *10%, al **5% y al ***1% respectivamente				

Cuadro A32: Inversión

Variable dependiente: ΔI_t	Período: 1908 - 1967		Período: 1968 - 2017	
	(1) OLS	(2) OLS salarios	(3) OLS	(4) OLS salarios
ΔI_{t-1}	0.831028***	0.778059***		
ΔI_{t-3}	-0.310423***	-0.273569***		
ΔPIB_{t-1}			2.559646***	2.331070***
$\Delta Beneficios_{t-1}$	0.444873**			
$\Delta Beneficios_{t-3}$			1.213596***	
$\Delta Rentas_{t-1}$	0.202080***		0.227378***	
$\Delta Rentas_{t-2}$	0.197786***			
$\Delta Salarios_{t-1}$		-0.443804**		
$\Delta Salarios_{t-3}$				-0.872464***
$\Delta Salarios_{t-5}$				-0.477255**
C	0.030361**	0.014064	-0.039266**	-0.035075**
AIC	-1.961336	-1.691388	-1.996846	-1.906881
DW	2.313248	2.101580	2.245480	2.228954
Prob (F-Stat)	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
R2 adj	0.824109	0.760270	0.675997	0.645496
Outliers	1913, 1914, 1931, 1934, 1944, 1958, 1959	1914, 1931, 1934, 1944, 1958, 1959	1981, 1991, 1994, 1999, 2003	1982, 1986, 1991, 1999, 2003
Significativo al *10%, al **5% y al ***1% respectivamente				

Cuadro A33: Importaciones

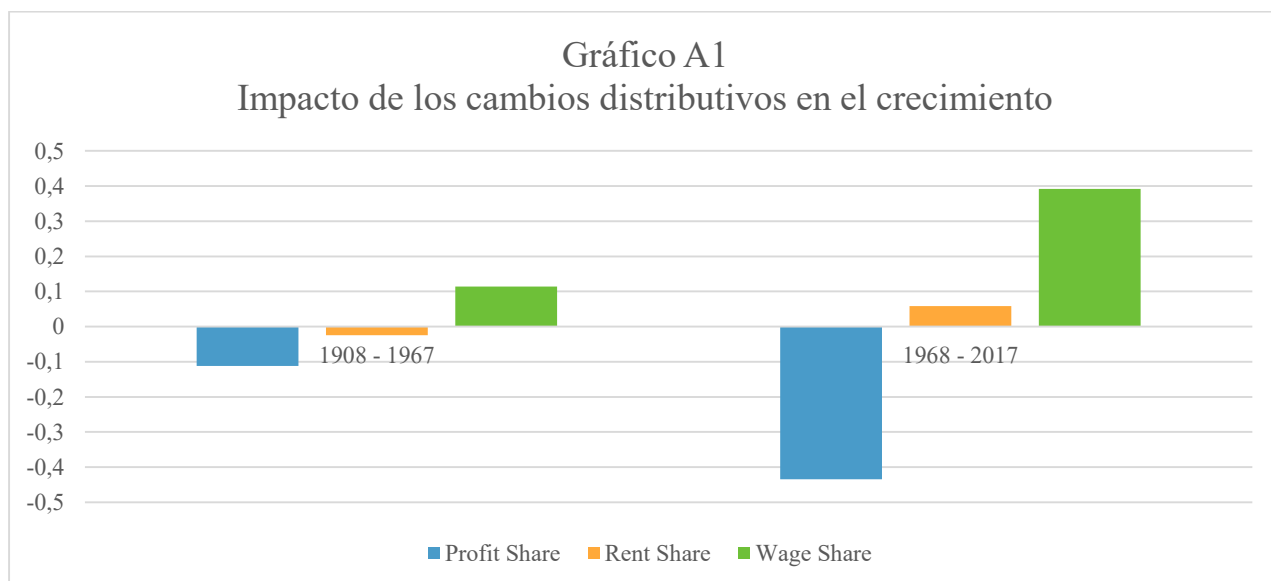
Variable dependiente: ΔM_t	Período: 1908 - 1967		Período: 1968 - 2017	
	(1) OLS	(2) OLS salarios	(3) OLS	(4) OLS salarios
ΔM_{t-1}	-0.571762***	-0.573108***		
ΔM_{t-2}			0.285253***	0.142083*
ΔM_{t-3}	-0.117730*			
ΔM_{t-4}	-0.315806***			
ΔPIB_t	0.446139***	0.482407***	1.926101***	1.991675***
ΔPIB_{t-1}	1.464198***	1.614042***		
ΔPIB_{t-4}	0.557114***			
ΔTCR_t	-0.228729***	-0.163440***		-0.109889**
ΔTCR_{t-1}	-0.149791***	-0.169487***		
$\Delta Beneficios_{t-1}$	-0.133566		0.421582**	
$\Delta Beneficios_{t-2}$			-0.517496***	
$\Delta Salarios_{t-1}$		0.338993**		0.284035**
$\Delta Salarios_{t-2}$				
C	-0.067189***	-0.059733***	-0.034419***	-0.016980
AIC	-2.710206	-2.187778	-2.928235	-2.796395
DW	1.558618	1.620011	1.850733	1.956580
Prob (F-Stat)	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
R2 adj	0.854010	0.738120	0.818525	0.786647
Outliers	1917, 1921, 1942, 1946, 1958, 1960	1912, 1917, 1923, 1946, 1957, 1958, 1960	1970, 1979, 1986, 1992, 2004, 2009	1970, 1984, 2004, 2009
Significativo al *10%, al **5% y al ***1% respectivamente				

Cuadro A34: Exportaciones

Variable dependiente: ΔX_t	Período: 1908 - 1967		Período: 1968 - 2017	
	(1) OLS	(2) OLS salarios	(3) OLS	(4) OLS salarios
ΔX_{t-1}	-0.336424***	-0.309512***	0.367268***	0.199768**
$\Delta PIBr_{mt}$	-0.226646			
$\Delta PIBr_{mt-1}$	1.675877***	1.469664***		
$\Delta PIBr_{mt-3}$	0.981747***	1.000958***		
ΔTCR_t	0.188834***	0.203176***	-0.159788***	-0.160575***
ΔTCR_{t-1}	0.152457***	0.144829***		
ΔTCR_{t-2}	0.095573**	0.098628**		0.156592***
ΔTCR_{t-4}			0.075875**	0.108779***
$\Delta Beneficios_{t-3}$	-0.379928***		-0.243265	
$\Delta Beneficios_{t-4}$			0.426896***	
$\Delta Beneficios_{t-5}$			-0.698264***	
$\Delta Rentas_{t-3}$			-0.086630*	
$\Delta Salarios_{t-1}$				0.296996**
$\Delta Salarios_{t-2}$				-0.345292**
$\Delta Salarios_{t-3}$		0.508596***		0.275529**
$\Delta Salarios_{t-4}$				-0.372531***
$\Delta Salarios_{t-5}$				0.496904***
C	-0.090190***	-0.099452***	0.029543***	0.033406***
AIC	-2.556619	-2.887830	-3.180351	-3.253605
DW	1.825022	1.771303	2.149443	2.082975
Prob (F-Stat)	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
R2 adj	0.754184	0.823491	0.697464	0.723706
Outliers	1914, 1918, 1922, 1926, 1957, 1961	1914, 1918, 1922, 1926, 1956, 1957, 1961	1974, 1975, 1982, 1983, 1987, 1991, 1995, 2003, 2004	1975, 1983, 1987, 1991, 1997, 2001, 2003, 2004, 2008

Significativo al *10%, al **5% y al ***1% respectivamente

Gráfico A1: Impacto de los cambios distributivos en el crecimiento



Fuente: Elaboración propia.

Como puede observarse en el gráfico A1, a pesar de los cambios de magnitud de las elasticidades, los resultados y las conclusiones surgidas a partir de las estimaciones ARDL se mantienen tanto en 1908 – 1967 como en 1968 – 2017.

Anexo C: Test de Normalidad de los residuos.

A continuación, se presentan los resultados de los tests de normalidad de los residuos (Jarque-Bera) para las estimaciones de los distintos componentes del producto, bajo las diferentes especificaciones y para todos los períodos.

Gráfico A2: Normalidad de la estimación del consumo de los hogares. 1908 – 2017. ARDL

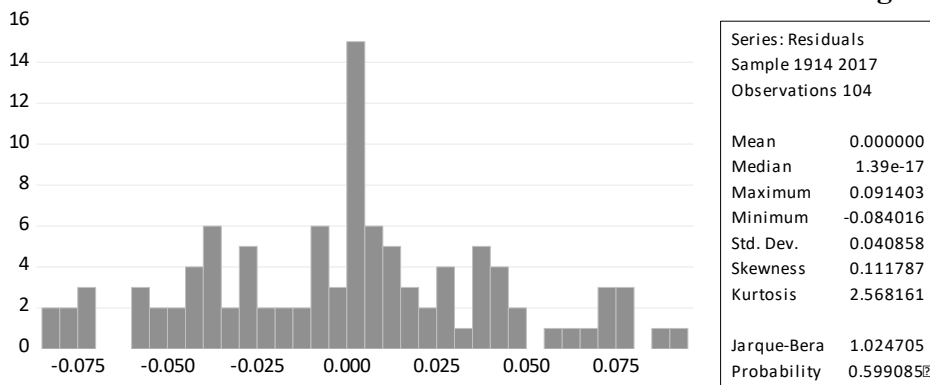


Gráfico A3: Normalidad de la estimación del consumo de los hogares. 1908 – 2017. ARDL Wage

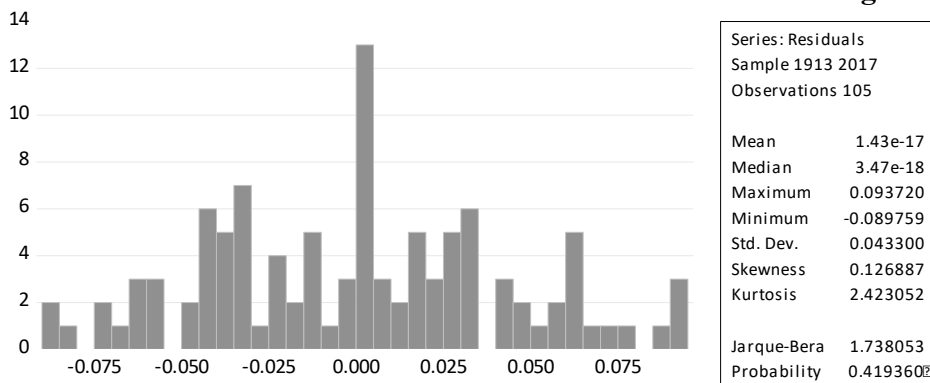


Gráfico A4: Normalidad de la estimación del consumo de los hogares. 1908 – 1967. ARDL

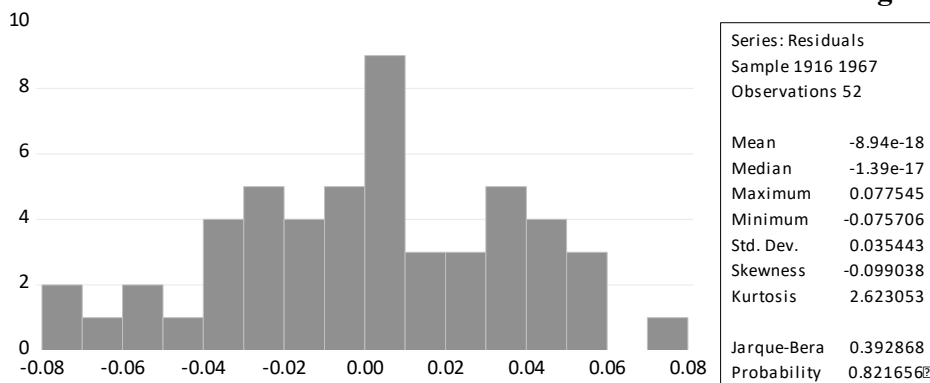


Gráfico A5: Normalidad de la estimación del consumo de los hogares. 1908 – 1967. ARDL Wage

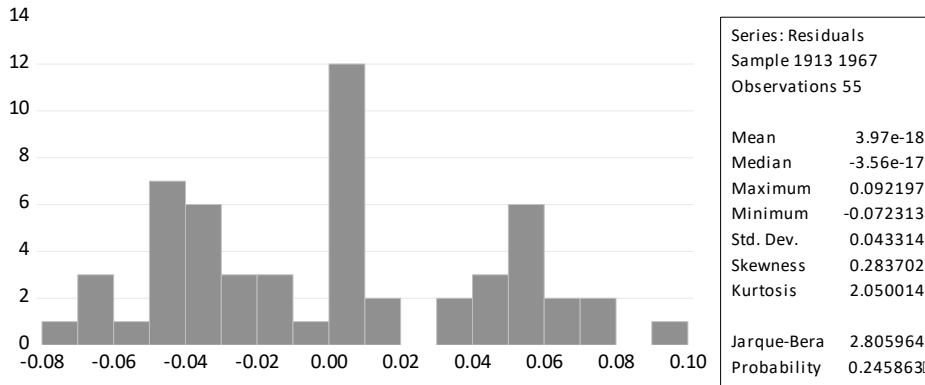


Gráfico A6: Normalidad de la estimación del consumo de los hogares. 1968 – 2017. ARDL

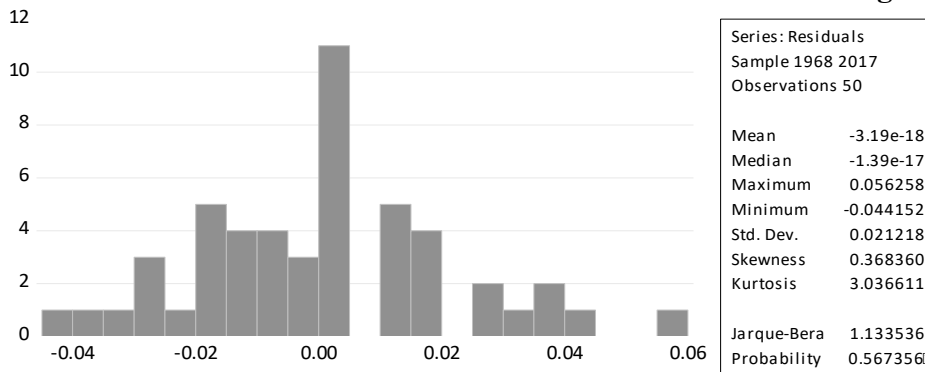


Gráfico A7: Normalidad de la estimación del consumo de los hogares. 1968 – 2017. ARDL Wage

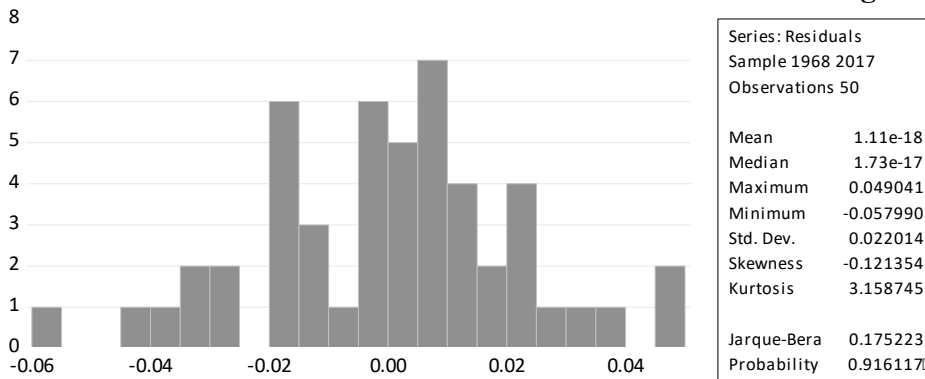


Gráfico A8: Normalidad de la estimación del consumo de los hogares. 1908 – 1967. OLS

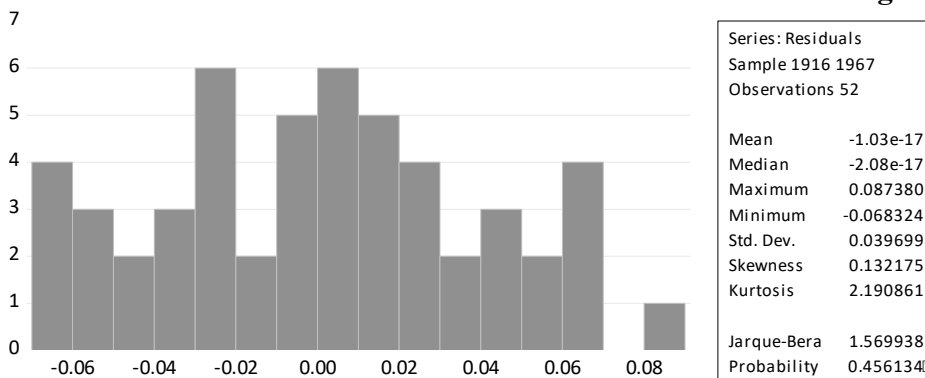


Gráfico A9: Normalidad de la estimación del consumo de los hogares. 1908 – 1967. OLS Wage

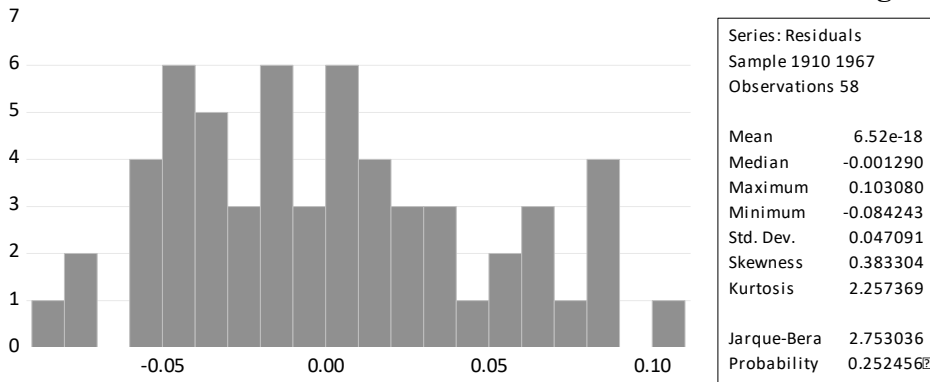


Gráfico A10: Normalidad de la estimación del consumo de los hogares. 1968 – 2017. OLS

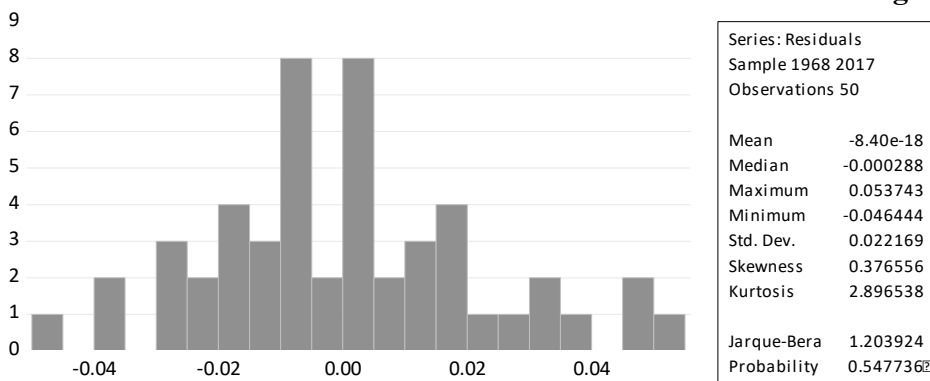


Gráfico A11: Normalidad de la estimación del consumo de los hogares. 1968 – 2017. OLS Wage

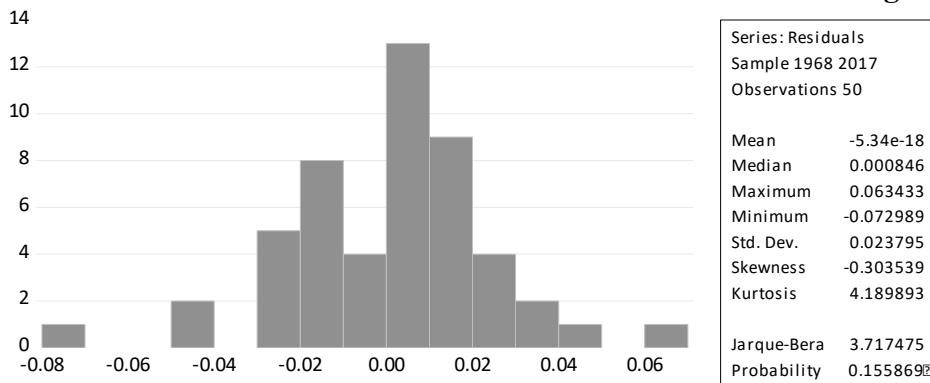


Gráfico A12: Normalidad de la estimación de la inversión. 1908 – 2017. ARDL

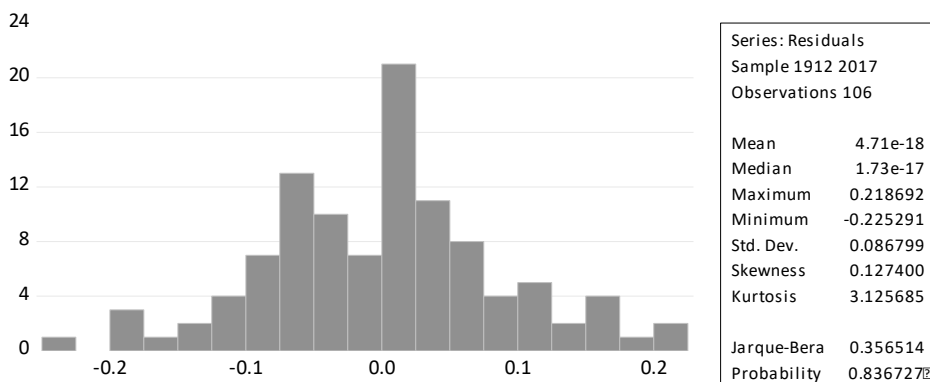


Gráfico A13: Normalidad de la estimación de la inversión. 1908 – 2017. ARDL Wage

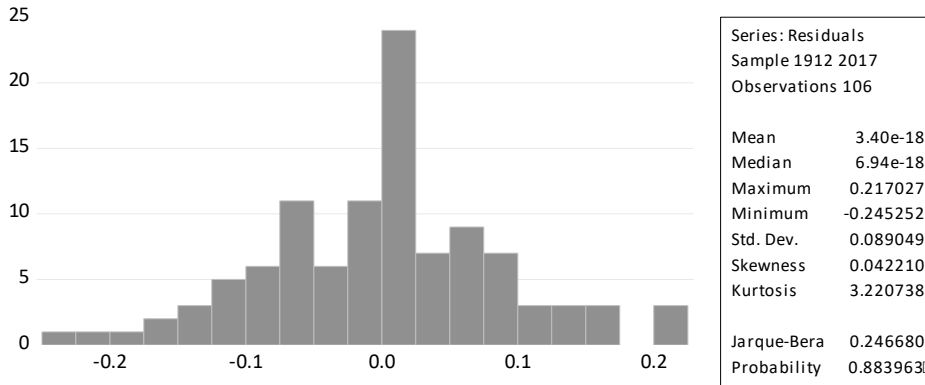


Gráfico A14: Normalidad de la estimación de la inversión. 1908 – 1967. ARDL

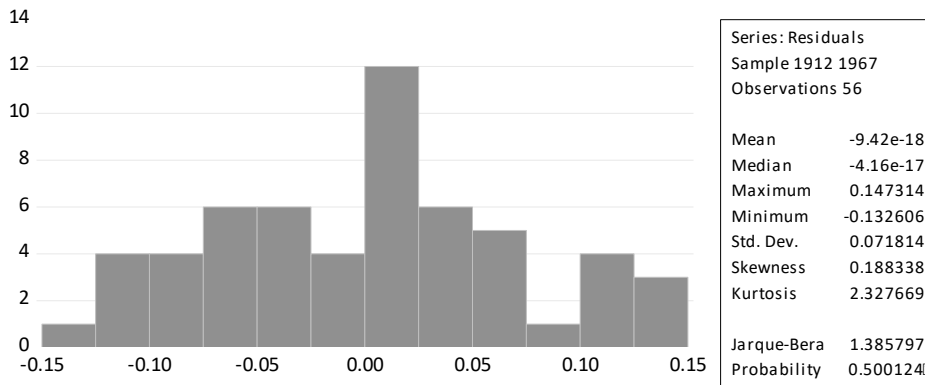


Gráfico A15: Normalidad de la estimación de la inversión. 1908 – 1967. ARDL Wage

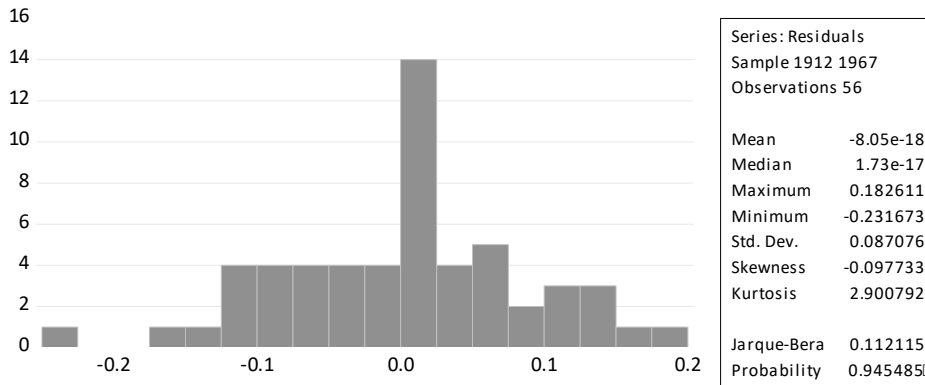


Gráfico A16: Normalidad de la estimación de la inversión. 1968 – 2017. ARDL

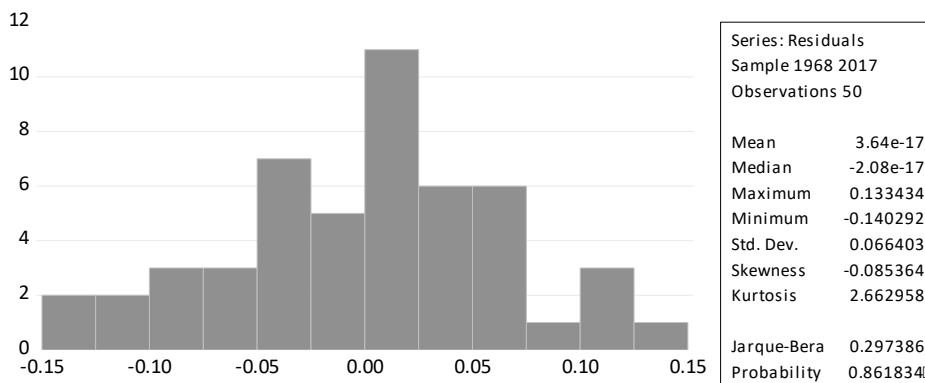


Gráfico A17: Normalidad de la estimación de la inversión. 1968 – 2017. ARDL Wage

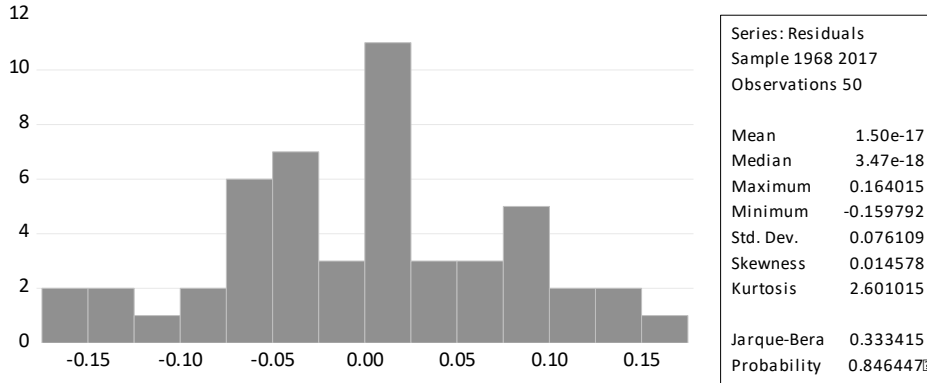


Gráfico A18: Normalidad de la estimación de la inversión. 1908 – 1967. OLS

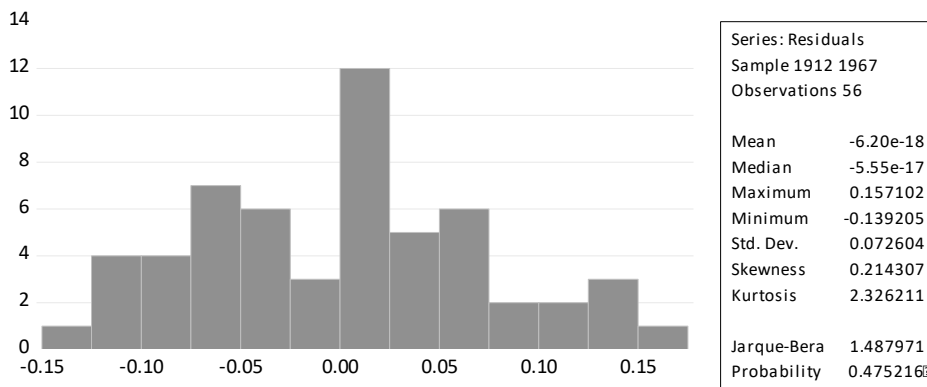


Gráfico A19: Normalidad de la estimación de la inversión. 1908 – 1967. OLS Wage

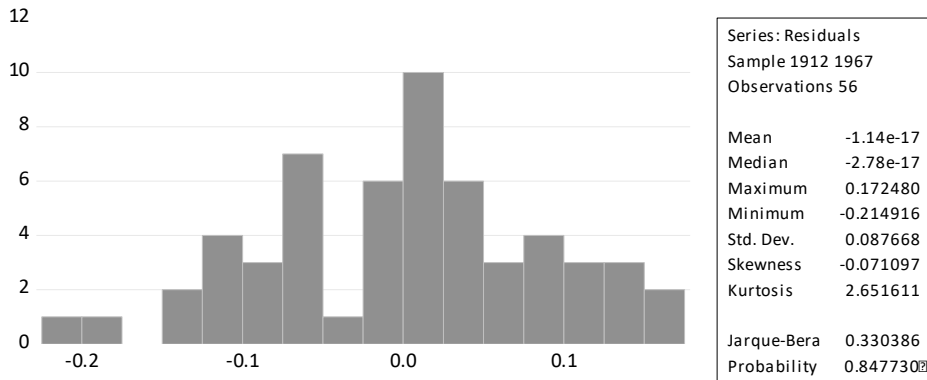


Gráfico A20: Normalidad de la estimación de la inversión. 1968 – 2017. OLS

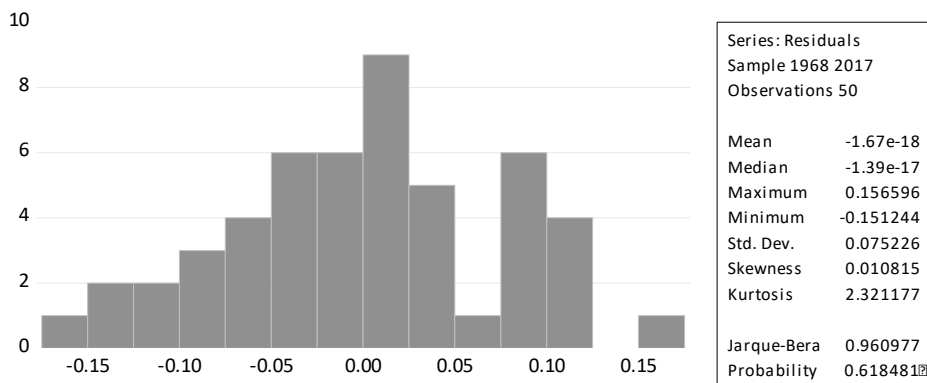


Gráfico A21: Normalidad de la estimación de la inversión. 1968 – 2017. OLS Wage

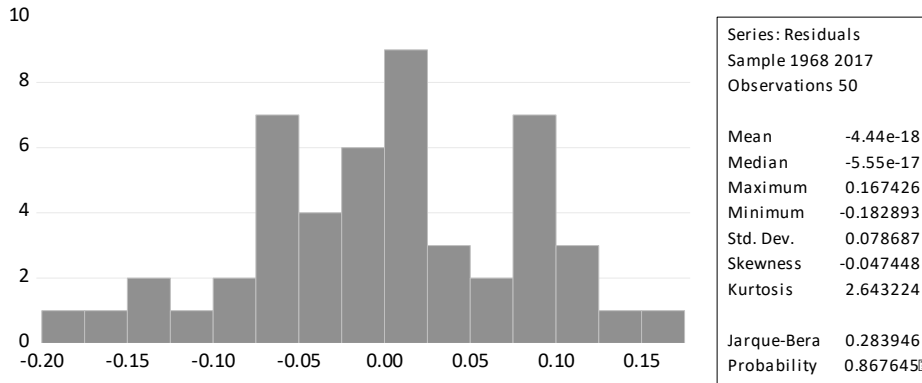


Gráfico A22: Normalidad de la estimación de las exportaciones. 1908 – 2017. ARDL

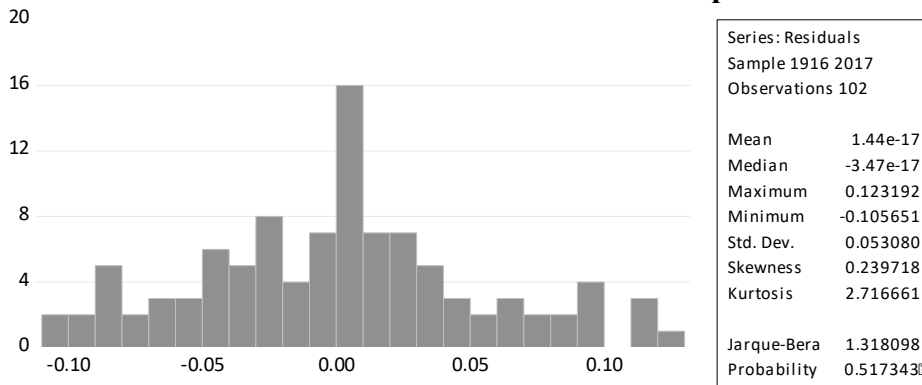


Gráfico A23: Normalidad de la estimación de las exportaciones. 1908 – 2017. ARDL Wage

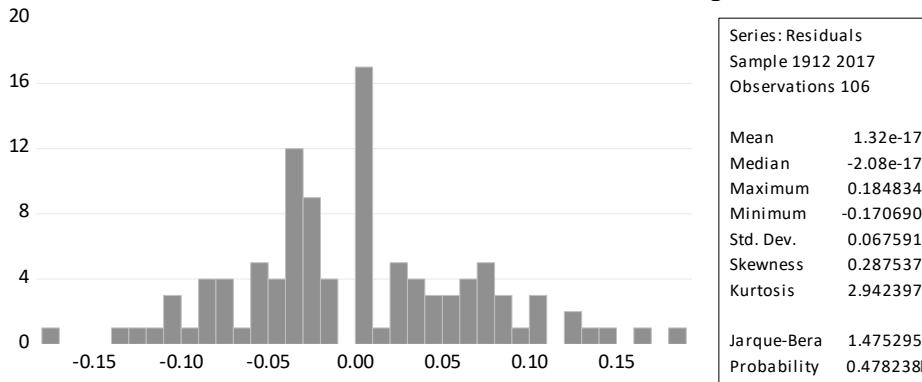


Gráfico A24: Normalidad de la estimación de las exportaciones. 1908 – 1967. ARDL

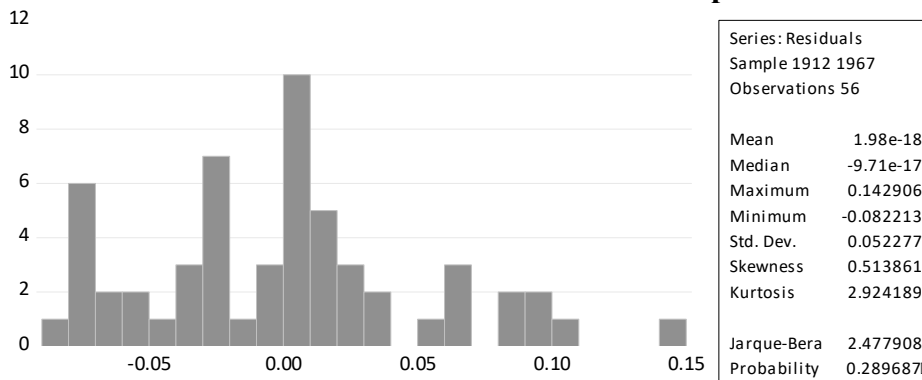


Gráfico A25: Normalidad de la estimación de las exportaciones. 1908 – 1967. ARDL Wage

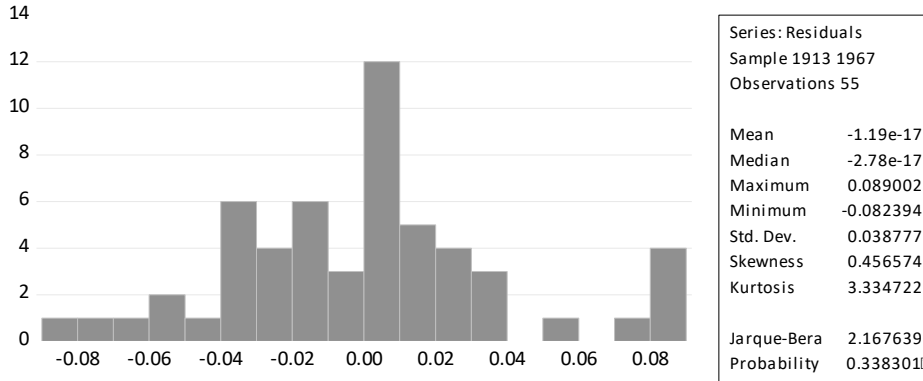


Gráfico A26: Normalidad de la estimación de las exportaciones. 1968 – 2017. ARDL

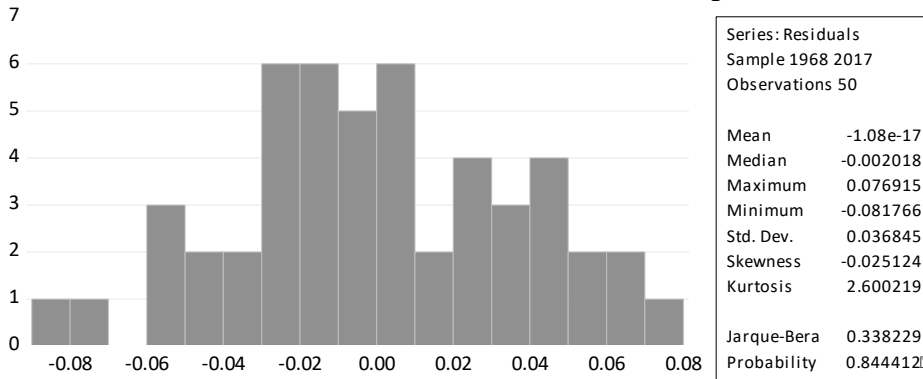


Gráfico A27: Normalidad de la estimación de las exportaciones. 1968 – 2017. ARDL Wage

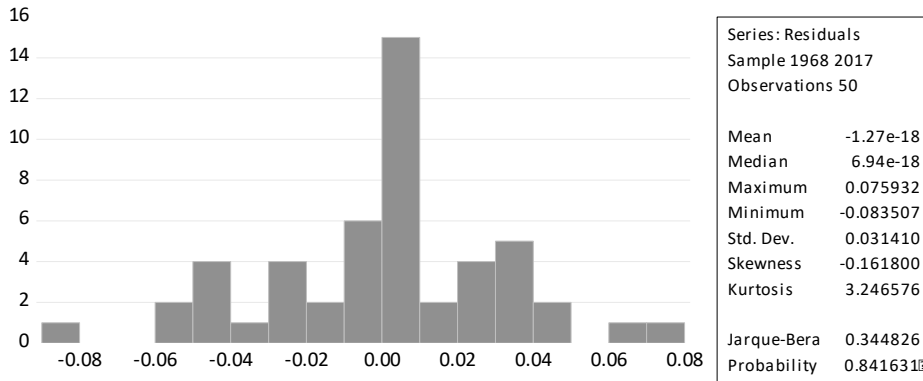


Gráfico A28: Normalidad de la estimación de las exportaciones. 1908 – 1967. OLS

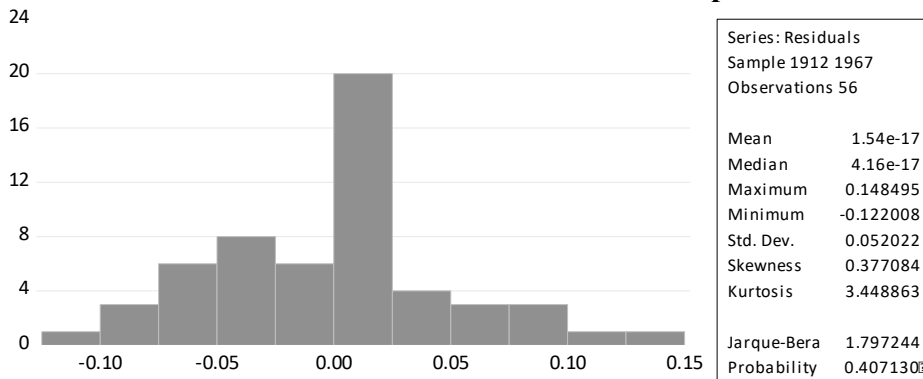


Gráfico A29: Normalidad de la estimación de las exportaciones. 1908 – 1967. OLS Wage

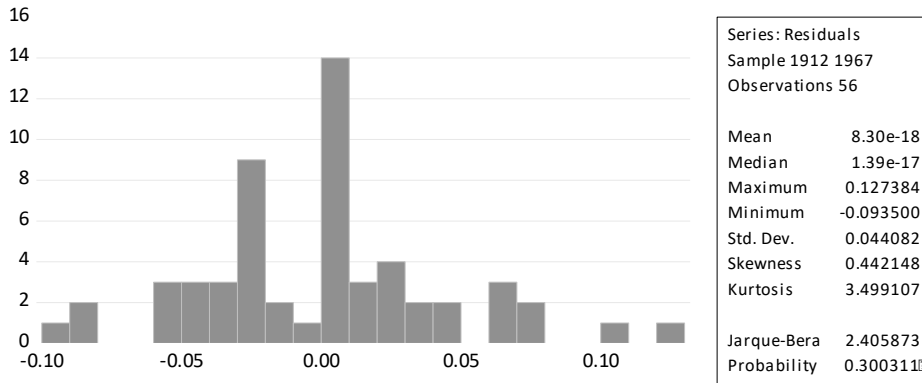


Gráfico A30: Normalidad de la estimación de las exportaciones. 1968 – 2017. OLS

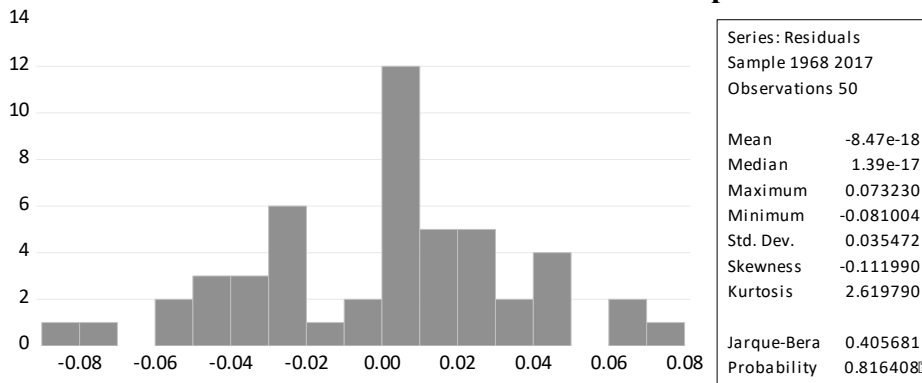


Gráfico A31: Normalidad de la estimación de las exportaciones. 1968 – 2017. OLS Wage

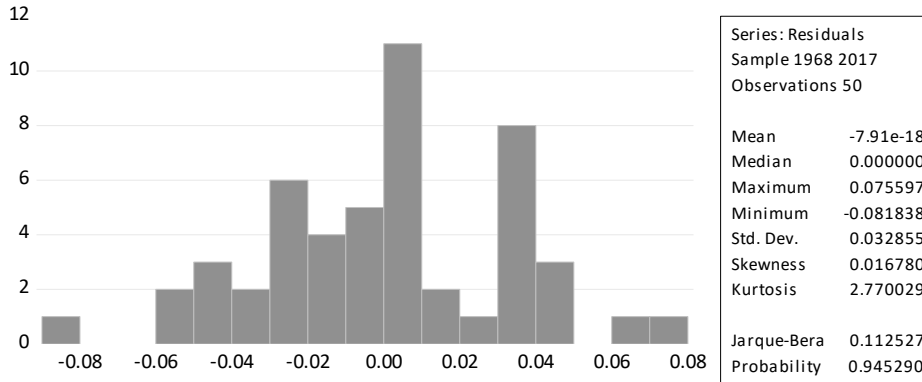


Gráfico A32: Normalidad de la estimación de las importaciones. 1908 – 2017. ARDL

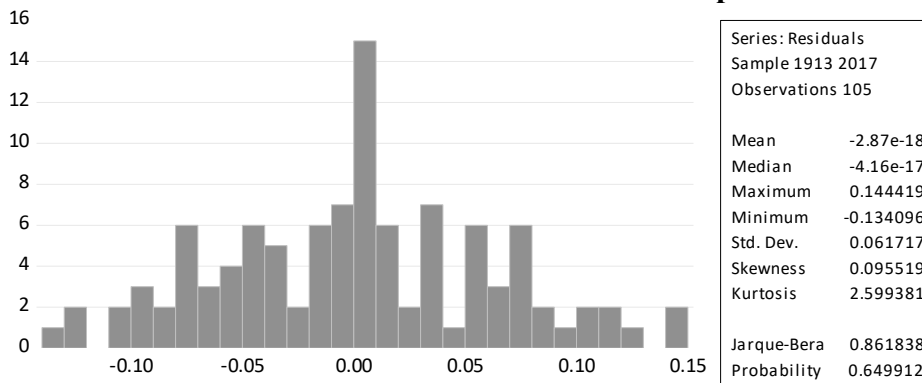


Gráfico A33: Normalidad de la estimación de las importaciones. 1908 – 2017. ARDL Wage

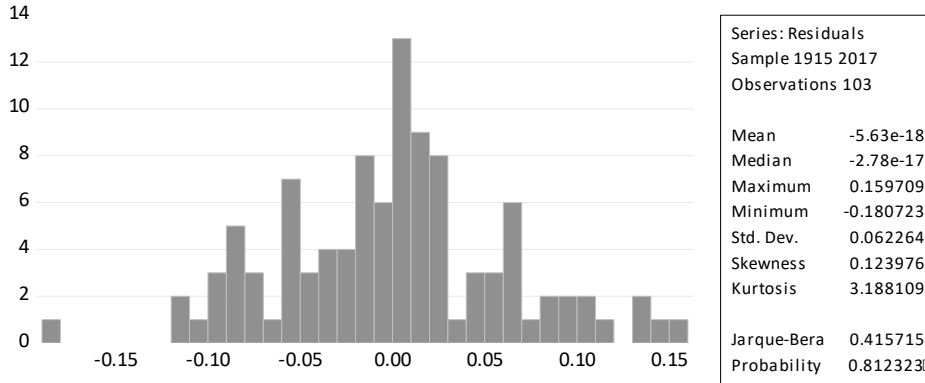


Gráfico A34: Normalidad de la estimación de las importaciones. 1908 – 1967. ARDL

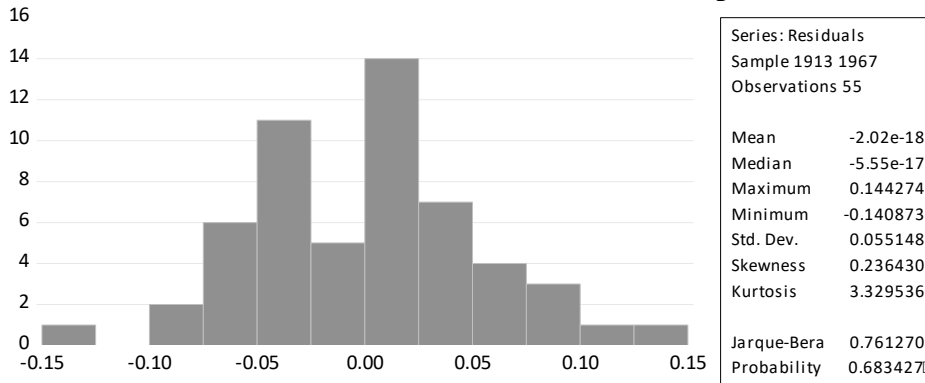


Gráfico A35: Normalidad de la estimación de las importaciones. 1908 – 1967. ARDL Wage

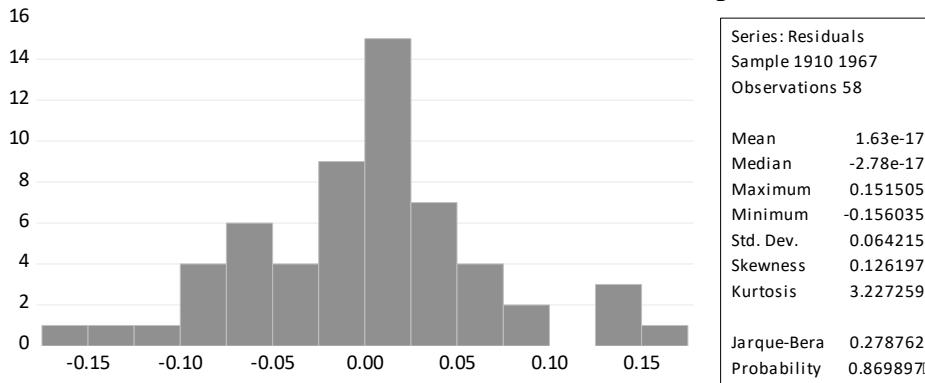


Gráfico A36: Normalidad de la estimación de las importaciones. 1968 – 2017. ARDL

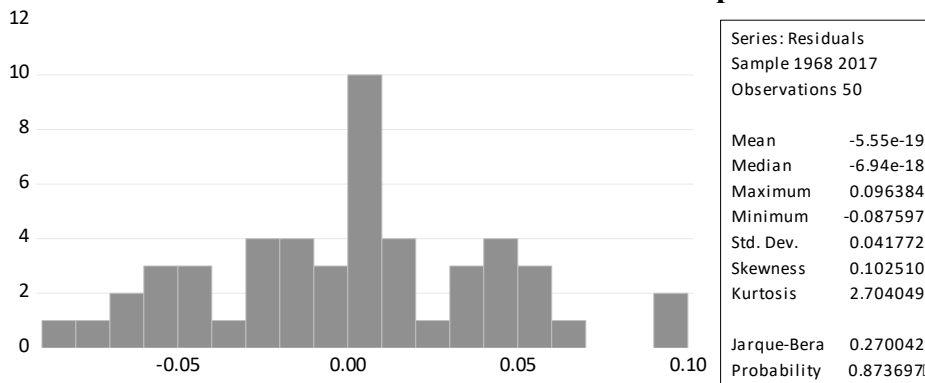


Gráfico A37: Normalidad de la estimación de las importaciones. 1968 – 2017. ARDL Wage

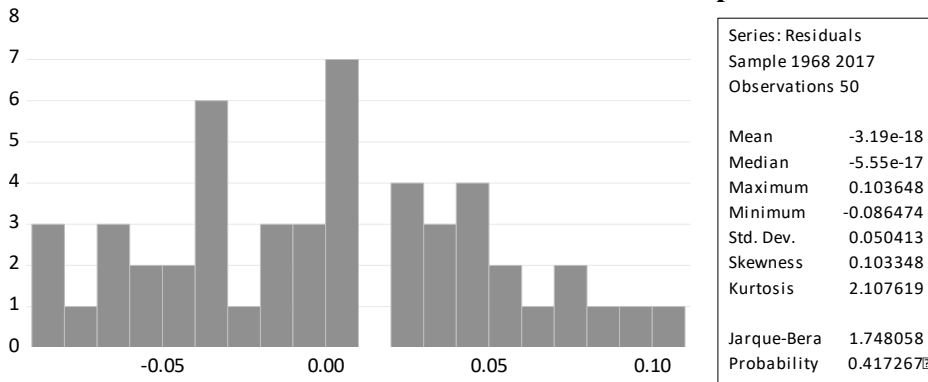


Gráfico A38: Normalidad de la estimación de las importaciones. 1908 – 1967. OLS

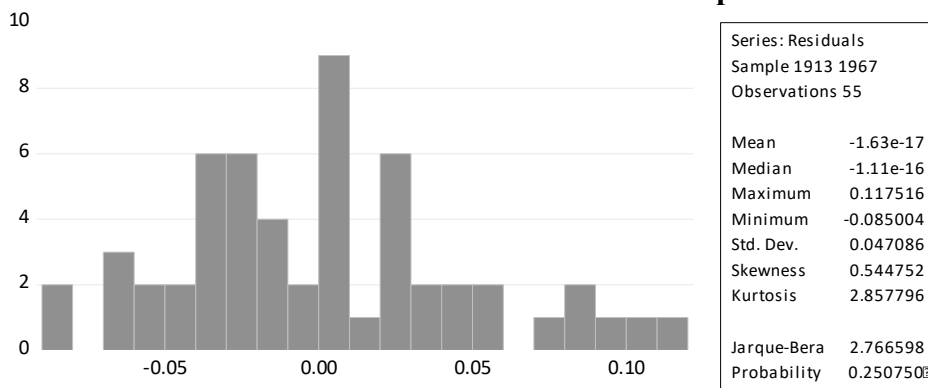


Gráfico A39: Normalidad de la estimación de las importaciones. 1908 – 1967. OLS Wage

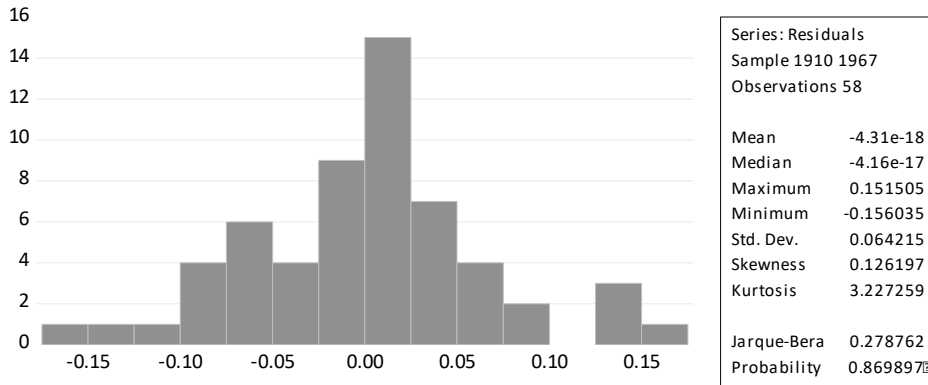


Gráfico A40: Normalidad de la estimación de las importaciones. 1968 – 2017. OLS

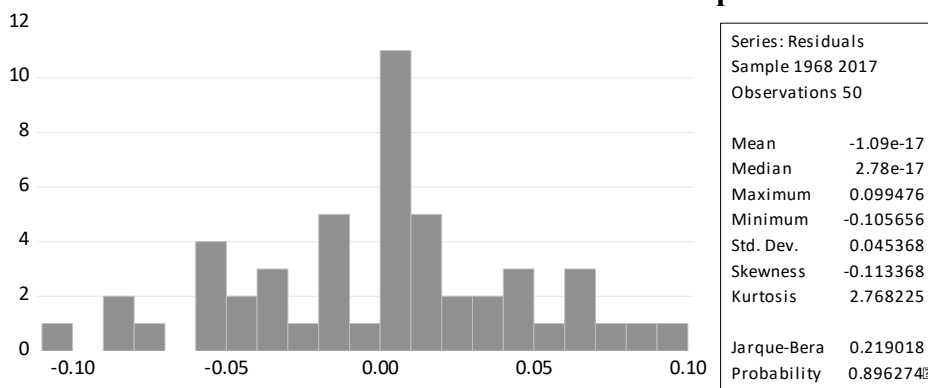
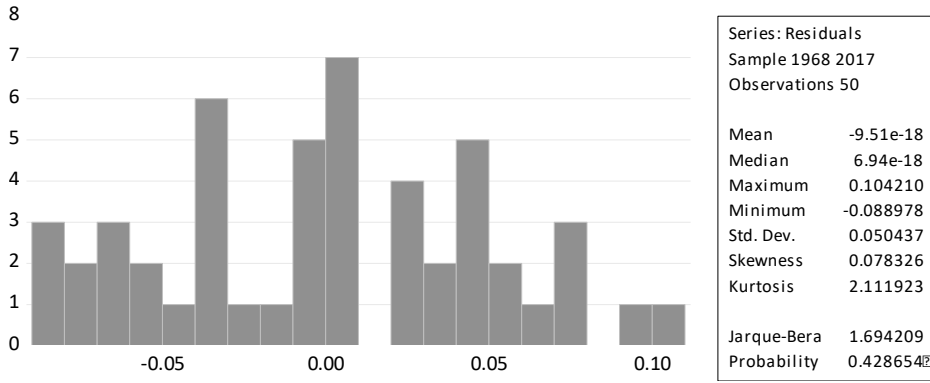


Gráfico A41: Normalidad de la estimación de las importaciones. 1968 – 2017. OLS Wage



Anexo D: Test de Autocorrelación de los residuos.

A continuación, se presentan los resultados de los tests de autocorrelación de los residuos (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test) para las estimaciones de los distintos componentes del producto, bajo las diferentes especificaciones y para todos los períodos.

Cuadro A35: Test de autocorrelación. Consumo de los hogares. 1908 – 2017. ARDL

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.416490	Prob. F(2,84)	0.2483
Obs*R-squared	3.393064	Prob. Chi-Square(2)	0.1833

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1914 2017

Included observations: 104

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFCH(-1)	0.096821	0.140768	0.687801	0.4935
LOGDIFPIB(-1)	0.013656	0.154902	0.088162	0.9300
LOGDIFPROFIT(-1)	-0.007425	0.073353	-0.101218	0.9196
LOGDIFRENT(-1)	-0.001841	0.025425	-0.072419	0.9424
LOGDIFRENT(-2)	-0.004454	0.025179	-0.176901	0.8600
LOGDIFRENT(-3)	-0.004307	0.025085	-0.171691	0.8641
LOGDIFRENT(-4)	-0.001928	0.024702	-0.078051	0.9380
LOGDIFRENT(-5)	-0.003737	0.023041	-0.162196	0.8715
OUT1917	0.007516	0.046184	0.162739	0.8711
OUT1931	0.009411	0.046621	0.201855	0.8405
OUT1934	0.010816	0.046436	0.232928	0.8164
OUT1941	-0.008084	0.049859	-0.162133	0.8716
OUT1942	-0.014745	0.051708	-0.285164	0.7762
OUT1958	0.003685	0.047242	0.078007	0.9380
OUT1976	-0.000989	0.048496	-0.020384	0.9838
OUT1982	-0.010087	0.046325	-0.217737	0.8282
OUT2002	-0.001928	0.045706	-0.042189	0.9664
C	-0.003077	0.005702	-0.539550	0.5909

RESID(-1)	-0.253915	0.152799	-1.661752	0.1003
RESID(-2)	-0.026200	0.126008	-0.207927	0.8358
R-squared	0.032626	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	-0.186185	S.D. dependent var		0.040858
S.E. of regression	0.044500	Akaike info criterion		-3.215623
Sum squared resid	0.166340	Schwarz criterion		-2.707086
Log likelihood	187.2124	Hannan-Quinn criter.		-3.009600
F-statistic	0.149104	Durbin-Watson stat		1.927005
Prob(F-statistic)	0.999987			

Cuadro A36: Test de autocorrelación. Consumo de los hogares. 1908 – 2017. ARDL Wage

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.473810	Prob. F(2,87)	0.6242
Obs*R-squared	1.131357	Prob. Chi-Square(2)	0.5680

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1913 2017

Included observations: 105

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFCH(-1)	0.031334	0.154335	0.203029	0.8396
LOGDIFPIB(-1)	-0.013706	0.164874	-0.083129	0.9339
LOGDIFWAGE(-1)	-0.007247	0.077965	-0.092947	0.9262
LOGDIFWAGE(-2)	0.006269	0.074487	0.084161	0.9331
LOGDIFWAGE(-3)	-0.007900	0.076824	-0.102836	0.9183
LOGDIFWAGE(-4)	-0.002078	0.075128	-0.027664	0.9780
OUT1917	0.007507	0.049427	0.151880	0.8796
OUT1931	0.007799	0.049737	0.156808	0.8758
OUT1934	0.008952	0.049577	0.180566	0.8571
OUT1941	0.002626	0.048505	0.054132	0.9570
OUT1942	-0.000344	0.049930	-0.006895	0.9945
OUT1958	0.007602	0.049191	0.154544	0.8775

OUT1982	-0.006181	0.048639	-0.127080	0.8992
OUT1995	0.003227	0.048122	0.067067	0.9467
OUT2002	-0.000491	0.047897	-0.010248	0.9918
C	-0.000689	0.005870	-0.117420	0.9068
RESID(-1)	-0.072258	0.152786	-0.472937	0.6374
RESID(-2)	0.090765	0.118422	0.766457	0.4455
<hr/>				
R-squared	0.010775	Mean dependent var	1.43E-17	
Adjusted R-squared	-0.182522	S.D. dependent var	0.043300	
S.E. of regression	0.047086	Akaike info criterion	-3.118869	
Sum squared resid	0.192889	Schwarz criterion	-2.663904	
Log likelihood	181.7406	Hannan-Quinn criter.	-2.934508	
F-statistic	0.055742	Durbin-Watson stat	1.949042	
Prob(F-statistic)	1.000000			

Cuadro A37: Test de autocorrelación. Consumo de los hogares. 1908 – 1967. ARDL

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.020797	Prob. F(2,29)	0.9794
Obs*R-squared	0.074475	Prob. Chi-Square(2)	0.9634

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1916 1967

Included observations: 52

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFCH(-1)	0.005596	0.186469	0.030013	0.9763
LOGDIFCH(-2)	0.011363	0.142290	0.079856	0.9369
LOGDIFCH(-3)	-0.001415	0.124941	-0.011324	0.9910
LOGDIFCH(-4)	0.002495	0.110693	0.022540	0.9822
LOGDIFPIB(-1)	0.000772	0.243344	0.003172	0.9975
LOGDIFPROFIT(-1)	0.002204	0.121684	0.018110	0.9857
LOGDIFPROFIT(-2)	-0.000277	0.113446	-0.002445	0.9981
LOGDIFPROFIT(-3)	0.002631	0.112817	0.023325	0.9816
LOGDIFRENT(-1)	0.001409	0.045634	0.030872	0.9756

LOGDIFRENT(-2)	0.000290	0.045244	0.006402	0.9949
LOGDIFRENT(-3)	-0.000195	0.043390	-0.004492	0.9964
LOGDIFRENT(-4)	-0.001295	0.041717	-0.031046	0.9754
LOGDIFRENT(-5)	-0.000934	0.038281	-0.024387	0.9807
LOGDIFRENT(-6)	2.40E-05	0.042563	0.000563	0.9996
LOGDIFRENT(-7)	0.000673	0.040825	0.016483	0.9870
OUT1917	0.001490	0.057300	0.026008	0.9794
OUT1931	-0.003836	0.058233	-0.065882	0.9479
OUT1934	-0.000614	0.057343	-0.010702	0.9915
OUT1941	-0.003657	0.064733	-0.056496	0.9553
OUT1960	-0.001334	0.058072	-0.022965	0.9818
C	-0.000301	0.013566	-0.022172	0.9825
RESID(-1)	-0.012563	0.245925	-0.051086	0.9596
RESID(-2)	-0.050576	0.258501	-0.195652	0.8462
<hr/>				
R-squared	0.001432	Mean dependent var	-8.94E-18	
Adjusted R-squared	-0.756102	S.D. dependent var	0.035443	
S.E. of regression	0.046969	Akaike info criterion	-2.977990	
Sum squared resid	0.063977	Schwarz criterion	-2.114940	
Log likelihood	100.4277	Hannan-Quinn criter.	-2.647117	
F-statistic	0.001891	Durbin-Watson stat	2.000935	
Prob(F-statistic)	1.000000			

Cuadro A38: Test de autocorrelación. Consumo de los hogares. 1908 – 1967. ARDL Wage

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.242500	Prob. F(2,40)	0.7858
Obs*R-squared	0.658887	Prob. Chi-Square(2)	0.7193

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1913 1967

Included observations: 55

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFCH(-1)	0.012794	0.171241	0.074713	0.9408

LOGDIFPIB(-1)	0.014309	0.206891	0.069162	0.9452
LOGDIFWAGE(-1)	0.008369	0.119534	0.070016	0.9445
LOGDIFWAGE(-2)	0.010075	0.105973	0.095075	0.9247
LOGDIFWAGE(-3)	-0.000843	0.105483	-0.007987	0.9937
LOGDIFWAGE(-4)	0.009030	0.114969	0.078540	0.9378
OUT1917	0.007251	0.054506	0.133021	0.8948
OUT1931	0.010941	0.056827	0.192523	0.8483
OUT1934	0.012064	0.056145	0.214868	0.8310
OUT1941	0.004014	0.052059	0.077096	0.9389
OUT1960	0.006413	0.056080	0.114353	0.9095
OUT1953	-0.005816	0.052508	-0.110769	0.9124
C	-0.001571	0.009431	-0.166544	0.8686
RESID(-1)	-0.076829	0.234508	-0.327619	0.7449
RESID(-2)	0.101630	0.183809	0.552913	0.5834
<hr/>				
R-squared	0.011980	Mean dependent var	3.97E-18	
Adjusted R-squared	-0.333827	S.D. dependent var	0.043314	
S.E. of regression	0.050024	Akaike info criterion	-2.925628	
Sum squared resid	0.100096	Schwarz criterion	-2.378173	
Log likelihood	95.45477	Hannan-Quinn criter.	-2.713923	
F-statistic	0.034643	Durbin-Watson stat	1.970263	
Prob(F-statistic)	1.000000			

Cuadro A39: Test de autocorrelación. Consumo de los hogares. 1968 – 2017. ARDL

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.808236	Prob. F(2,27)	0.4561
Obs*R-squared	2.824372	Prob. Chi-Square(2)	0.2436

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFCH(-1)	-0.016878	0.214800	-0.078575	0.9380

LOGDIFCH(-2)	0.041593	0.192954	0.215562	0.8309
LOGDIFCH(-3)	-0.023915	0.094761	-0.252374	0.8027
LOGDIFPIB(-1)	0.007768	0.272120	0.028545	0.9774
LOGDIFPIB(-2)	0.040469	0.254822	0.158811	0.8750
LOGDIFPROFIT(-1)	0.001430	0.111543	0.012824	0.9899
LOGDIFPROFIT(-2)	0.001327	0.173011	0.007671	0.9939
LOGDIFPROFIT(-3)	0.004170	0.105067	0.039688	0.9686
LOGDIFRENT(-1)	0.009070	0.034537	0.262607	0.7948
LOGDIFRENT(-2)	0.003558	0.027799	0.127999	0.8991
LOGDIFRENT(-3)	-0.005869	0.037746	-0.155477	0.8776
LOGDIFRENT(-4)	-0.001814	0.026248	-0.069092	0.9454
OUT1969	0.000121	0.050214	0.002405	0.9981
OUT1971	-0.004745	0.031836	-0.149047	0.8826
OUT1976	0.001513	0.035401	0.042729	0.9662
OUT1982	-0.003521	0.032630	-0.107895	0.9149
OUT1992	0.003758	0.031053	0.121006	0.9046
OUT2002	-0.005658	0.030619	-0.184796	0.8548
OUT2008	-0.008241	0.045755	-0.180105	0.8584
OUT2015	-0.005376	0.029814	-0.180307	0.8583
C	-0.001058	0.006099	-0.173465	0.8636
RESID(-1)	0.042004	0.290624	0.144530	0.8862
RESID(-2)	-0.300370	0.236355	-1.270845	0.2146
<hr/>				
R-squared	0.056487	Mean dependent var	-3.19E-18	
Adjusted R-squared	-0.712301	S.D. dependent var	0.021218	
S.E. of regression	0.027765	Akaike info criterion	-4.026272	
Sum squared resid	0.020814	Schwarz criterion	-3.146741	
Log likelihood	123.6568	Hannan-Quinn criter.	-3.691342	
F-statistic	0.073476	Durbin-Watson stat	1.916149	
Prob(F-statistic)	1.000000			

Cuadro A40: Test de autocorrelación. Consumo de los hogares. 1968 – 2017. ARDL Wage

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.373659	Prob. F(2,24)	0.6921
Obs*R-squared	1.509897	Prob. Chi-Square(2)	0.4700

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFCH(-1)	0.006966	0.240395	0.028976	0.9771
LOGDIFCH(-2)	-0.020874	0.212200	-0.098369	0.9225
LOGDIFCH(-3)	0.009757	0.187875	0.051936	0.9590
LOGDIFCH(-4)	0.034618	0.190294	0.181916	0.8572
LOGDIFCH(-5)	0.028548	0.180549	0.158117	0.8757
LOGDIFCH(-6)	-0.024833	0.168026	-0.147790	0.8837
LOGDIFPIB(-1)	0.088000	0.330532	0.266239	0.7923
LOGDIFPIB(-2)	-0.059487	0.297227	-0.200140	0.8431
LOGDIFPIB(-3)	0.044588	0.272809	0.163440	0.8715
LOGDIFPIB(-4)	-0.039455	0.286134	-0.137891	0.8915
LOGDIFPIB(-5)	-0.035032	0.258172	-0.135694	0.8932
LOGDIFPIB(-6)	-0.015354	0.243152	-0.063147	0.9502
LOGDIFPIB(-7)	0.043095	0.157438	0.273725	0.7866
LOGDIFWAGE(-1)	0.028383	0.102184	0.277761	0.7836
LOGDIFWAGE(-2)	-0.032719	0.106349	-0.307661	0.7610
LOGDIFWAGE(-3)	0.001240	0.099893	0.012414	0.9902
LOGDIFWAGE(-4)	-0.015330	0.096767	-0.158422	0.8754
LOGDIFWAGE(-5)	0.009489	0.092014	0.103123	0.9187
LOGDIFWAGE(-6)	-0.021338	0.094516	-0.225757	0.8233
OUT1976	-0.019947	0.046432	-0.429600	0.6713
OUT1995	0.003037	0.037175	0.081697	0.9356
OUT1996	0.001231	0.037728	0.032638	0.9742
OUT2002	0.011391	0.038755	0.293915	0.7713
C	-0.001585	0.008883	-0.178481	0.8598
RESID(-1)	-0.231945	0.299146	-0.775357	0.4457
RESID(-2)	0.084415	0.261556	0.322740	0.7497
R-squared	0.030198	Mean dependent var		1.11E-18
Adjusted R-squared	-0.980013	S.D. dependent var		0.022014
S.E. of regression	0.030976	Akaike info criterion		-3.805174
Sum squared resid	0.023028	Schwarz criterion		-2.810922
Log likelihood	121.1294	Hannan-Quinn criter.		-3.426557
F-statistic	0.029893	Durbin-Watson stat		2.002773
Prob(F-statistic)	1.000000			

Cuadro A41: Test de autocorrelación. Consumo de los hogares. 1908 – 1967. OLS

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.195584	Prob. F(2,39)	0.8232
Obs*R-squared	0.516379	Prob. Chi-Square(2)	0.7724

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1916 1967

Included observations: 52

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFCH(-1)	0.003678	0.160280	0.022950	0.9818
LOGDIFCH(-3)	0.001837	0.105259	0.017455	0.9862
LOGDIFPIB(-1)	0.011275	0.194397	0.057997	0.9540
LOGDIFPROFIT(-1)	0.001214	0.083032	0.014619	0.9884
LOGDIFRENT(-7)	-0.003143	0.032023	-0.098141	0.9223
C	9.85E-05	0.009428	0.010448	0.9917
OUT1917	0.000266	0.049572	0.005356	0.9958
OUT1931	-0.008594	0.049260	-0.174455	0.8624
OUT1934	-0.007193	0.051779	-0.138924	0.8902
OUT1941	-0.006547	0.050418	-0.129862	0.8973
OUT1960	-0.007725	0.050605	-0.152649	0.8795
RESID(-1)	-0.008156	0.215183	-0.037902	0.9700
RESID(-2)	-0.119296	0.190754	-0.625391	0.5354
R-squared	0.009930	Mean dependent var		-1.03E-17
Adjusted R-squared	-0.294706	S.D. dependent var		0.039699
S.E. of regression	0.045171	Akaike info criterion		-3.144392
Sum squared resid	0.079577	Schwarz criterion		-2.656581
Log likelihood	94.75420	Hannan-Quinn criter.		-2.957377
F-statistic	0.032597	Durbin-Watson stat		1.958821
Prob(F-statistic)	1.000000			

Cuadro A42: Test de autocorrelación. Consumo de los hogares. 1908 – 1967. OLS Wage

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.245048	Prob. F(2,46)	0.7837
Obs*R-squared	0.611434	Prob. Chi-Square(2)	0.7366

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1910 1967

Included observations: 58

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFCH(-1)	0.006107	0.174117	0.035075	0.9722
LOGDIFPIB(-1)	0.017733	0.200921	0.088259	0.9301
LOGDIFWAGE(-1)	0.006703	0.112105	0.059795	0.9526
OUT1917	0.007251	0.055920	0.129664	0.8974
OUT1931	0.008661	0.056032	0.154576	0.8778
OUT1934	0.011492	0.055830	0.205836	0.8378
OUT1941	0.005764	0.054277	0.106195	0.9159
OUT1960	0.007884	0.057094	0.138088	0.8908
OUT1953	-0.004946	0.053595	-0.092278	0.9269
C	-0.001300	0.009264	-0.140382	0.8890
RESID(-1)	-0.046164	0.221102	-0.208789	0.8355
RESID(-2)	0.106746	0.161904	0.659314	0.5130

R-squared	0.010542	Mean dependent var	6.52E-18
Adjusted R-squared	-0.226068	S.D. dependent var	0.047091
S.E. of regression	0.052143	Akaike info criterion	-2.887674
Sum squared resid	0.125068	Schwarz criterion	-2.461376
Log likelihood	95.74256	Hannan-Quinn criter.	-2.721622
F-statistic	0.044554	Durbin-Watson stat	1.919208
Prob(F-statistic)	0.999998		

Cuadro A43: Test de autocorrelación. Consumo de los hogares. 1968 – 2017. OLS

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.657760	Prob. F(2,29)	0.5256
Obs*R-squared	2.169714	Prob. Chi-Square(2)	0.3380

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFCH(-1)	0.039990	0.204211	0.195828	0.8461
LOGDIFCH(-3)	-0.005209	0.084851	-0.061389	0.9515
LOGDIFPIB(-1)	-0.015918	0.254277	-0.062600	0.9505
LOGDIFPIB(-2)	0.028747	0.186544	0.154105	0.8786
LOGDIFPROFIT(-1)	0.008837	0.109160	0.080954	0.9360
LOGDIFPROFIT(-2)	0.059575	0.165874	0.359156	0.7221
LOGDIFRENT(-1)	-0.000325	0.034425	-0.009452	0.9925
LOGDIFRENT(-2)	-0.000402	0.028138	-0.014277	0.9887
LOGDIFRENT(-3)	0.005536	0.037832	0.146328	0.8847
LOGDIFRENT(-4)	-0.002649	0.025644	-0.103283	0.9184
C	-0.001922	0.006210	-0.309477	0.7592
OUT1969	0.018532	0.048825	0.379553	0.7070
OUT1971	-0.002920	0.031123	-0.093828	0.9259
OUT1976	0.002025	0.035922	0.056373	0.9554
OUT1982	-0.004260	0.032694	-0.130299	0.8972
OUT1992	0.005394	0.030212	0.178525	0.8596
OUT2002	-0.000963	0.030754	-0.031303	0.9752
OUT2008	0.009797	0.043665	0.224365	0.8240
OUT2015	0.002064	0.029582	0.069764	0.9449
RESID(-1)	-0.147800	0.290702	-0.508424	0.6150
RESID(-2)	-0.233400	0.224065	-1.041663	0.3062

R-squared	0.043394	Mean dependent var	-8.40E-18
Adjusted R-squared	-0.616334	S.D. dependent var	0.022169
S.E. of regression	0.028184	Akaike info criterion	-4.004819
Sum squared resid	0.023037	Schwarz criterion	-3.201769
Log likelihood	121.1205	Hannan-Quinn criter.	-3.699013
F-statistic	0.065776	Durbin-Watson stat	1.926776

Prob(F-statistic) 1.000000

Cuadro A44: Test de autocorrelación. Consumo de los hogares. 1968 – 2017. OLS Wage

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.674985	Prob. F(2,32)	0.5163
Obs*R-squared	2.023945	Prob. Chi-Square(2)	0.3635

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFCH(-2)	-0.014685	0.092885	-0.158096	0.8754
LOGDIFCH(-4)	0.013131	0.094347	0.139178	0.8902
LOGDIFCH(-5)	-0.000224	0.157763	-0.001417	0.9989
LOGDIFCH(-6)	-0.001538	0.143801	-0.010692	0.9915
LOGDIFPIB(-1)	0.064180	0.125763	0.510321	0.6133
LOGDIFPIB(-5)	-0.001360	0.232227	-0.005854	0.9954
LOGDIFPIB(-6)	-0.015348	0.207658	-0.073909	0.9415
LOGDIFPIB(-7)	0.027127	0.128899	0.210454	0.8346
LOGDIFWAGE(-2)	-0.005914	0.082105	-0.072028	0.9430
LOGDIFWAGE(-4)	0.013731	0.078802	0.174243	0.8628
LOGDIFWAGE(-6)	-0.010877	0.076030	-0.143061	0.8871
C	-0.001735	0.007245	-0.239419	0.8123
OUT1976	-0.020674	0.036439	-0.567375	0.5744
OUT1995	0.002936	0.031712	0.092570	0.9268
OUT1996	0.001000	0.032592	0.030683	0.9757
OUT2002	0.008154	0.032544	0.250556	0.8038
RESID(-1)	-0.261533	0.230633	-1.133976	0.2652
RESID(-2)	-0.001678	0.211665	-0.007928	0.9937

R-squared	0.040479	Mean dependent var	-5.34E-18
Adjusted R-squared	-0.469267	S.D. dependent var	0.023795
S.E. of regression	0.028843	Akaike info criterion	-3.980207

Sum squared resid	0.026621	Schwarz criterion	-3.291879
Log likelihood	117.5052	Hannan-Quinn criter.	-3.718088
F-statistic	0.079410	Durbin-Watson stat	2.030253
Prob(F-statistic)	0.999999		

Cuadro A45: Test de autocorrelación. Inversión. 1908 – 2017. ARDL

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.504627	Prob. F(2,85)	0.6055
Obs*R-squared	1.243830	Prob. Chi-Square(2)	0.5369

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1912 2017

Included observations: 106

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFINV(-1)	-0.041416	0.102325	-0.404755	0.6867
LOGDIFINV(-2)	0.057398	0.103414	0.555035	0.5803
LOGDIFINV(-3)	-0.018574	0.073419	-0.252989	0.8009
LOGDIFPIB(-1)	-0.040385	0.265945	-0.151855	0.8797
LOGDIFPROFIT(-1)	0.017614	0.154023	0.114362	0.9092
LOGDIFRENT(-1)	0.007651	0.057230	0.133695	0.8940
LOGDIFRENT(-2)	0.009996	0.053983	0.185165	0.8535
OUT1913	0.002536	0.098042	0.025868	0.9794
OUT1914	-0.011033	0.099525	-0.110858	0.9120
OUT1931	-0.002762	0.099521	-0.027750	0.9779
OUT1958	-0.009307	0.099163	-0.093858	0.9254
OUT1959	-0.015321	0.105816	-0.144788	0.8852
OUT1969	0.002163	0.097647	0.022146	0.9824
OUT1983	-0.008080	0.102665	-0.078701	0.9375
OUT1991	-0.000109	0.096888	-0.001124	0.9991
OUT1999	0.005138	0.097102	0.052918	0.9579
OUT2002	-0.007487	0.099519	-0.075236	0.9402
OUT2009	-0.003873	0.098935	-0.039151	0.9689
C	0.001841	0.011963	0.153854	0.8781

RESID(-1)	0.130748	0.144444	0.905177	0.3679
RESID(-2)	-0.075590	0.143276	-0.527585	0.5992
R-squared	0.011734	Mean dependent var		4.71E-18
Adjusted R-squared	-0.220799	S.D. dependent var		0.086799
S.E. of regression	0.095904	Akaike info criterion		-1.675508
Sum squared resid	0.781787	Schwarz criterion		-1.147846
Log likelihood	109.8019	Hannan-Quinn criter.		-1.461644
F-statistic	0.050463	Durbin-Watson stat		1.975019
Prob(F-statistic)	1.000000			

Cuadro A46: Test de autocorrelación. Inversión. 1908 – 2017. ARDL Wage

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.735442	Prob. F(2,85)	0.4823
Obs*R-squared	1.803078	Prob. Chi-Square(2)	0.4059

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1912 2017

Included observations: 106

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFINV(-1)	0.065779	0.109790	0.599134	0.5507
LOGDIFINV(-2)	0.002378	0.101982	0.023319	0.9815
LOGDIFINV(-3)	-0.005433	0.073791	-0.073632	0.9415
LOGDIFPIB(-1)	0.027205	0.271434	0.100227	0.9204
LOGDIFPIB(-2)	-0.076747	0.277164	-0.276902	0.7825
LOGDIFWAGE(-1)	-0.005292	0.156636	-0.033784	0.9731
OUT1913	-0.000224	0.101585	-0.002201	0.9982
OUT1914	0.024737	0.105638	0.234165	0.8154
OUT1931	-0.010548	0.102638	-0.102768	0.9184
OUT1941	-0.008748	0.100654	-0.086907	0.9309
OUT1958	0.005305	0.101207	0.052418	0.9583
OUT1959	0.035764	0.109125	0.327738	0.7439
OUT1969	-0.024141	0.103151	-0.234037	0.8155

OUT1983	-0.005556	0.103828	-0.053515	0.9574
OUT1988	0.003634	0.100948	0.036002	0.9714
OUT1991	0.005559	0.099186	0.056044	0.9554
OUT1999	-0.001053	0.099030	-0.010631	0.9915
OUT2002	0.006274	0.101106	0.062056	0.9507
C	-0.000303	0.013140	-0.023059	0.9817
RESID(-1)	-0.171009	0.153040	-1.117417	0.2670
RESID(-2)	-0.080373	0.143540	-0.559934	0.5770
<hr/>				
R-squared	0.017010	Mean dependent var	3.40E-18	
Adjusted R-squared	-0.214282	S.D. dependent var	0.089049	
S.E. of regression	0.098127	Akaike info criterion	-1.629673	
Sum squared resid	0.818455	Schwarz criterion	-1.102010	
Log likelihood	107.3727	Hannan-Quinn criter.	-1.415808	
F-statistic	0.073544	Durbin-Watson stat	1.965048	
Prob(F-statistic)	1.000000			

Cuadro A47: Test de autocorrelación. Inversión. 1908 – 1967. ARDL

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.470502	Prob. F(2,39)	0.6282
Obs*R-squared	1.319352	Prob. Chi-Square(2)	0.5170

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1912 1967

Included observations: 56

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFINV(-1)	0.054995	0.123773	0.444325	0.6593
LOGDIFINV(-2)	-0.056070	0.133263	-0.420748	0.6762
LOGDIFINV(-3)	0.017159	0.093484	0.183546	0.8553
LOGDIFPIB(-1)	0.023122	0.282388	0.081879	0.9352
LOGDIFPROFIT(-1)	-0.044498	0.192409	-0.231269	0.8183
LOGDIFRENT(-1)	-0.009555	0.075328	-0.126838	0.8997
LOGDIFRENT(-2)	-0.007612	0.065447	-0.116306	0.9080

OUT1913	-0.000222	0.087126	-0.002544	0.9980
OUT1914	0.013837	0.090095	0.153580	0.8787
OUT1931	0.002105	0.091924	0.022898	0.9818
OUT1934	0.003997	0.088461	0.045181	0.9642
OUT1944	-0.001822	0.091803	-0.019849	0.9843
OUT1958	0.017951	0.090868	0.197550	0.8444
OUT1959	0.022151	0.103345	0.214335	0.8314
C	-0.002640	0.015249	-0.173127	0.8634
RESID(-1)	-0.185975	0.201420	-0.923315	0.3615
RESID(-2)	0.041673	0.198548	0.209887	0.8348
<hr/>				
R-squared	0.023560	Mean dependent var	-9.42E-18	
Adjusted R-squared	-0.377031	S.D. dependent var	0.071814	
S.E. of regression	0.084271	Akaike info criterion	-1.864199	
Sum squared resid	0.276964	Schwarz criterion	-1.249360	
Log likelihood	69.19756	Hannan-Quinn criter.	-1.625827	
F-statistic	0.058813	Durbin-Watson stat	1.996341	
Prob(F-statistic)	1.000000			

Cuadro A48: Test de autocorrelación. Inversión. 1908 – 1967. ARDL Wage

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.607680	Prob. F(2,42)	0.5493
Obs*R-squared	1.574907	Prob. Chi-Square(2)	0.4550

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1912 1967

Included observations: 56

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFINV(-1)	0.052766	0.143550	0.367580	0.7150
LOGDIFINV(-2)	-0.084257	0.144963	-0.581234	0.5642
LOGDIFINV(-3)	0.023795	0.101773	0.233807	0.8163
LOGDIFPIB(-1)	-0.037605	0.315081	-0.119351	0.9056
LOGDIFWAGE(-1)	0.078369	0.229457	0.341543	0.7344

OUT1914	-0.032824	0.109446	-0.299906	0.7657
OUT1931	0.029044	0.108835	0.266867	0.7909
OUT1934	-0.003162	0.102386	-0.030887	0.9755
OUT1944	-0.012420	0.106861	-0.116229	0.9080
OUT1958	0.028834	0.105664	0.272880	0.7863
OUT1959	-0.005907	0.124496	-0.047451	0.9624
C	0.000565	0.016418	0.034433	0.9727
RESID(-1)	-0.135168	0.222619	-0.607175	0.5470
RESID(-2)	0.183099	0.210543	0.869650	0.3894
<hr/>				
R-squared	0.028123	Mean dependent var	-8.05E-18	
Adjusted R-squared	-0.272696	S.D. dependent var	0.087076	
S.E. of regression	0.098234	Akaike info criterion	-1.590618	
Sum squared resid	0.405294	Schwarz criterion	-1.084280	
Log likelihood	58.53729	Hannan-Quinn criter.	-1.394311	
F-statistic	0.093489	Durbin-Watson stat	2.007512	
Prob(F-statistic)	0.999977			

Cuadro A49: Test de autocorrelación. Inversión. 1968 – 2017. ARDL

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.350438	Prob. F(2,33)	0.7070
Obs*R-squared	1.039848	Prob. Chi-Square(2)	0.5946

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFINV(-1)	0.020074	0.135704	0.147928	0.8833
LOGDIFPIB(-1)	-0.035327	0.420827	-0.083947	0.9336
LOGDIFPROFIT(-1)	0.041941	0.290326	0.144461	0.8860
LOGDIFPROFIT(-2)	-0.054245	0.287130	-0.188923	0.8513
LOGDIFPROFIT(-3)	0.007304	0.269297	0.027122	0.9785
LOGDIFRENT(-1)	-0.004385	0.077365	-0.056674	0.9551

LOGDIFRENT(-2)	0.002334	0.068759	0.033946	0.9731
LOGDIFRENT(-3)	-0.003705	0.068518	-0.054077	0.9572
LOGDIFRENT(-4)	0.000940	0.065753	0.014293	0.9887
OUT1981	-0.018977	0.088145	-0.215294	0.8309
OUT1991	-0.007998	0.085891	-0.093120	0.9264
OUT1994	-0.018029	0.089981	-0.200366	0.8424
OUT1999	-0.001892	0.086816	-0.021796	0.9827
OUT2003	-0.017892	0.096615	-0.185193	0.8542
C	0.001564	0.015079	0.103728	0.9180
RESID(-1)	-0.101604	0.229909	-0.441931	0.6614
RESID(-2)	0.134228	0.203019	0.661162	0.5131
<hr/>				
R-squared	0.020797	Mean dependent var	3.64E-17	
Adjusted R-squared	-0.453968	S.D. dependent var	0.066403	
S.E. of regression	0.080069	Akaike info criterion	-1.947376	
Sum squared resid	0.211564	Schwarz criterion	-1.297288	
Log likelihood	65.68439	Hannan-Quinn criter.	-1.699819	
F-statistic	0.043805	Durbin-Watson stat	1.944891	
Prob(F-statistic)	1.000000			

Cuadro A50: Test de autocorrelación. Inversión. 1968 – 2017. ARDL Wage

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.969109	Prob. F(2,35)	0.3894
Obs*R-squared	2.623594	Prob. Chi-Square(2)	0.2693

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFINV(-1)	0.077780	0.170076	0.457324	0.6503
LOGDIFPIB(-1)	-0.048140	0.482472	-0.099778	0.9211
LOGDIFWAGE(-1)	-0.105465	0.281839	-0.374204	0.7105
LOGDIFWAGE(-2)	0.056470	0.245661	0.229868	0.8195

LOGDIFWAGE(-3)	-0.056431	0.247834	-0.227699	0.8212
LOGDIFWAGE(-4)	0.026508	0.235204	0.112700	0.9109
LOGDIFWAGE(-5)	-0.036099	0.220633	-0.163614	0.8710
OUT1982	-0.040565	0.104894	-0.386728	0.7013
OUT1986	0.026037	0.109154	0.238537	0.8129
OUT1991	-0.008460	0.093240	-0.090731	0.9282
OUT1999	-0.014218	0.094920	-0.149792	0.8818
OUT2003	-0.041554	0.103742	-0.400555	0.6912
C	0.000423	0.016531	0.025577	0.9797
RESID(-1)	-0.293060	0.255970	-1.144902	0.2600
RESID(-2)	0.043210	0.199993	0.216056	0.8302
<hr/>				
R-squared	0.052472	Mean dependent var	1.50E-17	
Adjusted R-squared	-0.326539	S.D. dependent var	0.076109	
S.E. of regression	0.087659	Akaike info criterion	-1.787402	
Sum squared resid	0.268943	Schwarz criterion	-1.213795	
Log likelihood	59.68504	Hannan-Quinn criter.	-1.568969	
F-statistic	0.138444	Durbin-Watson stat	1.848522	
Prob(F-statistic)	0.999852			

Cuadro A51: Test de autocorrelación. Inversión. 1908 – 1967. OLS

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.813239	Prob. F(2,41)	0.4504
Obs*R-squared	2.136765	Prob. Chi-Square(2)	0.3436

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1912 1967

Included observations: 56

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFINV(-1)	0.027115	0.076370	0.355051	0.7244
LOGDIFINV(-3)	-0.009457	0.066746	-0.141693	0.8880
LOGDIFPROFIT(-1)	-0.040316	0.175859	-0.229251	0.8198
LOGDIFRENT(-1)	-0.012730	0.071074	-0.179113	0.8587

LOGDIFRENT(-2)	0.005265	0.057490	0.091579	0.9275
C	-0.001316	0.012625	-0.104236	0.9175
OUT1913	0.001201	0.083447	0.014391	0.9886
OUT1914	0.005352	0.085910	0.062297	0.9506
OUT1931	0.007776	0.088756	0.087615	0.9306
OUT1934	0.006079	0.086460	0.070315	0.9443
OUT1944	-0.013125	0.089558	-0.146550	0.8842
OUT1958	0.030865	0.088893	0.347217	0.7302
OUT1959	0.001412	0.096587	0.014623	0.9884
RESID(-1)	-0.197082	0.183934	-1.071484	0.2902
RESID(-2)	0.073771	0.180528	0.408640	0.6849
<hr/>				
R-squared	0.038157	Mean dependent var	-6.20E-18	
Adjusted R-squared	-0.290278	S.D. dependent var	0.072604	
S.E. of regression	0.082471	Akaike info criterion	-1.928811	
Sum squared resid	0.278859	Schwarz criterion	-1.386306	
Log likelihood	69.00670	Hannan-Quinn criter.	-1.718483	
F-statistic	0.116177	Durbin-Watson stat	1.999484	
Prob(F-statistic)	0.999953			

Cuadro A52: Test de autocorrelación. Inversión. 1908 – 1967. OLS Wage

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.395511	Prob. F(2,44)	0.6757
Obs*R-squared	0.988975	Prob. Chi-Square(2)	0.6099

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1912 1967

Included observations: 56

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFINV(-1)	-0.013822	0.097430	-0.141862	0.8878
LOGDIFINV(-3)	-0.008252	0.081464	-0.101296	0.9198
LOGDIFWAGE(-1)	0.047091	0.210387	0.223829	0.8239
C	0.000513	0.014106	0.036358	0.9712

OUT1914	-0.023412	0.106720	-0.219380	0.8274
OUT1931	0.020259	0.105652	0.191751	0.8488
OUT1934	-0.000138	0.100979	-0.001365	0.9989
OUT1944	-0.015309	0.106209	-0.144142	0.8860
OUT1958	0.026797	0.104001	0.257661	0.7979
OUT1959	-0.033236	0.115822	-0.286958	0.7755
RESID(-1)	-0.057993	0.195814	-0.296165	0.7685
RESID(-2)	0.142720	0.189209	0.754295	0.4547
<hr/>				
R-squared	0.017660	Mean dependent var	-1.14E-17	
Adjusted R-squared	-0.227925	S.D. dependent var	0.087668	
S.E. of regression	0.097147	Akaike info criterion	-1.637778	
Sum squared resid	0.415250	Schwarz criterion	-1.203774	
Log likelihood	57.85778	Hannan-Quinn criter.	-1.469516	
F-statistic	0.071911	Durbin-Watson stat	2.014490	
Prob(F-statistic)	0.999976			

Cuadro A53: Test de autocorrelación. Inversión. 1968 – 2017. OLS

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.590922	Prob. F(2,39)	0.5587
Obs*R-squared	1.470619	Prob. Chi-Square(2)	0.4794

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFPIB(-1)	0.127746	0.329354	0.387867	0.7002
LOGDIFPROFIT(-3)	-0.003489	0.272604	-0.012799	0.9899
LOGDIFRENT(-1)	0.001728	0.075917	0.022761	0.9820
C	-0.001304	0.015188	-0.085878	0.9320
OUT1981	-0.020317	0.088192	-0.230368	0.8190
OUT1991	-0.029450	0.089187	-0.330202	0.7430
OUT1994	-0.006277	0.091591	-0.068528	0.9457

OUT1999	-0.021090	0.090616	-0.232736	0.8172
OUT2003	-0.010825	0.092859	-0.116574	0.9078
RESID(-1)	-0.204503	0.196764	-1.039332	0.3051
RESID(-2)	0.017445	0.188676	0.092462	0.9268
<hr/>				
R-squared	0.029412	Mean dependent var		-1.67E-18
Adjusted R-squared	-0.219456	S.D. dependent var		0.075226
S.E. of regression	0.083071	Akaike info criterion		-1.946700
Sum squared resid	0.269132	Schwarz criterion		-1.526055
Log likelihood	59.66750	Hannan-Quinn criter.		-1.786516
F-statistic	0.118184	Durbin-Watson stat		1.913817
Prob(F-statistic)	0.999472			

Cuadro A54: Test de autocorrelación. Inversión. 1968 – 2017. OLS Wage

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.892536	Prob. F(2,39)	0.4178
Obs*R-squared	2.188390	Prob. Chi-Square(2)	0.3348

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIFPIB(-1)	0.048240	0.342912	0.140678	0.8888
LOGDIFWAGE(-3)	0.021560	0.229774	0.093833	0.9257
LOGDIFWAGE(-5)	0.029465	0.207676	0.141878	0.8879
C	0.000605	0.015957	0.037885	0.9700
OUT1982	-0.022480	0.101501	-0.221477	0.8259
OUT1986	-0.008253	0.088663	-0.093080	0.9263
OUT1991	-0.016918	0.089335	-0.189379	0.8508
OUT1999	-0.007320	0.092380	-0.079238	0.9372
OUT2003	-0.023541	0.095690	-0.246017	0.8070
RESID(-1)	-0.181293	0.207499	-0.873707	0.3876
RESID(-2)	0.122210	0.179186	0.682030	0.4993

R-squared	0.043768	Mean dependent var	-4.44E-18
Adjusted R-squared	-0.201420	S.D. dependent var	0.078687
S.E. of regression	0.086248	Akaike info criterion	-1.871635
Sum squared resid	0.290112	Schwarz criterion	-1.450990
Log likelihood	57.79088	Hannan-Quinn criter.	-1.711451
F-statistic	0.178507	Durbin-Watson stat	1.924768
Prob(F-statistic)	0.996920		

Cuadro A55: Test de autocorrelación. Exportaciones. 1908 – 2017. ARDL

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.202941	Prob. F(2,75)	0.8168
Obs*R-squared	0.549028	Prob. Chi-Square(2)	0.7599

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1916 2017

Included observations: 102

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_X(-1)	-0.016524	0.105857	-0.156094	0.8764
LOGDIF_PIBRM2	-0.001162	0.158887	-0.007311	0.9942
LOGDIF_TCR	-0.004099	0.037964	-0.107970	0.9143
LOGDIFPROFIT(-1)	-0.005568	0.112156	-0.049647	0.9605
LOGDIFPROFIT(-2)	0.001529	0.098925	0.015461	0.9877
LOGDIFPROFIT(-3)	-0.003112	0.101637	-0.030614	0.9757
LOGDIFPROFIT(-4)	-0.008678	0.106778	-0.081271	0.9354
LOGDIFPROFIT(-5)	0.001266	0.102358	0.012373	0.9902
LOGDIFPROFIT(-6)	0.001751	0.099145	0.017659	0.9860
LOGDIFPROFIT(-7)	-0.003873	0.102420	-0.037812	0.9699
LOGDIFRENT(-1)	-0.004014	0.037449	-0.107188	0.9149
OUT1932	0.002055	0.068153	0.030149	0.9760
OUT1933	-0.006315	0.068488	-0.092206	0.9268
OUT1941	-0.001325	0.066717	-0.019863	0.9842
OUT1944	0.001398	0.066583	0.020994	0.9833
OUT1956	0.001963	0.063616	0.030863	0.9755

OUT1957	-0.001234	0.066685	-0.018504	0.9853
OUT1958	-0.007733	0.078798	-0.098136	0.9221
OUT1965	0.001335	0.075009	0.017799	0.9858
OUT1974	-0.006730	0.064914	-0.103671	0.9177
OUT1975	0.000975	0.066591	0.014638	0.9884
OUT1976	0.003092	0.066274	0.046652	0.9629
OUT2004	-0.006986	0.065749	-0.106256	0.9157
OUT2005	0.012202	0.067719	0.180191	0.8575
C	0.000586	0.010346	0.056660	0.9550
RESID(-1)	0.021795	0.160408	0.135872	0.8923
RESID(-2)	-0.082622	0.129848	-0.636298	0.5265
<hr/>				
R-squared	0.005383	Mean dependent var	1.44E-17	
Adjusted R-squared	-0.339418	S.D. dependent var	0.053080	
S.E. of regression	0.061431	Akaike info criterion	-2.519873	
Sum squared resid	0.283034	Schwarz criterion	-1.825027	
Log likelihood	155.5135	Hannan-Quinn criter.	-2.238506	
F-statistic	0.015611	Durbin-Watson stat	1.976285	
Prob(F-statistic)	1.000000			

Cuadro A56: Test de autocorrelación. Exportaciones. 1908 – 2017. ARDL Wage

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.043748	Prob. F(2,85)	0.9572
Obs*R-squared	0.109000	Prob. Chi-Square(2)	0.9470

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1912 2017

Included observations: 106

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_X(-1)	0.015478	0.103702	0.149253	0.8817
LOGDIF_PIBRM2	-0.001464	0.198590	-0.007370	0.9941
LOGDIF_PIBRM2(-1)	-0.003415	0.219380	-0.015568	0.9876
LOGDIF_TCR	-0.002498	0.045402	-0.055018	0.9563

LOGDIFWAGE(-1)	0.003281	0.119286	0.027503	0.9781
LOGDIFWAGE(-2)	0.001908	0.119822	0.015928	0.9873
LOGDIFWAGE(-3)	0.003729	0.118872	0.031368	0.9750
OUT1914	0.000239	0.080924	0.002954	0.9977
OUT1915	0.000997	0.083141	0.011990	0.9905
OUT1932	-0.002792	0.081990	-0.034050	0.9729
OUT1941	-0.000898	0.078064	-0.011508	0.9908
OUT1944	-0.002374	0.079286	-0.029946	0.9762
OUT1956	-0.001783	0.077009	-0.023155	0.9816
OUT1957	-0.005379	0.080023	-0.067218	0.9466
OUT1972	-0.001306	0.083015	-0.015737	0.9875
OUT1975	0.002417	0.078237	0.030887	0.9754
OUT1976	-0.000516	0.080128	-0.006438	0.9949
OUT2004	-0.000880	0.079024	-0.011136	0.9911
C	-0.000173	0.013166	-0.013160	0.9895
RESID(-1)	-0.038851	0.157062	-0.247359	0.8052
RESID(-2)	-0.017047	0.116718	-0.146056	0.8842
<hr/>				
R-squared	0.001028	Mean dependent var	1.32E-17	
Adjusted R-squared	-0.234024	S.D. dependent var	0.067591	
S.E. of regression	0.075085	Akaike info criterion	-2.164956	
Sum squared resid	0.479208	Schwarz criterion	-1.637293	
Log likelihood	135.7427	Hannan-Quinn criter.	-1.951091	
F-statistic	0.004375	Durbin-Watson stat	1.978528	
Prob(F-statistic)	1.000000			

Cuadro A57: Test de autocorrelación. Exportaciones. 1908 – 1967. ARDL

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.351642	Prob. F(2,34)	0.7061
Obs*R-squared	1.134877	Prob. Chi-Square(2)	0.5670

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1912 1967

Included observations: 56

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_X(-1)	0.017829	0.108333	0.164572	0.8703
LOGDIF_PIBRM	-0.043967	0.364388	-0.120660	0.9047
LOGDIF_PIBRM(-1)	0.003574	0.382434	0.009345	0.9926
LOGDIF_PIBRM(-2)	-0.021276	0.366725	-0.058015	0.9541
LOGDIF_PIBRM(-3)	-0.015500	0.290694	-0.053321	0.9578
LOGDIF_TCR	-0.001658	0.053684	-0.030883	0.9755
LOGDIF_TCR(-1)	-0.006662	0.056824	-0.117247	0.9074
LOGDIF_TCR(-2)	-0.005254	0.060085	-0.087447	0.9308
LOGDIFPROFIT(-1)	-0.005596	0.165985	-0.033711	0.9733
LOGDIFPROFIT(-2)	0.007268	0.142578	0.050976	0.9596
LOGDIFPROFIT(-3)	0.001979	0.148287	0.013342	0.9894
LOGDIFRENT(-1)	-0.002369	0.061621	-0.038441	0.9696
LOGDIFRENT(-2)	0.000854	0.061305	0.013925	0.9890
LOGDIFRENT(-3)	0.000698	0.058991	0.011833	0.9906
OUT1914	0.005141	0.078915	0.065140	0.9484
OUT1918	-0.001620	0.077083	-0.021021	0.9834
OUT1922	0.000826	0.074559	0.011072	0.9912
OUT1926	-0.008217	0.073916	-0.111165	0.9121
OUT1957	0.012502	0.075349	0.165926	0.8692
C	0.002962	0.021985	0.134742	0.8936
RESID(-1)	-0.148461	0.209041	-0.710200	0.4824
RESID(-2)	-0.077673	0.208708	-0.372161	0.7121
R-squared	0.020266	Mean dependent var		1.98E-18
Adjusted R-squared	-0.584864	S.D. dependent var		0.052277
S.E. of regression	0.065813	Akaike info criterion		-2.317282
Sum squared resid	0.147265	Schwarz criterion		-1.521608
Log likelihood	86.88389	Hannan-Quinn criter.		-2.008801
F-statistic	0.033490	Durbin-Watson stat		1.907845
Prob(F-statistic)	1.000000			

Cuadro A58: Test de autocorrelación. Exportaciones. 1908 – 1967. ARDL Wage

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.124370	Prob. F(2,33)	0.3370
Obs*R-squared	3.508797	Prob. Chi-Square(2)	0.1730

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1913 1967

Included observations: 55

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_X(-1)	-0.023391	0.073160	-0.319726	0.7512
LOGDIF_PIBRM	0.074673	0.257464	0.290034	0.7736
LOGDIF_PIBRM(-1)	-0.107568	0.268550	-0.400552	0.6913
LOGDIF_PIBRM(-2)	0.041213	0.264462	0.155839	0.8771
LOGDIF_PIBRM(-3)	0.007118	0.216585	0.032866	0.9740
LOGDIF_TCR	-0.002468	0.038931	-0.063389	0.9498
LOGDIF_TCR(-1)	0.000904	0.039689	0.022766	0.9820
LOGDIF_TCR(-2)	-0.010487	0.042285	-0.248017	0.8057
LOGDIFWAGE(-1)	-0.061410	0.125128	-0.490778	0.6268
LOGDIFWAGE(-2)	-0.023162	0.109825	-0.210897	0.8343
LOGDIFWAGE(-3)	-0.008548	0.104987	-0.081419	0.9356
LOGDIFWAGE(-4)	-0.014984	0.118416	-0.126533	0.9001
OUT1914	0.008591	0.056872	0.151061	0.8808
OUT1918	-0.017714	0.055473	-0.319332	0.7515
OUT1922	0.028911	0.059230	0.488109	0.6287
OUT1926	0.006483	0.052722	0.122964	0.9029
OUT1956	0.010277	0.050951	0.201698	0.8414
OUT1957	1.58E-05	0.051638	0.000307	0.9998
OUT1961	-0.004936	0.054700	-0.090246	0.9286
C	0.000547	0.015704	0.034849	0.9724
RESID(-1)	0.014843	0.200726	0.073948	0.9415
RESID(-2)	-0.316903	0.212558	-1.490897	0.1455
R-squared	0.063796	Mean dependent var	-1.19E-17	
Adjusted R-squared	-0.531970	S.D. dependent var	0.038777	
S.E. of regression	0.047996	Akaike info criterion	-2.946239	
Sum squared resid	0.076018	Schwarz criterion	-2.143306	
Log likelihood	103.0216	Hannan-Quinn criter.	-2.635738	
F-statistic	0.107083	Durbin-Watson stat	1.889889	
Prob(F-statistic)	0.999999			

Cuadro A59: Test de autocorrelación. Exportaciones. 1968 – 2017. ARDL

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.338064	Prob. F(2,25)	0.7164
Obs*R-squared	1.316648	Prob. Chi-Square(2)	0.5177

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_X(-1)	0.062598	0.151042	0.414440	0.6821
LOGDIF_X(-2)	-0.038959	0.127902	-0.304602	0.7632
LOGDIF_PIBRM2	-0.030745	0.164437	-0.186971	0.8532
LOGDIF_TCR	0.009501	0.065027	0.146109	0.8850
LOGDIF_TCR(-1)	-0.001059	0.056801	-0.018638	0.9853
LOGDIF_TCR(-2)	-0.002508	0.055807	-0.044941	0.9645
LOGDIF_TCR(-3)	0.007264	0.069092	0.105142	0.9171
LOGDIF_TCR(-4)	-0.000713	0.047175	-0.015103	0.9881
LOGDIFPROFIT(-1)	0.073720	0.258317	0.285385	0.7777
LOGDIFPROFIT(-2)	-0.049280	0.235213	-0.209512	0.8357
LOGDIFPROFIT(-3)	-0.039798	0.199255	-0.199735	0.8433
LOGDIFPROFIT(-4)	0.032291	0.167705	0.192546	0.8489
LOGDIFPROFIT(-5)	-0.019466	0.161216	-0.120743	0.9049
LOGDIFRENT(-1)	0.000338	0.063874	0.005299	0.9958
LOGDIFRENT(-2)	-0.002419	0.060594	-0.039917	0.9685
LOGDIFRENT(-3)	-0.003341	0.061024	-0.054751	0.9568
OUT1975	-0.005862	0.084492	-0.069384	0.9452
OUT1983	-0.012350	0.072197	-0.171064	0.8656
OUT1987	-0.010459	0.069698	-0.150060	0.8819
OUT1995	-0.003940	0.065928	-0.059760	0.9528
OUT2003	-0.009103	0.069137	-0.131663	0.8963
OUT2004	-0.001007	0.064603	-0.015594	0.9877
C	0.001124	0.014758	0.076164	0.9399
RESID(-1)	-0.199588	0.274539	-0.726992	0.4740
RESID(-2)	0.095708	0.263779	0.362835	0.7198

R-squared	0.026333	Mean dependent var	-1.08E-17
Adjusted R-squared	-0.908387	S.D. dependent var	0.036845
S.E. of regression	0.050900	Akaike info criterion	-2.811062
Sum squared resid	0.064770	Schwarz criterion	-1.855050
Log likelihood	95.27654	Hannan-Quinn criter.	-2.447007
F-statistic	0.028172	Durbin-Watson stat	1.983643
Prob(F-statistic)	1.000000		

Cuadro A60: Test de autocorrelación. Exportaciones. 1968 – 2017. ARDL Wage

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.608783	Prob. F(2,25)	0.5519
Obs*R-squared	2.322042	Prob. Chi-Square(2)	0.3132

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_X(-1)	0.065321	0.121700	0.536742	0.5962
LOGDIF_PIBRM2	-0.019948	0.141772	-0.140703	0.8892
LOGDIF_PIBRM2(-1)	-0.002263	0.160814	-0.014072	0.9889
LOGDIF_TCR	0.006254	0.046703	0.133916	0.8945
LOGDIF_TCR(-1)	-0.004754	0.044691	-0.106369	0.9161
LOGDIF_TCR(-2)	0.003577	0.045302	0.078949	0.9377
LOGDIF_TCR(-3)	0.030705	0.058400	0.525766	0.6037
LOGDIF_TCR(-4)	0.011336	0.039821	0.284668	0.7782
LOGDIFWAGE(-1)	-0.105562	0.187471	-0.563081	0.5784
LOGDIFWAGE(-2)	0.099465	0.187154	0.531462	0.5998
LOGDIFWAGE(-3)	0.021600	0.128079	0.168645	0.8674
LOGDIFWAGE(-4)	-0.002095	0.120395	-0.017404	0.9863
LOGDIFWAGE(-5)	0.005034	0.120757	0.041687	0.9671
OUT1975	-0.033273	0.076742	-0.433570	0.6683
OUT1983	0.000412	0.054225	0.007604	0.9940
OUT1987	-0.041700	0.067178	-0.620740	0.5404

OUT1991	-0.001461	0.051234	-0.028525	0.9775
OUT1997	0.022839	0.059035	0.386877	0.7021
OUT2001	0.008950	0.046537	0.192318	0.8490
OUT2003	-0.012237	0.052482	-0.233165	0.8175
OUT2004	0.002220	0.049775	0.044603	0.9648
OUT2008	-0.012703	0.052335	-0.242722	0.8102
C	-0.000190	0.012640	-0.015052	0.9881
RESID(-1)	-0.325841	0.312995	-1.041041	0.3078
RESID(-2)	0.103129	0.279562	0.368894	0.7153
<hr/>				
R-squared	0.046441	Mean dependent var	-1.27E-18	
Adjusted R-squared	-0.868976	S.D. dependent var	0.031410	
S.E. of regression	0.042940	Akaike info criterion	-3.151154	
Sum squared resid	0.046097	Schwarz criterion	-2.195142	
Log likelihood	103.7788	Hannan-Quinn criter.	-2.787099	
F-statistic	0.050732	Durbin-Watson stat	1.903246	
Prob(F-statistic)	1.000000			

Cuadro A61: Test de autocorrelación. Exportaciones. 1908 – 1967. OLS

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.525461	Prob. F(2,39)	0.5954
Obs*R-squared	1.469421	Prob. Chi-Square(2)	0.4796

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1912 1967

Included observations: 56

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_X(-1)	-0.060431	0.099365	-0.608167	0.5466
LOGDIF_PIBRM	0.020686	0.306998	0.067381	0.9466
LOGDIF_PIBRM(-1)	-0.000923	0.268048	-0.003443	0.9973
LOGDIF_PIBRM(-3)	0.076419	0.260460	0.293401	0.7708
LOGDIF_TCR	0.004581	0.048963	0.093567	0.9259
LOGDIF_TCR(-1)	0.014310	0.051318	0.278854	0.7818

LOGDIF_TCR(-2)	-0.001161	0.047650	-0.024372	0.9807
LOGDIFPROFIT(-3)	-0.016895	0.107309	-0.157441	0.8757
C	-0.003773	0.019871	-0.189885	0.8504
OUT1914	0.019730	0.073107	0.269882	0.7887
OUT1918	-0.001784	0.066267	-0.026926	0.9787
OUT1922	0.012246	0.066407	0.184406	0.8547
OUT1926	0.022542	0.067262	0.335140	0.7393
OUT1957	-0.012677	0.069042	-0.183615	0.8553
OUT1961	0.010412	0.068392	0.152241	0.8798
RESID(-1)	0.133198	0.219762	0.606101	0.5480
RESID(-2)	-0.205267	0.210664	-0.974381	0.3359
<hr/>				
R-squared	0.026240	Mean dependent var	1.54E-17	
Adjusted R-squared	-0.373252	S.D. dependent var	0.052022	
S.E. of regression	0.060962	Akaike info criterion	-2.511780	
Sum squared resid	0.144938	Schwarz criterion	-1.896941	
Log likelihood	87.32985	Hannan-Quinn criter.	-2.273409	
F-statistic	0.065683	Durbin-Watson stat	1.811899	
Prob(F-statistic)	1.000000			

Cuadro A62: Test de autocorrelación. Exportaciones. 1908 – 1967. OLS Wage

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.911163	Prob. F(2,39)	0.4104
Obs*R-squared	2.499864	Prob. Chi-Square(2)	0.2865

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1912 1967

Included observations: 56

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_X(-1)	-0.028896	0.074422	-0.388277	0.6999
LOGDIF_PIBRM(-1)	-0.051381	0.218578	-0.235068	0.8154
LOGDIF_PIBRM(-3)	0.024196	0.206467	0.117191	0.9073
LOGDIF_TCR	-0.002430	0.037655	-0.064539	0.9489

LOGDIF_TCR(-1)	0.007980	0.040449	0.197284	0.8446
LOGDIF_TCR(-2)	-0.004663	0.038601	-0.120796	0.9045
LOGDIFWAGE(-3)	0.006104	0.099613	0.061277	0.9515
C	0.000766	0.013898	0.055104	0.9563
OUT1914	0.028625	0.057778	0.495437	0.6231
OUT1918	-0.009339	0.055245	-0.169054	0.8666
OUT1922	0.012817	0.054505	0.235161	0.8153
OUT1926	0.009397	0.053250	0.176463	0.8608
OUT1956	0.008909	0.053279	0.167210	0.8681
OUT1957	-0.002327	0.054690	-0.042554	0.9663
OUT1961	0.002522	0.055495	0.045452	0.9640
RESID(-1)	0.074935	0.190316	0.393740	0.6959
RESID(-2)	-0.259127	0.196005	-1.322042	0.1939
<hr/>				
R-squared	0.044640	Mean dependent var	8.30E-18	
Adjusted R-squared	-0.347302	S.D. dependent var	0.044082	
S.E. of regression	0.051168	Akaike info criterion	-2.862069	
Sum squared resid	0.102107	Schwarz criterion	-2.247230	
Log likelihood	97.13794	Hannan-Quinn criter.	-2.623698	
F-statistic	0.113895	Durbin-Watson stat	1.742591	
Prob(F-statistic)	0.999986			

Cuadro A63: Test de autocorrelación. Exportaciones. 1968 – 2017. OLS

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.549916	Prob. F(2,31)	0.5825
Obs*R-squared	1.713142	Prob. Chi-Square(2)	0.4246

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_X(-1)	0.018661	0.116776	0.159803	0.8741
LOGDIF_TCR	-0.005848	0.048037	-0.121736	0.9039

LOGDIF_TCR(-4)	0.005119	0.036108	0.141776	0.8882
LOGDIFPROFIT(-3)	0.006359	0.154497	0.041157	0.9674
LOGDIFPROFIT(-4)	-0.004687	0.126260	-0.037125	0.9706
LOGDIFPROFIT(-5)	-0.016081	0.134214	-0.119815	0.9054
LOGDIFRENT(-3)	0.004435	0.045786	0.096857	0.9235
C	-0.001575	0.009189	-0.171400	0.8650
OUT1974	0.000512	0.047571	0.010765	0.9915
OUT1975	0.005471	0.054302	0.100759	0.9204
OUT1982	0.014290	0.049358	0.289508	0.7741
OUT1983	0.002038	0.054812	0.037174	0.9706
OUT1987	-0.003193	0.050826	-0.062817	0.9503
OUT1991	-0.007455	0.046950	-0.158787	0.8749
OUT1995	0.000743	0.051547	0.014422	0.9886
OUT2003	0.014459	0.051510	0.280696	0.7808
OUT2004	0.003839	0.046052	0.083354	0.9341
RESID(-1)	-0.114255	0.222984	-0.512388	0.6120
RESID(-2)	0.179252	0.222372	0.806089	0.4263
<hr/>				
R-squared	0.034263	Mean dependent var	-8.47E-18	
Adjusted R-squared	-0.526488	S.D. dependent var	0.035472	
S.E. of regression	0.043826	Akaike info criterion	-3.135214	
Sum squared resid	0.059542	Schwarz criterion	-2.408646	
Log likelihood	97.38036	Hannan-Quinn criter.	-2.858533	
F-statistic	0.061102	Durbin-Watson stat	2.028831	
Prob(F-statistic)	1.000000			

Cuadro A64: Test de autocorrelación. Exportaciones. 1968 – 2017. OLS Wage

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.199349	Prob. F(2,29)	0.8204
Obs*R-squared	0.678088	Prob. Chi-Square(2)	0.7125

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_X(-1)	0.023189	0.111179	0.208572	0.8362
LOGDIF_TCR	-0.000627	0.041442	-0.015120	0.9880
LOGDIF_TCR(-2)	0.002778	0.043455	0.063925	0.9495
LOGDIF_TCR(-4)	0.001740	0.034959	0.049760	0.9607
LOGDIFWAGE(-1)	-0.023773	0.134348	-0.176950	0.8608
LOGDIFWAGE(-2)	0.042862	0.164737	0.260186	0.7966
LOGDIFWAGE(-3)	0.003848	0.122768	0.031341	0.9752
LOGDIFWAGE(-4)	-0.010837	0.114858	-0.094347	0.9255
LOGDIFWAGE(-5)	0.011027	0.113853	0.096857	0.9235
C	-0.001115	0.008590	-0.129817	0.8976
OUT1975	-0.001454	0.052863	-0.027497	0.9783
OUT1983	-0.003317	0.050446	-0.065749	0.9480
OUT1987	-0.014403	0.056592	-0.254499	0.8009
OUT1991	-0.000439	0.047652	-0.009215	0.9927
OUT1997	0.014874	0.056527	0.263128	0.7943
OUT2001	0.006319	0.045745	0.138146	0.8911
OUT2003	-0.002096	0.048073	-0.043590	0.9655
OUT2004	0.002461	0.047343	0.051975	0.9589
OUT2008	-0.004158	0.049125	-0.084640	0.9331
RESID(-1)	-0.144755	0.264736	-0.546790	0.5887
RESID(-2)	0.088422	0.245431	0.360270	0.7213
R-squared	0.013562	Mean dependent var		-7.91E-18
Adjusted R-squared	-0.666740	S.D. dependent var		0.032855
S.E. of regression	0.042417	Akaike info criterion		-3.187259
Sum squared resid	0.052177	Schwarz criterion		-2.384210
Log likelihood	100.6815	Hannan-Quinn criter.		-2.881453
F-statistic	0.019935	Durbin-Watson stat		1.899399
Prob(F-statistic)	1.000000			

Cuadro A65: Test de autocorrelación. Importaciones. 1908 – 2017. ARDL

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.296769	Prob. F(2,80)	0.7440
Obs*R-squared	0.773281	Prob. Chi-Square(2)	0.6793

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1913 2017

Included observations: 105

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_M(-1)	-0.027684	0.087196	-0.317490	0.7517
LOGDIF_M(-2)	-0.026462	0.076121	-0.347628	0.7290
LOGDIF_M(-3)	0.008497	0.058315	0.145703	0.8845
LOGDIF_M(-4)	-0.000354	0.055588	-0.006375	0.9949
LOGDIFPIB	0.002345	0.152283	0.015397	0.9878
LOGDIFPIB(-1)	0.048525	0.193447	0.250844	0.8026
LOGDIF_TCR	0.002127	0.039132	0.054366	0.9568
LOGDIF_TCR(-1)	0.000186	0.044838	0.004139	0.9967
LOGDIFPROFIT(-1)	-0.021007	0.127198	-0.165155	0.8692
LOGDIFRENT(-1)	-0.007032	0.044321	-0.158658	0.8743
OUT1917	-0.010364	0.075456	-0.137347	0.8911
OUT1918	-0.000580	0.079796	-0.007267	0.9942
OUT1921	0.015474	0.076787	0.201522	0.8408
OUT1946	0.005658	0.075015	0.075424	0.9401
OUT1957	0.003907	0.071759	0.054450	0.9567
OUT1958	0.004780	0.073892	0.064695	0.9486
OUT1960	-0.017229	0.086503	-0.199176	0.8426
OUT1970	-0.006608	0.073084	-0.090418	0.9282
OUT1986	-0.000930	0.076153	-0.012213	0.9903
OUT1991	-0.007400	0.071983	-0.102806	0.9184
OUT1992	-0.006149	0.073986	-0.083105	0.9340
OUT2004	-0.003827	0.074765	-0.051187	0.9593
C	-0.000130	0.009371	-0.013896	0.9889
RESID(-1)	0.092470	0.149476	0.618628	0.5379
RESID(-2)	0.069449	0.146484	0.474103	0.6367
R-squared	0.007365	Mean dependent var	-2.87E-18	
Adjusted R-squared	-0.290426	S.D. dependent var	0.061717	
S.E. of regression	0.070108	Akaike info criterion	-2.273294	
Sum squared resid	0.393214	Schwarz criterion	-1.641399	
Log likelihood	144.3479	Hannan-Quinn criter.	-2.017237	
F-statistic	0.024731	Durbin-Watson stat	2.016973	
Prob(F-statistic)	1.000000			

Cuadro A66: Test de autocorrelación. Importaciones. 1908 – 2017. ARDL Wage

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.152591	Prob. F(2,79)	0.8587
Obs*R-squared	0.396365	Prob. Chi-Square(2)	0.8202

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1915 2017

Included observations: 103

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_M(-1)	-0.004323	0.089064	-0.048540	0.9614
LOGDIF_M(-2)	-0.033125	0.100834	-0.328513	0.7434
LOGDIFPIB	0.003039	0.165906	0.018315	0.9854
LOGDIFPIB(-1)	0.007533	0.196756	0.038285	0.9696
LOGDIFPIB(-2)	0.030906	0.196738	0.157093	0.8756
LOGDIFPIB(-3)	0.023129	0.174007	0.132921	0.8946
LOGDIFPIB(-4)	-0.005615	0.157851	-0.035570	0.9717
LOGDIFPIB(-5)	-0.003541	0.158062	-0.022400	0.9822
LOGDIFPIB(-6)	-0.000808	0.158503	-0.005099	0.9959
LOGDIF_TCR	0.003294	0.038830	0.084834	0.9326
LOGDIFWAGE(-1)	0.010555	0.126371	0.083526	0.9336
OUT1917	-0.000944	0.079937	-0.011812	0.9906
OUT1918	-0.000240	0.082462	-0.002906	0.9977
OUT1921	0.007895	0.080657	0.097884	0.9223
OUT1946	0.004926	0.079871	0.061669	0.9510
OUT1958	0.000112	0.076386	0.001471	0.9988
OUT1960	-0.011722	0.085383	-0.137289	0.8912
OUT1967	-0.005137	0.078298	-0.065603	0.9479
OUT1970	0.000924	0.074164	0.012458	0.9901
OUT1992	-0.006598	0.076680	-0.086044	0.9316
OUT2004	0.002824	0.075735	0.037287	0.9703
C	-0.000530	0.012096	-0.043806	0.9652
RESID(-1)	0.006084	0.151581	0.040136	0.9681

RESID(-2)	0.085308	0.154895	0.550746	0.5834
R-squared	0.003848	Mean dependent var		-5.63E-18
Adjusted R-squared	-0.286171	S.D. dependent var		0.062264
S.E. of regression	0.070613	Akaike info criterion		-2.262458
Sum squared resid	0.393913	Schwarz criterion		-1.648541
Log likelihood	140.5166	Hannan-Quinn criter.		-2.013801
F-statistic	0.013269	Durbin-Watson stat		2.014201
Prob(F-statistic)	1.000000			

Cuadro A67: Test de autocorrelación. Importaciones. 1908 – 1967. ARDL

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.985440	Prob. F(2,35)	0.3834
Obs*R-squared	2.931994	Prob. Chi-Square(2)	0.2308

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1913 1967

Included observations: 55

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_M(-1)	-0.064664	0.102451	-0.631178	0.5320
LOGDIF_M(-2)	-0.022806	0.109213	-0.208821	0.8358
LOGDIF_M(-3)	-0.006467	0.095514	-0.067709	0.9464
LOGDIF_M(-4)	0.002217	0.083508	0.026550	0.9790
LOGDIFPIB	0.001826	0.167720	0.010889	0.9914
LOGDIFPIB(-1)	0.040301	0.204144	0.197416	0.8446
LOGDIFPIB(-2)	0.072418	0.221296	0.327244	0.7454
LOGDIFPIB(-3)	-0.016874	0.206231	-0.081823	0.9353
LOGDIFPIB(-4)	-0.013131	0.186982	-0.070227	0.9444
LOGDIF_TCR	0.001867	0.051485	0.036253	0.9713
LOGDIF_TCR(-1)	-0.015108	0.055145	-0.273976	0.7857
LOGDIFPROFIT(-1)	-0.013700	0.154726	-0.088542	0.9300
LOGDIFRENT(-1)	-0.003733	0.059350	-0.062893	0.9502
OUT1917	-0.018377	0.077913	-0.235864	0.8149

OUT1946	-0.008669	0.077506	-0.111848	0.9116
OUT1958	-0.034262	0.077275	-0.443372	0.6602
OUT1960	0.003621	0.088105	0.041094	0.9675
C	-0.000481	0.014625	-0.032872	0.9740
RESID(-1)	0.301826	0.215900	1.397987	0.1709
RESID(-2)	-0.057717	0.210215	-0.274563	0.7853
<hr/>				
R-squared	0.053309	Mean dependent var	-2.02E-18	
Adjusted R-squared	-0.460609	S.D. dependent var	0.055148	
S.E. of regression	0.066649	Akaike info criterion	-2.303459	
Sum squared resid	0.155474	Schwarz criterion	-1.573520	
Log likelihood	83.34512	Hannan-Quinn criter.	-2.021185	
F-statistic	0.103731	Durbin-Watson stat	1.910537	
Prob(F-statistic)	0.999999			

Cuadro A68: Test de autocorrelación. Importaciones. 1908 – 1967. ARDL Wage

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.524185	Prob. F(2,42)	0.2296
Obs*R-squared	3.924791	Prob. Chi-Square(2)	0.1405

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1910 1967

Included observations: 58

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_M(-1)	-0.047133	0.094968	-0.496309	0.6223
LOGDIFPIB	0.034529	0.176374	0.195769	0.8457
LOGDIFPIB(-1)	-0.038035	0.209047	-0.181945	0.8565
LOGDIF_TCR	-0.004786	0.050131	-0.095470	0.9244
LOGDIF_TCR(-1)	-0.008393	0.052874	-0.158742	0.8746
LOGDIFWAGE(-1)	-0.026875	0.157549	-0.170581	0.8654
OUT1912	-0.049998	0.081029	-0.617043	0.5405
OUT1917	-0.011154	0.076770	-0.145285	0.8852

OUT1923	-0.037053	0.079779	-0.464446	0.6447
OUT1946	0.016059	0.076133	0.210940	0.8340
OUT1958	0.022938	0.077623	0.295508	0.7691
OUT1960	-0.014488	0.082266	-0.176112	0.8611
OUT1957	0.014006	0.074744	0.187389	0.8523
C	0.002934	0.012320	0.238150	0.8129
RESID(-1)	0.214975	0.194451	1.105550	0.2752
RESID(-2)	0.222842	0.175620	1.268888	0.2115
<hr/>				
R-squared	0.067669	Mean dependent var	1.63E-17	
Adjusted R-squared	-0.265307	S.D. dependent var	0.064215	
S.E. of regression	0.072233	Akaike info criterion	-2.188880	
Sum squared resid	0.219141	Schwarz criterion	-1.620482	
Log likelihood	79.47752	Hannan-Quinn criter.	-1.967477	
F-statistic	0.203225	Durbin-Watson stat	1.842462	
Prob(F-statistic)	0.999162			

Cuadro A69: Test de autocorrelación. Importaciones. 1968 – 2017. ARDL

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.283120	Prob. F(2,33)	0.7552
Obs*R-squared	0.843467	Prob. Chi-Square(2)	0.6559

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_M(-1)	0.008970	0.090218	0.099423	0.9214
LOGDIF_M(-2)	0.009414	0.079554	0.118337	0.9065
LOGDIFPIB	-0.011639	0.210633	-0.055256	0.9563
LOGDIF_TCR	-0.002548	0.050632	-0.050332	0.9602
LOGDIFPROFIT(-1)	0.004237	0.200136	0.021171	0.9832
LOGDIFPROFIT(-2)	-0.024709	0.169588	-0.145703	0.8850
LOGDIFPROFIT(-3)	-0.008586	0.190504	-0.045072	0.9643

LOGDIFRENT(-1)	0.004393	0.053205	0.082570	0.9347
OUT1970	-0.003710	0.061229	-0.060596	0.9520
OUT1979	0.010446	0.056553	0.184707	0.8546
OUT1986	-0.007004	0.069479	-0.100802	0.9203
OUT1992	0.005057	0.059792	0.084574	0.9331
OUT2004	-0.003813	0.059672	-0.063899	0.9494
OUT2009	-0.004809	0.059949	-0.080216	0.9366
C	-0.000525	0.010305	-0.050979	0.9596
RESID(-1)	-0.045242	0.209431	-0.216025	0.8303
RESID(-2)	-0.147519	0.207183	-0.712022	0.4815
<hr/>				
R-squared	0.016869	Mean dependent var		-5.55E-19
Adjusted R-squared	-0.459800	S.D. dependent var		0.041772
S.E. of regression	0.050470	Akaike info criterion		-2.870401
Sum squared resid	0.084057	Schwarz criterion		-2.220313
Log likelihood	88.76002	Hannan-Quinn criter.		-2.622844
F-statistic	0.035390	Durbin-Watson stat		1.994950
Prob(F-statistic)	1.000000			

Cuadro A70: Test de autocorrelación. Importaciones. 1968 – 2017. ARDL Wage

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.015163	Prob. F(2,37)	0.9850
Obs*R-squared	0.040947	Prob. Chi-Square(2)	0.9797

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_M(-1)	0.001279	0.099070	0.012912	0.9898
LOGDIF_M(-2)	-0.007393	0.095033	-0.077794	0.9384
LOGDIFPIB	0.002941	0.227312	0.012940	0.9897
LOGDIF_TCR	0.002909	0.056231	0.051729	0.9590
LOGDIFWAGE(-1)	0.002405	0.153916	0.015623	0.9876

LOGDIFWAGE(-2)	0.000766	0.148293	0.005166	0.9959
OUT1970	0.002522	0.064217	0.039276	0.9689
OUT1984	-0.004711	0.069679	-0.067615	0.9465
OUT2004	-0.000163	0.065672	-0.002476	0.9980
OUT2009	0.002779	0.062548	0.044438	0.9648
C	0.000202	0.011817	0.017119	0.9864
RESID(-1)	-0.006346	0.193628	-0.032773	0.9740
RESID(-2)	0.038890	0.224229	0.173441	0.8633
<hr/>				
R-squared	0.000819	Mean dependent var	-3.19E-18	
Adjusted R-squared	-0.323240	S.D. dependent var	0.050413	
S.E. of regression	0.057991	Akaike info criterion	-2.638174	
Sum squared resid	0.124428	Schwarz criterion	-2.141048	
Log likelihood	78.95435	Hannan-Quinn criter.	-2.448866	
F-statistic	0.002527	Durbin-Watson stat	1.939326	
Prob(F-statistic)	1.000000			

Cuadro A71: Test de autocorrelación. Importaciones. 1908 – 1967. OLS

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.656797	Prob. F(2,37)	0.2046
Obs*R-squared	4.520749	Prob. Chi-Square(2)	0.1043

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1913 1967

Included observations: 55

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_M(-1)	-0.017569	0.072093	-0.243697	0.8088
LOGDIF_M(-3)	-0.004608	0.066296	-0.069509	0.9450
LOGDIF_M(-4)	-0.011811	0.063299	-0.186588	0.8530
LOGDIFPIB	0.028250	0.139522	0.202479	0.8407
LOGDIFPIB(-1)	-0.002277	0.153967	-0.014787	0.9883
LOGDIFPIB(-4)	-0.020686	0.151713	-0.136353	0.8923
LOGDIF_TCR	-0.008878	0.040807	-0.217574	0.8290

LOGDIF_TCR(-1)	-0.007193	0.039681	-0.181266	0.8571
LOGDIFPROFIT(-1)	-0.015869	0.103332	-0.153568	0.8788
C	0.000757	0.010174	0.074359	0.9411
OUT1917	-0.012379	0.058756	-0.210679	0.8343
OUT1921	0.022984	0.059798	0.384367	0.7029
OUT1942	0.015012	0.059655	0.251646	0.8027
OUT1946	0.007449	0.058969	0.126321	0.9002
OUT1958	-0.020090	0.061764	-0.325267	0.7468
OUT1960	-0.010576	0.063826	-0.165698	0.8693
RESID(-1)	0.263124	0.197963	1.329155	0.1919
RESID(-2)	0.151354	0.177056	0.854833	0.3981
<hr/>				
R-squared	0.082195	Mean dependent var	-1.63E-17	
Adjusted R-squared	-0.339499	S.D. dependent var	0.047086	
S.E. of regression	0.054496	Akaike info criterion	-2.723249	
Sum squared resid	0.109883	Schwarz criterion	-2.066304	
Log likelihood	92.88936	Hannan-Quinn criter.	-2.469203	
F-statistic	0.194917	Durbin-Watson stat	1.930470	
Prob(F-statistic)	0.999642			

Cuadro A72: Test de autocorrelación. Importaciones. 1908 – 1967. OLS Wage

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.524185	Prob. F(2,42)	0.2296
Obs*R-squared	3.924791	Prob. Chi-Square(2)	0.1405

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1910 1967

Included observations: 58

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_M(-1)	-0.047133	0.094968	-0.496309	0.6223
LOGDIFPIB	0.034529	0.176374	0.195769	0.8457
LOGDIFPIB(-1)	-0.038035	0.209047	-0.181945	0.8565
LOGDIF_TCR	-0.004786	0.050131	-0.095470	0.9244

LOGDIF_TCR(-1)	-0.008393	0.052874	-0.158742	0.8746
LOGDIFWAGE(-1)	-0.026875	0.157549	-0.170581	0.8654
C	0.002934	0.012320	0.238150	0.8129
OUT1912	-0.049998	0.081029	-0.617043	0.5405
OUT1917	-0.011154	0.076770	-0.145285	0.8852
OUT1923	-0.037053	0.079779	-0.464446	0.6447
OUT1946	0.016059	0.076133	0.210940	0.8340
OUT1957	0.014006	0.074744	0.187389	0.8523
OUT1958	0.022938	0.077623	0.295508	0.7691
OUT1960	-0.014488	0.082266	-0.176112	0.8611
RESID(-1)	0.214975	0.194451	1.105550	0.2752
RESID(-2)	0.222842	0.175620	1.268888	0.2115
<hr/>				
R-squared	0.067669	Mean dependent var	-4.31E-18	
Adjusted R-squared	-0.265307	S.D. dependent var	0.064215	
S.E. of regression	0.072233	Akaike info criterion	-2.188880	
Sum squared resid	0.219141	Schwarz criterion	-1.620482	
Log likelihood	79.47752	Hannan-Quinn criter.	-1.967477	
F-statistic	0.203225	Durbin-Watson stat	1.842462	
Prob(F-statistic)	0.999162			

Cuadro A73: Test de autocorrelación. Importaciones. 1968 – 2017. OLS

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.172362	Prob. F(2,37)	0.8423
Obs*R-squared	0.461543	Prob. Chi-Square(2)	0.7939

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_M(-2)	-0.001841	0.076913	-0.023930	0.9810
LOGDIFPIB	0.012132	0.192408	0.063053	0.9501
LOGDIFPROFIT(-1)	0.019864	0.197999	0.100322	0.9206
LOGDIFPROFIT(-2)	-0.015643	0.173808	-0.090002	0.9288

OUT1970	-0.007972	0.057063	-0.139702	0.8897
OUT1979	0.003059	0.056047	0.054577	0.9568
OUT1986	-0.005131	0.066428	-0.077244	0.9388
OUT1992	-0.009782	0.059981	-0.163086	0.8713
OUT2004	-0.006642	0.059216	-0.112168	0.9113
OUT2009	-0.002500	0.052964	-0.047197	0.9626
C	0.000463	0.010161	0.045592	0.9639
RESID(-1)	0.100636	0.187355	0.537138	0.5944
RESID(-2)	-0.056512	0.201711	-0.280165	0.7809
<hr/>				
R-squared	0.009231	Mean dependent var	-1.09E-17	
Adjusted R-squared	-0.312100	S.D. dependent var	0.045368	
S.E. of regression	0.051967	Akaike info criterion	-2.857509	
Sum squared resid	0.099922	Schwarz criterion	-2.360383	
Log likelihood	84.43772	Hannan-Quinn criter.	-2.668200	
F-statistic	0.028727	Durbin-Watson stat	1.996823	
Prob(F-statistic)	1.000000			

Cuadro A74: Test de autocorrelación. Importaciones. 1968 – 2017. OLS Wage

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.032354	Prob. F(2,39)	0.9682
Obs*R-squared	0.082820	Prob. Chi-Square(2)	0.9594

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1968 2017

Included observations: 50

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDIF_M(-2)	-0.009228	0.086773	-0.106348	0.9159
LOGDIFPIB	0.005021	0.207781	0.024163	0.9808
LOGDIF_TCR	0.004106	0.053293	0.077049	0.9390
LOGDIFWAGE(-2)	0.001239	0.143520	0.008636	0.9932
OUT1970	0.004474	0.061277	0.073018	0.9422
OUT1984	-0.006764	0.065714	-0.102929	0.9185

OUT2004	0.000124	0.063506	0.001954	0.9985
OUT2009	0.004422	0.059819	0.073915	0.9415
C	0.000275	0.011457	0.024013	0.9810
RESID(-1)	-0.018493	0.166288	-0.111213	0.9120
RESID(-2)	0.051753	0.217332	0.238128	0.8130
<hr/>				
R-squared	0.001656	Mean dependent var	-9.51E-18	
Adjusted R-squared	-0.254329	S.D. dependent var	0.050437	
S.E. of regression	0.056488	Akaike info criterion	-2.718052	
Sum squared resid	0.124443	Schwarz criterion	-2.297407	
Log likelihood	78.95131	Hannan-Quinn criter.	-2.557868	
F-statistic	0.006471	Durbin-Watson stat	1.939773	
Prob(F-statistic)	1.000000			
<hr/>				

Anexo E: Estimaciones ARDL de los componentes del producto

En la sección de resultados se incluyeron los cuadros con los resultados de las estimaciones realizadas bajo distintas especificaciones, modelizando mediante ARDL, para cada componente del producto. Por limitaciones de espacio, no se incluyó en los cuadros 6 a 9 el desvío estándar de las estimaciones; a continuación, se presentan las salidas de *EViews* en su versión completa, para cada una de las estimaciones realizadas.

Cuadro A75: Consumo 1908 - 1967

Dependent Variable: LOGDIFCH
Method: ARDL
Sample (adjusted): 1916 1967
Included observations: 52 after adjustments
Maximum dependent lags: 6 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (6 lags, automatic): LOGDIFPIB(-1) LOGDIFPROFIT(-1) LOGDIFRENT(-1)
Fixed regressors: OUT1917 OUT1931 OUT1934 OUT1941 OUT1960 C
Number of models evaluated: 2058
Selected Model: ARDL(4, 0, 2, 6)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIFCH(-1)	-0.438715	0.176443	-2.486445	0.0185
LOGDIFCH(-2)	-0.106368	0.123963	-0.858059	0.3974
LOGDIFCH(-3)	0.218090	0.118743	1.836647	0.0759
LOGDIFCH(-4)	0.124459	0.106481	1.168842	0.2514
LOGDIFPIB(-1)	1.074821	0.226139	4.752922	0.0000
LOGDIFPROFIT(-1)	-0.208584	0.114078	-1.828442	0.0771
LOGDIFPROFIT(-2)	0.019183	0.108835	0.176256	0.8612
LOGDIFPROFIT(-3)	-0.171617	0.107242	-1.600286	0.1197
LOGDIFRENT(-1)	0.018023	0.043594	0.413425	0.6821
LOGDIFRENT(-2)	0.033676	0.043752	0.769691	0.4473
LOGDIFRENT(-3)	-0.020876	0.041764	-0.499846	0.6207
LOGDIFRENT(-4)	0.031277	0.039575	0.790320	0.4353
LOGDIFRENT(-5)	-0.009261	0.036486	-0.253831	0.8013
LOGDIFRENT(-6)	0.002515	0.041194	0.061052	0.9517
LOGDIFRENT(-7)	-0.125678	0.039267	-3.200589	0.0032
OUT1917	0.162993	0.054690	2.980321	0.0056
OUT1931	-0.192756	0.051353	-3.753523	0.0007
OUT1934	0.108993	0.052484	2.076667	0.0462
OUT1941	0.246456	0.059941	4.111625	0.0003
OUT1960	0.103162	0.055757	1.850217	0.0738
C	-0.008677	0.012348	-0.702752	0.4875
R-squared	0.721991	Mean dependent var		0.028766
Adjusted R-squared	0.542630	S.D. dependent var		0.067221
S.E. of regression	0.045461	Akaike info criterion		-3.053480
Sum squared resid	0.064068	Schwarz criterion		-2.265478
Log likelihood	100.3905	Hannan-Quinn criter.		-2.751379
F-statistic	4.025360	Durbin-Watson stat		2.013524
Prob(F-statistic)	0.000264			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Cuadro A76: Consumo 1968 - 2017

Dependent Variable: LOGDIFCH
 Method: ARDL
 Sample: 1968 2017
 Included observations: 50
 Maximum dependent lags: 3 (Automatic selection)
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
 Dynamic regressors (3 lags, automatic): LOGDIFPIB(-1) LOGDIFPROFIT(-1) LOGDIFRENT(-1)
 Fixed regressors: OUT1969 OUT1971 OUT1976 OUT1982 OUT1992
 OUT2002 OUT2008 OUT2015 C
 Number of models evaluated: 192
 Selected Model: ARDL(3, 1, 2, 3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIFCH(-1)	-0.423217	0.200123	-2.114788	0.0432
LOGDIFCH(-2)	0.183866	0.188580	0.974999	0.3376
LOGDIFCH(-3)	-0.452527	0.091942	-4.921876	0.0000
LOGDIFPIB(-1)	0.995106	0.268503	3.706130	0.0009
LOGDIFPIB(-2)	0.481041	0.247163	1.946252	0.0614
LOGDIFPROFIT(-1)	0.183032	0.107408	1.704087	0.0991
LOGDIFPROFIT(-2)	-0.929776	0.152622	-6.092012	0.0000
LOGDIFPROFIT(-3)	0.143293	0.103802	1.380441	0.1780
LOGDIFRENT(-1)	0.116089	0.031173	3.724036	0.0008
LOGDIFRENT(-2)	0.053859	0.027428	1.963603	0.0592
LOGDIFRENT(-3)	-0.170957	0.034448	-4.962701	0.0000
LOGDIFRENT(-4)	0.058398	0.026034	2.243086	0.0327
OUT1969	-0.081832	0.042228	-1.937860	0.0624
OUT1971	-0.100808	0.031137	-3.237516	0.0030
OUT1976	-0.183160	0.035129	-5.213871	0.0000
OUT1982	-0.170216	0.031597	-5.387150	0.0000
OUT1992	0.110418	0.030593	3.609227	0.0011
OUT2002	-0.130528	0.030050	-4.343759	0.0002
OUT2008	-0.135538	0.039791	-3.406286	0.0019
OUT2015	-0.055287	0.028316	-1.952526	0.0606
C	0.018231	0.005938	3.070490	0.0046
R-squared	0.874416	Mean dependent var		0.026839
Adjusted R-squared	0.787806	S.D. dependent var		0.059874
S.E. of regression	0.027581	Akaike info criterion		-4.048126
Sum squared resid	0.022060	Schwarz criterion		-3.245077
Log likelihood	122.2032	Hannan-Quinn criter.		-3.742320
F-statistic	10.09604	Durbin-Watson stat		1.891719
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Cuadro A77: Consumo 1908 - 2017

Dependent Variable: LOGDIFCH
 Method: ARDL
 Sample (adjusted): 1914 2017
 Included observations: 104 after adjustments
 Maximum dependent lags: 5 (Automatic selection)
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
 Dynamic regressors (5 lags, automatic): LOGDIFPIB(-1) LOGDIFPROFIT(-1) LOGDIFRENT(-1)
 Fixed regressors: OUT1917 OUT1931 OUT1934 OUT1941 OUT1942
 OUT1958 OUT1976 OUT1982 OUT2002 C
 Number of models evaluated: 1080

Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 4)

Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIFCH(-1)	-0.183745	0.128169	-1.433613	0.1553
LOGDIFPIB(-1)	0.809766	0.154762	5.232341	0.0000
LOGDIFPROFIT(-1)	-0.130999	0.073280	-1.787648	0.0774
LOGDIFRENT(-1)	0.010874	0.025439	0.427443	0.6701
LOGDIFRENT(-2)	0.052467	0.024838	2.112388	0.0376
LOGDIFRENT(-3)	-0.027402	0.024973	-1.097278	0.2756
LOGDIFRENT(-4)	0.016875	0.024794	0.680611	0.4979
LOGDIFRENT(-5)	-0.043307	0.022991	-1.883669	0.0630
OUT1917	0.149547	0.046009	3.250405	0.0016
OUT1931	-0.180129	0.045629	-3.947676	0.0002
OUT1934	0.101643	0.045481	2.234864	0.0280
OUT1941	0.195085	0.049491	3.941823	0.0002
OUT1942	-0.180361	0.050579	-3.565952	0.0006
OUT1958	-0.091594	0.047349	-1.934454	0.0563
OUT1976	-0.145841	0.047872	-3.046477	0.0031
OUT1982	-0.148312	0.046097	-3.217387	0.0018
OUT2002	-0.094544	0.045885	-2.060448	0.0424
C	0.012438	0.005409	2.299400	0.0239
R-squared	0.608604	Mean dependent var		0.025331
Adjusted R-squared	0.531236	S.D. dependent var		0.065309
S.E. of regression	0.044715	Akaike info criterion		-3.220915
Sum squared resid	0.171949	Schwarz criterion		-2.763232
Log likelihood	185.4876	Hannan-Quinn criter.		-3.035494
F-statistic	7.866268	Durbin-Watson stat		2.231263
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Cuadro A78: Consumo 1908 - 1967, *wage*

Dependent Variable: LOGDIFCH

Method: ARDL

Sample (adjusted): 1913 1967

Included observations: 55 after adjustments

Maximum dependent lags: 8 (Automatic selection)

Model selection method: Akaike info criterion (AIC)

Dynamic regressors (8 lags, automatic): LOGDIFPIB(-1) LOGDIFWAGE(-1)

Fixed regressors: OUT1917 OUT1931 OUT1934 OUT1941 OUT1960

OUT1953 C

Number of models evaluated: 648

Selected Model: ARDL(1, 0, 3)

Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIFCH(-1)	-0.552594	0.162725	-3.395881	0.0015
LOGDIFPIB(-1)	1.119369	0.188489	5.938659	0.0000
LOGDIFWAGE(-1)	0.281577	0.116630	2.414274	0.0202
LOGDIFWAGE(-2)	-0.018682	0.101483	-0.184095	0.8548
LOGDIFWAGE(-3)	0.075309	0.103297	0.729057	0.4700
LOGDIFWAGE(-4)	0.138964	0.111529	1.245989	0.2197
OUT1917	0.163042	0.052288	3.118127	0.0033
OUT1931	-0.127286	0.053558	-2.376621	0.0221
OUT1934	0.119889	0.052088	2.301639	0.0264
OUT1941	0.169210	0.050774	3.332636	0.0018
OUT1960	0.125398	0.053335	2.351116	0.0235

OUT1953	0.101457	0.050850	1.995235	0.0525
C	-0.006614	0.008495	-0.778573	0.4406
R-squared	0.615763	Mean dependent var		0.023662
Adjusted R-squared	0.505981	S.D. dependent var		0.069876
S.E. of regression	0.049113	Akaike info criterion		-2.986303
Sum squared resid	0.101310	Schwarz criterion		-2.511843
Log likelihood	95.12334	Hannan-Quinn criter.		-2.802825
F-statistic	5.608958	Durbin-Watson stat		2.076283
Prob(F-statistic)	0.000013			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Cuadro A79: Consumo 1968 - 2017, *wage*

Dependent Variable: LOGDIFCH
Method: ARDL
Sample: 1968 2017
Included observations: 50
Maximum dependent lags: 6 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (6 lags, automatic): LOGDIFPIB(-1) LOGDIFWAGE(-1)
Fixed regressors: OUT1976 OUT1995 OUT1996 OUT2002 C
Number of models evaluated: 294
Selected Model: ARDL(6, 6, 5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIFCH(-1)	0.108011	0.217869	0.495759	0.6242
LOGDIFCH(-2)	-0.461564	0.203814	-2.264633	0.0321
LOGDIFCH(-3)	0.046357	0.182731	0.253691	0.8017
LOGDIFCH(-4)	-0.455653	0.180409	-2.525668	0.0180
LOGDIFCH(-5)	-0.327493	0.172333	-1.900356	0.0685
LOGDIFCH(-6)	0.740926	0.161505	4.587648	0.0001
LOGDIFPIB(-1)	0.562220	0.294364	1.909950	0.0672
LOGDIFPIB(-2)	0.302500	0.281971	1.072803	0.2932
LOGDIFPIB(-3)	-0.068662	0.257895	-0.266238	0.7922
LOGDIFPIB(-4)	0.184898	0.273349	0.676417	0.5047
LOGDIFPIB(-5)	0.514694	0.248543	2.070841	0.0484
LOGDIFPIB(-6)	-0.634465	0.236238	-2.685703	0.0124
LOGDIFPIB(-7)	-0.268411	0.145487	-1.844916	0.0765
LOGDIFWAGE(-1)	0.037009	0.094284	0.392523	0.6979
LOGDIFWAGE(-2)	0.289356	0.096500	2.998502	0.0059
LOGDIFWAGE(-3)	0.121911	0.095470	1.276945	0.2129
LOGDIFWAGE(-4)	0.198746	0.091427	2.173815	0.0390
LOGDIFWAGE(-5)	-0.019665	0.088582	-0.221999	0.8260
LOGDIFWAGE(-6)	0.377688	0.088811	4.252707	0.0002
OUT1976	-0.072261	0.038320	-1.885689	0.0706
OUT1995	-0.107663	0.036085	-2.983600	0.0061
OUT1996	0.168282	0.036273	4.639301	0.0001
OUT2002	-0.092008	0.035309	-2.605818	0.0150
C	0.023809	0.008479	2.808120	0.0093
R-squared	0.864822	Mean dependent var		0.026839
Adjusted R-squared	0.745242	S.D. dependent var		0.059874
S.E. of regression	0.030221	Akaike info criterion		-3.854511
Sum squared resid	0.023745	Schwarz criterion		-2.936740
Log likelihood	120.3628	Hannan-Quinn criter.		-3.505019
F-statistic	7.232134	Durbin-Watson stat		2.210782
Prob(F-statistic)	0.000002			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection

Cuadro A80: Consumo 1908 - 2017, *wage*

Dependent Variable: LOGDIFCH
 Method: ARDL
 Sample (adjusted): 1913 2017
 Included observations: 105 after adjustments
 Maximum dependent lags: 10 (Automatic selection)
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
 Dynamic regressors (10 lags, automatic): LOGDIFPIB(-1) LOGDIFWAGE(-1)
 Fixed regressors: OUT1917 OUT1931 OUT1934 OUT1941 OUT1942
 OUT1958 OUT1982 OUT1995 OUT2002 C
 Number of models evaluated: 1210
 Selected Model: ARDL(1, 0, 3)
 Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIFCH(-1)	-0.212430	0.135306	-1.569999	0.1200
LOGDIFPIB(-1)	0.798324	0.163165	4.892750	0.0000
LOGDIFWAGE(-1)	0.177327	0.076900	2.305947	0.0234
LOGDIFWAGE(-2)	0.057912	0.072789	0.795614	0.4284
LOGDIFWAGE(-3)	0.034519	0.075903	0.454777	0.6504
LOGDIFWAGE(-4)	0.142066	0.074269	1.912842	0.0590
OUT1917	0.140794	0.048518	2.901918	0.0047
OUT1931	-0.152590	0.048787	-3.127679	0.0024
OUT1934	0.099337	0.048389	2.052885	0.0430
OUT1941	0.147452	0.047897	3.078493	0.0028
OUT1942	-0.122998	0.048769	-2.522056	0.0134
OUT1958	-0.113373	0.048275	-2.348494	0.0211
OUT1982	-0.145315	0.047909	-3.033155	0.0032
OUT1995	-0.090239	0.047509	-1.899409	0.0607
OUT2002	-0.086445	0.047611	-1.815659	0.0728
C	0.010425	0.005525	1.886963	0.0624
R-squared	0.556428	Mean dependent var		0.025175
Adjusted R-squared	0.481669	S.D. dependent var		0.065014
S.E. of regression	0.046807	Akaike info criterion		-3.146131
Sum squared resid	0.194990	Schwarz criterion		-2.741718
Log likelihood	181.1719	Hannan-Quinn criter.		-2.982255
F-statistic	7.442922	Durbin-Watson stat		2.071765
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Cuadro A81: Inversión 1908 - 1967

Dependent Variable: LOGDIFINV
 Method: ARDL
 Sample (adjusted): 1912 1967
 Included observations: 56 after adjustments
 Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
 Dynamic regressors (4 lags, automatic): LOGDIFPIB(-1) LOGDIFPROFIT(-1) LOGDIFRENT(-1)
 Fixed regressors: OUT1913 OUT1914 OUT1931 OUT1934 OUT1944
 OUT1958 OUT1959 C
 Number of models evaluated: 500
 Selected Model: ARDL(3, 0, 0, 1)
 Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
----------	-------------	------------	-------------	--------

LOGDIFINV(-1)	0.750905	0.108552	6.917481	0.0000
LOGDIFINV(-2)	0.070535	0.114715	0.614870	0.5420
LOGDIFINV(-3)	-0.339235	0.089395	-3.794796	0.0005
LOGDIFPIB(-1)	0.170722	0.273079	0.625174	0.5353
LOGDIFPROFIT(-1)	0.416684	0.184176	2.262418	0.0290
LOGDIFRENT(-1)	0.184997	0.073529	2.515983	0.0159
LOGDIFRENT(-2)	0.202591	0.064112	3.159958	0.0030
OUT1913	-0.247084	0.085992	-2.873351	0.0064
OUT1914	-0.278167	0.087656	-3.173391	0.0029
OUT1931	-0.198953	0.087683	-2.268987	0.0286
OUT1934	0.199076	0.087017	2.287779	0.0274
OUT1944	0.239356	0.090573	2.642698	0.0116
OUT1958	-0.403563	0.087662	-4.603633	0.0000
OUT1959	0.392693	0.096132	4.084934	0.0002
C	0.026730	0.014716	1.816362	0.0766
R-squared	0.865461	Mean dependent var	0.018744	
Adjusted R-squared	0.819521	S.D. dependent var	0.195787	
S.E. of regression	0.083176	Akaike info criterion	-1.911785	
Sum squared resid	0.283647	Schwarz criterion	-1.369281	
Log likelihood	68.52999	Hannan-Quinn criter.	-1.701457	
F-statistic	18.83893	Durbin-Watson stat	2.232176	
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Cuadro A82: Inversión 1968 - 2017

Dependent Variable: LOGDIFINV
Method: ARDL
Sample: 1968 2017
Included observations: 50
Maximum dependent lags: 3 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (3 lags, automatic): LOGDIFPIB(-1) LOGDIFPROFIT(-1) LOGDIFRENT(-1)
Fixed regressors: OUT1981 OUT1991 OUT1994 OUT1999 OUT2003 C
Number of models evaluated: 192
Selected Model: ARDL(1, 0, 2, 3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIFINV(-1)	0.064046	0.122644	0.522208	0.6048
LOGDIFPIB(-1)	2.572131	0.410839	6.260686	0.0000
LOGDIFPROFIT(-1)	-0.352626	0.265828	-1.326519	0.1933
LOGDIFPROFIT(-2)	-0.340095	0.273894	-1.241704	0.2226
LOGDIFPROFIT(-3)	1.316718	0.262201	5.021782	0.0000
LOGDIFRENT(-1)	0.308440	0.074731	4.127354	0.0002
LOGDIFRENT(-2)	0.040183	0.067086	0.598987	0.5530
LOGDIFRENT(-3)	-0.100283	0.066289	-1.512822	0.1393
LOGDIFRENT(-4)	0.097900	0.064497	1.517906	0.1380
OUT1981	-0.219240	0.083580	-2.623115	0.0128
OUT1991	0.280417	0.081232	3.452052	0.0015
OUT1994	0.200583	0.084869	2.363433	0.0238
OUT1999	-0.381332	0.084271	-4.525053	0.0001
OUT2003	0.290050	0.091463	3.171222	0.0032
C	-0.043714	0.014671	-2.979685	0.0052
R-squared	0.788761	Mean dependent var	0.035860	
Adjusted R-squared	0.704265	S.D. dependent var	0.144477	
S.E. of regression	0.078569	Akaike info criterion	-2.006359	

Sum squared resid	0.216057	Schwarz criterion	-1.432753
Log likelihood	65.15899	Hannan-Quinn criter.	-1.787927
F-statistic	9.334919	Durbin-Watson stat	2.105488
Prob(F-statistic)	0.000000		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Cuadro A83: Inversión 1908 - 2017

Dependent Variable: LOGDIFINV
Method: ARDL
Sample (adjusted): 1912 2017
Included observations: 106 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): LOGDIFPIB(-1) LOGDIFPROFIT(-1) LOGDIFRENT(-1)
Fixed regressors: OUT1913 OUT1914 OUT1931 OUT1958 OUT1959
OUT1969 OUT1983 OUT1991 OUT1999 OUT2002 OUT2009 C
Number of models evaluated: 500
Selected Model: ARDL(3, 0, 0, 1)
Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIFINV(-1)	0.495264	0.089170	5.554136	0.0000
LOGDIFINV(-2)	0.111070	0.082766	1.341988	0.1831
LOGDIFINV(-3)	-0.327759	0.069102	-4.743152	0.0000
LOGDIFPIB(-1)	0.458670	0.261322	1.755194	0.0827
LOGDIFPROFIT(-1)	0.360069	0.152126	2.366912	0.0202
LOGDIFRENT(-1)	0.133952	0.055343	2.420405	0.0176
LOGDIFRENT(-2)	0.156988	0.052753	2.975904	0.0038
OUT1913	-0.272597	0.097415	-2.798293	0.0063
OUT1914	-0.331503	0.097954	-3.384287	0.0011
OUT1931	-0.214738	0.098384	-2.182661	0.0318
OUT1958	-0.391970	0.098128	-3.994457	0.0001
OUT1959	0.302828	0.102537	2.953363	0.0040
OUT1969	0.281498	0.097058	2.900295	0.0047
OUT1983	-0.191016	0.100817	-1.894693	0.0615
OUT1991	0.288836	0.096331	2.998378	0.0035
OUT1999	-0.272561	0.096413	-2.827027	0.0058
OUT2002	-0.297401	0.098462	-3.020455	0.0033
OUT2009	-0.285928	0.097821	-2.922967	0.0044
C	0.025514	0.011718	2.177423	0.0322
R-squared	0.747974	Mean dependent var		0.026818
Adjusted R-squared	0.695830	S.D. dependent var		0.172898
S.E. of regression	0.095356	Akaike info criterion		-1.701441
Sum squared resid	0.791070	Schwarz criterion		-1.224032
Log likelihood	109.1764	Hannan-Quinn criter.		-1.507944
F-statistic	14.34455	Durbin-Watson stat		1.839695
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Cuadro A84: Inversión 1908 - 1967, wage

Dependent Variable: LOGDIFINV
Method: ARDL
Sample (adjusted): 1912 1967

Included observations: 56 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): LOGDIFPIB(-1) LOGDIFWAGE(-1)
Fixed regressors: OUT1914 OUT1931 OUT1934 OUT1944 OUT1958
OUT1959 C
Number of models evaluated: 100
Selected Model: ARDL(3, 0, 0)
Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIFINV(-1)	0.738038	0.119208	6.191204	0.0000
LOGDIFINV(-2)	-0.016517	0.120450	-0.137131	0.8916
LOGDIFINV(-3)	-0.259738	0.098476	-2.637568	0.0115
LOGDIFPIB(-1)	0.233754	0.302877	0.771779	0.4444
LOGDIFWAGE(-1)	-0.393357	0.214383	-1.834837	0.0733
OUT1914	-0.265973	0.102378	-2.597941	0.0127
OUT1931	-0.200936	0.103598	-1.939568	0.0589
OUT1934	0.179761	0.101246	1.775475	0.0827
OUT1944	0.292481	0.105283	2.778051	0.0080
OUT1958	-0.453595	0.100868	-4.496912	0.0000
OUT1959	0.400109	0.112372	3.560579	0.0009
C	0.008245	0.015972	0.516204	0.6083
R-squared	0.802199	Mean dependent var		0.018744
Adjusted R-squared	0.752749	S.D. dependent var		0.195787
S.E. of regression	0.097354	Akaike info criterion		-1.633520
Sum squared resid	0.417022	Schwarz criterion		-1.199516
Log likelihood	57.73855	Hannan-Quinn criter.		-1.465257
F-statistic	16.22236	Durbin-Watson stat		2.132600
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Cuadro A85: Inversión 1968 - 2017, *wage*

Dependent Variable: LOGDIFINV
Method: ARDL
Sample: 1968 2017
Included observations: 50
Maximum dependent lags: 6 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (6 lags, automatic): LOGDIFPIB(-1) LOGDIFWAGE(-1)
Fixed regressors: OUT1982 OUT1986 OUT1991 OUT1999 OUT2003 C
Number of models evaluated: 294
Selected Model: ARDL(1, 0, 4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIFINV(-1)	0.090081	0.149778	0.601429	0.5512
LOGDIFPIB(-1)	2.026796	0.480624	4.217011	0.0002
LOGDIFWAGE(-1)	-0.214077	0.264891	-0.808168	0.4242
LOGDIFWAGE(-2)	0.199954	0.241479	0.828040	0.4130
LOGDIFWAGE(-3)	-0.948616	0.240363	-3.946599	0.0003
LOGDIFWAGE(-4)	0.252684	0.232975	1.084597	0.2851
LOGDIFWAGE(-5)	-0.527842	0.215353	-2.451055	0.0191
OUT1982	-0.260391	0.094530	-2.754587	0.0091
OUT1986	0.266135	0.104651	2.543068	0.0153
OUT1991	0.362024	0.092905	3.896702	0.0004
OUT1999	-0.312751	0.092529	-3.380027	0.0017
OUT2003	0.290005	0.098979	2.929958	0.0058

C	-0.030584	0.016468	-1.857155	0.0713
R-squared	0.722492	Mean dependent var		0.035860
Adjusted R-squared	0.632490	S.D. dependent var		0.144477
S.E. of regression	0.087586	Akaike info criterion		-1.813503
Sum squared resid	0.283836	Schwarz criterion		-1.316377
Log likelihood	58.33757	Hannan-Quinn criter.		-1.624195
F-statistic	8.027476	Durbin-Watson stat		2.261402
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Cuadro A86: Inversión 1908 - 2017, *wage*

Dependent Variable: LOGDIFINV
Method: ARDL
Sample (adjusted): 1912 2017
Included observations: 106 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): LOGDIFPIB(-1) LOGDIFWAGE(-1)
Fixed regressors: OUT1913 OUT1914 OUT1931 OUT1941 OUT1958
OUT1959 OUT1969 OUT1983 OUT1988 OUT1991 OUT1999
OUT2002 C
Number of models evaluated: 100
Selected Model: ARDL(3, 1, 0)
Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIFINV(-1)	0.458258	0.092264	4.966785	0.0000
LOGDIFINV(-2)	0.142054	0.089190	1.592711	0.1149
LOGDIFINV(-3)	-0.330322	0.068761	-4.803899	0.0000
LOGDIFPIB(-1)	0.558708	0.266368	2.097502	0.0389
LOGDIFPIB(-2)	-0.271506	0.261650	-1.037671	0.3023
LOGDIFWAGE(-1)	-0.286160	0.156086	-1.833343	0.0702
OUT1913	-0.288611	0.101097	-2.854783	0.0054
OUT1914	-0.325324	0.102864	-3.162665	0.0022
OUT1931	-0.229558	0.101940	-2.251888	0.0268
OUT1941	-0.218300	0.099933	-2.184459	0.0316
OUT1958	-0.425804	0.099513	-4.278865	0.0000
OUT1959	0.261263	0.104705	2.495216	0.0145
OUT1969	0.264277	0.100902	2.619129	0.0104
OUT1983	-0.242362	0.102296	-2.369228	0.0200
OUT1988	-0.253601	0.100461	-2.524371	0.0134
OUT1991	0.295850	0.098716	2.996976	0.0036
OUT1999	-0.244115	0.098712	-2.473000	0.0153
OUT2002	-0.279845	0.100666	-2.779939	0.0067
C	0.029145	0.013098	2.225180	0.0287
R-squared	0.734737	Mean dependent var		0.026818
Adjusted R-squared	0.679855	S.D. dependent var		0.172898
S.E. of regression	0.097828	Akaike info criterion		-1.650252
Sum squared resid	0.832618	Schwarz criterion		-1.172843
Log likelihood	106.4634	Hannan-Quinn criter.		-1.456756
F-statistic	13.38757	Durbin-Watson stat		2.133150
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Cuadro A87: Exportaciones 1908 - 1967

Dependent Variable: LOGDIF_X
 Method: ARDL
 Sample (adjusted): 1912 1967
 Included observations: 56 after adjustments
 Maximum dependent lags: 3 (Automatic selection)
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
 Dynamic regressors (3 lags, automatic): LOGDIF_PIBRM LOGDIF_TCR
 LOGDIFPROFIT(-1) LOGDIFRENT(-1)
 Fixed regressors: OUT1914 OUT1918 OUT1922 OUT1926 OUT1957 C
 Number of models evaluated: 768
 Selected Model: ARDL(1, 3, 2, 2, 2)
 Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIF_X(-1)	-0.323499	0.087806	-3.684234	0.0007
LOGDIF_PIBRM	-0.740295	0.353975	-2.091373	0.0436
LOGDIF_PIBRM(-1)	2.259817	0.373582	6.049047	0.0000
LOGDIF_PIBRM(-2)	-0.389054	0.354929	-1.096148	0.2803
LOGDIF_PIBRM(-3)	0.992075	0.284589	3.485987	0.0013
LOGDIF_TCR	0.152781	0.052617	2.903660	0.0063
LOGDIF_TCR(-1)	0.106798	0.054614	1.955515	0.0583
LOGDIF_TCR(-2)	0.163089	0.058425	2.791433	0.0083
LOGDIFPROFIT(-1)	-0.210218	0.161700	-1.300047	0.2018
LOGDIFPROFIT(-2)	0.052293	0.139572	0.374669	0.7101
LOGDIFPROFIT(-3)	-0.657686	0.145570	-4.518000	0.0001
LOGDIFRENT(-1)	0.016742	0.060429	0.277047	0.7833
LOGDIFRENT(-2)	-0.090747	0.060170	-1.508168	0.1402
LOGDIFRENT(-3)	-0.085892	0.057885	-1.483849	0.1466
OUT1914	-0.281460	0.076109	-3.698098	0.0007
OUT1918	0.244532	0.074441	3.284897	0.0023
OUT1922	0.173303	0.072515	2.389910	0.0222
OUT1926	0.149766	0.068771	2.177760	0.0361
OUT1957	-0.354943	0.072494	-4.896182	0.0000
C	-0.080641	0.021279	-3.789749	0.0006
R-squared	0.814949	Mean dependent var		0.005724
Adjusted R-squared	0.717283	S.D. dependent var		0.121526
S.E. of regression	0.064617	Akaike info criterion		-2.368237
Sum squared resid	0.150311	Schwarz criterion		-1.644897
Log likelihood	86.31062	Hannan-Quinn criter.		-2.087799
F-statistic	8.344264	Durbin-Watson stat		2.140394
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Cuadro A88: Exportaciones 1968 - 2017

Dependent Variable: LOGDIF_X
 Method: ARDL
 Sample: 1968 2017
 Included observations: 50
 Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
 Dynamic regressors (4 lags, automatic): LOGDIF_PIBRM2 LOGDIF_TCR
 LOGDIFPROFIT(-1) LOGDIFRENT(-1)
 Fixed regressors: OUT1975 OUT1983 OUT1987 OUT1995 OUT2003
 OUT2004 C
 Number of models evaluated: 2500
 Selected Model: ARDL(2, 0, 4, 4, 2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIF_X(-1)	0.229627	0.126100	1.820991	0.0797
LOGDIF_X(-2)	0.120446	0.109397	1.100996	0.2806
LOGDIF_PIBRM2	-0.057593	0.155587	-0.370167	0.7141
LOGDIF_TCR	-0.250225	0.062398	-4.010160	0.0004
LOGDIF_TCR(-1)	-0.012586	0.055284	-0.227656	0.8216
LOGDIF_TCR(-2)	0.043472	0.054085	0.803777	0.4285
LOGDIF_TCR(-3)	0.083666	0.066674	1.254855	0.2203
LOGDIF_TCR(-4)	0.087444	0.045943	1.903315	0.0677
LOGDIFPROFIT(-1)	0.061157	0.236181	0.258943	0.7976
LOGDIFPROFIT(-2)	0.207556	0.210748	0.984850	0.3334
LOGDIFPROFIT(-3)	-0.359175	0.186747	-1.923330	0.0650
LOGDIFPROFIT(-4)	0.278652	0.158853	1.754152	0.0907
LOGDIFPROFIT(-5)	-0.593651	0.155505	-3.817560	0.0007
LOGDIFRENT(-1)	-0.084144	0.061404	-1.370328	0.1819
LOGDIFRENT(-2)	0.064363	0.058978	1.091302	0.2848
LOGDIFRENT(-3)	-0.142212	0.059233	-2.400879	0.0235
OUT1975	0.253135	0.082071	3.084345	0.0047
OUT1983	0.310094	0.068809	4.506611	0.0001
OUT1987	-0.139183	0.066212	-2.102073	0.0450
OUT1995	-0.200377	0.063671	-3.147061	0.0040
OUT2003	0.203868	0.063294	3.220978	0.0033
OUT2004	0.170033	0.060783	2.797356	0.0094
C	0.029858	0.014228	2.098529	0.0453
R-squared	0.780168	Mean dependent var		0.054524
Adjusted R-squared	0.601046	S.D. dependent var		0.078585
S.E. of regression	0.049636	Akaike info criterion		-2.864376
Sum squared resid	0.066522	Schwarz criterion		-1.984845
Log likelihood	94.60940	Hannan-Quinn criter.		-2.529446
F-statistic	4.355509	Durbin-Watson stat		2.187628
Prob(F-statistic)	0.000203			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Cuadro A89: Exportaciones 1908 - 2017

Dependent Variable: LOGDIF_X
Method: ARDL
Sample (adjusted): 1916 2017
Included observations: 102 after adjustments
Maximum dependent lags: 7 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (7 lags, automatic): LOGDIF_PIBRM2 LOGDIF_TCR
LOGDIFPROFIT(-1) LOGDIFRENT(-1)
Fixed regressors: OUT1932 OUT1933 OUT1941 OUT1944 OUT1956
OUT1957 OUT1958 OUT1965 OUT1974 OUT1975 OUT1976
OUT2004 OUT2005 C
Number of models evaluated: 28672
Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 6, 0)
Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIF_X(-1)	-0.252519	0.079207	-3.188100	0.0021
LOGDIF_PIBRM2	-0.043082	0.156949	-0.274498	0.7844
LOGDIF_TCR	-0.087199	0.037004	-2.356494	0.0210
LOGDIFPROFIT(-1)	-0.085333	0.110611	-0.771472	0.4428
LOGDIFPROFIT(-2)	0.145532	0.097487	1.492836	0.1396
LOGDIFPROFIT(-3)	-0.494214	0.100368	-4.924022	0.0000

LOGDIFPROFIT(-4)	0.057605	0.102466	0.562189	0.5756
LOGDIFPROFIT(-5)	-0.033883	0.100809	-0.336113	0.7377
LOGDIFPROFIT(-6)	0.039817	0.098065	0.406027	0.6858
LOGDIFPROFIT(-7)	-0.242099	0.101146	-2.393561	0.0191
LOGDIFRENT(-1)	0.014599	0.036438	0.400652	0.6898
OUT1932	-0.217868	0.067318	-3.236392	0.0018
OUT1933	-0.244860	0.066041	-3.707706	0.0004
OUT1941	-0.275767	0.065990	-4.178901	0.0001
OUT1944	0.210677	0.065718	3.205760	0.0020
OUT1956	0.218686	0.062734	3.485933	0.0008
OUT1957	-0.390246	0.064129	-6.085308	0.0000
OUT1958	0.179033	0.071288	2.511405	0.0141
OUT1965	0.219265	0.074194	2.955278	0.0041
OUT1974	0.125484	0.063153	1.986974	0.0505
OUT1975	0.242204	0.065007	3.725846	0.0004
OUT1976	0.261776	0.064166	4.079662	0.0001
OUT2004	0.223512	0.063392	3.525873	0.0007
OUT2005	0.170874	0.063243	2.701855	0.0085
C	0.035731	0.009950	3.591021	0.0006
<hr/>				
R-squared	0.738170	Mean dependent var	0.032402	
Adjusted R-squared	0.656561	S.D. dependent var	0.103734	
S.E. of regression	0.060792	Akaike info criterion	-2.553691	
Sum squared resid	0.284566	Schwarz criterion	-1.910316	
Log likelihood	155.2383	Hannan-Quinn criter.	-2.293167	
F-statistic	9.045171	Durbin-Watson stat	1.987158	
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Cuadro A90: Exportaciones 1908 - 1967, *wage*

Dependent Variable: LOGDIF_X
Method: ARDL
Sample (adjusted): 1913 1967
Included observations: 55 after adjustments
Maximum dependent lags: 3 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (3 lags, automatic): LOGDIF_PIBRM LOGDIF_TCR
LOGDIFWAGE(-1)
Fixed regressors: OUT1914 OUT1918 OUT1922 OUT1926 OUT1956
OUT1957 OUT1961 C
Number of models evaluated: 192
Selected Model: ARDL(1, 3, 2, 3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIF_X(-1)	-0.324702	0.064909	-5.002433	0.0000
LOGDIF_PIBRM	-0.311385	0.248880	-1.251146	0.2192
LOGDIF_PIBRM(-1)	1.569557	0.257198	6.102518	0.0000
LOGDIF_PIBRM(-2)	-0.055461	0.261563	-0.212036	0.8333
LOGDIF_PIBRM(-3)	0.932727	0.217218	4.293975	0.0001
LOGDIF_TCR	0.195455	0.039014	5.009822	0.0000
LOGDIF_TCR(-1)	0.144528	0.039307	3.676926	0.0008
LOGDIF_TCR(-2)	0.102793	0.041850	2.456215	0.0191
LOGDIFWAGE(-1)	0.090749	0.118526	0.765646	0.4490
LOGDIFWAGE(-2)	0.079378	0.109035	0.728002	0.4715
LOGDIFWAGE(-3)	0.520164	0.105105	4.948990	0.0000
LOGDIFWAGE(-4)	0.161570	0.117500	1.375065	0.1779
OUT1914	-0.236418	0.056782	-4.163583	0.0002
OUT1918	0.232979	0.053762	4.333550	0.0001
OUT1922	0.169961	0.056032	3.033294	0.0045

OUT1926	0.144914	0.051160	2.832592	0.0076
OUT1956	0.149965	0.050541	2.967170	0.0054
OUT1957	-0.360089	0.051531	-6.987795	0.0000
OUT1961	0.241137	0.053680	4.492161	0.0001
C	-0.092223	0.015559	-5.927294	0.0000
<hr/>				
R-squared	0.898266	Mean dependent var	0.003583	
Adjusted R-squared	0.843039	S.D. dependent var	0.121575	
S.E. of regression	0.048166	Akaike info criterion	-2.953044	
Sum squared resid	0.081198	Schwarz criterion	-2.223105	
Log likelihood	101.2087	Hannan-Quinn criter.	-2.670771	
F-statistic	16.26493	Durbin-Watson stat	2.039597	
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Cuadro A91: Exportaciones 1968 - 2017, *wage*

Dependent Variable: LOGDIF_X
Method: ARDL
Date: 08/07/19 Time: 11:37
Included observations: 50
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): LOGDIF_PIBRM2 LOGDIF_TCR
LOGDIFWAGE(-1)
Fixed regressors: OUT1975 OUT1983 OUT1987 OUT1991 OUT1997
OUT2001 OUT2003 OUT2004 OUT2008 C
Number of models evaluated: 500
Selected Model: ARDL(1, 1, 4, 4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIF_X(-1)	0.211345	0.101784	2.076409	0.0475
LOGDIF_PIBRM2	0.059484	0.134855	0.441093	0.6627
LOGDIF_PIBRM2(-1)	-0.245527	0.158001	-1.553961	0.1318
LOGDIF_TCR	-0.162239	0.045680	-3.551662	0.0014
LOGDIF_TCR(-1)	-0.005988	0.042435	-0.141114	0.8888
LOGDIF_TCR(-2)	0.157876	0.042535	3.711659	0.0009
LOGDIF_TCR(-3)	0.009238	0.050463	0.183064	0.8561
LOGDIF_TCR(-4)	0.109480	0.037864	2.891381	0.0075
LOGDIFWAGE(-1)	0.288586	0.156016	1.849729	0.0753
LOGDIFWAGE(-2)	-0.328896	0.155263	-2.118316	0.0435
LOGDIFWAGE(-3)	0.280331	0.123288	2.273778	0.0311
LOGDIFWAGE(-4)	-0.363362	0.116436	-3.120697	0.0043
LOGDIFWAGE(-5)	0.506150	0.118720	4.263399	0.0002
OUT1975	0.266608	0.067529	3.948041	0.0005
OUT1983	0.199395	0.053065	3.757593	0.0008
OUT1987	-0.122460	0.054490	-2.247387	0.0330
OUT1991	-0.126100	0.047411	-2.659719	0.0130
OUT1997	0.156819	0.048973	3.202135	0.0035
OUT2001	-0.099868	0.044962	-2.221168	0.0349
OUT2003	0.170559	0.050269	3.392945	0.0021
OUT2004	0.110059	0.048070	2.289574	0.0301
OUT2008	0.108705	0.049611	2.191141	0.0372
C	0.041620	0.012447	3.343849	0.0024
<hr/>				
R-squared	0.840245	Mean dependent var	0.054524	
Adjusted R-squared	0.710075	S.D. dependent var	0.078585	
S.E. of regression	0.042314	Akaike info criterion	-3.183600	
Sum squared resid	0.048342	Schwarz criterion	-2.304069	
Log likelihood	102.5900	Hannan-Quinn criter.	-2.848669	

F-statistic	6.454966	Durbin-Watson stat	2.234687
Prob(F-statistic)	0.000005		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Cuadro A92: Exportaciones 1908 - 2017, *wage*

Dependent Variable: LOGDIF_X
Method: ARDL
Sample (adjusted): 1912 2017
Included observations: 106 after adjustments
Maximum dependent lags: 8 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (8 lags, automatic): LOGDIF_PIBRM2 LOGDIF_TCR
LOGDIFWAGE(-1)
Fixed regressors: OUT1914 OUT1915 OUT1932 OUT1941 OUT1944
OUT1956 OUT1957 OUT1972 OUT1975 OUT1976 OUT2004 C
Number of models evaluated: 5832
Selected Model: ARDL(1, 1, 0, 2)
Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIF_X(-1)	-0.219378	0.077690	-2.823783	0.0059
LOGDIF_PIBRM2	0.043563	0.196247	0.221982	0.8248
LOGDIF_PIBRM2(-1)	0.106430	0.215751	0.493299	0.6230
LOGDIF_TCR	0.036859	0.044107	0.835675	0.4056
LOGDIFWAGE(-1)	-0.002011	0.117380	-0.017129	0.9864
LOGDIFWAGE(-2)	-0.252188	0.117942	-2.138238	0.0353
LOGDIFWAGE(-3)	0.459622	0.116625	3.941035	0.0002
OUT1914	-0.244275	0.079167	-3.085569	0.0027
OUT1915	-0.196162	0.081463	-2.407994	0.0182
OUT1932	-0.203608	0.080521	-2.528616	0.0133
OUT1941	-0.205909	0.076721	-2.683880	0.0087
OUT1944	0.185224	0.078004	2.374536	0.0198
OUT1956	0.215062	0.075724	2.840062	0.0056
OUT1957	-0.401483	0.077012	-5.213253	0.0000
OUT1972	-0.180245	0.081974	-2.198816	0.0305
OUT1975	0.249931	0.076735	3.257067	0.0016
OUT1976	0.247778	0.076543	3.237135	0.0017
OUT2004	0.192630	0.076791	2.508477	0.0140
C	0.031384	0.012995	2.415191	0.0178
R-squared	0.592706	Mean dependent var		0.028743
Adjusted R-squared	0.508438	S.D. dependent var		0.105910
S.E. of regression	0.074255	Akaike info criterion		-2.201663
Sum squared resid	0.479701	Schwarz criterion		-1.724254
Log likelihood	135.6881	Hannan-Quinn criter.		-2.008167
F-statistic	7.033594	Durbin-Watson stat		2.015802
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Cuadro A93: Importaciones 1908 - 1967

Dependent Variable: LOGDIF_M
Method: ARDL
Sample (adjusted): 1913 1967
Included observations: 55 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)

Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
 Dynamic regressors (4 lags, automatic): LOGDIFPIB LOGDIF_TCR
 LOGDIFPROFIT(-1) LOGDIFRENT(-1)
 Fixed regressors: OUT1917 OUT1946 OUT1958 OUT1960 C
 Number of models evaluated: 2500
 Selected Model: ARDL(4, 4, 1, 0, 0)
 Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIF_M(-1)	-0.620236	0.091464	-6.781214	0.0000
LOGDIF_M(-2)	0.033500	0.098035	0.341709	0.7345
LOGDIF_M(-3)	-0.176346	0.094797	-1.860235	0.0708
LOGDIF_M(-4)	-0.297605	0.082986	-3.586211	0.0010
LOGDIFPIB	0.568198	0.167538	3.391462	0.0017
LOGDIFPIB(-1)	1.371041	0.201885	6.791203	0.0000
LOGDIFPIB(-2)	0.265972	0.215079	1.236623	0.2240
LOGDIFPIB(-3)	0.173875	0.200114	0.868882	0.3905
LOGDIFPIB(-4)	0.471760	0.186094	2.535072	0.0156
LOGDIF_TCR	-0.167394	0.050602	-3.308068	0.0021
LOGDIF_TCR(-1)	-0.129717	0.054063	-2.399364	0.0216
LOGDIFPROFIT(-1)	-0.271955	0.154354	-1.761897	0.0863
LOGDIFRENT(-1)	-0.061908	0.059265	-1.044593	0.3030
OUT1917	0.354031	0.076506	4.627495	0.0000
OUT1946	0.257137	0.076664	3.354055	0.0018
OUT1958	-0.289316	0.072378	-3.997273	0.0003
OUT1960	0.447073	0.084962	5.262047	0.0000
C	-0.082004	0.014570	-5.628302	0.0000
R-squared	0.855368	Mean dependent var		0.002260
Adjusted R-squared	0.788916	S.D. dependent var		0.145010
S.E. of regression	0.066623	Akaike info criterion		-2.321404
Sum squared resid	0.164229	Schwarz criterion		-1.664458
Log likelihood	81.83860	Hannan-Quinn criter.		-2.067358
F-statistic	12.87191	Durbin-Watson stat		1.571742
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Cuadro A94: Importaciones 1968 - 2017

Dependent Variable: LOGDIF_M
 Method: ARDL
 Sample: 1968 2017
 Included observations: 50
 Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
 Dynamic regressors (4 lags, automatic): LOGDIFPIB LOGDIF_TCR
 LOGDIFPROFIT(-1) LOGDIFRENT(-1)
 Fixed regressors: OUT1970 OUT1979 OUT1986 OUT1992 OUT2004
 OUT2009 C
 Number of models evaluated: 2500
 Selected Model: ARDL(2, 0, 0, 2, 0)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIF_M(-1)	0.067900	0.082001	0.828036	0.4133
LOGDIF_M(-2)	0.262680	0.076853	3.417949	0.0016
LOGDIFPIB	1.749497	0.200973	8.705155	0.0000
LOGDIF_TCR	-0.051366	0.048961	-1.049116	0.3013
LOGDIFPROFIT(-1)	0.373933	0.195725	1.910507	0.0643
LOGDIFPROFIT(-2)	-0.567656	0.162935	-3.483944	0.0013

LOGDIFPROFIT(-3)	0.260046	0.182599	1.424137	0.1633
LOGDIFRENT(-1)	0.053351	0.051639	1.033147	0.3086
OUT1970	0.184446	0.058895	3.131760	0.0035
OUT1979	0.109475	0.053619	2.041703	0.0488
OUT1986	0.203709	0.066383	3.068708	0.0041
OUT1992	0.128859	0.054658	2.357566	0.0241
OUT2004	0.239455	0.057068	4.195979	0.0002
OUT2009	-0.130497	0.058215	-2.241633	0.0314
C	-0.033507	0.009976	-3.358639	0.0019
<hr/>				
R-squared	0.877550	Mean dependent var	0.049070	
Adjusted R-squared	0.828570	S.D. dependent var	0.119373	
S.E. of regression	0.049425	Akaike info criterion	-2.933388	
Sum squared resid	0.085500	Schwarz criterion	-2.359781	
Log likelihood	88.33469	Hannan-Quinn criter.	-2.714955	
F-statistic	17.91646	Durbin-Watson stat	2.056877	
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Cuadro A95: Importaciones 1908 - 2017

Dependent Variable: LOGDIF_M
Method: ARDL
Sample (adjusted): 1913 2017
Included observations: 105 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): LOGDIFPIB LOGDIF_TCR
LOGDIFPROFIT(-1) LOGDIFRENT(-1)
Fixed regressors: OUT1917 OUT1918 OUT1921 OUT1946 OUT1957
OUT1958 OUT1960 OUT1970 OUT1986 OUT1991 OUT1992
OUT2004 C
Number of models evaluated: 2500
Selected Model: ARDL(4, 1, 1, 0, 0)
Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIF_M(-1)	-0.332067	0.071391	-4.651378	0.0000
LOGDIF_M(-2)	0.235287	0.063612	3.698761	0.0004
LOGDIF_M(-3)	-0.018126	0.056685	-0.319768	0.7500
LOGDIF_M(-4)	-0.163853	0.054885	-2.985365	0.0037
LOGDIFPIB	0.928261	0.150812	6.155103	0.0000
LOGDIFPIB(-1)	0.881911	0.179951	4.900828	0.0000
LOGDIF_TCR	-0.180561	0.038473	-4.693160	0.0000
LOGDIF_TCR(-1)	-0.098079	0.042737	-2.294969	0.0243
LOGDIFPROFIT(-1)	0.101832	0.122860	0.828852	0.4096
LOGDIFRENT(-1)	0.020197	0.042769	0.472236	0.6380
OUT1917	0.249240	0.073513	3.390420	0.0011
OUT1918	-0.224156	0.077345	-2.898146	0.0048
OUT1921	0.204721	0.073292	2.793216	0.0065
OUT1946	0.158464	0.072957	2.172023	0.0327
OUT1957	0.152452	0.070823	2.152567	0.0343
OUT1958	-0.301679	0.072994	-4.132960	0.0001
OUT1960	0.376156	0.082423	4.563748	0.0000
OUT1970	0.240548	0.071951	3.343212	0.0012
OUT1986	0.163356	0.075466	2.164644	0.0333
OUT1991	0.152953	0.070511	2.169206	0.0330
OUT1992	0.199902	0.071567	2.793206	0.0065
OUT2004	0.278826	0.073411	3.798134	0.0003
C	-0.032409	0.009280	-3.492501	0.0008

R-squared	0.790532	Mean dependent var	0.024551
Adjusted R-squared	0.734333	S.D. dependent var	0.134848
S.E. of regression	0.069504	Akaike info criterion	-2.303997
Sum squared resid	0.396131	Schwarz criterion	-1.722654
Log likelihood	143.9599	Hannan-Quinn criter.	-2.068425
F-statistic	14.06669	Durbin-Watson stat	1.898772
Prob(F-statistic)	0.000000		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Cuadro A96: Importaciones 1908 - 1967, *wage*

Dependent Variable: LOGDIF_M
Method: ARDL
Sample (adjusted): 1910 1967
Included observations: 58 after adjustments
Maximum dependent lags: 3 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (3 lags, automatic): LOGDIFPIB LOGDIF_TCR
LOGDIFWAGE(-1)
Fixed regressors: OUT1912 OUT1917 OUT1923 OUT1946 OUT1958
OUT1960 OUT1957 C
Number of models evaluated: 192
Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 0)
Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIF_M(-1)	-0.573108	0.085781	-6.681079	0.0000
LOGDIFPIB	0.482407	0.176941	2.726371	0.0092
LOGDIFPIB(-1)	1.614042	0.206063	7.832759	0.0000
LOGDIF_TCR	-0.163440	0.050604	-3.229768	0.0023
LOGDIF_TCR(-1)	-0.169487	0.052621	-3.220899	0.0024
LOGDIFWAGE(-1)	0.338993	0.158640	2.136866	0.0382
OUT1912	0.210562	0.076218	2.762629	0.0083
OUT1917	0.294730	0.077008	3.827266	0.0004
OUT1923	-0.138006	0.077513	-1.780417	0.0819
OUT1946	0.260229	0.076207	3.414767	0.0014
OUT1958	-0.300900	0.077297	-3.892773	0.0003
OUT1960	0.442274	0.082803	5.341258	0.0000
OUT1957	0.160615	0.074875	2.145103	0.0375
C	-0.059733	0.012346	-4.838361	0.0000

R-squared	0.797847	Mean dependent var	0.007312
Adjusted R-squared	0.738120	S.D. dependent var	0.142823
S.E. of regression	0.073089	Akaike info criterion	-2.187778
Sum squared resid	0.235047	Schwarz criterion	-1.690430
Log likelihood	77.44557	Hannan-Quinn criter.	-1.994051
F-statistic	13.35821	Durbin-Watson stat	1.620011
Prob(F-statistic)	0.000000		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Cuadro A97: Importaciones 1968 - 2017, *wage*

Dependent Variable: LOGDIF_M
Method: ARDL
Sample: 1968 2017
Included observations: 50

Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
 Dynamic regressors (4 lags, automatic): LOGDIFPIB LOGDIF_TCR
 LOGDIFWAGE(-1)
 Fixed regressors: OUT1970 OUT1984 OUT2004 OUT2009 C
 Number of models evaluated: 500
 Selected Model: ARDL(2, 0, 0, 1)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIF_M(-1)	-0.013498	0.085073	-0.158665	0.8748
LOGDIF_M(-2)	0.146806	0.082359	1.782515	0.0825
LOGDIFPIB	2.004105	0.216224	9.268662	0.0000
LOGDIF_TCR	-0.109776	0.052109	-2.106662	0.0416
LOGDIFWAGE(-1)	-0.014282	0.149263	-0.095684	0.9243
LOGDIFWAGE(-2)	0.284342	0.144261	1.971025	0.0558
OUT1970	0.125996	0.060962	2.066782	0.0454
OUT1984	-0.133014	0.062480	-2.128920	0.0396
OUT2004	0.209137	0.063637	3.286391	0.0022
OUT2009	-0.160101	0.058847	-2.720619	0.0097
C	-0.016931	0.011450	-1.478627	0.1473
R-squared	0.821652	Mean dependent var		0.049070
Adjusted R-squared	0.775922	S.D. dependent var		0.119373
S.E. of regression	0.056507	Akaike info criterion		-2.717355
Sum squared resid	0.124530	Schwarz criterion		-2.296710
Log likelihood	78.93387	Hannan-Quinn criter.		-2.557171
F-statistic	17.96734	Durbin-Watson stat		1.936250
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Cuadro A98: Importaciones 1908 - 2017, *wage*

Dependent Variable: LOGDIF_M
 Method: ARDL
 Sample (adjusted): 1915 2017
 Included observations: 103 after adjustments
 Maximum dependent lags: 9 (Automatic selection)
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
 Dynamic regressors (9 lags, automatic): LOGDIFPIB LOGDIF_TCR
 LOGDIFWAGE(-1)
 Fixed regressors: OUT1917 OUT1918 OUT1921 OUT1946 OUT1958
 OUT1960 OUT1967 OUT1970 OUT1992 OUT2004 C
 Number of models evaluated: 9000
 Selected Model: ARDL(2, 6, 0, 0)
 Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGDIF_M(-1)	-0.263943	0.073311	-3.600339	0.0005
LOGDIF_M(-2)	0.357718	0.076409	4.681646	0.0000
LOGDIFPIB	1.102725	0.163741	6.734563	0.0000
LOGDIFPIB(-1)	0.793025	0.184128	4.306919	0.0000
LOGDIFPIB(-2)	-0.124511	0.179433	-0.693911	0.4897
LOGDIFPIB(-3)	-0.312198	0.167099	-1.868344	0.0653
LOGDIFPIB(-4)	0.071893	0.155699	0.461742	0.6455
LOGDIFPIB(-5)	-0.486369	0.156155	-3.114661	0.0025
LOGDIFPIB(-6)	0.376288	0.154949	2.428458	0.0174
LOGDIF_TCR	-0.153779	0.037955	-4.051621	0.0001
LOGDIFWAGE(-1)	0.020427	0.122471	0.166793	0.8679
OUT1917	0.263856	0.078993	3.340249	0.0013

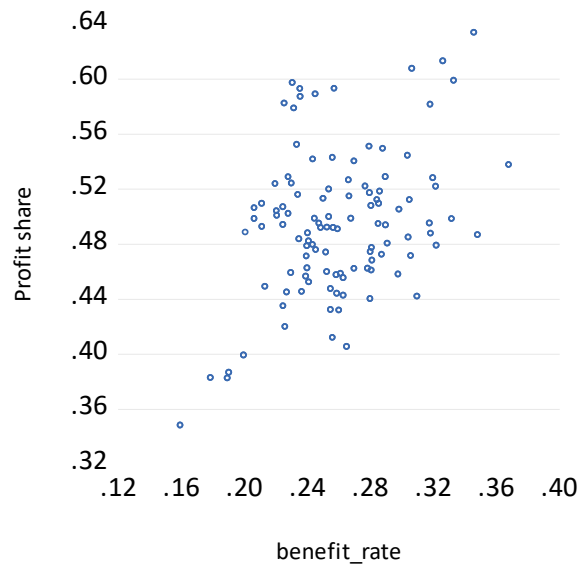
OUT1918	-0.295196	0.080994	-3.644655	0.0005
OUT1921	0.241493	0.078506	3.076103	0.0029
OUT1946	0.222348	0.078408	2.835767	0.0058
OUT1958	-0.238103	0.074707	-3.187145	0.0020
OUT1960	0.420555	0.081349	5.169767	0.0000
OUT1967	0.250932	0.076520	3.279320	0.0015
OUT1970	0.196430	0.072575	2.706593	0.0083
OUT1992	0.187302	0.073164	2.560035	0.0123
OUT2004	0.240196	0.074261	3.234499	0.0018
C	-0.031146	0.011931	-2.610595	0.0108
<hr/>				
R-squared	0.787079	Mean dependent var	0.026447	
Adjusted R-squared	0.731878	S.D. dependent var	0.134936	
S.E. of regression	0.069871	Akaike info criterion	-2.297438	
Sum squared resid	0.395434	Schwarz criterion	-1.734680	
Log likelihood	140.3180	Hannan-Quinn criter.	-2.069502	
F-statistic	14.25827	Durbin-Watson stat	2.006380	
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

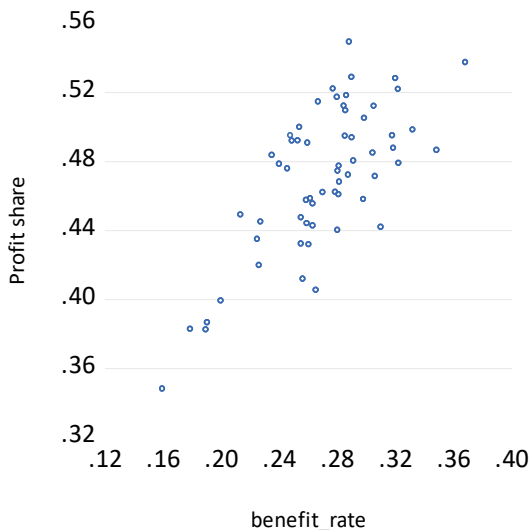
Anexo F: Correlación entre tasa y cuota de beneficios

En esta Tesis se ha planteado que si bien la participación de los beneficios en el ingreso ha afectado negativamente al proceso de crecimiento económico, los perceptores de beneficios han tenido incentivos a mantener (o, directamente, a aumentar) su cuota en el ingreso; esto es así porque la tasa de beneficios ha mostrado una correlación positiva con la cuota de beneficios. Se presentan a continuación los gráficos que permiten respaldar esta afirmación, tanto para la totalidad del periodo (1908 – 2017), como para los sub-períodos 1908 – 1967 y 1968 – 2017.

1908 – 2017



1908 – 1967



1968 – 2017

