

DESEMPLEO Y ACTIVIDAD ECONÓMICA EN URUGUAY: ¿UNA RELACIÓN NO LINEAL?

Un análisis entre los años 1997 y 2019

Maite Rubira Fernández

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

Montevideo - Uruguay

Agosto de 2020

DESEMPLEO Y ACTIVIDAD ECONÓMICA EN URUGUAY:

¿UNA RELACIÓN NO LINEAL?

Un análisis entre los años 1997 y 2019

Maite Rubira Fernández

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:

Dra. Bibiana Lanzilotta

Codirector de tesis:

Dr. Gonzalo Zunino

Director académico:

Dr. Andrés Dean

Montevideo - Uruguay

Agosto de 2020

INTEGRANTES DEL TRIBUNAL DE DEFENSA DE TESIS

Profesor Titular Dr. Nombre Apellido

Profesor Titular Dr. Nombre Apellido

Profesor Titular Dr. Nombre Apellido

Montevideo - Uruguay

Agosto de 2020

Agradecimientos

En primer lugar, agradecer a mis tutores, *Bibiana Lanzilotta* y *Gonzalo Zunino*, por el apoyo y motivación a lo largo del proceso de elaboración de la tesis, su guía y dedicación han sido fundamentales.

En segundo lugar, mi agradecimiento a la Agencia Nacional de Investigación e Innovación (ANII) por apoyar económicamente el proyecto y a *Yesica Abraham* por su trabajo continuo.

En tercer lugar, agradecer los aportes de mis colegas *Rosario Ravera*, *Fernanda Maillot* y *Alejandra Picco*, quienes me han guiado en los primeros pasos del trabajo.

Finalmente, quiero destacar los valiosos comentarios de mis amigos y compañeros de estudio, *Luana Méndez*, *Leticia Correa* y *Pablo Marmissolle*. A mi familia y amigos por su apoyo incondicional, especialmente a *Mauro da Rocha* quien me ha brindado su paciencia infinita.

Resumen

El objetivo de esta investigación es estudiar la relación dinámica entre el desempleo y el nivel de actividad en Uruguay, en el período 1997–2019. Se busca identificar si esa relación difiere en las fases expansivas respecto de las recesivas del ciclo económico o, de acuerdo a la posición cíclica de la economía, alejándose así de la proposición de relación lineal que establece la denominada ley de Okun. A su vez, el modelo incorpora factores institucionales del mercado laboral que podrían interferir en el modelo de Okun, limitando el poder de respuesta del desempleo ante fluctuaciones de la economía. El análisis lineal mediante modelos ARDL, encuentra que los factores negociación colectiva e informalidad son significativos para explicar la relación desempleo-PIB. En línea con los antecedentes, las estimaciones muestran que la elasticidad del desempleo ante el PIB es de un -0,23, por lo cual, un aumento de un 1% del PIB repercutiría en una caída de 0,23 puntos porcentuales en la tasa de desempleo. El análisis no lineal, sobre la base de la aplicación de modelos TAR, indicó la existencia de asimetrías en la relación desempleo-producto según la fase que se encuentre la economía, lo que aporta evidencia a favor de la hipótesis de no estabilidad.

Palabras clave

Ley de Okun; Desempleo; ARDL; TAR; Uruguay, nonlinear times series models, Threshold models

Clasificación JEL: J64; C22; O49

Abstract

The objective of this research is to study the dynamic relationship between unemployment and the level of activity in Uruguay, for the period 1997-2019. The aim is to identify whether this relationship differs in the expansionary phases from the recessive phases of the economic cycle or, according to the cyclical position of the economy, thus moving away from the linear relationship proposition established by Okun's law. In turn, the model incorporates institutional factors of the labor market that may interfere with Okun's model, limiting the response power of unemployment to fluctuations in the economy. The linear analysis using ARDL models finds that the factors of collective bargaining and informality are significant to explain the unemployment-GDP relationship. In line with the background, the estimations mention that the elasticity of unemployment to GDP is -0.23, therefore, an increase of 1% of GDP would have a fall of 0.23 percentage points. The non-linear analysis, based on the application of TAR models, specified the existence of asymmetries in the unemployment-output relationship according to the phase of the economy, which provides evidence in favor of the hypothesis of non-stability.

Keywords

Okun's Law; Unemployment; ARDL; TAR; Uruguay nonlinear times series models, Threshold models,

JEL Codes: J64; C22; O49

Tabla de Contenido

Introducción	1
Fundamentos Teóricos	4
Antecedentes y Justificación	4
Marco Teórico	9
Hipótesis	12
Estrategia de Análisis	13
El Modelo de Análisis	13
Los datos	16
Metodología Econométrica	18
Resultados Obtenidos	21
Resultados del análisis lineal	25
Resultados del análisis lineal	29
Conclusiones	35
Referencias Bibliográficas	37
Anexos	1
Anexo 1: Test de raíz unitaria de las series utilizadas en la estimación	1
Anexo 2: Modelos ARDL	9
Anexo 3: Modelos MCO	21
Anexo 4: Modelos TAR	25
Anexo 5: Modelos TAR alternativo	37

Introducción

La relación inversa entre crecimiento económico y desempleo que establece la ley de Okun ha tenido una importancia fundamental por su rol como insumo de política económica. Sin embargo, en el último período de tiempo dicha relación aparenta no ser estable, contrariamente a lo que esta ley empírica plantea (ver Canarella y Miller, 2017; Bournakis y Christopoulos, 2017).

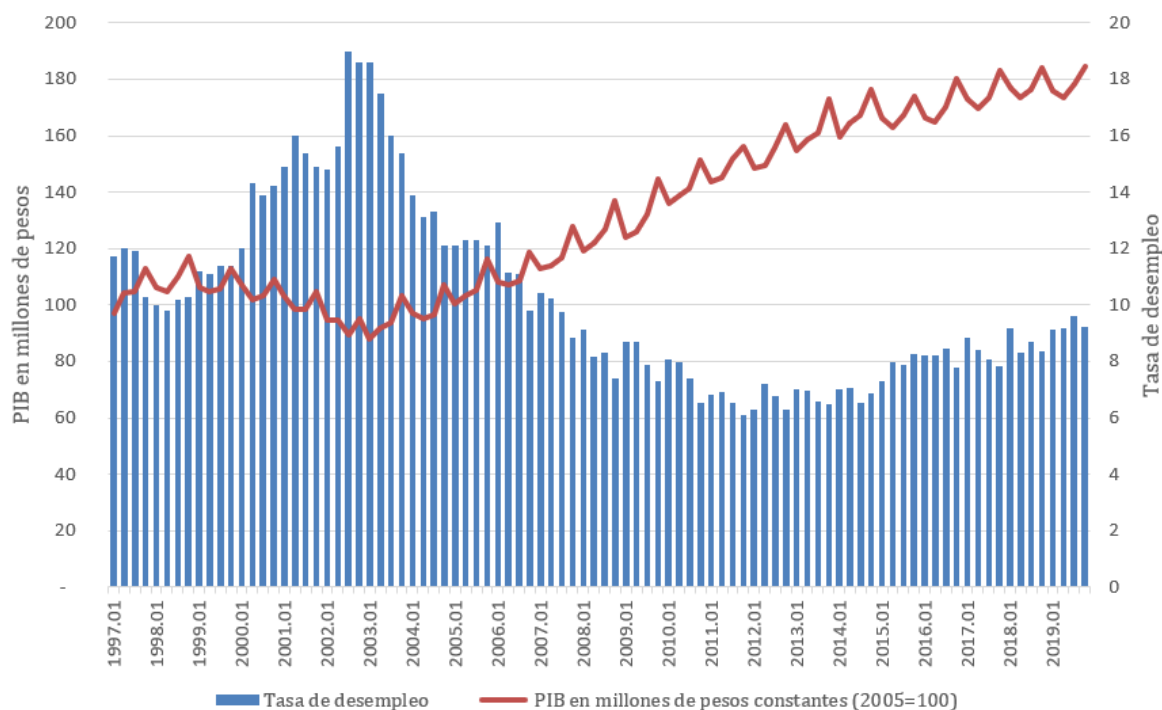
Okun (1962), a través de un estudio empírico para la economía de Estados Unidos entre 1947 – 1960, encuentra que ante un aumento de un 1% de la tasa de crecimiento del producto, la tasa de desempleo cae 0,3 puntos porcentuales. La denominada ley de Okun, a pesar de sus limitaciones por asumir estabilidad, linealidad y simetría a lo largo del tiempo en el vínculo entre desempleo y nivel de actividad, ha sido considerada una “regla de oro” en los campos de predicción macroeconómica, evaluación y modelación de políticas económicas. Estudios aplicados más recientes, como Guisinger et al. (2018), Bournakis y Christopoulos (2017), Canarella y Miller (2017), Cuaresma (2003) y Lee (2000), han intentado levantar algunos de los supuestos lineales restrictivos implícitos en esta ley.

El interés de esta investigación es entender si la regla macroeconómica se cumple para Uruguay como un aporte a una especificación más precisa en la relación producto – desempleo que contribuya a la discusión de políticas económicas efectivas y acordes a la realidad del país.

Como se puede observar en el Gráfico 1, a partir del primer trimestre del 2003 parece haber un cambio en la tendencia del PIB de Uruguay, más exactamente con posterioridad a la crisis del 2002 cuando el PIB cae abruptamente y la tasa de desempleo alcanza su máximo del período de análisis (17%). Amarante y Dean (2012), en un estudio sobre el mercado laboral nacional, observan que el empleo mostró una recuperación menos veloz luego de la crisis. En cambio, la tasa de desempleo parece mostrar una respuesta rápida, pero no estable en el tiempo.

Por otra parte, Carrasco et al. (2018), destacan que entre 2006 - 2016 la tasa de desempleo y el tiempo que demoran los desocupados en encontrar un nuevo empleo, han disminuido. La tasa de desempleo pasó de 10,8 % a 7,9% en dicho período. No obstante, entre los años 2014 y 2016 se observa un aumento de la tasa de desempleo, el cual se centra en mayor medida en la tasa de desempleo masculina que pasa de 5,1% a 6,5%, en tanto la economía mostraba un crecimiento económico de 1,8%. Lo anterior parece sugerir que el desempleo y el crecimiento de la economía no mantendrían una correlación estable a lo largo del tiempo.

Gráfico 1. PIB y Tasa de Desempleo en Uruguay 1997.Q1- 2019.Q4



Fuente: Elaboración propia en base a datos de BCU e INE.

En vista de la relevancia de analizar la elasticidad del desempleo ante variaciones del nivel de actividad, en el estudio sobre la vigencia de la ley de Okun para Uruguay, Merlo y Porrás-Arena (2019) señalan que la ley macroeconómica muestra ser significativa y con magnitudes similares a los antecedentes internacionales (0,27 p.p.). Estos autores realizan su análisis en base a modelos lineales en diferencias y sobre brechas de las variables PIB y desempleo, para el período 1968 – 2018 y adicionalmente exploran la hipótesis de no estabilidad de la relación a lo largo del tiempo. Los autores rechazan esta última hipótesis a partir de la evidencia preliminar hallada.

En la literatura vinculada a la ley de Okun, es abundante el estudio y la evidencia derivada sobre las posibles formas no lineales en la relación macroeconómica en cuestión. A su vez, son diversos los fenómenos que podrían llegar a explicar los eventuales quiebres o asimetrías (Valadkhani y Smyth, 2015; Owyang y Sekhposyan, 2012). Un enfoque frecuentemente utilizado, es el estudio de la estabilidad según la fase del ciclo que se encuentra la economía (Bournakis y Christopoulos, 2017; Canarella y Miller, 2017).

La presente investigación analiza la relación dinámica entre desempleo y crecimiento a lo largo de las dos últimas décadas, período en el cual la economía transitó por diversas fases del ciclo macroeconómico. La economía uruguaya atravesó por etapas de expansión (2004-2010) y también de profundas recesiones (1999-2003), como se puede observar en el Cuadro 1. El interés es indagar si existen quiebres estructurales o no linealidades según el signo y magnitud de las fluctuaciones

cíclicas, identificando si esta relación difiere, por ejemplo, entre las etapas recesivas y expansivas del ciclo económico, como encuentran Canarella y Miller (2017). El análisis empírico se basa en la especificación modelos autorregresivos por umbrales (Threshold Autoregressive Models, TAR).

Cuadro 1. Tasa de desempleo y crecimiento del PIB 1991 - 2019

Período de tiempo	Tasa de Desempleo (%)	Tasa de crecimiento del PIB (%)
1991-1998	9,9	4,8
1999-2003	14,8	-2,9
2004-2010	10,0	6,0
2011-2015	7,0	3,4
2016-2019	8,6	1,6

Fuente: BCU e INE.

Por otra parte, como sostiene Bergara (2015), es fundamental tomar en consideración el marco institucional de una sociedad para comprender los procesos económicos que de ésta surgen, presentando un análisis de las instituciones como una vía para evaluar los problemas económicos. El autor señala que la incorporación de instituciones puede alterar los escenarios económicos, razón por la cual, los modelos planteados deben incorporar dichas restricciones institucionales y su variación en el tiempo. En este sentido, en la presente investigación se incorporan elementos de la teoría que contribuyen a analizar, no sólo como la estabilidad del desempleo se comporta ante modificaciones del nivel de actividad, sino también la forma en que las rigideces del mercado laboral podrían interferir en el poder de respuesta del desempleo ante fluctuaciones.

En síntesis, el objetivo de esta investigación es estudiar la relación dinámica entre la tasa de desempleo y el PIB durante el período 1997 – 2019, en Uruguay. Se procura generar nueva evidencia a los efectos de responder las siguientes preguntas: ¿Cómo es la dinámica desempleo - producto a nivel nacional, en dicho período? ¿La relación entre desempleo y crecimiento en las etapas recesivas y expansivas es lineal? ¿La elasticidad del desempleo ante cambios en el nivel de actividad a lo largo del ciclo económico, presenta rigideces vinculadas a factores institucionales del mercado de trabajo?

Este documento se organiza de la siguiente forma. La sección siguiente plantea los fundamentos teóricos de la investigación, donde se analizan los antecedentes, fundamentos y modelo teórico. La tercera sección describe la estrategia de análisis, que incluye el modelo de análisis, la descripción de los datos y la metodología empírica. La cuarta sección presenta los principales resultados obtenidos. Por último, se exponen las principales conclusiones y la agenda de investigación a futuro. El documento se acompaña de cinco anexos.

Fundamentos Teóricos

En la presente sección se desarrollan los fundamentos teóricos de la investigación y de los principales antecedentes. Posteriormente, en base a los antecedentes y el modelo teórico descritos, se presentan las hipótesis que guiarán el desarrollo de la investigación.

Antecedentes y Justificación

La ley de Okun establece la relación inversa entre crecimiento económico y desempleo, estimado originalmente para la economía de Estados Unidos entre los años 1947 y 1960, obteniendo un coeficiente de 0,30 (Okun, 1962). Dicha relación empírica, ha tenido una importancia fundamental por su rol como insumo de política económica. Sin embargo, en el último período de tiempo dicha relación aparenta no ser estable, contrariamente a lo que esta ley empírica plantea. La última gran recesión (2007-2009) ha mostrado un quiebre importante en el comportamiento de las economías del hemisferio norte, el cual ha sido objeto de análisis por parte de la academia desde diversas perspectivas, incluida la ley de Okun (Canarella y Miller, 2017; Bournakis y Christopoulos, 2017).

Desde entonces la literatura empírica que se ha abocado al análisis de la estabilidad estructural que la ley de Okun plantea en la relación desempleo-producto se ha multiplicado. Por ejemplo, Valadkhani y Smyth (2015) encuentran cambios y asimetrías en dicha relación para el caso de Estados Unidos desde la segunda guerra mundial. El análisis de los cambios estructurales también lo aborda Lee (2000) para un conjunto de 16 países de la OCDE, encontrando que el coeficiente de Okun difiere notoriamente entre países; en su trabajo presenta dos modelos: uno en diferencias y un segundo modelo donde extrae la brecha entre la tendencia y la desviación de la tendencia de las variables. Por otro lado, Sögner (2001) que utiliza la metodología de Markov para testear la presencia de cambios estructurales para el caso de Australia entre 1977 y 1995 en la relación entre desempleo y producto, encuentra que la misma es estable. Halla que para reducir un 1% la tasa de desempleo sería requerido un crecimiento de la economía de 4,16%.

El análisis de la no linealidad en la relación entre desempleo y producto, a lo largo del ciclo económico, fue discutido por varios autores, encontrando diferencias en fases recesivas y expansivas. En un análisis para Grecia, Bournakis y Christopoulos (2017) estudian el coeficiente de Okun a lo largo del ciclo económico, encontrando diferencias según la fase del ciclo que se encuentre la economía; obtienen como principal resultado que el país necesitaría de 11 a 13 años para que la tasa de desempleo recupere su nivel anterior a la crisis. Cuaresma (2003) encuentra que

el efecto contemporáneo del crecimiento económico sobre el desempleo es asimétrico y significativamente más alto en recesiones en comparación con fases expansivas del ciclo para el caso norteamericano justificando la dependencia del coeficiente de Okun a la fase del ciclo.

Owyang y Sekhposyan (2012) también estudian las últimas recesiones de la economía estadounidense, con el objetivo de analizar la variación de la relación desempleo-producto en el ciclo económico y su robustez cuando se utiliza la tasa de desempleo para personas de 20 años o más. Encuentran que el desempleo de ese grupo etario es menos sensible a variaciones en el PIB. Los autores, levantan algunos de los supuestos restrictivos implícito en esta ley y encuentran que el coeficiente de Okun sigue una dinámica no lineal en el tiempo. Identifican cambios estructurales para la economía estadounidense en 1973, por el shock en el precio del petróleo, y en 2009, luego de la gran recesión de los países desarrollados.

Son varios los estudio que trabajan con modelos de parámetros variables (Beaton, 2010; Huang y Li, 2007). Obtienen que la ley de Okun exhibe no estabilidad estructural para las economías de Canadá y Estados Unidos, con aumentos en la sensibilidad del desempleo ante variaciones del producto para ambas economías, en el período más reciente, Beaton (2010). En dicho trabajo, se modela la variación en el tiempo con un *random walk* sin deriva y se estiman utilizando el estimador imparcial medio, desarrollado por Stock y Watson (1998). En cambio, en el estudio de Huang y Li (2007), emplean el desarrollo de Koop y Tobias (2006), donde la evolución de los coeficientes de Okun, no se especifica y se trata como una función en el tiempo desconocida, no paramétrica. Este estudio muestra grandes variaciones de los coeficientes de Okun en el tiempo, el cual varía alrededor del coeficiente obtenido mediante el modelo convencional en diferencias, para la economía de Estados Unidos en el período 1948-2006. Al demostrar la variación de la relación de desempleo-producto en el tiempo, ambos estudios, señalan la importancia de trabajar con especificaciones que incorporen este efecto, puesto que estudios con parámetros fijos podrían arrojar resultados e interpretaciones incorrectas.

Otra parte de la literatura estudia la divergencia de la magnitud del coeficiente de Okun, por Estados o regiones buscando encontrar variables que expliquen dicho fenómeno; Porrás-Arena y Martín-Román (2018) incorporan al análisis el empleo por cuenta propia, como fenómeno que contribuya a explicar dichas diferencias. En la investigación, encuentran que el trabajo por cuenta propia es relevante para explicar la ley de Okun, aún en mayor medida que la productividad laboral por trabajador, que era considerado el principal factor de la divergencia a nivel de las comunidades autónomas de España. Dicho trabajo, parte del supuesto que el aumento en la proporción de trabajadores por cuenta propia es principalmente motivado por la necesidad de autoempleo y no por oportunidad a emprender. Dicho enfoque podría relacionarse con la informalidad del mercado

laboral, por su carácter contracíclico. Se obtiene como resultado un coeficiente de Okun menor en términos absolutos, para aquellas comunidades con altos niveles de trabajo por cuenta propia.

Durech et al. (2014) toman un conjunto de variables, entre ellas, demográficas, educativas y de desempeño económico, para entender los factores que contribuyen a explicar las diferencias en la dinámica desempleo – producto, entre los estados de República Checa y Eslovaquia. En su estudio, encuentran que el desempleo cíclico está altamente relacionado en regiones que presentan altos niveles de formación bruta de capital fijo, inversión extranjera directa, inversión en I+D y buena infraestructura en carretera. Sin embargo, notan que regiones con alto desempleo de largo plazo no logran beneficiarse de la brecha del producto.

Son varios los estudios que han buscado los fundamentos que explican la forma de la ley de Okun, y la magnitud del coeficiente. Entre ellos, Guisinger et al. (2018) encuentran que mercados laborales más flexibles son factores importantes para explicar las diferencias entre Estados Unidos. Observan que elevados niveles educativos, bajos porcentajes de sindicalización y altos porcentajes de empleo no manufacturero, generan un coeficiente de Okun menor en términos absolutos. Concluyen que rigideces en el mercado laboral conducen a un coeficiente de Okun más grande (en términos absolutos). Sögner y Stiassny (2002) estudian la vía por la cual las políticas laborales, que generen rigideces en el mercado de trabajo y afecten la toma de decisiones de parte del empresariado, repercuten en la dinámica desempleo–producto. Trabajan con el indicador EPL¹ (Employment Protection Legislation), y obtienen un efecto significativo y negativo de dicho indicador sobre el coeficiente de Okun. No obstante, la relación entre el indicador EPL y la elasticidad desempleo-producto no mostraría ser lineal para todas las economías analizadas (Balakrishnan et al., 2010; Ball et al., 2016; Cazes et al., 2012).

Para América Latina, Porrás-Arenas y Martín Román (2020) estudian la magnitud del coeficiente de Okun y características del mercado de trabajo que explican las diferencias en la dinámica desempleo-producto entre los países. Observan que las economías con altos porcentajes de: empleo autónomo, de trabajadores familiares no remunerados, de empleo en el sector agropecuario y de empleo en la economía informal, presentan elasticidades del desempleo-producto nulas o con valores menores (en términos absolutos) respecto a los restantes países de la muestra. Los autores señalan la importancia del fenómeno de empleo informal, en particular para el caso de México (Liquitaya, 2005), donde la evolución del empleo informal a lo largo del ciclo económico llega a generar una elasticidad desempleo-producto nula o reducida en términos absolutos.

¹ <https://www.oecd.org/employment/emp/oecdindicatorsofemploymentprotection.htm>

Para el caso de Uruguay, Merlo y Porrás-Arenas (2019) estudian la vigencia de ley de Okun con los modelos lineales originales (modelo en diferencias y en brechas) para el período 1968-2018. Dichos autores encontraron un coeficiente de Okun significativo y alineado con los antecedentes internacionales de -0,27 p.p.. Los datos muestran que en un primer período de análisis (1968 - 2003), el desempleo presenta mayor sensibilidad ante variaciones del nivel de actividad, en comparación con el período más reciente (2004 - 2018) donde el coeficiente muestra ser más pequeño en términos absolutos. De todas formas, estudian la estabilidad del coeficiente a lo largo del tiempo, estiman la relación desempleo-producto, por ventanas móviles de tiempo, y no obtienen evidencia suficiente para rechazar la hipótesis de estabilidad de dicha relación.

Ball et al. (2017), en línea con estos resultados, ubican a Uruguay dentro de un grupo junto a otros siete países que cuentan con un coeficiente de Okun relativamente más alto que el promedio de los países en desarrollo, pero con una magnitud menor en comparación con los países desarrollados. En dicha investigación, estudia el coeficiente de Okun para 71 países, 29 clasificados como economías avanzadas y 42 en desarrollo, con datos de frecuencia anual para el período 1983-2015 para el caso de Uruguay, hallando un coeficiente de Okun de -0,22. Adicionalmente, concluyen que el empleo informal y la regulación del mercado de trabajo, entre otros factores, resultan significativamente determinantes de los coeficientes de Okun para la muestra de países analizada.

Entre otras investigaciones que analizan el mercado laboral de Uruguay, ya no centradas en el estudio de la ley de Okun pero que aportan elementos importantes para la comprensión de dicha relación, cabe citar a Carbajal et al. (2005), Porrás (2017), Maillot (2016) y Bergara (2015).

Carbajal et al. (2005), modelizan a través de determinantes macroeconómicos y variables institucionales la no linealidad de los salarios privados nacionales en busca de estudiar el efecto de la negociación colectiva sobre los salarios en el corto plazo. Utilizaron el tipo de negociación (tripartita, bipartita), el grado de centralización de la negociación (a nivel de rama o de empresa) y el grado de sindicalización de la rama o sector. La intervención estatal en el mercado laboral también es analizada por Porrás (2017), en la creación del Indicador de Malos Empleos (IME), utiliza la metodología de Alkire y Foster (2007, 2011) para la construcción de un índice multidimensional de los asalariados en Uruguay. La investigación evidencia que la mejora de la calidad de las ocupaciones no es resultado de un mero crecimiento económico, sino que requiere de regulación por parte del Estado.

Maillot (2016) estudia la relación entre empleo informal y el nivel de actividad económica de Uruguay para el período 1986-2015, utilizando técnicas de cointegración multivariada. Se

obtiene que existe una relación de largo plazo entre dichas variables y con signo negativo para las definiciones de empleo informal productivo y legalista, también para la categoría de cuentapropistas sin local. A partir de la relación negativa concluye que para estas aproximaciones se cumple la hipótesis de mercados segmentados. Una de las causas señaladas de la verificación de este patrón de comportamiento del empleo informal contracíclico, es el exceso de regulación del mercado laboral (De Soto, 1987). Por otra parte, cuando se analiza la categoría de cuentapropista con local, encuentra un coeficiente positivo, por lo que Maillot sugiere que, por el contrario, para este subconjunto de ocupados se cumpliría la hipótesis de mercados integrados.

Por otra parte, se debe destacar que, desde el año 2005 junto al cambio de autoridades, el país ha presenciado una serie de reformas institucionales en materia de relaciones laborales. La reinstauración de los Consejos de Salarios fue uno de los mayores cambios ocurridos. Dichos Consejos no habían sido convocados desde 1992, ante el vencimiento de los convenios celebrados en setiembre de 1990. Como señala Mazzuchi (autora de la Contribución al Capítulo III del libro de Bergara, 2015), las reformas tuvieron como objetivo: fomentar el diálogo, promover la negociación y fortalecer al sindicalismo. Sin perjuicio del sector privado que ya formaba parte de los Consejos anteriores, los nuevos ámbitos institucionales fueron incorporando de forma progresiva nuevos sectores, como son: trabajadores rurales, sector público y por último al servicio doméstico. Por otra parte, desde 2005, Martínez y Casalí (2019), señalan un conjunto de reformas que habrían propendido a una mayor formalización de los trabajadores (inclusión de nuevos colectivos a la seguridad social, creación o ampliación de regímenes especiales como el Monotributo, regulación de trabajo doméstico, etc.) Asimismo, se puede señalar a la creación del Sistema Nacional Integrado de Salud como una de las políticas que ha jugado un rol fundamental en la formalización del empleo.

Los estudios reseñados, evidencian la relevancia de incorporar características específicas del mercado de trabajo nacional, los rasgos de informalidad y su evolución, así como la institucionalidad asociada a la negociación salarial cuando se analiza la sensibilidad del desempleo al nivel de actividad. De no considerarse, los resultados que se obtengan podrían presentar sesgos.

Marco Teórico

Parte de la literatura sobre el funcionamiento del mercado laboral, asume la presencia de rigideces en ajustes, separándose del contexto de competencia perfecta y sostienen la presencia de desempleo involuntario. La ley que Okun se encuentra alineada con estos supuestos, dado que plantea la existencia de desempleo involuntario que varía con el ciclo económico.

Los datos del mercado laboral en Uruguay sugieren la existencia de desempleo involuntario. En efecto, el desempleo promedio en el período de análisis se situó en 10,2%, cifra que difícilmente podría considerarse compatible con una situación de desempleo friccional, en particular teniendo en cuenta que el desempleo promedio en el mundo y en América Latina se situó en 5,7% y 7,7% respectivamente en el mismo período (según datos del Fondo Monetario Internacional²). En este contexto, parece adecuado apoyarse en un modelo teórico no Walrasiano, caracterizado por la existencia de desempleo involuntario y que procure explicar los determinantes del mismo. En esta línea, el modelo teórico sobre el cual se basa la investigación es el enfoque neo-keynesiano con rigideces nominales desarrollado en Romer (2011). En este caso se toma el enfoque con salarios nominales flexibles, pero rigideces de precios en el mercado de bienes en el corto plazo. El enfoque se diferencia del modelo de Keynes en su texto “Teoría General” (1936), en el que el salario se comporta bajo el supuesto de ser insensible a variaciones del producto en dicho período de tiempo.

Se asumen adicionalmente imperfecciones en el mercado laboral, donde el ajuste de los salarios reales presenta rigideces a la baja por aspectos no Walrasianos, lo que lleva a que el salario real se sitúe por encima del nivel de equilibrio de la oferta y demanda.

La función de salario real se representará en primera instancia por la ecuación 1:

$$\frac{W}{P} = W(L) \quad (1) \quad \text{con} \quad w'(\cdot) \geq 0$$

Por otro lado, en el modelo neo-keynesiano se plantea que en el mercado de trabajo se obtiene la *demanda de trabajo efectiva*, donde la cantidad de trabajo demandado está determinada por la demanda de bienes que enfrentan las empresas. Por lo cual, el empleo responde de forma positiva ante aumentos del producto.

$$\text{Función de producción:} \quad Y = F(L) \Rightarrow L = F^{-1}(Y) \quad (2)$$

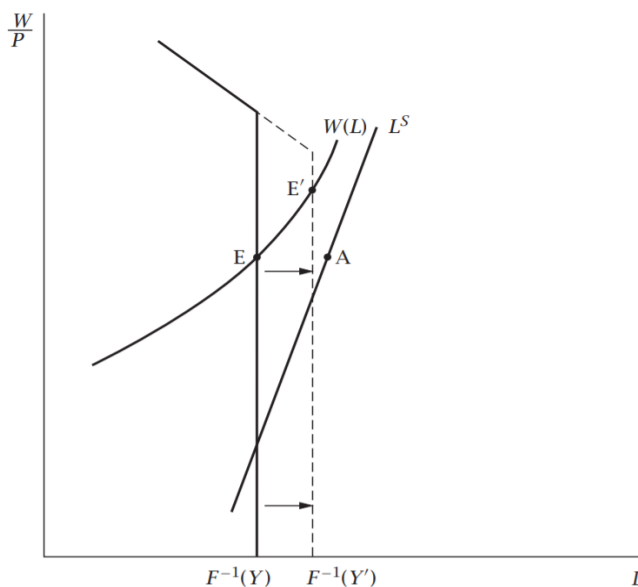
En un contexto de rigideces nominales en el mercado de bienes, la oferta agregada de la economía se representaría de forma horizontal en los ejes producto-inflación, el costo marginal es

² { HYPERLINK

<https://data.worldbank.org/indicator/SL.UEM.TOTL.NE.ZS?end=2019&locations=ZJ&start=1997&view=chart> }

igual al nivel de precios determinado de forma exógena. De esta forma, se obtiene que la demanda agregada tiene repercusiones en la economía en términos reales, esto es, movimientos en la demanda agregada generan modificaciones en el nivel de empleo, dada una tasa de inflación fija.

Gráfico 2. Mercado laboral no Walrasiano con rigideces en precios y flexibilidad salarial



Fuente: Romer (2011).

Como muestra el Gráfico 2, el nivel de empleo y el salario real se determinan con la intersección de la curva de demanda efectiva y la curva de la función del salario real. El modelo permite obtener valores de equilibrio con presencia de desempleo, el cual se ve representado en la distancia entre los puntos E y A. Cambios en la demanda de trabajo se ven reflejados en movimientos a lo largo de la función de salario real y no de la oferta de trabajo. Por lo cual, cuando la función de salario real tiene menos inclinación que la de oferta de trabajo, los shocks negativos por el lado de la demanda de bienes se ven reflejados en un aumento del desempleo.

Notar que en la medida en que no se tiene una forma funcional concreta para la curva de salario real, no existen fundamentos a priori para esperar una relación lineal entre ambas variables. En particular, en la representación utilizada por Romer (2011), un movimiento similar en la demanda agregada tiene proporcionalmente mayor impacto sobre el desempleo mientras más lejos del nivel de pleno empleo nos encontremos en el punto de partida. En efecto, cuanto menor sea el nivel inicial del producto, mayor es la distancia entre la curva de salario y la curva de oferta de trabajo, lo cual implica una mayor tasa de desempleo. Es decir, a partir de la representación del mercado laboral del Gráfico 2, se puede observar que la reacción del desempleo ante cambios del producto aparenta ser no lineal, dependiendo del nivel inicial de donde parta la economía.

La existencia de rigideces en los salarios, así como el grado y velocidad de su ajuste, que determinan en nuestra representación la forma de la curva $W(L)$, pueden ser explicados, entre otras cosas, por aspectos institucionales del mercado de trabajo, como proponen los modelos de trabajadores *insiders* – *outsiders* o *los modelos de salarios de eficiencia*. El modelo de insiders-outsiders, propuesto por (Lindbeckl y Snower, 1989) separa a los trabajadores en dos grupos, dependiendo de la relación que mantengan con la empresa. Los trabajadores internos, mantienen una relación laboral con la empresa y se ven abarcados en las negociaciones, mientras que los externos a la empresa pueden ser contratados, pero con posterioridad al acuerdo salarial de la empresa con los trabajadores internos (*insiders*). Por otra parte, puede argumentarse, como señala la teoría de salarios de eficiencia (Shapiro y Stiglitz, 1984), que la implementación de salarios reales más altos es una herramienta, para incentivar mejoras en la productividad de los trabajadores.

En línea con estos planteos teóricos, el trabajo de Carbajal et al. (2005) realiza un análisis empírico, donde el salario real de la economía está determinado por fundamentos macroeconómicos e institucionales, como el poder de negociación de los trabajadores. Dicha relación depende de variables institucionales, como el tipo de negociación que se encuentra establecido por parte del Estado y el grado de centralización de dicha negociación por rama o sector económico que se encuentra la empresa

De forma similar al antecedente mencionado, en nuestro modelo, vamos a considerar que la función de salario real W , incorpora adicionalmente factores institucionales, de la siguiente forma:

$$W = F(n, s, i, L) \quad (3)$$

Donde n es una variable dummy que representa el tipo de negociación, s el salario mínimo nacional e i es el porcentaje de empleo informal sobre el empleo total de la economía.

Por otra parte, tal como se representa en el Gráfico 2, la relación anteriormente mencionada, junto con la demanda efectiva y la oferta de empleo, permiten obtener una función de desempleo (u) la cual hereda los determinantes de estas funciones. De esta forma, la función de desempleo (u) dependerá del nivel de empleo L , que se expresa en función del producto $L(Y)$ y del marco institucional que forma parte de las rigideces nominales en los salarios que son los detallados en la función de salarios:

$$u = F(Y, n, s, i) \quad (4)$$

El modelo presentado anteriormente (ecuación 4), será el modelo de análisis de la presente investigación. Como se puede observar, incorpora elementos de la teoría que contribuyen a explicar cómo la elasticidad del desempleo se comporta ante modificaciones del nivel de actividad y la

posible variación de dicha elasticidad. El modelo que se plantea permite analizar el papel del marco institucional en las rigideces del mercado de trabajo que interfieren en el modelo de Okun, limitando el poder de respuesta del desempleo ante fluctuaciones de la economía.

Hipótesis

La primera hipótesis del estudio es que la dinámica desempleo-producto no responde a una relación lineal, para la economía uruguaya entre los años 1997 a 2019, período en el cual es posible identificar fases de expansión y de recesión y estancamiento definidas (tal como se comenta en la sección introductoria). Esta hipótesis se fundamenta en la evidencia preliminar aportada por Amarante y Dean (2012) y Carbajal et al. (2005) para Uruguay y en los trabajos para otras economías (Bournakis y Christopoulos, 2017; Canarella y Miller, 2017; Cuaresma, 2003; entre otros). Adicionalmente, el marco teórico previamente presentado, también sugiere la posibilidad de la existencia de una relación no lineal entre el desempleo y el producto, de acuerdo a las características imperantes en el mercado laboral de Uruguay.

La segunda hipótesis es que, esa no linealidad se vincula a ciertas rigideces del mercado laboral. Un mercado laboral con rigideces nominales llevaría a que ajustes ante los desequilibrios macroeconómicos no sean inmediatos, y en ese proceso de ajuste, la estructura institucional juega un rol clave para entender los mecanismos de respuesta frente a cambios en el producto. La relación desempleo-producto no se mostraría constante, lineal ni simétrica en el tiempo (en base a los resultados obtenidos por Guisinger et al., 2018; Bournakis y Christopoulos, 2017; Valadkhani y Smyth, 2015, entre otros), a diferencia del planteo que realiza originalmente Okun (1962).

Estrategia de Análisis

En la presente sección se desarrolla el modelo de análisis utilizado, tomando como base la relación desempleo–actividad económica planteada por Okun (1962). Seguidamente se describe el conjunto de variables y base de datos empleadas, donde se detalla la fuente y las características de las mismas. Por otra parte, se desarrolla la estrategia econométrica aplicada a los efectos de dar luz a las hipótesis planteadas.

El Modelo de Análisis

El modelo (ecuación 4), que describe al desempleo como una función compuesta por el nivel de actividad y la estructura institucional, será considerado en el marco de la estrategia planteada en la ley de Okun y la literatura vinculante. Se parte desde la versión estándar de la ley de Okun, la cual se plantea en diferencias, obteniendo:

$$\Delta U_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Y_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

donde $\Delta U_t = U_t - U_{t-1}$, siendo U_t la tasa de desempleo de la economía, y $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$, siendo Y_t el logaritmo del Producto Bruto Interno (PBI). El coeficiente de Okun es representado por α_1 .

Una segunda especificación de la ley de Okun, se plantea utilizando brechas de producto y desempleo, con el objetivo de medir el impacto de los desvíos de las variables de interés sobre su nivel potencial. En la presente investigación se trabaja partiendo de esta segunda estructura, haciendo foco en el componente cíclico de las variables, en línea con varios de los antecedentes revisados (Merlo y Porras- Arenas, 2019; Bournakis y Christopoulos, 2017; Owyang y Sekhposyan, 2012).

El modelo de análisis básico, expresado en brechas, queda planteado de la siguiente forma:

$$U_t - U_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 (Y_t - Y_t^*) + \varepsilon_t \quad (6)$$

Donde U_t^* representa la tasa natural del desempleo que varía en el tiempo, mientras que Y_t^* es el logaritmo del producto potencial, con ε_t los residuos ruido blanco.

En línea con nuestros antecedentes y el modelo teórico planteado en la sección anterior (ver ecuación 4), se incorporan las variables institucionales en el modelo 7. Como plantea Guisinger et al. (2018) variables que reflejan la flexibilidad laboral pueden estar afectando los mecanismos de

respuesta del desempleo, ante cambios en el producto, obteniendo un coeficiente de Okun más pequeño en términos absolutos cuanto más flexible es la economía. En el modelo de análisis presentado a continuación, se incluye la dummy negociación colectiva (n), el salario mínimo nacional (s) y la tasa de informalidad del mercado laboral (i).

$$U_t - U_t^* = \alpha_0 + \alpha_1(Y_t - Y_t^*) + \alpha_2 n_t + \alpha_3 s_t + \alpha_4 i_t + \eta_t \quad (7)$$

Las variables que se consideraron en el modelo son las siguientes:

- *Crecimiento económico:* Se trabaja con el componente cíclico del Producto Bruto Interno (PBI), a precios constantes con base en 2005, extraído sobre la base de la aplicación de la metodología TRAMO-SEATS (Gómez y Maravall, 1994, 1995) para la estimación del componente de tendencia-ciclo y el filtro Hodrick–Prescott (Hodrick–Prescott, 1997) para la extracción del ciclo. Para el caso de la actividad económica, primero se le aplicó logaritmo a la serie en precios constantes del PIB.

Es preciso señalar que el filtro Hodrick–Prescott es una herramienta ampliamente utilizada en la literatura, sin embargo, por ser un método empiricista, no se basa en un modelo teórico en particular, lo que podría generar inconvenientes en extraer señales contaminadas y/o erróneas, como plantean Badagian y Lorenzo (2003). Por otra parte, como señalan los autores, es foco de críticas por sus debilidades en cuanto a la generación de ciclos espúreos, que podrían conducir a conclusiones erróneas en las relaciones de corto plazo.

La estimación de componentes cíclicos permite estudiar con mayor detalle las regularidades empíricas y analizar los mecanismos posibles de transmisión de las perturbaciones o atípicos encontrados, que podrían afectar a la economía y las dinámicas presentes en ella. Se espera que los componentes cíclicos de las series reflejen las características de las fluctuaciones cíclicas, minimizando la obtención de ciclos espúreos o inducidos en la estrategia econométrica.

- *Tasa de desempleo:* definida como el porcentaje de personas desocupadas sobre la población económicamente activa. Se considera el componente cíclico de la tasa de desempleo para las localidades urbanas de más de 5.000 habitantes. La extracción del componente cíclico de desempleo se realiza de forma análoga a la empleada para la estimación del componente cíclico del PBI.

- *Empleo informal:* La informalidad en el mercado laboral es un fenómeno fundamental para entender las dinámicas de empleo en toda América Latina. La Porta y

Shleifer (2014) señalan que el sector informal en la economía puede llegar a representar entre el 30% y 40% de la actividad económica en países de ingresos bajos. Para Uruguay, la tasa de no aportantes a la seguridad social se ha reducido considerablemente en el período de 2006-2016, no obstante, dicha tasa se encontraba en 25,3% de los ocupados en el año 2016, manteniéndose constante desde 2012, según plantean Carrasco et al. (2018).

El fenómeno de la informalidad laboral, como muestran Amarante y Dean (2012) y Amarante y Gómez (2016), Maillot (2016) se caracteriza por ser una variable contracíclica: ante caída de la actividad económica es esperable un aumento del trabajo informal. No obstante, como se planteó anteriormente, al estudiar el empleo desde una perspectiva multidimensional como señala Porras (2017), el crecimiento económico no es suficiente para la reducción del empleo de mala calidad, sino que, a los efectos de lograrlo, se requiere de un contexto institucional que fomente su reducción. Una herramienta de política en línea con este argumento es el Salario Mínimo Nacional.

La informalidad en el mercado laboral representa una preocupación para la política económica por la desprotección del trabajador, en particular en situaciones de vulnerabilidad económica como son las recesiones. Un claro ejemplo actual de este fenómeno es la situación que enfrentan trabajadores informales ante la emergencia sanitaria presente desde marzo de 2020.

- *Tipo de Negociación Colectiva:* Uruguay presentó desde 1992 hasta 2004 una negociación salarial mayoritariamente descentralizada, excepto algunos sectores como la construcción, salud y transporte. Como medida de flexibilidad laboral llevada en dicho período, se vieron afectados factores institucionales del mercado laboral, en particular en la década de los noventa, que culminó con una gran crisis. En el año 2005 se reinstauró la negociación colectiva tripartita entre empresarios, trabajadores y gobierno. Como señala Mazzuchi (autora de la Contribución al Capítulo III del libro de Bergara, 2015), a partir del cambio de autoridades, se observa un cambio radical en las relaciones laborales en base a la reforma institucional llevada a cabo en el mercado de trabajo. En particular, se crearon nuevas instituciones, asignaron roles a los actores sociales, se elaboró una nueva política salarial y se definieron nuevos derechos laborales colectivos e individuales.

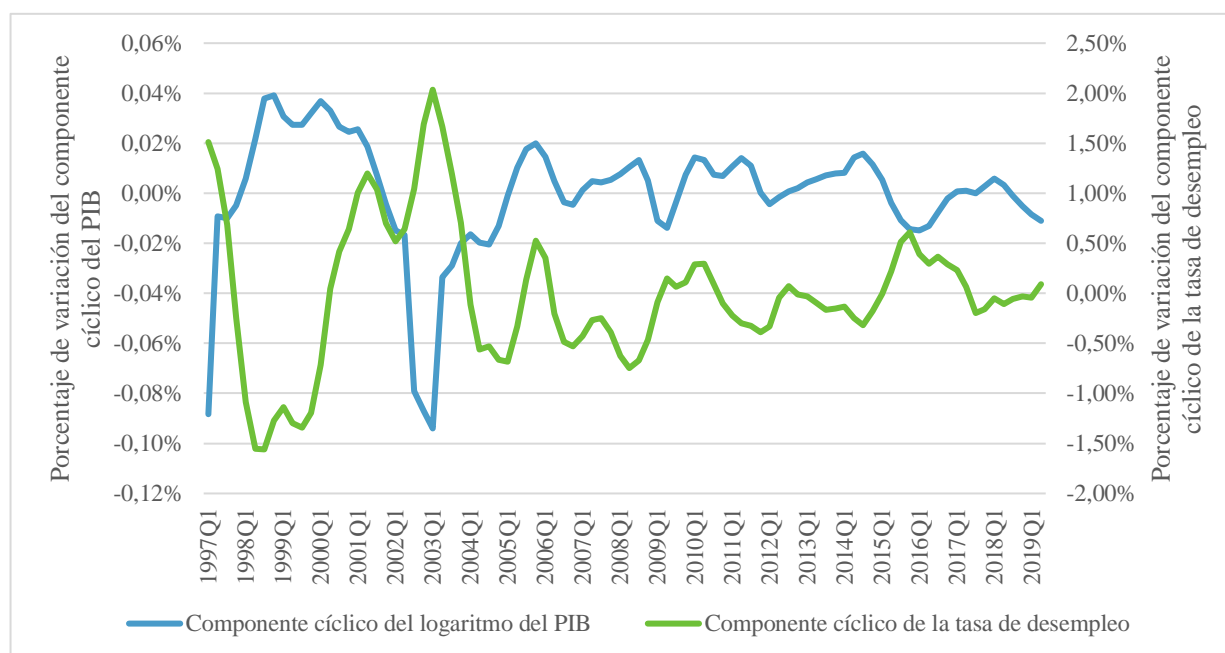
Por ende, la institucionalidad de la negociación colectiva en el país tuvo grandes repercusiones y es de sumo interés examinar los efectos de dicho fenómeno. Se espera que, ante la presencia de fenómenos que fomenten procesos de ajustes más lentos, la economía se encuentre alejada del punto de equilibrio. Estas rigideces del mercado de trabajo, como

señala Guisinger et al. (2018), generarían un aumento en términos absolutos del coeficiente de Okun. Dichos antecedentes para la economía de Estados Unidos muestran que, indicadores de mayor rigidez o flexibilidad laboral son determinantes para entender la diferencia en el coeficiente de Okun entre Estados.

Los datos

En el análisis empírico se emplearon series trimestrales desde el primer trimestre de 1997 al segundo trimestre de 2019 de Producto Interno Bruto en términos reales (IVF del PIB, fuente Cuentas Nacionales del Banco Central del Uruguay, BCU) y la tasa de desempleo para localidades de más de 5.000 habitantes³ (Encuesta Continua de Hogares, Instituto Nacional de Estadística ECH-INE). Se consideran los componentes cíclicos de ambas variables, hallados como se detallará previamente en esta sección. Los componentes estimados se representan en el Gráfico 3.

Gráfico 3. Componentes cíclicos de la tasa de desempleo y del logaritmo del PIB



Fuente: Elaboración propia.

Con respecto a las variables institucionales del mercado de trabajo, como propone Carbajal et al. (2005), se trabajó con una variable indicatriz que refleja el tipo de negociación colectiva que se utiliza en cada período. Esta variable toma el valor 1 cuando la negociación es tripartita y 0 si es bipartita. La segunda variable institucional incorporada es el Salario Mínimo Nacional (SMN), que tiene como fuente la recopilación que realiza el INE.

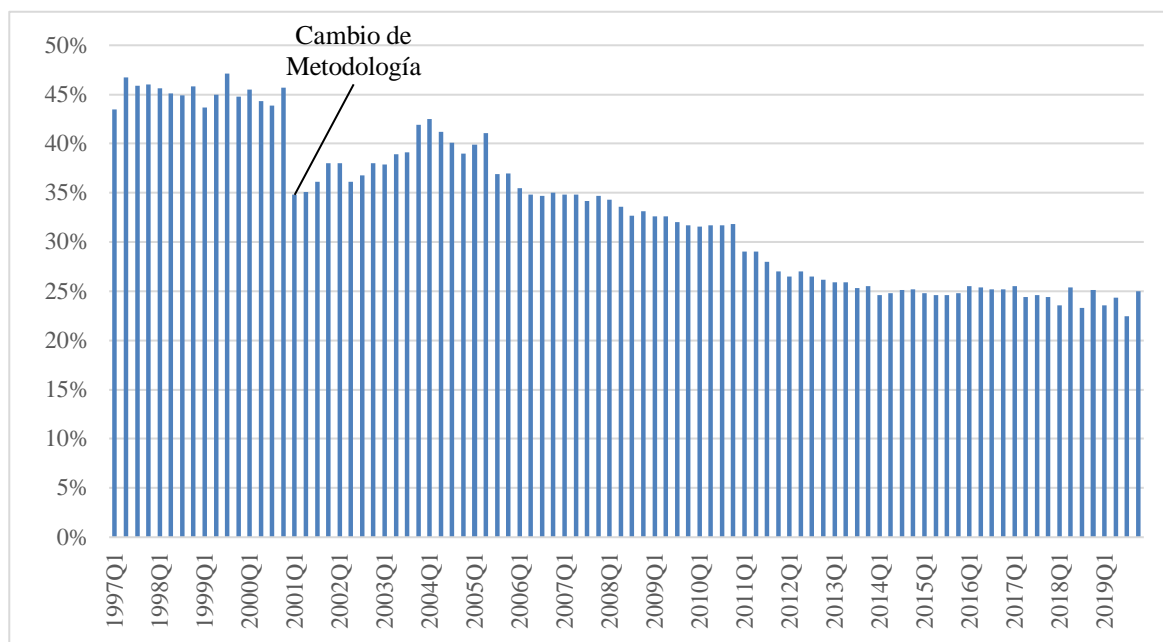
³ Se considera el indicador de desempleo para las localidades urbanas dado que, para la totalidad del país, solo está disponible desde el año 2006.

Con respecto a la informalidad del mercado de trabajo, como plantea Maillot (2016), una definición frecuentemente utilizada para estudiar el empleo informal es la aproximación legalista. Según esta definición, la informalidad refiere a que el trabajador no se encuentra alcanzado por la legislación laboral. Un proxy usual para la instrumentación de esta definición es a través de la pregunta integrada en las ECH-INE, sobre si el trabajador aporta a alguna de las cajas de jubilaciones del país. Por otra parte, una segunda aproximación empírica de la informalidad es la productiva, la cual identifica como trabajadores informales a aquellos trabajadores poco productivos que operan a pequeña escala. En la presente investigación, se trabajará con la primera definición.

Por tanto, para hallar la tasa de informalidad, se sigue el procedimiento planteado en Bucheli (2004)⁴. Esto es, hasta el año 2001, cuando cambia la metodología de la ECH del INE, se construye el indicador a partir de los ocupados que declaran estar cubiertos por DISSE u otro convenio colectivo. A partir del año 2001 la ECH-INE incluye directamente la pregunta sobre el derecho a jubilación de los trabajadores, por lo que es posible obtener la tasa de no aportación a la seguridad social con mayor precisión. Dado lo anterior, el cambio de metodología se ve reflejado en la serie, donde genera un cambio de nivel en el primer trimestre del 2001, como se puede observar en el Gráfico 4. Cabe mencionar, por último, que esta tasa refleja tanto las tendencias del mercado de trabajo, como también las políticas gubernamentales que fomentan la formalización de los trabajadores. A los efectos de ejemplificar el punto, se puede mencionar que sin perjuicio de la reinstauración de la negociación colectiva y el fortalecimiento del salario mínimo nacional, las políticas que se destacan son: la reforma tributaria del año 2007, la reforma de la salud del año 2008; medidas enfocadas a la formalización del servicio doméstico, modificaciones en el seguro de desempleo y en el esquema jubilatorio y de licencias, por último señalar, la incorporación a los trabajadores independientes a la seguridad social con modificaciones a la ley de monotributo (Amarante y Gómez, 2016; Martínez y Casalí, 2019).

⁴ El proxy planteado por Bucheli (2004), presenta algunas dificultades como plantea Maillot (2016) al subestimar la cobertura de la seguridad social en el empleo, ya que hay un grupo de contribuyentes que no recibe cuota mutual por lo que los niveles de informalidad muestran ser más elevados de lo que deberían.

Gráfico 4. Evolución de la Tasa de Informalidad para Uruguay 1997- 2019



Fuente: Sobre la base de procesamientos de la ECH-INE (1997 a 2019)

Metodología Econométrica

En línea con los antecedentes (Canarella y Miller, 2017), y teniendo en cuenta la cantidad de observaciones y la incorporación de variables de control, se trabaja con modelos con retardos autorregresivos distribuidos (conocidos como modelos ADL o ARDL) para el análisis de la relación lineal entre las variables. Los ARDL son modelos multivariantes estacionarios (Greene, 2008).

Con y_t la variable dependiente, x_t las k_t variables explicativas y a_0 es la constante; un modelo ARDL general (p, q_1, \dots, q_k) se puede expresar de la siguiente forma:

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p \psi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l=0}^{q_j} \beta_{j,l} x_{j,t-l} + \epsilon_t \quad (8)$$

El término a_0 es una constante y los términos ψ_i y β_j son los coeficientes asociados a los rezagos de la variable dependiente y de los regresores, respectivamente. El residuo del modelo es representado por ϵ_t , donde cumple que se distribuye normal con $N \sim (0, \sigma^2 I)$. Otra forma de presentar el modelo es en función de los polinomios de rezagos $\psi_i(L)$ y $\beta_j(L)$, con L el operador de rezagos.

$$\psi(L)y_t = a_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j(L)x_{j,t} + \epsilon_t \quad (9)$$

Las variables y_t y x_t , en este estudio corresponden a la estimación del componente cíclico de la tasa de desempleo y del PIB, respectivamente.

Como se mencionó con anterioridad, la extracción de los componentes cíclicos de ambas variables se realizó mediante el doble procedimiento de estimación de la tendencia-ciclo mediante la aplicación de la metodología TRAMO-SEATS y luego, sobre este componente, la estimación del ciclo mediante la aplicación del filtro Hodrick–Prescott. Para el caso del PIB, previamente se aplicó la transformación logarítmica.

Además de chequear la consistencia de los resultados obtenidos mediante una y otra especificación, bajo los criterios de información Akaike (AIC) y el criterio de información bayesiano (BIC), también se realizaron estimaciones por OLS, incorporando solamente a los rezagos significativos de las estimaciones ARDL (es decir, eliminando los rezagos intermedios, bajo ambas especificaciones); los resultados de estas estimaciones pueden verse en el anexo 3.

Por tanto, el modelo lineal estimado respondería a la siguiente expresión:

$$cy_u_t = \sum_{i=1}^{p=8} \psi_i cy_u_{t-1} + \sum_{j=1}^{k=4} \sum_{l=0}^{q_j} \beta_{j,l} x_{j,t-l_j} + \epsilon_t \quad (10)$$

Donde la variable dependiente (cy_u_t) es el componente cíclico del desempleo, ψ_i es el coeficiente asociado al polinomio de rezagos de la variable dependiente, $\beta_{j,l}$ es el coeficiente asociado al polinomio de rezagos de los $x_{j,t}$ regresores. El valor de $k = 4$, $j = 1, 2, 4$ al incluir a los cuatro regresores, estos son: el componente cíclico del PIB, negociación colectiva, tasa de empleo informal y el salario mínimo nacional.

Los modelos lineales que analizan los procesos de ajuste en la relación de largo plazo entre variables no permiten observar el papel del ciclo económico en dicha relación. Por lo cual, en línea con Bournakis y Christopoulos (2017) y Canarella y Miller (2017), se van a utilizar herramientas paramétricas para el análisis de simetrías que estén relacionadas con la etapa del ciclo que se encuentre la economía. El modelo TAR (Threshold Autoregressive Model) es una metodología paramétrica que permite analizar ajustes no lineales en la relación de equilibrio de largo plazo.

Un proceso TAR simple, se puede plantear, según Tsay (1988) y Enders (2015), de la siguiente forma:

$$y_t = \begin{cases} a_1 y_{t-1} + \epsilon_{1t} , & \text{si } y_{t-1} > 0 \\ a_2 y_{t-1} + \epsilon_{2t} , & \text{si } y_{t-1} \leq 0 \end{cases} \quad (11)$$

Donde a_1 representa el grado de persistencia cuando $y_{t-1} > 0$ y a_2 cuando $y_{t-1} \leq 0$. Si se incorpora el término de error, el comportamiento del proceso y_t queda expresado en la ecuación 11. Como se puede observar, una parte de la secuencia está generada por un proceso autorregresivo lineal y la otra parte por un proceso autorregresivo diferente que también se expresa de una forma lineal. Sin embargo, al presentar este quiebre, el proceso termina siendo una secuencia no lineal. A mayor la varianza del término de error, es más probable que se cambie de un régimen a otro.

Una alteración común de los procesos TAR es asumir que la variación de los dos términos de error es igual. Si se agrega una función indicatriz I_t o una variable dummy que tome el valor 1 cuando y_{t-1} se encuentra por arriba del límite y 0 en el resto de los casos, la ecuación 11 se puede escribir de la siguiente forma:

$$y_t = a_1 I_t y_{t-1} + a_2 (1 - I_t) y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (12)$$

donde $I_t = 1$ si $y_{t-1} > 0$ y $I_t = 0$ si $y_{t-1} \leq 0$. Dado lo anterior, cuando $y_{t-1} > 0$, $I_t = 1$ y $(1 - I_t) = 0$, entonces la ecuación 12 es equivalente a $a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$. Cuando $y_{t-1} \leq 0$, $I_t = 0$ y $(1 - I_t) = 1$, la ecuación 12 es equivalente a $a_2 y_{t-1} + \varepsilon_t$.

Una versión más general de la ecuación 12, es la siguiente:

$$y_t = [\alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} y_{t-i}] + (1 - I_t) [\alpha_{20} + \sum_{i=1}^r \alpha_{2i} y_{t-i}] + \varepsilon_t, \quad (13)$$

donde $I_t = 1$ si $y_{t-1} > \tau$ y $I_t = 0$ si $y_{t-1} \leq \tau$.

En (13) hay dos regímenes separados según el valor y_{t-1} . Cuando $y_{t-1} > \tau$, $I_t = 1$ y $(1 - I_t) = 0$, entonces (13) es equivalente a $\alpha_{10} + \alpha_{11} y_{t-1} + \dots + \alpha_{1p} y_{t-p} + \varepsilon_t$. Cuando $y_{t-1} \leq \tau$, $I_t = 0$, y $(1 - I_t) = 1$, entonces (13) es equivalente a $\alpha_{20} + \alpha_{21} y_{t-1} + \dots + \alpha_{2r} y_{t-r} + \varepsilon_t$. En la presente especificación el valor τ puede variar de cero.

Por tanto, el modelo TAR estimado respondería a la siguiente expresión:

$$cy_{-u_t} = \begin{cases} \sum_{i=1}^{p=8} \psi_i cy_{-u_{t-1}} + \sum_{j=1}^{k=3} \sum_{l_j=0}^{q_j} \beta_{j,l} x_{j,t-l_j} + \varepsilon_{41t} & \text{si } x_{1,t-1} > \tau \\ \sum_{i=1}^{p=8} \psi_i cy_{-u_{t-1}} + \sum_{j=1}^{k=3} \sum_{l_j=0}^{q_j} \beta_{j,l} x_{j,t-l_j} + \varepsilon_{42t} & \text{si } x_{1,t-1} \leq \tau \end{cases} \quad (14)$$

Donde, los coeficientes tienen la misma definición que la ecuación 10 y la diferencia se presenta en la existencia de dos regímenes separados según el valor que toma el componente cíclico del PIB.

Resultados

En línea con los antecedentes mencionados (Bournakis y Christopoulos, 2017; Canarella y Miller, 2017; Cuaresma, 2003) y como se explicó anteriormente, el modelo empírico considera los componentes cíclicos del desempleo y de la actividad económica. Las restantes covariables se consideran en su transformación estacionaria, es decir en primeras diferencias (los componentes cíclicos por definición lo son). Los resultados de los análisis de estacionariedad realizados se incluyen en Anexo 1. En el presente capítulo se incluye un resumen de los resultados hallados (Cuadros 2 a 4), incluyéndose las estimaciones completas en los Anexo 2 a 5.

En primer lugar, se especificaron los modelos lineales, por medio de un modelo ARDL como el planteado en la ecuación (10) en la sección anterior. Se plantean diversas especificaciones que se diferencian en la inclusión o no de las variables de negociación colectiva e informalidad laboral, en la relación entre brecha de desempleo y brecha de producto. También se estimaron especificaciones que incluían como variable a la evolución del salario mínimo nacional en el período de referencia, como otro indicador de la política salarial sobre salario mínimo (Ball et al., 2016). No obstante, en ninguna de las especificaciones resultó significativa al 5% por lo que no incluyen en las tablas de resultados. Las cuatro primeras especificaciones, que responden a los modelos lineales, son las siguientes:

$$cy_u_t = \sum_{i=1}^{p=8} \psi_i cy_u_{t-1} + \sum_{j=1}^{q_j} \beta_{j,l} x_{j,t-l_j} + \epsilon_{1t} \quad , \quad (\text{ARDL 1})$$

$$cy_u_t = \sum_{i=1}^{p=8} \psi_i cy_u_{t-1} + \sum_{j=1}^{k=2} \sum_{l_j=0}^{q_j} \beta_{j,l} x_{j,t-l_j} + \epsilon_{2t}, \quad (\text{ARDL 2})$$

$$cy_u_t = \sum_{i=1}^{p=6} \psi_i cy_u_{t-1} + \sum_{j=1}^{k=2} \sum_{l_j=0}^{q_j} \beta_{j,l} x_{j,t-l_j} + \epsilon_{3t}, \quad (\text{ARDL 3})$$

$$cy_u_t = \sum_{i=1}^{p=8} \psi_i cy_u_{t-1} + \sum_{j=1}^{k=3} \sum_{l_j=0}^{q_j} \beta_{j,l} x_{j,t-l_j} + \epsilon_{4t}, \quad (\text{ARDL 4})$$

donde la variable dependiente (cy_u_t) es el componente cíclico del desempleo, ψ_i es el coeficiente asociado al polinomio de rezagos de la variable dependiente y $\beta_{j,l}$ es el coeficiente asociado a los regresores, los mismos se componen de las variables $x_{j,t}$ y por los rezagos de las correspondientes variables.

En la primera especificación (ARDL 1), las únicas variables del modelo son los componentes de la tasa de desempleo y del PIB, por lo que $k = 1$ y $j = 1$. Se espera que $\beta_{1,l}$

tenga signo negativo, ante una variación positiva del ciclo de actividad de la economía, el de la tasa de desempleo tendería a caer, respetando el carácter contracíclico de la variable.

Para las restantes especificaciones (ARDLs 2 a 4), el componente que varía es el polinomio de rezagos de los $x_{j,t}$ variables, como se explica a continuación. En la segunda especificación (ARDL 2), $k = 2$ y $j = 1, 2$, ya que incluye al indicador de negociación colectiva como una variable de control, la que, como se verá más adelante, resultara significativa en los rezagos 1 y 5. El efecto conjunto de la negociación es esperable que sea positivo en el corto plazo, lo cual implicaría que el establecimiento de la negociación tripartita generaría un aumento del desempleo por encima de su tendencia en los trimestres inmediatos, dado que como se explicó previamente, puede ser interpretada como una medida que fomente la rigidez del mercado laboral y por lo cual, dichas políticas alejarían al mercado de su punto de equilibrio, generando desempleo involuntario.

Para la tercera especificación (ARDL 3), se parte del primer modelo y se incluye la tasa de informalidad laboral en el polinomio de regresores. Es dable suponer que, el coeficiente asociado al polinomio de rezagos de la informalidad presente un signo negativo, debido a que una reducción de la informalidad en el mercado de trabajo generaría un aumento del desempleo por encima de su tendencia. La última especificación, (ARDL 4), con $k = 3$, $j = 1, 2, 3$ incluye a los tres regresores: el componente cíclico del PIB, la negociación colectiva y la tasa de empleo informal (estas dos últimas, en su transformación estacionaria, es decir, en primeras diferencias).

En segundo lugar, se procedió a estudiar la estabilidad del coeficiente de Okun a lo largo del ciclo que se encuentra la economía, para ello se trabajó con un modelo no lineal para la relación entre los componentes cíclicos del desempleo y crecimiento, de tipo TAR (modelo por umbrales). La variable umbral elegida es el propio componente cíclico del PIB. Los umbrales testeados fueron: $x_{1,t-1} > \tau$ y $x_{1,t-1} \leq \tau$, con $x_{1,t-1}$ el componente cíclico del PIB y τ el punto de quiebre, no obstante, se analizó una segunda alternativa a los umbrales basados en el valor absoluto del componente cíclico del PIB. Es esperable que, en la primera alternativa, el punto de quiebre se encuentre cercano a cero, donde el ciclo cambia de fase recesiva a expansiva o viceversa, es decir cuando el ciclo pasa de encontrarse por encima/debajo de la tendencia de largo plazo del PIB a situarse por debajo/encima de la misma. No obstante, se procede a calcular τ de forma endógena al modelo, sin imponer que el modelo cumpla dicho supuesto.

Nuevamente, y para cada umbral, se estimaron cuatro especificaciones, las que, en forma análoga a las lineales, diferían en la inclusión de las variables institucionales y la tasa de informalidad:

$$cy_{-u_t} = \begin{cases} \sum_{i=1}^{p=8} \psi_i cy_{-u_{t-1}} + \sum_{j=1}^{q_j} \beta_{j,l} x_{j,t-l_j} + \varepsilon_{11t} & \text{si } x_{1,t-1} > \tau \\ \sum_{i=1}^{p=8} \psi_i cy_{-u_{t-1}} + \sum_{j=1}^{q_j} \beta_{j,l} x_{j,t-l_j} + \varepsilon_{12t} & \text{si } x_{1,t-1} \leq \tau \end{cases} \quad (\text{TAR 1})$$

$$cy_{-u_t} = \begin{cases} \sum_{i=1}^{p=8} \psi_i cy_{-u_{t-1}} + \sum_{j=1}^{k=2} \sum_{l_j=0}^{q_j} \beta_{j,l} x_{j,t-l_j} + \varepsilon_{21t} & \text{si } x_{1,t-1} > \tau \\ \sum_{i=1}^{p=8} \psi_i cy_{-u_{t-1}} + \sum_{j=1}^{k=2} \sum_{l_j=0}^{q_j} \beta_{j,l} x_{j,t-l_j} + \varepsilon_{22t} & \text{si } x_{1,t-1} \leq \tau \end{cases} \quad (\text{TAR 2})$$

$$cy_{-u_t} = \begin{cases} \sum_{i=1}^{p=6} \psi_i cy_{-u_{t-1}} + \sum_{j=1}^{k=2} \sum_{l_j=0}^{q_j} \beta_{j,l} x_{j,t-l_j} + \varepsilon_{31t} & \text{si } x_{1,t-1} > \tau \\ \sum_{i=1}^{p=6} \psi_i cy_{-u_{t-1}} + \sum_{j=1}^{k=2} \sum_{l_j=0}^{q_j} \beta_{j,l} x_{j,t-l_j} + \varepsilon_{32t} & \text{si } x_{1,t-1} \leq \tau \end{cases} \quad (\text{TAR 3})$$

$$cy_{-u_t} = \begin{cases} \sum_{i=1}^{p=8} \psi_i cy_{-u_{t-1}} + \sum_{j=1}^{k=3} \sum_{l_j=0}^{q_j} \beta_{j,l} x_{j,t-l_j} + \varepsilon_{41t} & \text{si } x_{1,t-1} > \tau \\ \sum_{i=1}^{p=8} \psi_i cy_{-u_{t-1}} + \sum_{j=1}^{k=3} \sum_{l_j=0}^{q_j} \beta_{j,l} x_{j,t-l_j} + \varepsilon_{42t} & \text{si } x_{1,t-1} \leq \tau \end{cases} \quad (\text{TAR 4})$$

Como se indicó, se espera que, en línea con los antecedentes (Cuaresma, 2003), ante variaciones del componente cíclico del PIB, el coeficiente de Okun en fases recesivas sea mayor en términos absolutos que en las fases expansivas. Como plantea Cuaresma (2003), el desempleo cíclico es más sensible a cambios del ciclo del PIB cuando éste es negativo. Como se señaló anteriormente, la variación del coeficiente no solo puede estar relacionada con la fase del ciclo en que se encuentra la economía sino también en la magnitud de las variaciones, por lo cual se realizó una segunda alternativa para los modelos TAR, trabajando con el valor absoluto del componente cíclico del PIB. Se espera que, ante variaciones pequeñas (en términos absolutos) del PIB por encima de su tendencia, el desempleo muestre una elasticidad menor con respecto a variaciones relativamente mayores cercanas a 1% (Bournakis y Christopoulos, 2017). Así, la capacidad de respuesta del desempleo diferiría en ambos casos entre regímenes.

El coeficiente de Okun captura la elasticidad desempleo-producto. Considerando la estructura autorregresiva de los modelos planteados, el coeficiente de Okun no queda representado por ningún parámetro en concreto. Para obtener el coeficiente de Okun partiendo de la ecuación 10, a modo de ejemplo⁵, tomamos esperanzas a ambos lados de la ecuación.

$$E(cy_{-u_t}) = \sum_{i=1}^{p=8} \psi_i E(cy_{-u_{t-1}}) + \sum_{j=1}^{q_j} \beta_{j,l} E(x_{j,t-l_j}) + E(\varepsilon_{1t}) \quad (15)$$

Teniendo en cuenta que estamos trabajando con series estacionarias, se cumple que:

$$E(cy_{-u_t}) = E(cy_u) \quad \forall t \quad (16)$$

y,

⁵ La obtención del coeficiente de Okun es análoga en todos los modelos propuestos.

$$E(x_{j,t-l_j}) = E(x_j) \forall t \quad (17)$$

Considerando además que $E(\epsilon_{1t}) = 0$, obtenemos:

$$E(cy_u) = \sum_{i=1}^{p=8} \psi_i E(cy_u) + \sum_{j=1}^{q_j} \beta_{j,l} E(x_j) \quad (18)$$

desde donde se puede derivar la siguiente relación entre el desempleo y el nivel de actividad

$$E(cy_u) = \frac{\sum_{j=1}^{q_j} \beta_{j,l}}{1 - \sum_{i=1}^{p=8} \psi_i} E(x_j) \quad (19)$$

A partir de la ecuación (19) tenemos que el coeficiente de Okun (C_Okun) queda determinado como sigue:

$$C_Okun = \frac{\sum_{j=1}^{q_j} \beta_{j,l}}{1 - \sum_{i=1}^{p=8} \psi_i} \quad (20)$$

Es importante notar que el coeficiente de Okun captura el efecto final, esto es luego de que opere toda la estructura de rezagos del modelo, de cambios en el nivel de actividad sobre el desempleo. Esto implica que un mismo efecto final (coeficiente de Okun) podría alcanzarse a través de diferentes trayectorias de convergencia. Es decir, los modelos de cambio de régimen estimados podrían capturar asimetrías en la respuesta de corto plazo del desempleo incluso en casos donde el efecto final sea el mismo.

Por este motivo, incluso en los casos donde los modelos TAR identifiquen la existencia de diferentes regímenes con los niveles de significación estadística habituales, se realiza un test de Wald⁶ a los efectos de confirmar si el efecto conjunto del nivel de actividad sobre el desempleo (coeficiente de Okun), resulta estadísticamente diferente en los distintos regímenes.

⁶ El contraste de Wald es una prueba estadística que se basa en la comparación de la regresión restringida (que configura la hipótesis nula) y la regresión irrestricta. El estadístico de contraste es el estadístico F y el Chi-cuadrado.

a. Resultados del análisis lineal

El Cuadro 2 muestra los resultados de las cuatro especificaciones lineales antes descritas de la ecuación de Okun para el período 1997.Q1 a 2019.Q2 (ARDL 1 a 4). Todos los modelos estimados sobre la base de esas especificaciones presentaron, como es esperado, un coeficiente de Okun negativo, el cual confirma la relación inversa entre desempleo y actividad económica. En particular, a partir de las estimaciones realizadas, se halló que la respuesta del desempleo (su ciclo) ante un aumento de un 1% en el componente cíclico del PBI, es de una reducción de 0,23 puntos porcentuales. Este resultado corresponde al modelo ARDL 4 que considera la variable institucional negociación colectiva y la tasa de informalidad laboral. Dicho valor es relativamente menor al coeficiente de Okun estimado originalmente para la economía de Estados Unidos entre los años 1947 y 1960, de 0,30 (Okun, 1962). También es levemente inferior al estimado por Merlo y Porrás-Arena (2019) para la economía uruguaya entre los años 1968 a 2018, con datos anuales (0,27). Por otra parte, el coeficiente se encuentra en línea con Ball et al. (2017), que, también para la economía uruguaya en un período más reciente (1983 a 2015), hallaron un coeficiente de Okun de -0,22 (datos de frecuencia anual). Estos resultados, ubican a Uruguay dentro de un grupo de otros siete países que cuentan con un coeficiente de Okun relativamente más alto que el promedio de los países en desarrollo, pero con una magnitud menor en comparación con los países desarrollados.

En línea con las hipótesis planteadas, las variables incorporadas en las especificaciones 2 a 4 del modelo (negociación colectiva y tasa de informalidad) resultaron significativas para explicar la ley de Okun a nivel nacional. En el Cuadro 2 se puede observar que el coeficiente de Okun varía entre - 0,12 a - 0,23 en las diferentes especificaciones (modelos ARDL 1 a 4), las que se diferencian en la inclusión o no de las variables de control, tal como detallara previamente. Estos resultados primarios, mostrarían que las variables que representan la negociación colectiva y la tasa de informalidad de los ocupados resultan estadísticamente significativas para explicar la relación entre los componentes cíclicos de la tasa de desempleo y el nivel de actividad, a un nivel de significación del 5%.

Cuadro 2. Estimación lineal del coeficiente de Okun para Uruguay, 1997. Q1 – 2019.Q2

Variable dependiente	Modelo ARDL (1)	Modelo ARDL (2)	Modelo ARDL (3)	Modelo ARDL (4)
<i>DESEMPLEO_t</i>				
<i>DESEMPLEO_{t-1}</i>	1.932 ***	1.817 ***	1.892 ***	1.850 ***
<i>DESEMPLEO_{t-2}</i>	-2.194 ***	-2.091 ***	-2.041 ***	-2.077 ***
<i>DESEMPLEO_{t-3}</i>	2.155 ***	2.136 ***	1.965 ***	2.168 ***
<i>DESEMPLEO_{t-4}</i>	-2.189 ***	-2.142 ***	-1.914 ***	-2.255 ***
<i>DESEMPLEO_{t-5}</i>	2.012 ***	1.878 ***	1.395 ***	1.954 ***
<i>DESEMPLEO_{t-6}</i>	-1.414 ***	-1.374 ***	-0.567 ***	-1.271 ***
<i>DESEMPLEO_{t-7}</i>	0.648 **	0.745 ***		0.560 ***
<i>DESEMPLEO_{t-8}</i>	-0.222 ***	-0.306 ***		-0.201 **
<i>PIB_t</i>	-5.782 ***	-6.568 ***	-4.312 ***	-6.269 ***
<i>PIB_{t-1}</i>	2.164	2.047		1.319
<i>PIB_{t-2}</i>	0.687	0.281		1.464
<i>PIB_{t-3}</i>	-3.892 **	-4.196 ***		-3.924 ***
<i>PIB_{t-4}</i>	1.715	1.976		1.316
<i>PIB_{t-5}</i>	1.866	1.721		2.142 *
<i>NegColectiva_{t-1}</i>		0.336 ***		
<i>NegColectiva_{t-2}</i>				0.406 ***
<i>NegColectiva_{t-3}</i>				0.241 **
<i>NegColectiva_{t-5}</i>		-0.339 ***		
<i>TC200601</i>	-0.321 ***	-0.344 ***	-0.312 ***	-0.216 ***
<i>Informalidad_t</i>			-0.014	-0.019 **
<i>Informalidad_{t-1}</i>			-0.022 **	
<i>Informalidad_{t-2}</i>			-0.003	
<i>Informalidad_{t-3}</i>			0.008	
<i>Informalidad_{t-4}</i>			-0.018 **	
<i>Informalidad_{t-5}</i>			-0.008	
Coefficiente de Okun	-0.119	-0.141	-0.160	-0.229
AIC	-1.838086	-1.888564	-1.469029	-2.005551
DW	2.234279	2.032050	1.732616	1.918662
R2 adj	0.980329	0.981613	0.973386	0.984024
Outliers	2000Q4, 2001Q3, 2005Q2	2000Q1, 2000Q4, 2016Q1	2005Q3	2000Q1, 2000Q4, 2001Q2, 2005Q2, 2016Q1
Significativo al * 10%, ** 5% y al *** 1% respectivamente				

Fuente: Elaboración propia.

En el Cuadro 2 se puede observar que, en la estimación de la formulación original de la ecuación de Okun, sin incluir las covariables negociación colectiva ni informalidad (ARDL 1), el coeficiente resulta significativamente menor con respecto a los antecedentes (-0,12). Sin embargo, al incluir al modelo la variable institucional negociación colectiva, así como la tasa de informalidad, las mismas resultan significativas y la elasticidad del desempleo al producto aumenta en términos absolutos. Ello podría evidenciar que la magnitud del coeficiente de Okun de la primera especificación (ARDL 1), estaría sesgada a la baja por tener variables omitidas relevantes para explicar dicho fenómeno.

Dado lo anterior, la última especificación (ARDL 4), que corresponde al modelo con mayor cantidad de covariables significativas, por lo cual, dentro de estas especificaciones es el modelo que presenta menor sesgo al considerar factores relevantes para explicar el mercado laboral que interfieren en la dinámica desempleo-producto.

Por otra parte, el signo que presentan dichas variables va en línea con los resultados esperados y los antecedentes analizados. El modelo ARDL 4, incluye la variable que representa el inicio de la negociación colectiva, la que se incluye en forma contemporánea y con rezagos. Si se interpreta el cambio en la negociación laboral en el año 2005, con la reinstauración de la negociación tripartita como un elemento que genera rigidez en el mercado laboral, sería consistente que estas variables resulten significativas y presenten un efecto positivo sobre el desempleo como se observa en la última especificación (ARDL 4). Como señala Guisinger et al. (2018), elementos identificados con la rigidez en el mercado laboral, interfieren en la relación desempleo-producto, los mismos muestran que ante mayor rigidez el coeficiente de Okun es mayor en términos absolutos.

Por otra parte, la tasa de informalidad laboral entendida como el porcentaje de trabajadores que no se encuentra cubierto por la seguridad social (expresado como el cociente entre el empleo informal y el total de ocupados), muestra, como es esperado, un impacto negativo sobre el desempleo. La informalidad laboral cumpliría un rol de atenuar las variaciones cíclicas del desempleo, el fenómeno del traslado de trabajadores provenientes del sector formal al sector informal.

Según las especificaciones detalladas en el Cuadro 2, la magnitud del impacto de la informalidad varía entre -0,21 para el modelo que incluye únicamente a la informalidad como variable de control (modelo ARDL 3) y - 0,07 para el modelo que incluye tanto a la tasa de informalidad como a la negociación colectiva (modelo ARDL 4)⁷. Lo anterior señala el carácter contracíclico de la informalidad, en la economía nacional para el período 1986 - 2015, en línea con Maillot (2016).

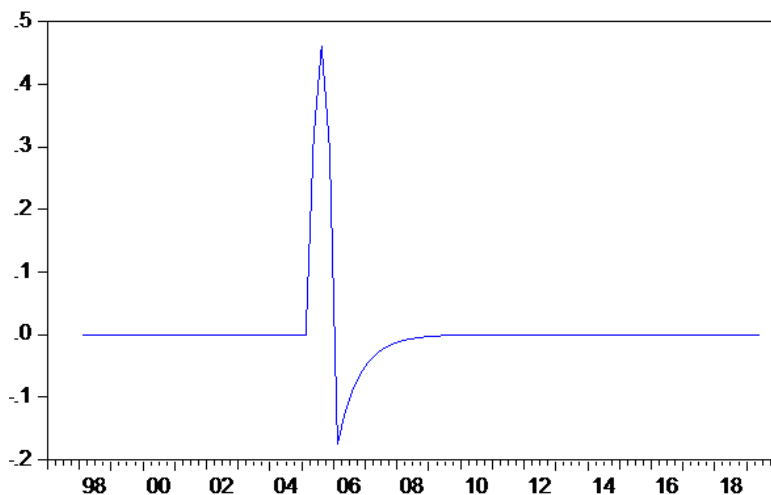
Varios estudios analizan el rol de la informalidad en las elasticidades de la actividad económica con respecto al desempleo (David et al., 2019, 2020; Porrás-Arena y Martín-Román, 2018). Destacan el fenómeno del empleo informal donde cumpliría un rol de amortiguar el efecto de cambios en el nivel de actividad sobre la tasa de desempleo. Obteniendo que mayores tasas de informalidad pueden generar un coeficiente de Okun con elasticidades menores.

⁷ Se estudia la posible presencia de endogeneidad en el modelo ARDL 3 y 4 por parte de la informalidad y el producto. Los test se presentan en el Anexo 2.

Cabe señalar que también se estimaron modelos que incluían el salario mínimo nacional (en términos reales) como posible factor institucional que afecte la relación desempleo–actividad económica. Esta variable no resultó significativa en ninguno de los modelos estimados, por lo que no se incluyeron en esta síntesis de resultados. Se puede observar que, en línea con algunos antecedentes que estudian el rol del salario mínimo en el país y América Latina (Marshall, 2019), el aumento del salario mínimo no ha mostrado ser un factor clave en la determinación salarial. Esos estudios postulan que el papel sindical y los procesos de negociación tripartita con amplia cobertura, poseen una marcada diferencia en la evolución del salario mínimo, con respecto a los salarios obtenidos por medio de los convenios salariales o incluso de los efectivamente pagados.

Como muestran los coeficientes hallados para las especificaciones ARDL 2 y ARDL 4, la negociación colectiva, representada por una variable dummy toma el valor 1 a partir del año 2005, tendría un impacto positivo sobre la tasa de desempleo en el primer rezago en el modelo ARDL 2 y en el segundo en el modelo ARDL 4. No obstante, en ambos modelos el efecto se invierte y compensa completamente en el caso del modelo ARDL 2, y parcialmente en la especificación del modelo ARDL 4. A su vez, es posible que el cambio transitorio identificado en todos los modelos lineales en el primer trimestre de 2006 (TC200601), también se encuentre relacionado con los efectos vinculados a la instauración de la negociación tripartita. Si así fuera, el efecto global de la negociación colectiva tendría una trayectoria como la que se representa en el Gráfico 5, para el caso del modelo completo ARDL 4. Por tanto, al analizar el efecto conjunto de dicho fenómeno, podría concluirse que el impacto total de la negociación colectiva sobre el desempleo resultaría nulo en el mediano y largo plazo. En concreto, como muestra el Gráfico 5, en el corto plazo, la negociación colectiva generaría un aumento del desempleo (con un trimestre de rezago) transitorio, que luego se revierte en los siguientes dos trimestres, retornando a su nivel inicial.

Gráfico 5. Efecto de la negociación colectiva sobre la tasa de desempleo (modelo ARDL 4).



Fuente: Elaboración propia.

b. Resultados del análisis no lineal

La estabilidad de la relación macroeconómica que plantea Okun fue puesta a prueba por diversos estudios (Canarella y Miller, 2017; Valadkhani y Smyth, 2015; Owyang y Sekhposyan, 2012). Uno de los enfoques analizados es la estabilidad de la relación entre desempleo y nivel de actividad a lo largo de los años. Para Uruguay, Merlo y Porrás-Arena (2019) testean la hipótesis de no linealidad para el período 1968 – 2018, por medio de ventanas móviles, concluyendo que no hallan evidencia suficiente para rechazar la hipótesis de estabilidad a lo largo del período. No obstante, en su análisis obtienen una respuesta menor en términos absolutos de la tasa de desempleo ante cambios del PIB, para el período más reciente a partir del 2002. En base a estos resultados, sugieren la pertinencia de continuar con el estudio de la variabilidad de dicha elasticidad según la fase del ciclo económico.

En la presente investigación se analiza la estabilidad de la relación entre desempleo y nivel de actividad en Uruguay a lo largo del ciclo económico, empleado para ello, un modelo TAR (Threshold Autoregressive). En el Cuadro 3 se presenta la síntesis de los resultados hallados (en Anexos 4 y 5 se incluyen las estimaciones completas), para las cuatro especificaciones presentadas anteriormente y los dos indicadores testeados como umbrales sobre la base del componente cíclico del PIB.

Cuadro 3. Estimación no lineal del coeficiente de Okun para Uruguay, 1997.Q1 – 2019. Q2

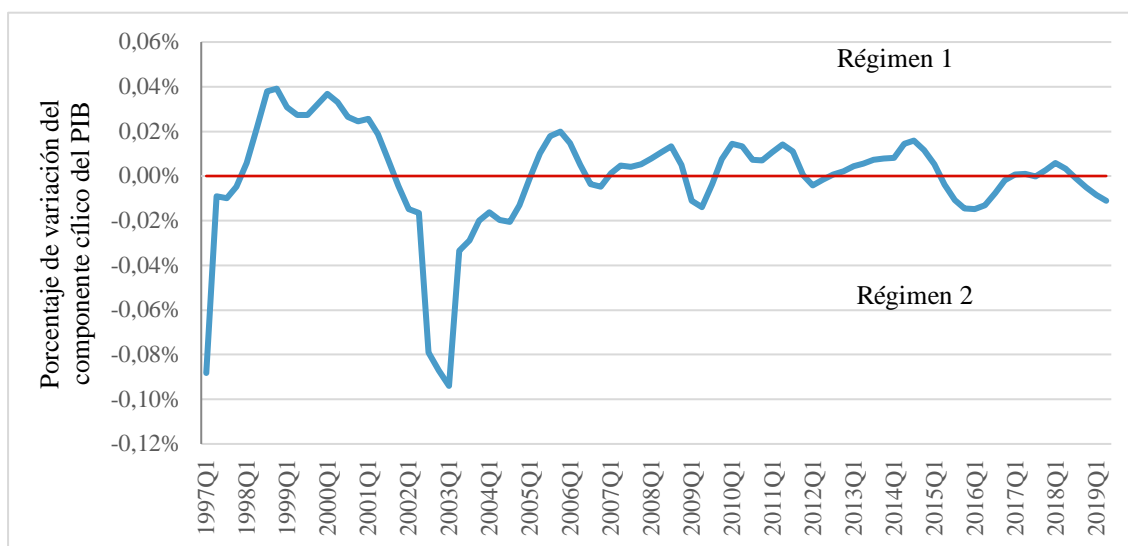
Variable dependiente <i>DESEMPLEO_t</i>	Modelo TAR (1)	Modelo TAR (2)	Modelo TAR (3)	Modelo TAR (4)
CY_LPIB < 0.0078		-0.122	-0.192	-0.128
CY_LPIB > 0.0078		-0.129	-0.140	-0.138
<i>NegColectiva</i>		SI		SI
<i>Informalidad</i>			SI	SI
<i>TC200601</i>	SI	SI	SI	SI
Test de Wald		-0.119	2.332 ***	0.583
AIC	-1.742710	-2.016268	-1.666708	-1.952395
DW	2.132885	2.016868	1.765044	1.918662
R2 adj	0.977325	0.985025	0.978393	0.984104
Outliers	2000Q4, 2005Q2	2000Q1		
Significativo al * 10%, ** 5% y al *** 1% respectivamente				

Fuente: Elaboración propia.

En línea con los antecedentes (Merlo y Porrás-Arena, 2019), el modelo original de Okun (modelo ARDL 1) sin incluir controles por la variable institucional ni informalidad, no presenta quiebres, por lo cual el modelo ARDL 1 y TAR 1 son exactamente iguales. En consecuencia, según

esta primera aproximación, se podría afirmar que la elasticidad del desempleo ante cambios en el nivel de actividad es estable a lo largo del ciclo económico. No obstante, en las restantes tres especificaciones (modelos TAR 2 a 4), en las que se incorporan las variables negociación colectiva e informalidad, los resultados mostrarían la no estabilidad en el coeficiente de Okun, con un quiebre cuando el componente cíclico del PIB es cercano a cero. Este resultado implicaría que, cuando el componente cíclico del PIB se encuentra por encima de su tendencia de crecimiento de largo plazo, la tasa de desempleo responde de forma diferente que cuando se encuentra por debajo, como se puede observar en el Gráfico 6.

Gráfico 6. Regímenes definidos por el umbral componente cíclico del PIB positivo y negativo, Período: 1997.Q1 – 2019.Q2



Fuente: Elaboración propia.

En la segunda especificación (modelo TAR 2), donde se incluye la variable negociación colectiva, a pesar de presentar coeficientes de Okun muy similares (0,122 y 0,129), se encuentra un quiebre cuando el ciclo del PIB toma el valor 0,0078. Sin embargo, cuando se testea si la convergencia de estos coeficientes es significativamente diferente mediante un test de Wald⁸, se encuentra que no lo son. Por ende, es posible afirmar que a pesar de que los parámetros son significativamente diferentes (considerando todos los rezagos de cada variable), estos convergen a coeficientes de Okun, similares.

En el tercer modelo (TAR 3), que incorpora la tasa de informalidad laboral, se halla un quiebre en el mismo valor que el modelo anterior (modelo TAR 2), 0,0078. No obstante, los coeficientes de Okun en cada uno de los estados, presentan mayor diferencia que en la

⁸ El contraste de Wald es un test de significación paramétrica y permite probar estadísticamente restricciones sobre los parámetros. Los contrastes realizados y sus resultados se incluyen en el Anexo 4.

especificación TAR 2. En la fase positiva del ciclo, un aumento de un 1% del ciclo del PIB repercute sobre el ciclo del desempleo, reduciéndolo en 0,14 p.p.. Por otra parte, en la fase recesiva, cuando el PIB cae 1% por debajo de su tendencia (es decir, el componente cíclico del PIB se reduce en 1%), el desempleo responde con un aumento de 0,19 p.p.. Al testear la diferencia de los coeficientes mediante un test de Wald, se rechaza la hipótesis nula de que los coeficientes son estadísticamente iguales. El modelo TAR al presentar dos regímenes con un punto de quiebre, presenta la asimetría de la relación mostrando diferencias en el trayecto de estas variables, el test de Wald comprueba que dichas diferencias también se muestran en la convergencia de los coeficientes de Okun para el tercer modelo (TAR 3).

En la última especificación planteada (modelo TAR 4), se incorporan conjuntamente la variable institucional, negociación colectiva y la informalidad, en dicho modelo se obtiene nuevamente un quiebre en la relación desempleo – nivel de actividad. No obstante, cuando se pone a prueba mediante el test de Wald, se halla que los coeficientes de Okun no muestran una convergencia estadísticamente significativa.

En línea con los resultados obtenidos, al trabajar con una formulación alternativa considerando el valor absoluto del ciclo del PIB como variable que determine los umbrales, se observa asimetría en los coeficientes de Okun con modelos con umbrales, como muestra el Cuadro 4.

Cuadro 4. Estimación no lineal del coeficiente de Okun para Uruguay, 1997.Q1 – 2019. Q2

Variable dependiente $CY_DESEMPLEO_t$	Modelo TAR (1)	Modelo TAR (2)	Modelo TAR (3)	Modelo TAR (4)
$ABS(CY_LPIB) < 0.02$	-0.154	-0.146	-0.076	-0.025
$ABS(CY_LPIB) > 0.02$	-0.168	-0.121	-0.155	-0.181
<i>NegColectiva</i>		SI		SI
<i>Informalidad</i>			SI	SI
<i>TC200601</i>	SI	SI	SI	SI
Test de Wald	-0.910	0.003	-1.023	-1.555
AIC	-1.982958	-1.932912	-1.426583	-1.457741
DW	2.248352	2.068682	1.582555	1.685813
R2 adj	0.984518	0.983791	0.974038	0.974643
Outliers	2000Q4, 2001Q4, 2005Q2, 2006Q1	2000Q1, 2000Q4, 2006Q1		
Significativo al * 10%, ** 5% y al *** 1% respectivamente				

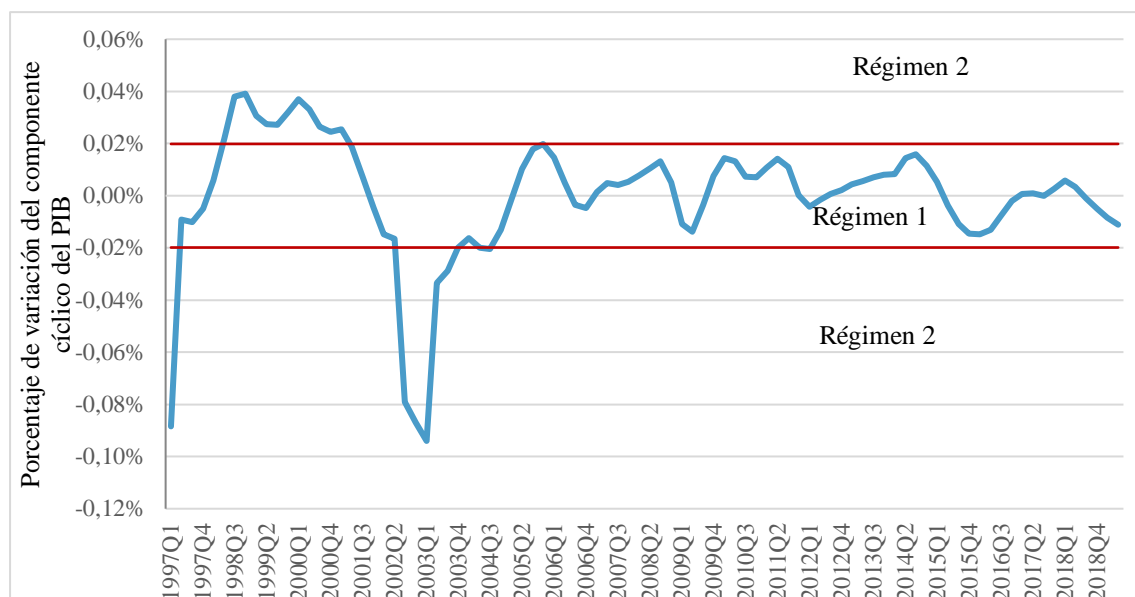
Fuente: Elaboración propia.

En las cuatro especificaciones planteadas anteriormente, que difieren en la inclusión de las covariables negociación colectiva y tasa de informalidad, se encuentran modelos con quiebres

paramétricos en valores próximos a cero (0,02), en base a estimaciones TAR. Ello evidencia que el desempleo responde de una forma paramétrica diferente ante desvíos pequeños del PIB, con respecto a su tendencia ante a desvíos mayores a 0,02.

En particular, la cuarta especificación (modelo TAR 4), muestra una clara diferencia en el coeficiente de Okun cuando el componente cíclico del PIB presenta variaciones pequeñas (0,025) con respecto a variaciones más grandes (0,181), dicho resultado, se encuentra en línea con los antecedentes (Bournakis y Christopoulos (2017)). No obstante, se observa que las diferencias en los coeficientes no convergen con variaciones que resulten estadísticamente significativas, según los test de Wald realizados (Anexo 5).

Gráfico 7. Regímenes definidos a partir de la variable umbral valor absoluto del componente cíclico del PIB, 1997.Q1 – 2019.Q2 (Modelo 4).



Fuente: Elaboración propia.

En suma, en base a lo anterior, se observa que los resultados obtenidos sobre la base del análisis lineal con modelos ARDL, difieren de los hallados a partir del análisis no-lineal sobre la base de los modelos TAR, dado que se encuentran quiebres paramétricos en los modelos. Ello sugiere la presencia de asimetrías en las trayectorias de los coeficientes, lo cual respalda la hipótesis de no estabilidad de los coeficientes de Okun. Las diferencias encontradas en las elasticidades del desempleo al producto, en los regímenes definidos a partir del signo o magnitud del componente cíclico del PIB (variable considerada como umbral entre los regímenes), evidenciarían la presencia de no estabilidad de la elasticidad desempleo-producto.

Por otra parte, cuando se analiza la convergencia de los coeficientes encontrados bajo los modelos TAR, no se halla que dichos coeficientes converjan significativamente diferentes en base a los test realizados. De esta forma, estos resultados van en línea con las postulaciones que señalan que la ley de Okun no mantendría su vigencia por asumir estabilidad y simetría en la relación desempleo-producto que plantea Okun (1962). Los antecedentes que estudian la existencia de asimetrías en la relación desempleo-producto, han mostrado que dicho fenómeno es recurrente en las economías y se vuelve fundamental para una mayor comprensión del mercado laboral. Es el caso de Owyang y Sekhposyan (2012) que en sus modelos incorporan una variable dummy para los períodos con recesión de Estados Unidos, y obtienen que el coeficiente de Okun se encuentra altamente relacionado con el ciclo económico. En particular, encuentran que los cambios en la elasticidad del desempleo-producto, observada en períodos más reciente, se vincula a la no estabilidad del coeficiente con las últimas recesiones.

Son múltiples los estudios que testean la estabilidad de las elasticidades, a lo largo de las diferentes fases de los ciclos económicos (Bournakis y Christopoulos, 2017; Canarella y Miller, 2017), y encuentran que existiría una mayor elasticidad en fases recesivas que en las expansivas. Por otra parte, con respecto a la magnitud de variación del PIB, para el caso de Grecia, se observa una relación no estable entre desempleo y nivel de actividad, presentando dos regímenes, es decir, un quiebre. Cuando la tasa de crecimiento se encuentra por debajo del 1%, el desempleo cae 1,21%, en cambio, cuando el crecimiento se encuentra por encima del 1%, el desempleo responde con caída de 1,47%, según plantean Bournakis y Christopoulos (2017).

Es importante señalar el aporte de estos resultados sobre el rol del marco institucional en la elasticidad del desempleo con respecto al crecimiento económico. Se puede observar cómo la inclusión de las variables institucionales y la informalidad en ambos tipos de modelaciones (ARDL y TAR), aísla el efecto de éstas sobre la relación desempleo-crecimiento y se obtiene como resultado efectos significativos que interfieren en dichas elasticidades. Lo anterior es consistente con los antecedentes bibliográficos revisados donde se plantean rigideces en el mercado de trabajo, generada por la presencia de empleo informal y herramientas similares a la negociación colectiva, como elementos claves para explicar divergencias en el coeficiente de Okun.

No obstante, queda por fuera de esta investigación el análisis de una gran cantidad de fenómenos que pueden configurar factores claves del marco institucional, presente en el mercado de trabajo del país. Algunos de estos pueden ser: grado de sindicalización de la clase trabajadora, el ratio de trabajadores del sector público, respecto de los del sector privado, porcentaje de trabajadores de la industria manufacturera y participación de la mujer en el mercado laboral. A su

vez, Uruguay es un país caracterizado por presentar disparidades en el desarrollo entre regiones, por lo que, un análisis de la elasticidad del desempleo podría resultar interesante como aporte integral a la presente ley empírica estudiada. La ley de Okun es un fenómeno empírico ampliamente estudiado a nivel internacional, no obstante, Uruguay tiene pocos estudios empíricos por lo que queda mucho campo por explorar. El presente trabajo pretende aportar evidencia empírica a dicha bibliografía.

Conclusiones

A partir del estudio de la elasticidad del desempleo ante variaciones del nivel de actividad planteado por Okun (1962), la observación empírica de dicha relación cobró una gran relevancia en la investigación macroeconómica por sus aportes como insumo de política económica. La presente investigación tiene como objeto aportar conocimiento sobre la relación dinámica que expresa dicha regla macroeconómica, para la economía uruguaya en un período reciente. Para ello estudia su estabilidad con respecto al ciclo económico e incorpora factores institucionales del mercado laboral que podrían interferir en el modelo de Okun, limitando el poder de respuesta del desempleo ante fluctuaciones de la economía.

La literatura con respecto a esta ley empírica tiene numerosas dimensiones para ser abordada y su exploración podría constituir un aporte valioso para la investigación aplicada en Uruguay. En este trabajo se plantean modelos lineales y no lineales para estimar la relación dinámica entre las brechas de desempleo y de nivel de actividad para Uruguay, con datos de frecuencia trimestral para el período 1997 a 2019. En el análisis lineal se aplican modelos de tipo ARDL, y el estudio de la estabilidad del coeficiente de Okun se realizó sobre la base de la estimación de diversas especificaciones de modelos no lineales por umbrales (modelos TAR).

En base al análisis lineal, los modelos estimados que incorporan a los factores institucionales, negociación colectiva y la tasa de informalidad, muestran que la elasticidad del desempleo ante el PIB (de las brechas en ambos casos), es de un $-0,23$. Ello significa que un aumento de un 1% del PIB por encima de su tendencia, repercutiría en una caída de 0,23 p.p. de la tasa de desempleo. El coeficiente hallado se encuentra en línea con varios antecedentes para la economía nacional (Merlo y Porrás-Arenas, 2019 y Ball et al., 2017) e internacional (Owyang y Sekhposyan, 2012; Sögner y Stiassny, 2002). Es oportuno señalar que los factores institucionales incluidos en la modelación (en particular, negociación colectiva) y la tasa de informalidad resultan significativas y con el signo esperado, por lo que se puede concluir que constituyen características relevantes del mercado laboral en Uruguay y que interfieren en la dinámica de la relación desempleo-producto de la economía (Ball et al., 2016, Guisinger et al., 2018).

En segundo lugar, el estudio de la estabilidad de la elasticidad del desempleo al nivel de actividad se realizó en función de la fase del ciclo que se encuentre la economía (siguiendo a Bournakis y Christopoulos, 2017; Canarella y Miller, 2017; Owyang y Sekhposyan, 2012). De esta forma, el propio ciclo económico configuró la variable umbral entre los regímenes eventuales en los que la relación dinámica podría alterarse. Los resultados arrojan que los quiebres, endógenamente

estimados, se situaron en valores cercanos a 0 del ciclo económico (esto es, cuando la economía se encuentra en su nivel de crecimiento potencial). Ello implica que efectivamente existen asimetrías en la respuesta del desempleo al producto entre las fases recesivas del ciclo económico y las expansivas, que configuran los regímenes estimados. Cabe señalar que el coeficiente de Okun, asume valores más reducidos que en las especificaciones lineales.

Una segunda especificación de la variable umbral en términos del componente cíclico del PIB en valor absoluto, presentaron resultados en línea con los antecedentes (Bournakis y Christopoulos, 2017). No obstante, las diferencias obtenidas mediante los modelos con umbrales no muestran convergencia en coeficientes estadísticamente diferentes (al 5%).

De esta forma, la presente investigación brindaría indicios sobre la existencia de asimetrías en la relación dinámica de desempleo-producto, en línea con la hipótesis planteada de no estabilidad del coeficiente de Okun con respecto al ciclo. Ello tiene implicaciones importantes para la política económica, dado que la respuesta del desempleo al nivel de actividad descendería significativamente ante variaciones pequeñas del ciclo económico. Adicionalmente, la segunda hipótesis vincula las rigideces del mercado laboral ante los mecanismos de ajuste de los desequilibrios macroeconómicos, las covariables incorporadas en el análisis (negociación colectiva y tasa de informalidad), resultan ser significativas para explicar dichos procesos. Los resultados obtenidos, son un aporte a una especificación que tiene en consideración características determinantes del mercado laboral e interfieren en la elasticidad del desempleo ante variaciones del crecimiento.

El estudio de las asimetrías o no-linealidades en esta relación dinámica podría ser abordado desde otros enfoques metodológicos, lo cual podría ser objeto de futuras extensiones de este trabajo. Por ejemplo, podría ser analizada a partir de modelos de parámetros variables, como los aplicados por ejemplo por Huang y Lin (2007) y Beaton (2010).

La vigencia de la ley de Okun puede ser abordada por múltiples enfoques, la presente investigación intenta aportar un enfoque que incluye elementos característicos del mercado de trabajo de Uruguay (lo cual evidencia la pertinencia de los estudios país), como son la tasa de informalidad y su evolución y la institucionalidad vinculada a la negociación colectiva. Este enfoque muestra ser relevante para la comprensión del funcionamiento de la economía nacional, y en particular, la relación empírica entre desempleo-producto.

Referencias Bibliográficas

- Alkire, S. y Foster, J.E. (2007), “Recuento y medición multidimensional de la pobreza” OPHI Working Papers Series. No. 7.
- Alkire, S. y Foster, J.E. (2011), “Counting and Multidimensional Poverty Measurement”, *Journal of Public Economics*, Vol. 95, 476-487.
- Amarante, V. y Dean, A. (2012). “Dinámica del mercado laboral formal uruguayo”. En *Revista de Economía*. Volumen 20, n° 1, Mayo 2013. BCU.
- Amarante, V. y Gómez, M. (2016). “El proceso de formalización en el mercado laboral uruguayo”. CEPAL, Serie Estudios y Perspectivas, N° 20.
- Badagian, A.L. y Lorenzo, F. (2003). “Procedimientos para la extracción de señales en series macroeconómicas”. Mimeo. CINVE–Montevideo, Uruguay.
- Balakrishnan, R., Das, M. y Kannan, P. (2010). "Unemployment Dynamics during Recessions and Recoveries: Okun's Law and Beyond", *IMF World Econ. Outlook* 1-40.
- Ball, L., Furceri, D., Leigh, D. y Loungani, P., (2016). "Does One Law Fit All? Cross- Country Evidence on Okun's Law". Pap. Present. IMF-OCP Work. Glob. Labour Mark. Paris Sept, 1-2, 2016.
- Ball, L., Leigh, D. y Loungani, P. (2017). "Okun's Law: Fit at Fifty?" *Journal of Money, Credit and Banking*, 49. { HYPERLINK <https://doi.org/10.3386/w18668> }.
- Beaton, K. (2010). Time variation in Okun's law: A Canada and US comparison (No. 2010-7). Bank of Canada.
- Bergara, M. (2015). Las nuevas reglas de juego en Uruguay: incentivos e instituciones en una década de reformas. *dECON*, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.
- Bournakis, I. y Christopoulos, D. K. (2017). Output and Unemployment: Estimating Okun’s Law for Greece. In *Political Economy Perspectives on the Greek Crisis* (pp. 273-287). Palgrave Macmillan, Cham.
- Bucheli, M. (2004). “Uruguay: la cobertura de la seguridad social en el empleo, 1991-2002”. En Bertranou (editor). *Protección social y mercado laboral*. Capítulo 5. OIT.

- Canarella, G. y Miller, S. M. (2017). Did Okun's law die after the Great Recession? *Business Economics*, 52(4), 216-226.
- Carrasco, P., Cichevski, A. y Perazzo, I. (2018). Evolución reciente de las principales variables del mercado laboral uruguayo. *Serie Documentos de Trabajo*; 9/18.
- Carbajal, F., Llambí, C., Perelmuter, N. y Velázquez, C. (2005). Modelización de los determinantes macroeconómicos de los salarios mediante mecanismos de ajuste no lineal. *Jornadas del Banco Central del Uruguay*, 2005.
- Cazes, S., Khatiwada, S. y Malo, M. (2012). "Employment Protection and Collective Bargaining: Beyond the deregulation agenda". ILO, *Employment Working Paper*, ISSN 1999-2939, 1999-2947 (web pdf), 133.
- Cuaresma, J. C. (2003). Okun's law revisited. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(4), 439-451.
- David, A., Lambert, F. y Toscani, F. (2019). "More Work to Do? Taking Stock of Latin American Labor Markets" *IMF Working Paper WP/19/55*.
- David, A., Pienknagura, S. y Roldos, J. (2020). *Labor Market Dynamics, Informality and Regulations in Latin America* (No. 20/19). International Monetary Fund.
- De Soto, H. (1987) *El otro sendero*. Instituto Libertad y Democracia, 6ta. edición, Perú
- Durech, R., Minea, A., Mustea, L. y Slusna, L. (2014). Regional evidence on Okun's law in Czech Republic and Slovakia. *Economic Modelling*, 42, 57-65.
- Enders, W. (2015). *Applied Econometric Time Series Fourth Edition*.
- Gómez, V. y Maravall, A. (1994). Estimation, prediction, and interpolation for nonstationary series with the Kalman filter. *Journal of the American Statistical Association*, 89(426), 611-624.
- Gómez, V. y Maravall, A. (1995). *Programs TRAMO and SEATS: instructions for the user* (beta version: September 1996). Banco de España. Servicio de Estudios.
- Greene, W.H. (2008) *Econometric Analysis*. 6th Edition, Pearson Prentice Hall, Upper Saddle River.
- Guisinger, A., Hernandez-Murillo, R., Owyang, M. T. y Sinclair, T. M. (2018). A state-level analysis of Okun's law. *Regional Science and Urban Economics*, 68, 239-248.

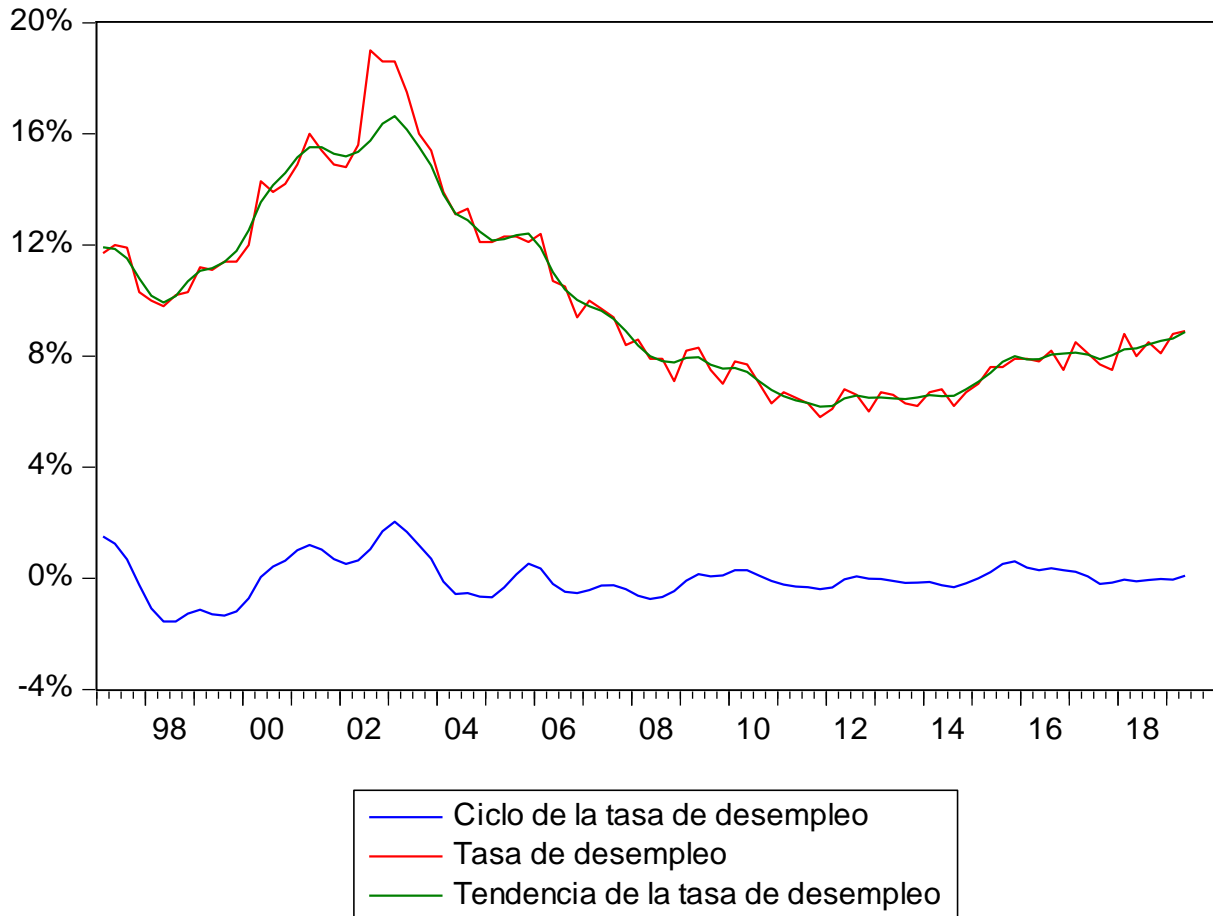
- Hodrick, R.J. y Prescott, E. C. (1997) “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), p.1.
- Huang, H.-C. (River), y Lin, S.-C. (2008). Smooth-time-varying Okun’s coefficients. *Economic Modelling*, 25(2), 363–375. { [HYPERLINK doi:10.1016/j.econmod.2007.06.009](https://doi.org/10.1016/j.econmod.2007.06.009) }
- Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest, and money*. Springer.
- Koop, G., y Tobias, J. L. (2006). Semiparametric Bayesian inference in smooth coefficient models. *Journal of Econometrics*, 134(1), 283-315.
- La Porta, R. y Shleifer, A. (2014). “Informality and Development”. *Journal of Economic Perspectives*, 28(3): 109-26.
- Lee, J. (2000). The robustness of Okun's law: Evidence from OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, 22(2), 331-356.
- Lindbeck, A. y Snower, D. J. (1989). *The insider-outsider theory of employment and unemployment*. MIT Press Books, 1.
- Maillot, F. (2016) *Informalidad y Actividad Económica en Uruguay. Una mirada de largo plazo*. Tesis de Maestría en Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.
- Martínez J.P y Casalí, P. (coord) (2019), *Informalidad y políticas para la formalización laboral en Uruguay 2005 / 2016. Aportes desde Uruguay en el centenario de la OIT*. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social y Organización Internacional del Trabajo.
- Marshall, A. (2019). Salario mínimo y negociación colectiva e la determinación salarial: interacciones entre políticas salariales y posturas sindicales en la Argentina y Uruguay. *Trabajo y sociedad: Indagaciones sobre el empleo, la cultura y las prácticas políticas en sociedades segmentadas*, (32), 79-101.
- Merlo, G. y Porras-Arena, M.S. (2019) “Crecimiento del PIB y desempleo: validez de la ley de Okun para Uruguay”. Serie Documentos de Trabajo, DT 24/2019. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.
- Okun, A. M. (1962). Potential GNP: Its Measurement and Significance In Proceedings of the Business and Economics Statistics Section. In American Statistical Association.

- Owyang, M. T. y Sekhposyan, T. (2012). Okun's law over the business cycle: was the great recession all that different? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 94(September/October 2012).
- Porras, S. (2017). Calidad del empleo y crecimiento económico: El caso de Uruguay. Serie Documentos de Trabajo; 17/17. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.
- Porras-Arena, M.S. y Martín-Román, Á.L. (2020) "Relación entre las características de los mercados de trabajo latinoamericanos y la ley de Okun". Serie Documentos de Trabajo, DT 10/2020. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.
- Porras-Arena, M. S. y Martín-Román, Á. L. (2018). Self-employment and the Okun's law. *Economic Modelling*.
- Romer, D. (2011). *Advanced Macroeconomics*. Ed. Mc Graw Hill, fourth edition.
- Shapiro, C. y Stiglitz, J. (1984). Equilibrium unemployment as a worker discipline device. *The American Economic Review*, 74(3), 433-444.
- Sögner, L. (2001). Okun's Law Does the Austrian unemployment–GDP relationship exhibit structural breaks? *Empirical Economics*, 26(3), 553-564.
- Sögner, L. y Stiassny, A. (2002). An analysis on the structural stability of Okun's law--a cross-country study. *Applied Economics*, 34(14), 1775-1787.
- Stock, J. H., y Watson, M. W. (1998). Median unbiased estimation of coefficient variance in a time-varying parameter model. *Journal of the American Statistical Association*, 93(441), 349-358.
- Tsay, R. S. (1998). Testing and modeling multivariate threshold models. *Journal of the American Statistical Association*, 93(443), 1188-1202.
- Valadkhani, A. y Smyth, R. (2015). Switching and asymmetric behaviour of the Okun coefficient in the US: Evidence for the 1948–2015 period. *Economic Modelling*, 50, 281-290.

Anexo 1. Análisis de las series: Gráficos, correlogramas y contrastes de raíz unitaria ADF.

A. Tasa de Desempleo

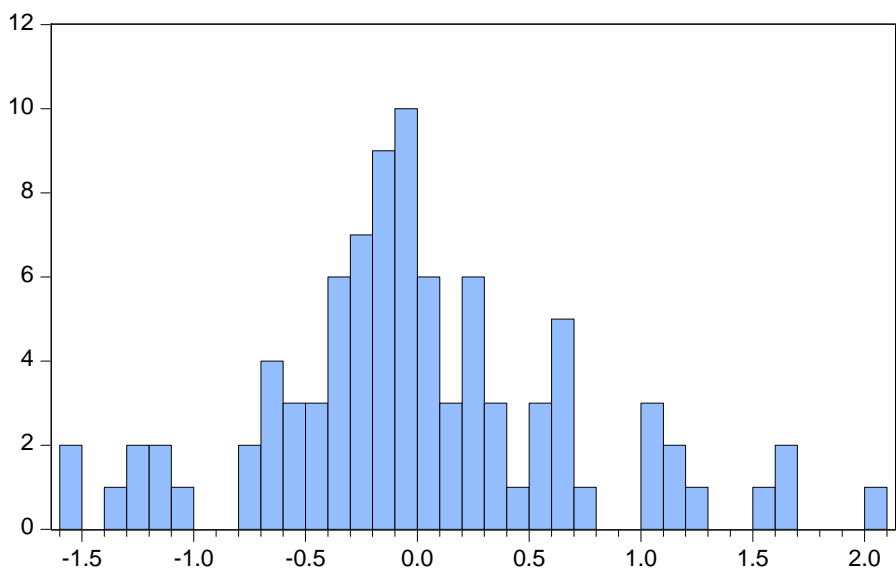
A.1 Gráficos, correlogramas e histograma.



Correlograma e histograma del componente cíclico de la tasa de desempleo

Sample: 1997Q1 2019Q4
 Included observations: 90

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.884	0.884	72.759	0.000
		2	0.652	-0.595	112.81	0.000
		3	0.400	0.039	128.00	0.000
		4	0.191	0.058	131.53	0.000
		5	0.055	0.023	131.83	0.000
		6	-0.026	-0.087	131.89	0.000
		7	-0.086	-0.122	132.62	0.000
		8	-0.140	-0.028	134.61	0.000
		9	-0.186	-0.006	138.16	0.000
		10	-0.221	-0.058	143.19	0.000
		11	-0.250	-0.128	149.76	0.000
		12	-0.276	-0.054	157.84	0.000
		13	-0.296	-0.044	167.26	0.000
		14	-0.310	-0.076	177.76	0.000
		15	-0.301	0.044	187.77	0.000
		16	-0.271	-0.077	195.96	0.000
		17	-0.249	-0.197	202.98	0.000
		18	-0.243	-0.057	209.79	0.000
		19	-0.233	0.077	216.15	0.000
		20	-0.192	0.084	220.51	0.000
		21	-0.109	0.021	221.93	0.000
		22	-0.004	-0.069	221.93	0.000
		23	0.082	-0.088	222.76	0.000
		24	0.126	0.007	224.75	0.000



Series: CY_DESEMPLEO	
Sample 1997Q1 2019Q4	
Observations 90	
Mean	6.02e-13
Median	-0.053942
Maximum	2.034819
Minimum	-1.559861
Std. Dev.	0.701025
Skewness	0.351065
Kurtosis	3.616751
Jarque-Bera	3.275124
Probability	0.194454

A.2 Test de raíz unitaria ADF sobre el ciclo de la tasa de desempleo.

Null Hypothesis: CY_DESEMPLEO has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 9 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

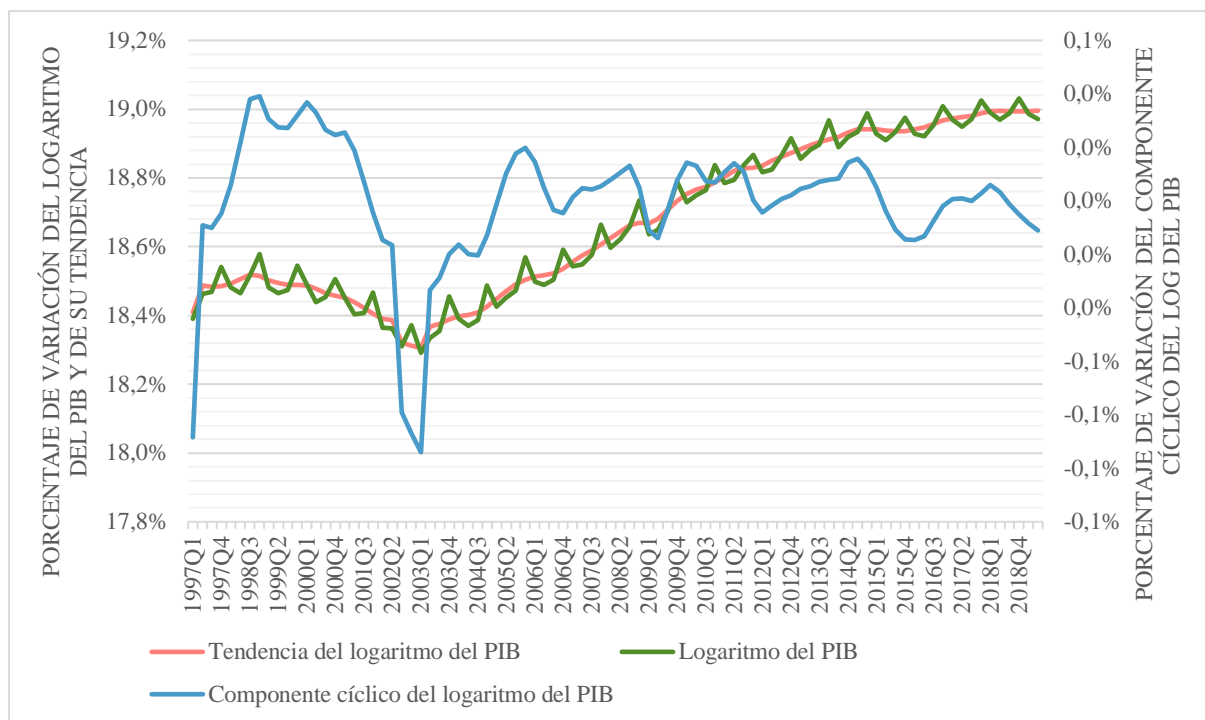
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.256417	0.0010
Test critical values:		
1% level	-3.514426	
5% level	-2.898145	
10% level	-2.586351	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(CY_DESEMPLEO)
 Method: Least Squares
 Date: 06/08/20 Time: 14:11
 Sample (adjusted): 1999Q3 2019Q2
 Included observations: 80 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CY_DESEMPLEO(-1)	-0.149839	0.035203	-4.256417	0.0001
D(CY_DESEMPLEO(-1))	1.538054	0.103989	14.79060	0.0000
D(CY_DESEMPLEO(-2))	-1.639420	0.193883	-8.455723	0.0000
D(CY_DESEMPLEO(-3))	1.936060	0.256981	7.533865	0.0000
D(CY_DESEMPLEO(-4))	-1.975498	0.298357	-6.621260	0.0000
D(CY_DESEMPLEO(-5))	1.855530	0.318401	5.827653	0.0000
D(CY_DESEMPLEO(-6))	-1.364354	0.299912	-4.549189	0.0000
D(CY_DESEMPLEO(-7))	1.000375	0.260489	3.840371	0.0003
D(CY_DESEMPLEO(-8))	-0.583950	0.188050	-3.105293	0.0028
D(CY_DESEMPLEO(-9))	0.322044	0.103079	3.124236	0.0026
C	0.012183	0.013356	0.912193	0.3648
R-squared	0.823863	Mean dependent var		0.017318
Adjusted R-squared	0.798336	S.D. dependent var		0.264025
S.E. of regression	0.118566	Akaike info criterion		-1.299621
Sum squared resid	0.969988	Schwarz criterion		-0.972092
Log likelihood	62.98485	Hannan-Quinn criter.		-1.168306
F-statistic	32.27406	Durbin-Watson stat		1.927388
Prob(F-statistic)	0.000000			

A. PIB



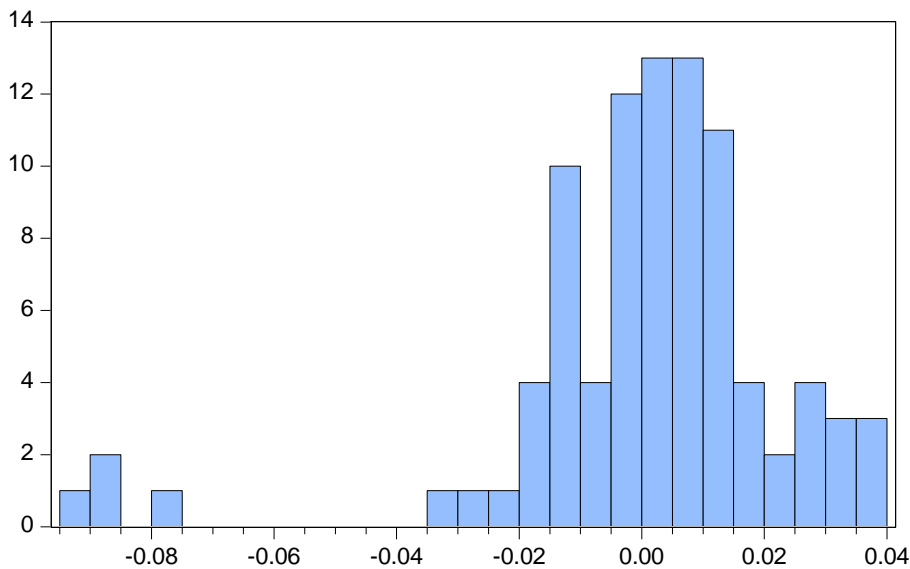
B.1 Gráficos, correlograma e histograma.

Correlograma e histograma del componente cíclico del logaritmo del PIB

Sample: 1997Q1 2019Q4

Included observations: 90

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.755	0.755	53.017	0.000
		2	0.596	0.061	86.459	0.000
		3	0.403	-0.153	101.92	0.000
		4	0.274	-0.003	109.13	0.000
		5	0.149	-0.058	111.28	0.000
		6	0.037	-0.086	111.42	0.000
		7	-0.046	-0.034	111.63	0.000
		8	-0.117	-0.054	113.02	0.000
		9	-0.195	-0.114	116.91	0.000
		10	-0.272	-0.113	124.56	0.000
		11	-0.336	-0.093	136.43	0.000
		12	-0.372	-0.061	151.13	0.000
		13	-0.368	-0.011	165.66	0.000
		14	-0.343	-0.021	178.44	0.000
		15	-0.329	-0.094	190.36	0.000
		16	-0.323	-0.109	202.04	0.000
		17	-0.289	-0.019	211.51	0.000
		18	-0.218	0.044	216.95	0.000
		19	-0.131	0.030	218.95	0.000
		20	-0.060	-0.026	219.38	0.000
		21	-0.025	-0.097	219.46	0.000
		22	0.091	0.165	220.47	0.000
		23	0.118	-0.096	222.20	0.000
		24	0.162	-0.012	225.48	0.000



Series: CY_LPIB	
Sample 1997Q1 2019Q4	
Observations 90	
Mean	1.59e-12
Median	0.003777
Maximum	0.039125
Minimum	-0.094013
Std. Dev.	0.024011
Skewness	-1.938818
Kurtosis	8.580685
Jarque-Bera	173.1754
Probability	0.000000

B.2 Contraste de raíz unitaria ADF del componente cíclico del logaritmo del PIB.

Null Hypothesis: CY_LPIB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.121741	0.0286
Test critical values:		
1% level	-3.508326	
5% level	-2.895512	
10% level	-2.584952	

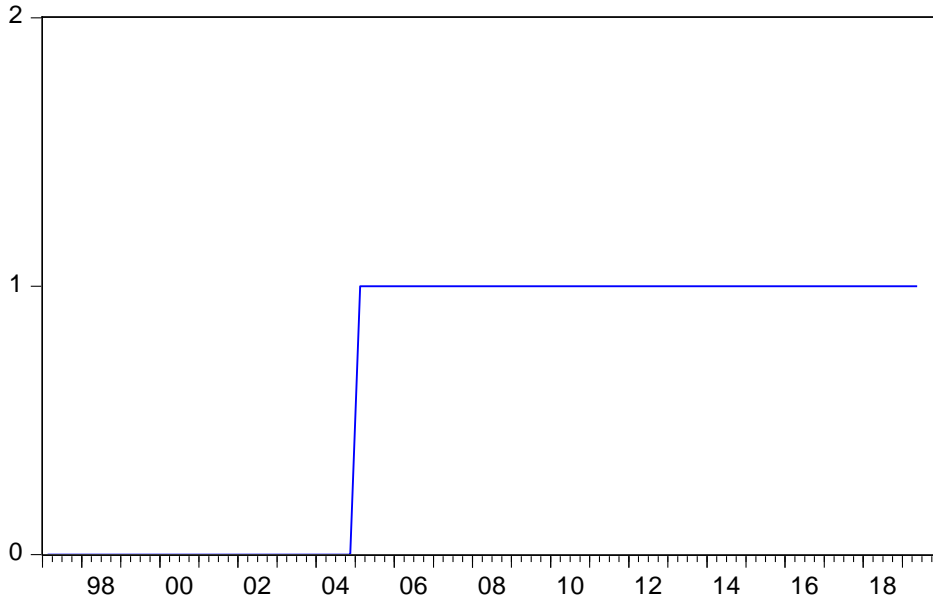
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(CY_LPIB)
 Method: Least Squares
 Date: 06/08/20 Time: 14:46
 Sample (adjusted): 1998Q1 2019Q2
 Included observations: 86 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CY_LPIB(-1)	-0.176029	0.056388	-3.121741	0.0025
D(CY_LPIB(-1))	0.300166	0.102860	2.918200	0.0046
D(CY_LPIB(-2))	0.208808	0.107492	1.942546	0.0555
D(CY_LPIB(-3))	-0.131940	0.083413	-1.581771	0.1176
C	0.000289	0.001112	0.259560	0.7959
R-squared	0.218425	Mean dependent var	-7.18E-05	
Adjusted R-squared	0.179829	S.D. dependent var	0.011349	
S.E. of regression	0.010278	Akaike info criterion	-6.261225	
Sum squared resid	0.008557	Schwarz criterion	-6.118531	
Log likelihood	274.2327	Hannan-Quinn criter.	-6.203797	
F-statistic	5.659216	Durbin-Watson stat	1.818246	
Prob(F-statistic)	0.000456			

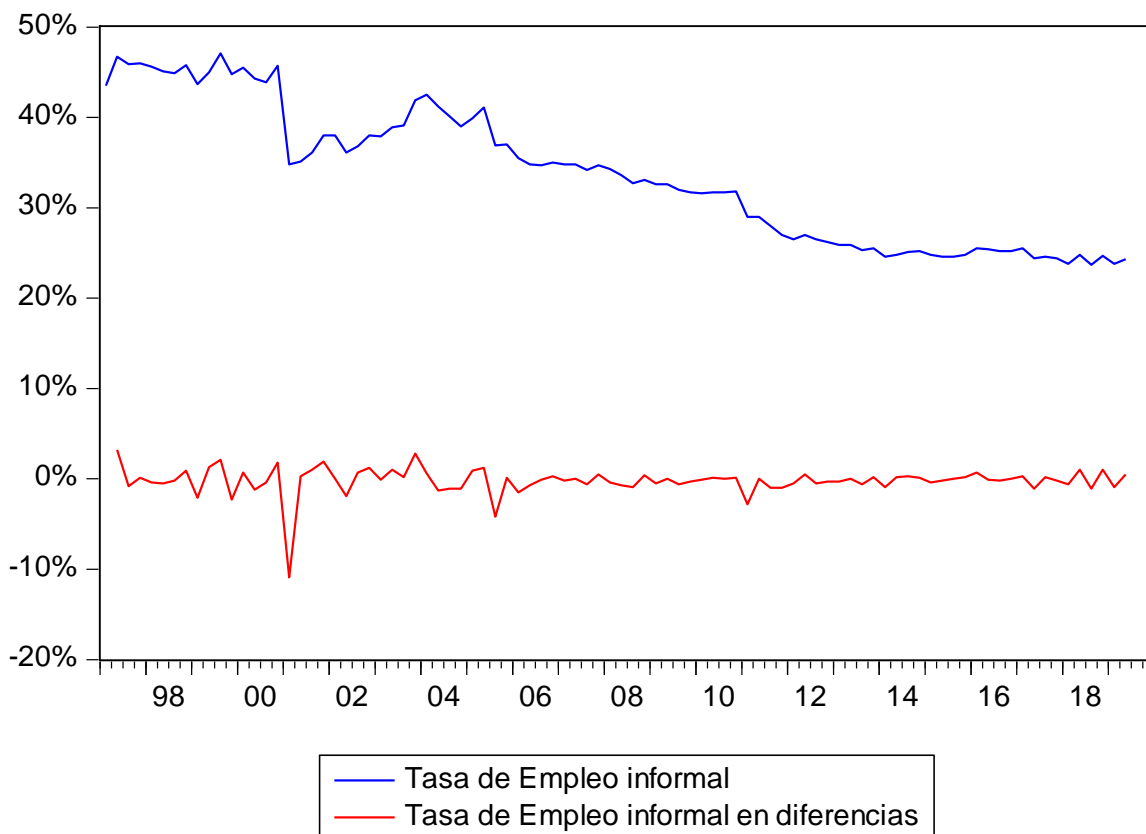
C. Negociación Colectiva

C.1 Gráficos



D. Tasa de informalidad laboral

D.1 Gráficos, correlograma e histograma.

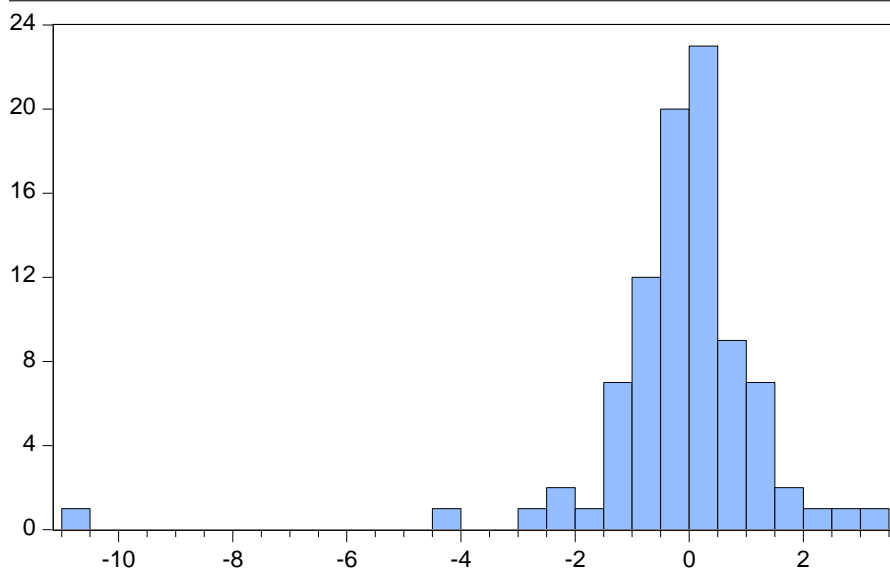


Correlograma de la tasa de empleo informal en diferencias

Sample: 1997Q1 2019Q4

Included observations: 89

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.196	-0.196	3.5426	0.060
		2	-0.052	-0.094	3.7949	0.150
		3	-0.015	-0.047	3.8168	0.282
		4	-0.072	-0.095	4.3162	0.365
		5	0.253	0.226	10.502	0.062
		6	-0.141	-0.062	12.429	0.053
		7	-0.231	-0.266	17.697	0.013
		8	0.180	0.099	20.936	0.007
		9	-0.078	-0.038	21.555	0.010
		10	0.004	-0.110	21.557	0.018
		11	-0.193	-0.213	25.435	0.008
		12	-0.049	-0.025	25.690	0.012
		13	0.077	-0.098	26.328	0.015
		14	0.082	0.051	27.061	0.019
		15	-0.147	-0.104	29.430	0.014
		16	-0.043	-0.090	29.640	0.020
		17	-0.068	-0.181	30.165	0.025
		18	0.259	0.163	37.791	0.004
		19	-0.108	-0.123	39.132	0.004
		20	0.058	0.080	39.528	0.006
		21	0.020	0.044	39.574	0.008
		22	0.052	0.012	39.901	0.011
		23	0.007	-0.149	39.907	0.016
		24	-0.020	0.066	39.955	0.022



Series: D_INF	
Sample 1997Q1 2019Q4	
Observations 89	
Mean	-0.215730
Median	-0.100000
Maximum	3.200000
Minimum	-10.900000
Std. Dev.	1.567417
Skewness	-3.586965
Kurtosis	26.06636
Jarque-Bera	2163.895
Probability	0.000000

D.2 Test de raíz unitaria ADF para la tasa de empleo informal en diferencias

Null Hypothesis: D_INF has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.64113	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.506484	
5% level	-2.894716	
10% level	-2.584529	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(D_INF)

Method: Least Squares

Date: 06/08/20 Time: 14:57

Sample (adjusted): 1997Q3 2019Q2

Included observations: 88 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_INF(-1)	-1.196794	0.102807	-11.64113	0.0000
C	-0.298601	0.162586	-1.836570	0.0697
R-squared	0.611766	Mean dependent var		-0.030682
Adjusted R-squared	0.607252	S.D. dependent var		2.409195
S.E. of regression	1.509833	Akaike info criterion		3.684341
Sum squared resid	196.0453	Schwarz criterion		3.740644
Log likelihood	-160.1110	Hannan-Quinn criter.		3.707024
F-statistic	135.5160	Durbin-Watson stat		2.041638
Prob(F-statistic)	0.000000			

Anexo 2. Modelos ARDL

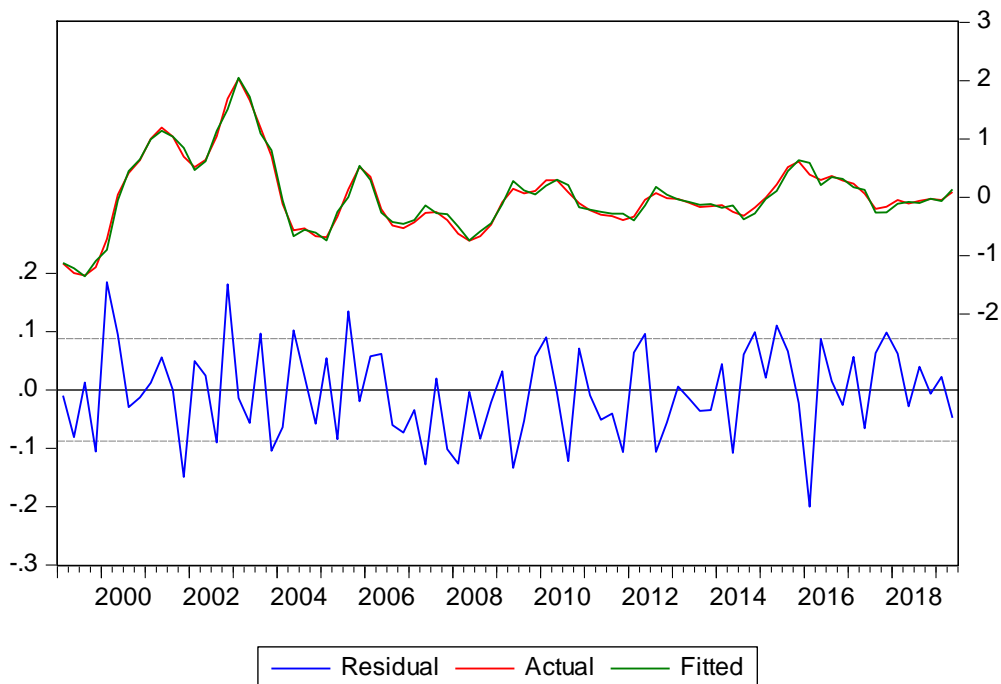
A. Modelo 1

Sample (adjusted): 1999Q1 2019Q2
 Included observations: 82 after adjustments
 Maximum dependent lags: 8 (Automatic selection)
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
 Dynamic regressors (8 lags, automatic): CY_LPIB
 Fixed regressors: TC200601 FECHA=200103 TC200502 TC200004
 Number of models evaluated: 72
 Selected Model: ARDL(8, 5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
CY_DESEMPLEO(-1)	1.931517	0.096137	20.09120	0.0000
CY_DESEMPLEO(-2)	-2.194378	0.215690	-10.17376	0.0000
CY_DESEMPLEO(-3)	2.155163	0.290781	7.411624	0.0000
CY_DESEMPLEO(-4)	-2.188985	0.321495	-6.808778	0.0000
CY_DESEMPLEO(-5)	2.012056	0.326420	6.164008	0.0000
CY_DESEMPLEO(-6)	-1.414483	0.296879	-4.764504	0.0000
CY_DESEMPLEO(-7)	0.647740	0.210721	3.073923	0.0031
CY_DESEMPLEO(-8)	-0.221967	0.085340	-2.600982	0.0115
CY_LPIB	-5.781537	1.212810	-4.767058	0.0000
CY_LPIB(-1)	2.163758	1.676706	1.290481	0.2015
CY_LPIB(-2)	0.687156	1.566028	0.438789	0.6623
CY_LPIB(-3)	-3.891872	1.551161	-2.509006	0.0147
CY_LPIB(-4)	1.715322	1.642352	1.044430	0.3002
CY_LPIB(-5)	1.866436	1.198538	1.557260	0.1243
TC200601	-0.320965	0.075869	-4.230540	0.0001
FECHA=200103	-0.272633	0.101636	-2.682456	0.0093
TC200502	0.412314	0.080781	5.104081	0.0000
TC200004	0.279895	0.083943	3.334337	0.0014
R-squared	0.984457	Mean dependent var	0.027795	
Adjusted R-squared	0.980329	S.D. dependent var	0.625453	
S.E. of regression	0.087723	Akaike info criterion	-1.838086	
Sum squared resid	0.492496	Schwarz criterion	-1.309782	
Log likelihood	93.36154	Hannan-Quinn criter.	-1.625980	
Durbin-Watson stat	2.234279			

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

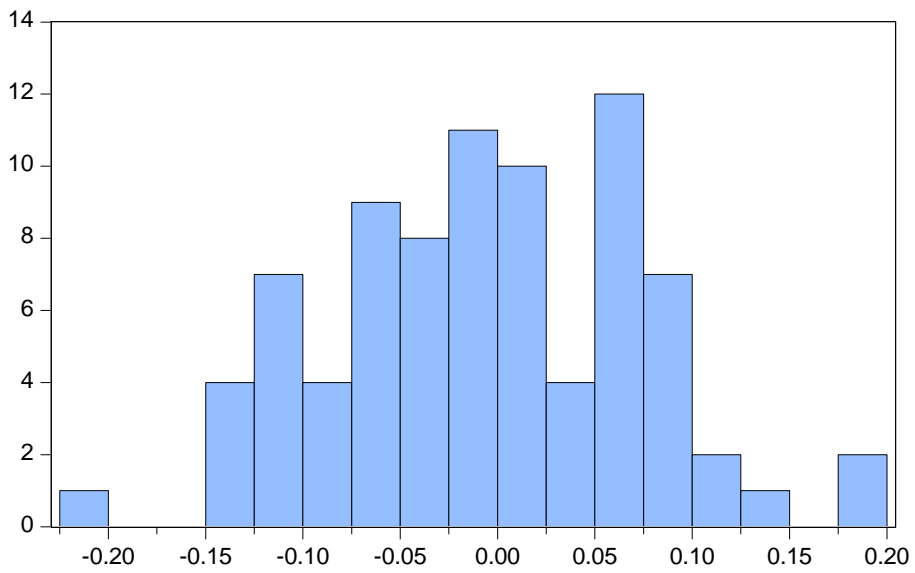
A.1 Estudio de los residuos del modelo 1



Sample: 1997Q1 2019Q4
Included observations: 82

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	-0.054	-0.054	0.2482	0.618
		2	-0.155	-0.158	2.3080	0.315
		3	-0.007	-0.026	2.3124	0.510
		4	-0.102	-0.132	3.2330	0.520
		5	-0.014	-0.036	3.2493	0.662
		6	-0.079	-0.128	3.8151	0.702
		7	0.162	0.142	6.2270	0.514
		8	-0.000	-0.034	6.2270	0.622
		9	-0.212	-0.182	10.456	0.315
		10	0.093	0.051	11.289	0.335
		11	0.105	0.090	12.366	0.337
		12	-0.109	-0.105	13.541	0.331
		13	-0.139	-0.159	15.464	0.279
		14	0.038	-0.014	15.612	0.338
		15	0.131	0.096	17.368	0.297
		16	-0.062	-0.022	17.769	0.338
		17	0.029	-0.004	17.858	0.398
		18	0.017	-0.071	17.888	0.463
		19	-0.121	-0.062	19.481	0.426
		20	0.010	0.063	19.493	0.490
		21	0.080	0.024	20.216	0.508
		22	0.187	0.124	24.251	0.334
		23	-0.093	-0.037	25.253	0.337
		24	-0.057	0.037	25.643	0.372

*Probabilities may not be valid for this equation specification.



Series: Residuals	
Sample 1999Q1 2019Q2	
Observations 82	
Mean	-0.004288
Median	-0.007855
Maximum	0.184620
Minimum	-0.200101
Std. Dev.	0.077856
Skewness	0.027283
Kurtosis	2.648328
Jarque-Bera	0.432723
Probability	0.805444

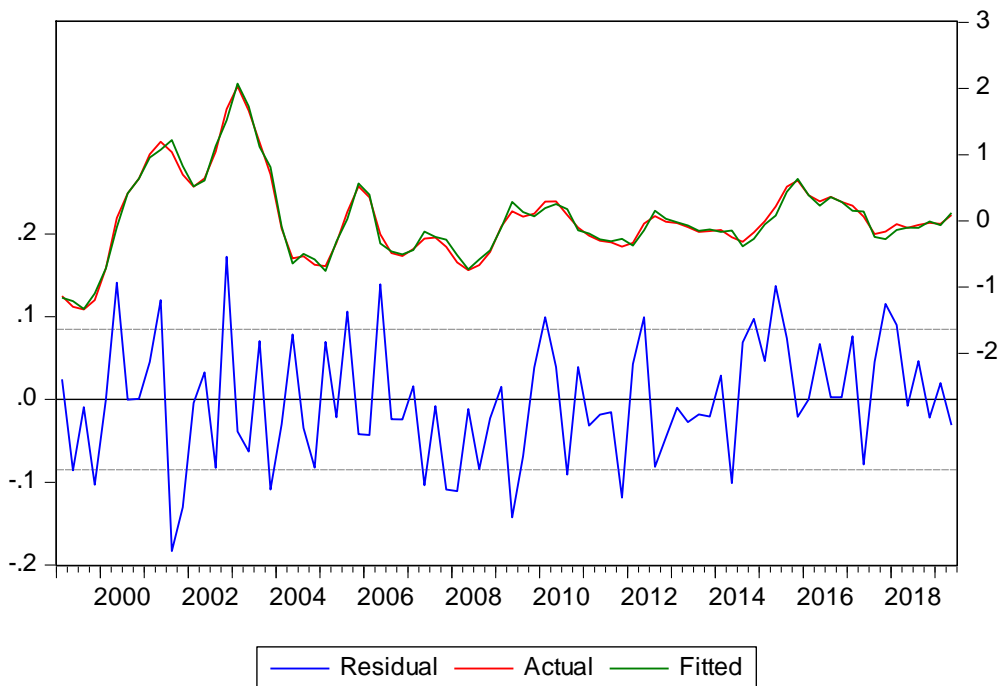
B. Modelo 2

Sample (adjusted): 1999Q1 2019Q2
 Included observations: 82 after adjustments
 Maximum dependent lags: 8 (Automatic selection)
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
 Dynamic regressors (8 lags, automatic): CY_LPIB
 Fixed regressors: NEGCOL(-1) NEGCOL(-5) TC200601 TC200004
 FECHA=201601 FECHA=200001
 Number of models evaluated: 72
 Selected Model: ARDL(8, 5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
CY_DESEMPLEO(-1)	1.817385	0.102884	17.66446	0.0000
CY_DESEMPLEO(-2)	-2.090535	0.220128	-9.496915	0.0000
CY_DESEMPLEO(-3)	2.136058	0.292065	7.313645	0.0000
CY_DESEMPLEO(-4)	-2.141715	0.319212	-6.709388	0.0000
CY_DESEMPLEO(-5)	1.877540	0.317127	5.920465	0.0000
CY_DESEMPLEO(-6)	-1.374183	0.288279	-4.766844	0.0000
CY_DESEMPLEO(-7)	0.744935	0.208161	3.578645	0.0007
CY_DESEMPLEO(-8)	-0.306383	0.085837	-3.569354	0.0007
CY_LPIB	-6.567759	1.177064	-5.579780	0.0000
CY_LPIB(-1)	2.046988	1.641126	1.247307	0.2170
CY_LPIB(-2)	0.281025	1.501194	0.187201	0.8521
CY_LPIB(-3)	-4.196402	1.501642	-2.794543	0.0069
CY_LPIB(-4)	1.975700	1.593870	1.239561	0.2198
CY_LPIB(-5)	1.720720	1.175215	1.464175	0.1482
NEGCOL(-1)	0.336478	0.062847	5.353892	0.0000
NEGCOL(-5)	-0.339063	0.064264	-5.276130	0.0000
TC200601	-0.343962	0.077171	-4.457114	0.0000
TC200004	0.270256	0.081401	3.320063	0.0015
FECHA=201601	-0.193546	0.087808	-2.204190	0.0312
FECHA=200001	0.216829	0.095791	2.263563	0.0271
R-squared	0.985926	Mean dependent var		0.027795
Adjusted R-squared	0.981613	S.D. dependent var		0.625453
S.E. of regression	0.084811	Akaike info criterion		-1.888564
Sum squared resid	0.445960	Schwarz criterion		-1.301559
Log likelihood	97.43111	Hannan-Quinn criter.		-1.652890
Durbin-Watson stat	2.032050			

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

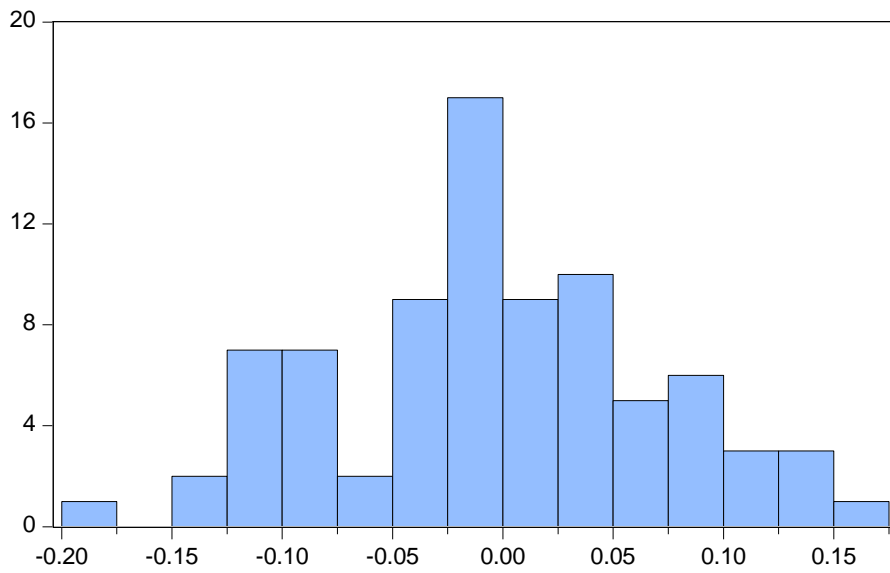
B.1 Estudio de los residuos del modelo 2



Sample: 1997Q1 2019Q4
 Included observations: 82

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.007	0.007	0.0043	0.948
		2	-0.081	-0.081	0.5684	0.753
		3	-0.130	-0.129	2.0323	0.566
		4	0.040	0.034	2.1708	0.704
		5	0.159	0.142	4.4380	0.488
		6	0.028	0.019	4.5115	0.608
		7	-0.071	-0.043	4.9786	0.663
		8	-0.043	-0.005	5.1469	0.742
		9	-0.002	-0.015	5.1473	0.821
		10	0.167	0.133	7.8097	0.647
		11	-0.056	-0.068	8.1146	0.703
		12	0.122	0.165	9.5701	0.654
		13	-0.105	-0.080	10.668	0.639
		14	0.075	0.082	11.240	0.667
		15	-0.056	-0.092	11.562	0.712
		16	-0.084	-0.093	12.299	0.723
		17	-0.109	-0.134	13.556	0.698
		18	0.095	0.101	14.526	0.694
		19	0.009	-0.038	14.535	0.752
		20	0.030	0.031	14.633	0.797
		21	0.010	0.088	14.644	0.840
		22	0.005	-0.014	14.647	0.877
		23	-0.019	0.005	14.688	0.905
		24	0.079	0.017	15.435	0.907

*Probabilities may not be valid for this equation specification.



Series: Residuals	
Sample 1999Q1 2019Q2	
Observations 82	
Mean	-0.002436
Median	-0.008637
Maximum	0.172531
Minimum	-0.183256
Std. Dev.	0.074160
Skewness	0.078490
Kurtosis	2.602888
Jarque-Bera	0.622996
Probability	0.732349

B.2 Test de Granger

Pairwise Granger Causality Tests
 Date: 07/22/20 Time: 17:46
 Sample: 1997Q1 2019Q4
 Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D_INF does not Granger Cause CY_DESEMPLEO	87	0.11487	0.8916
CY_DESEMPLEO does not Granger Cause D_INF		1.20481	0.3050

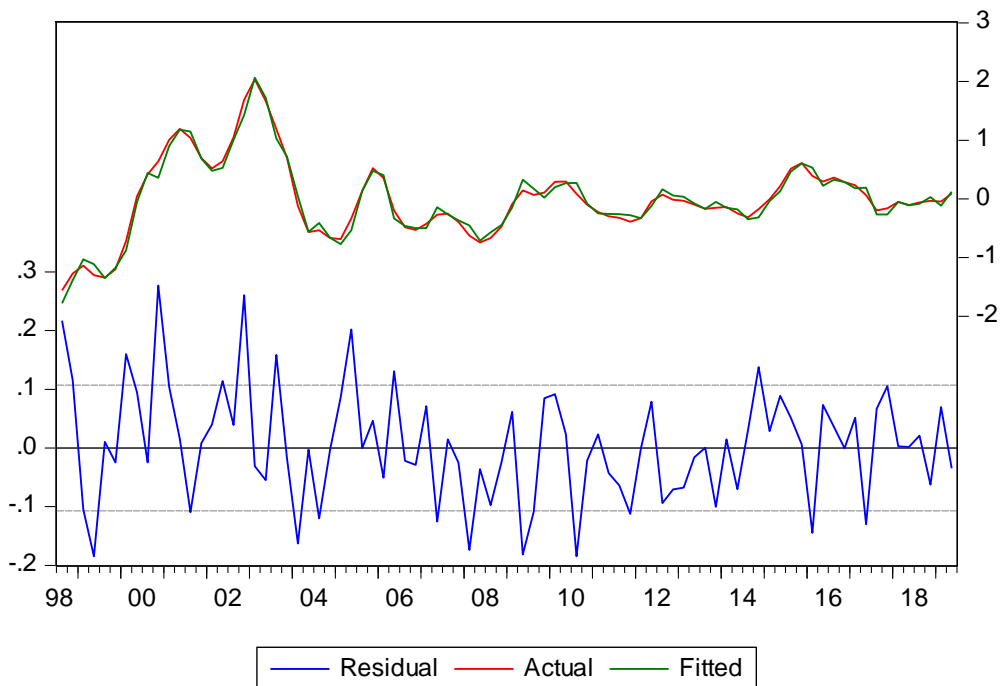
C. Modelo 3

Sample (adjusted): 1998Q3 2019Q2
 Included observations: 84 after adjustments
 Maximum dependent lags: 8 (Automatic selection)
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
 Dynamic regressors (6 lags, automatic): CY_LPIB D_INF
 Fixed regressors: TC200601 FECHA=200503
 Number of models evaluated: 392
 Selected Model: ARDL(6, 0, 5)
 Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
CY_DESEMPLEO(-1)	1.891729	0.093335	20.26807	0.0000
CY_DESEMPLEO(-2)	-2.040651	0.192995	-10.57360	0.0000
CY_DESEMPLEO(-3)	1.964742	0.243609	8.065143	0.0000
CY_DESEMPLEO(-4)	-1.913931	0.247422	-7.735480	0.0000
CY_DESEMPLEO(-5)	1.395130	0.192936	7.231069	0.0000
CY_DESEMPLEO(-6)	-0.566974	0.081961	-6.917631	0.0000
CY_LPIB	-4.311591	0.875670	-4.923764	0.0000
D_INF	-0.013963	0.008747	-1.596344	0.1150
D_INF(-1)	-0.022342	0.008612	-2.594262	0.0116
D_INF(-2)	-0.003440	0.008739	-0.393693	0.6950
D_INF(-3)	0.008116	0.008148	0.996051	0.3227
D_INF(-4)	-0.017786	0.008034	-2.213923	0.0301
D_INF(-5)	-0.007714	0.008017	-0.962135	0.3393
TC200601	-0.312343	0.084684	-3.688342	0.0004
FECHA=200503	0.402227	0.123874	3.247059	0.0018
R-squared	0.977875	Mean dependent var	-0.006570	
Adjusted R-squared	0.973386	S.D. dependent var	0.656709	
S.E. of regression	0.107135	Akaike info criterion	-1.469029	
Sum squared resid	0.791970	Schwarz criterion	-1.034954	
Log likelihood	76.69921	Hannan-Quinn criter.	-1.294535	
Durbin-Watson stat	1.732616			

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

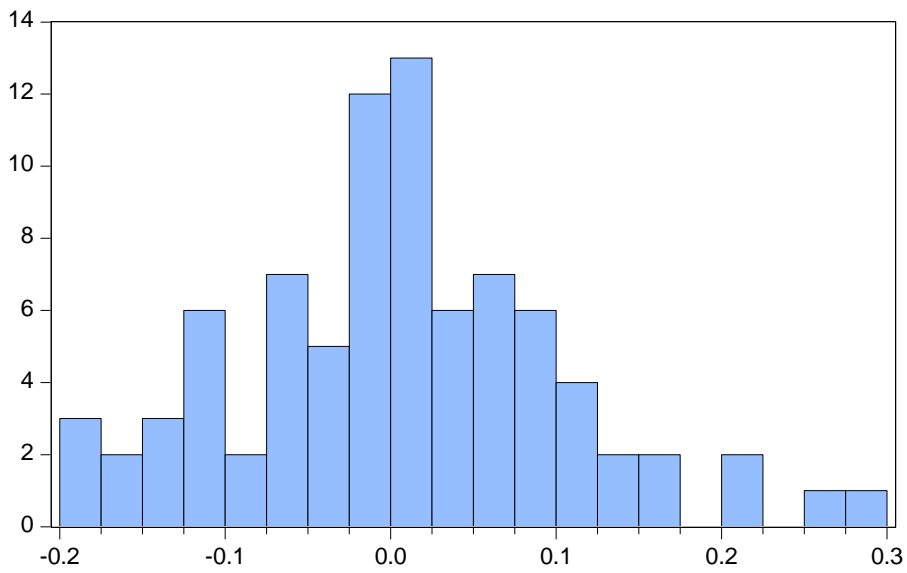
C.1 Estudio de los residuos del modelo 3



Sample: 1997Q1 2019Q4
Included observations: 84

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 -0.160	-0.160	2.2328	0.135
		2 -0.053	-0.081	2.4813	0.289
		3 0.196	0.180	5.9209	0.116
		4 -0.139	-0.087	7.6583	0.105
		5 0.136	0.131	9.3531	0.096
		6 0.008	-0.001	9.3594	0.154
		7 0.043	0.108	9.5329	0.217
		8 0.199	0.177	13.306	0.102
		9 0.076	0.186	13.862	0.127
		10 0.116	0.168	15.169	0.126
		11 0.063	0.106	15.564	0.158
		12 -0.072	-0.045	16.090	0.187
		13 -0.005	-0.089	16.092	0.244
		14 0.060	-0.013	16.468	0.286
		15 -0.024	-0.075	16.529	0.348
		16 -0.036	-0.162	16.670	0.407
		17 0.170	0.038	19.780	0.286
		18 0.153	0.152	22.341	0.217
		19 -0.064	-0.017	22.790	0.247
		20 -0.063	-0.119	23.235	0.277
		21 0.161	0.172	26.211	0.199
		22 0.050	0.196	26.505	0.231
		23 -0.051	0.055	26.809	0.264
		24 -0.008	-0.063	26.816	0.313

*Probabilities may not be valid for this equation specification.



Series: Residuals	
Sample 1998Q3 2019Q2	
Observations 84	
Mean	0.004613
Median	0.001261
Maximum	0.276668
Minimum	-0.184466
Std. Dev.	0.097572
Skewness	0.311190
Kurtosis	3.221151
Jarque-Bera	1.526930
Probability	0.466049

D. Modelo 4

Sample (adjusted): 1999Q1 2019Q2
 Included observations: 82 after adjustments
 Maximum dependent lags: 8 (Automatic selection)
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
 Dynamic regressors (8 lags, automatic): CY_LPIB

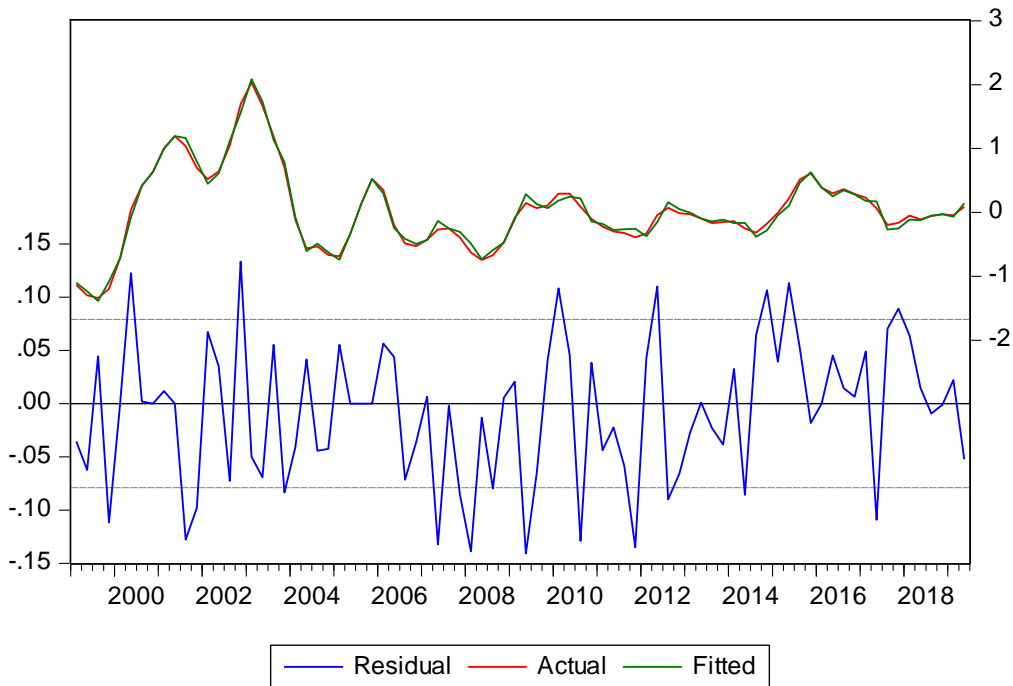
Fixed regressors: DNEGCOL(-2) DNEGCOL(-3) D_INF FECHA=200502
 FECHA=200004 FECHA=200001 FECHA=200102 TC200601
 FECHA=201601

Number of models evaluated: 72
 Selected Model: ARDL(8, 5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
CY_DESEMPLEO(-1)	1.849596	0.100554	18.39413	0.0000
CY_DESEMPLEO(-2)	-2.077176	0.223597	-9.289809	0.0000
CY_DESEMPLEO(-3)	2.167730	0.297410	7.288684	0.0000
CY_DESEMPLEO(-4)	-2.255375	0.325461	-6.929775	0.0000
CY_DESEMPLEO(-5)	1.953852	0.325198	6.008195	0.0000
CY_DESEMPLEO(-6)	-1.271379	0.295752	-4.298797	0.0001
CY_DESEMPLEO(-7)	0.560361	0.209477	2.675041	0.0097
CY_DESEMPLEO(-8)	-0.200860	0.083575	-2.403350	0.0194
CY_LPIB	-6.268728	1.105085	-5.672623	0.0000
CY_LPIB(-1)	1.319049	1.571064	0.839589	0.4045
CY_LPIB(-2)	1.464119	1.468360	0.997112	0.3228
CY_LPIB(-3)	-3.924265	1.419277	-2.764975	0.0076
CY_LPIB(-4)	1.315808	1.525217	0.862702	0.3918
CY_LPIB(-5)	2.141979	1.127966	1.898974	0.0625
DNEGCOL(-2)	0.406069	0.093747	4.331554	0.0001
DNEGCOL(-3)	0.241151	0.096075	2.510039	0.0148
D_INF	-0.018730	0.007072	-2.648337	0.0104
FECHA=200502	0.312864	0.091660	3.413299	0.0012
FECHA=200004	0.309780	0.090958	3.405748	0.0012
FECHA=200001	0.260480	0.088467	2.944384	0.0046
FECHA=200102	0.259054	0.093223	2.778874	0.0073
TC200601	-0.216443	0.063367	-3.415706	0.0012
FECHA=201601	-0.196388	0.080920	-2.426935	0.0183
R-squared	0.988363	Mean dependent var		0.027795
Adjusted R-squared	0.984024	S.D. dependent var		0.625453
S.E. of regression	0.079055	Akaike info criterion		-2.005551
Sum squared resid	0.368732	Schwarz criterion		-1.330495
Log likelihood	105.2276	Hannan-Quinn criter.		-1.734526
Durbin-Watson stat	1.918662			

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

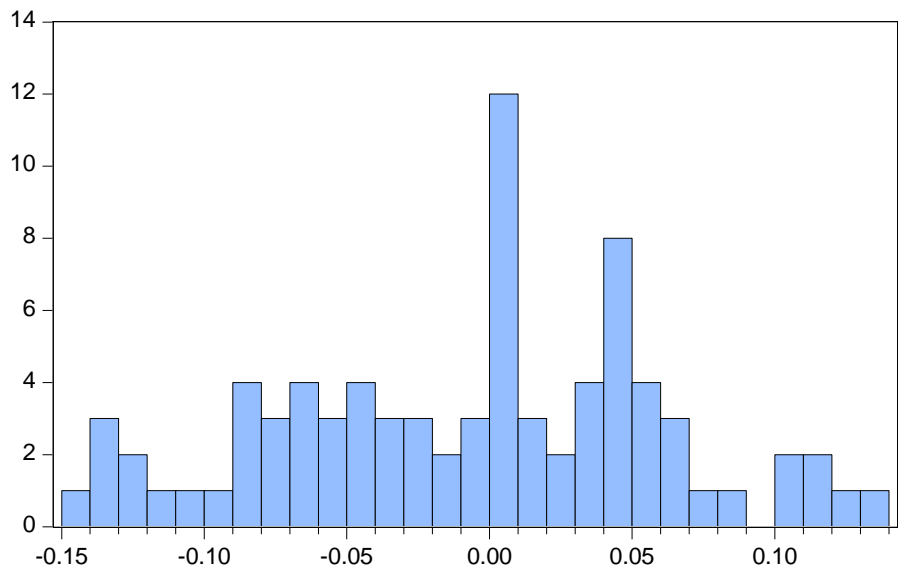
D.1 Estudio de los residuos del modelo 4



Sample: 1997Q1 2019Q4
Included observations: 82

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	-0.099	-0.099	0.8369	0.360
		2	0.082	0.073	1.4217	0.491
		3	0.006	0.022	1.4253	0.700
		4	-0.196	-0.202	4.8042	0.308
		5	0.209	0.181	8.7287	0.120
		6	-0.195	-0.146	12.177	0.058
		7	-0.085	-0.150	12.835	0.076
		8	0.104	0.101	13.839	0.086
		9	-0.032	0.070	13.937	0.125
		10	0.202	0.092	17.831	0.058
		11	-0.042	-0.002	18.004	0.081
		12	0.060	0.095	18.358	0.105
		13	-0.034	-0.101	18.474	0.140
		14	-0.092	-0.063	19.328	0.153
		15	-0.096	-0.137	20.279	0.161
		16	-0.173	-0.130	23.399	0.103
		17	-0.074	-0.117	23.987	0.120
		18	0.104	0.129	25.145	0.121
		19	-0.016	-0.012	25.173	0.155
		20	-0.001	-0.111	25.173	0.195
		21	0.067	0.086	25.680	0.219
		22	0.045	0.068	25.910	0.256
		23	-0.013	-0.118	25.928	0.304
		24	-0.109	-0.100	27.346	0.289

*Probabilities may not be valid for this equation specification.



Series: Residuals	
Sample 1999Q1 2019Q2	
Observations 82	
Mean	-0.007817
Median	-5.55e-17
Maximum	0.133241
Minimum	-0.140824
Std. Dev.	0.067010
Skewness	-0.104412
Kurtosis	2.411027
Jarque-Bera	1.334196
Probability	0.513196

Anexo 3. Modelos MCO

Tabla de resultados:

Variable dependiente <i>DESEMPLEO_t</i>	Modelo MCO (1)	Modelo MCO (2)	Modelo MCO (3)	Modelo MCO (4)
<i>DESEMPLEO_{t-1}</i>	1.986 ***	1.910 ***	1.950 ***	2.005 ***
<i>DESEMPLEO_{t-2}</i>	-2.326 ***	-2.267 ***	-2.165 ***	-2.403 ***
<i>DESEMPLEO_{t-3}</i>	2.329 ***	2.367 ***	2.089 ***	2.579 ***
<i>DESEMPLEO_{t-4}</i>	-2.351 ***	-2.362 ***	-2.001 ***	-2.713 ***
<i>DESEMPLEO_{t-5}</i>	2.102 ***	2.023 ***	1.457 ***	2.387 ***
<i>DESEMPLEO_{t-6}</i>	-1.475 ***	-1.465 ***	-0.595 ***	-1.628 ***
<i>DESEMPLEO_{t-7}</i>	0.665 ***	0.766 ***		0.737 ***
<i>DESEMPLEO_{t-8}</i>	-0.238 ***	-0.305 ***		-0.248 ***
<i>PIB_t</i>	-4.802 ***	-5.501 ***	-3.970 ***	-5.029 ***
<i>PIB_{t-1}</i>				
<i>PIB_{t-2}</i>				
<i>PIB_{t-3}</i>				
<i>PIB_{t-4}</i>				
<i>PIB_{t-5}</i>				
<i>NegColectiva_{t-1}</i>		0.301 ***		
<i>NegColectiva_{t-2}</i>		-0.300 ***		0.391 ***
<i>NegColectiva_{t-3}</i>				
<i>NegColectiva_{t-5}</i>				
<i>TC200601</i>	-0.347 ***	-0.365 ***	-0.288 ***	-0.222 ***
<i>Informalidad_t</i>				-0.014 *
<i>Informalidad_{t-1}</i>			-0.018 **	
<i>Informalidad_{t-2}</i>				
<i>Informalidad_{t-3}</i>				
<i>Informalidad_{t-4}</i>			-0.017 **	
<i>Informalidad_{t-5}</i>				
Coefficiente de Okun	-0.155	-0.165	-0.145	-0.177
AIC	-1.751379	-1.771574	-1.480096	-1.856322
DW	2.168349	2.036154	1.799551	1.992734
R2 adj	0.977521	0.978393	0.972635	0.980512
Outliers	2000Q4, 2005Q2	2000Q1, 2000Q4, 2016Q1	2005Q3	2000Q1, 2000Q4, 2001Q2, 2005Q2, 2016Q1
Significativo al * 10%, ** 5% y al *** 1% respectivamente				

A. Modelo MCO 1.

Sample (adjusted): 1999Q1 2019Q2
 Included observations: 82 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CY_DESEMPLEO(-1)	1.986030	0.097796	20.30787	0.0000
CY_DESEMPLEO(-2)	-2.326225	0.222368	-10.46114	0.0000
CY_DESEMPLEO(-3)	2.328967	0.303325	7.678119	0.0000
CY_DESEMPLEO(-4)	-2.351352	0.337291	-6.971284	0.0000
CY_DESEMPLEO(-5)	2.102008	0.345064	6.091656	0.0000
CY_DESEMPLEO(-6)	-1.475029	0.311585	-4.733946	0.0000
CY_DESEMPLEO(-7)	0.664607	0.218643	3.039690	0.0033
CY_DESEMPLEO(-8)	-0.237826	0.085394	-2.785034	0.0069
CY_LPIB	-4.801840	0.828157	-5.798228	0.0000
TC200601	-0.347049	0.079083	-4.388434	0.0000
FECHA=200103	-0.232152	0.104175	-2.228476	0.0291
TC200502	0.398271	0.085463	4.660152	0.0000
TC200004	0.273976	0.083018	3.300196	0.0015
R-squared	0.980851	Mean dependent var		0.027795
Adjusted R-squared	0.977521	S.D. dependent var		0.625453
S.E. of regression	0.093775	Akaike info criterion		-1.751379
Sum squared resid	0.606767	Schwarz criterion		-1.369826
Log likelihood	84.80655	Hannan-Quinn criter.		-1.598192
Durbin-Watson stat	2.168349			

B. Modelo MCO 2

Sample (adjusted): 1999Q1 2019Q2
 Included observations: 82 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CY_DESEMPLEO(-1)	1.910143	0.102627	18.61254	0.0000
CY_DESEMPLEO(-2)	-2.267267	0.225545	-10.05240	0.0000
CY_DESEMPLEO(-3)	2.367279	0.304276	7.780045	0.0000
CY_DESEMPLEO(-4)	-2.362355	0.335752	-7.036016	0.0000
CY_DESEMPLEO(-5)	2.022722	0.337470	5.993780	0.0000
CY_DESEMPLEO(-6)	-1.465122	0.304866	-4.805791	0.0000
CY_DESEMPLEO(-7)	0.766321	0.218556	3.506294	0.0008
CY_DESEMPLEO(-8)	-0.305222	0.087754	-3.478152	0.0009
CY_LPIB	-5.501297	0.852871	-6.450328	0.0000
NEGCOL(-1)	0.300987	0.066067	4.555755	0.0000
NEGCOL(-5)	-0.299695	0.067335	-4.450804	0.0000
TC200601	-0.365199	0.082289	-4.437982	0.0000
TC200004	0.247081	0.080939	3.052684	0.0033
FECHA=201601	-0.183388	0.094984	-1.930722	0.0578
FECHA=200001	0.264487	0.100641	2.628029	0.0106
R-squared	0.982127	Mean dependent var		0.027795
Adjusted R-squared	0.978393	S.D. dependent var		0.625453
S.E. of regression	0.091938	Akaike info criterion		-1.771574
Sum squared resid	0.566326	Schwarz criterion		-1.331320
Log likelihood	87.63453	Hannan-Quinn criter.		-1.594819
Durbin-Watson stat	2.036154			

C. Modelo MCO 3.

Sample (adjusted): 1998Q3 2019Q2
 Included observations: 84 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CY_DESEMPLEO(-1)	1.949634	0.089706	21.73371	0.0000
CY_DESEMPLEO(-2)	-2.164813	0.185865	-11.64726	0.0000
CY_DESEMPLEO(-3)	2.088708	0.236264	8.840571	0.0000
CY_DESEMPLEO(-4)	-2.000915	0.242781	-8.241641	0.0000
CY_DESEMPLEO(-5)	1.456888	0.189147	7.702429	0.0000
CY_DESEMPLEO(-6)	-0.594966	0.079924	-7.444117	0.0000
CY_LPIB	-3.970226	0.852347	-4.657992	0.0000
D_INF(-1)	-0.018255	0.008158	-2.237542	0.0283
D_INF(-4)	-0.017077	0.007818	-2.184178	0.0322
TC200601	-0.287532	0.079728	-3.606418	0.0006
FECHA=200503	0.450549	0.120493	3.739206	0.0004
R-squared	0.975932	Mean dependent var	-0.006570	
Adjusted R-squared	0.972635	S.D. dependent var	0.656709	
S.E. of regression	0.108635	Akaike info criterion	-1.480096	
Sum squared resid	0.861516	Schwarz criterion	-1.161775	
Log likelihood	73.16404	Hannan-Quinn criter.	-1.352134	
Durbin-Watson stat	1.799551			

D. Modelo MCO 4

Sample (adjusted): 1999Q1 2019Q2
 Included observations: 82 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CY_DESEMPLEO(-1)	2.004908	0.094372	21.24465	0.0000
CY_DESEMPLEO(-2)	-2.403105	0.220974	-10.87504	0.0000
CY_DESEMPLEO(-3)	2.579181	0.303754	8.491024	0.0000
CY_DESEMPLEO(-4)	-2.712837	0.334085	-8.120208	0.0000
CY_DESEMPLEO(-5)	2.387332	0.332905	7.171213	0.0000
CY_DESEMPLEO(-6)	-1.628042	0.300561	-5.416679	0.0000
CY_DESEMPLEO(-7)	0.736555	0.215004	3.425765	0.0011
CY_DESEMPLEO(-8)	-0.247986	0.082838	-2.993647	0.0039
CY_LPIB	-5.028821	0.783486	-6.418518	0.0000
DNEGCOL(-2)	0.391387	0.101232	3.866223	0.0003
D_INF	-0.013900	0.007272	-1.911424	0.0604
FECHA=200502	0.314257	0.100692	3.120980	0.0027
FECHA=200004	0.265126	0.099218	2.672163	0.0095
FECHA=200001	0.290418	0.095612	3.037467	0.0034
FECHA=200102	0.281518	0.097547	2.885969	0.0053
TC200601	-0.221806	0.068567	-3.234901	0.0019
FECHA=201601	-0.188941	0.089260	-2.116738	0.0381
R-squared	0.984361	Mean dependent var	0.027795	
Adjusted R-squared	0.980512	S.D. dependent var	0.625453	
S.E. of regression	0.087313	Akaike info criterion	-1.856322	
Sum squared resid	0.495537	Schwarz criterion	-1.357368	
Log likelihood	93.10918	Hannan-Quinn criter.	-1.655999	
Durbin-Watson stat	1.992734			

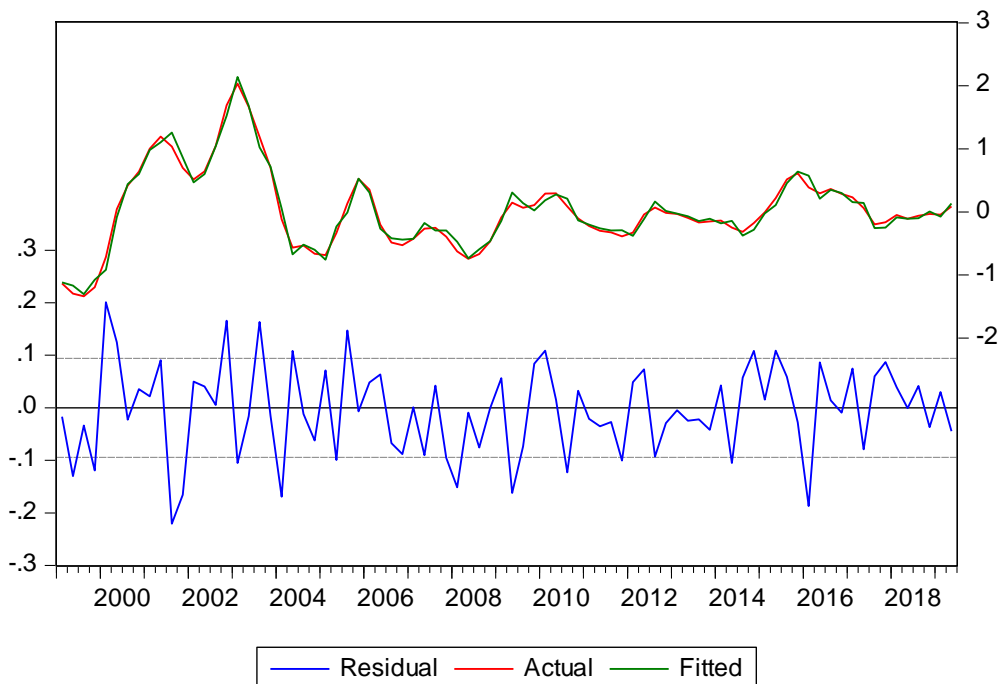
Anexo 4. Modelos TAR

A. Modelo TAR 1

Sample (adjusted): 1999Q1 2019Q2
 Included observations: 82 after adjustments
 No thresholds selected
 Selection: Trimming 0.20, , Sig. level 0.05
 Allow heterogeneous error distributions across breaks

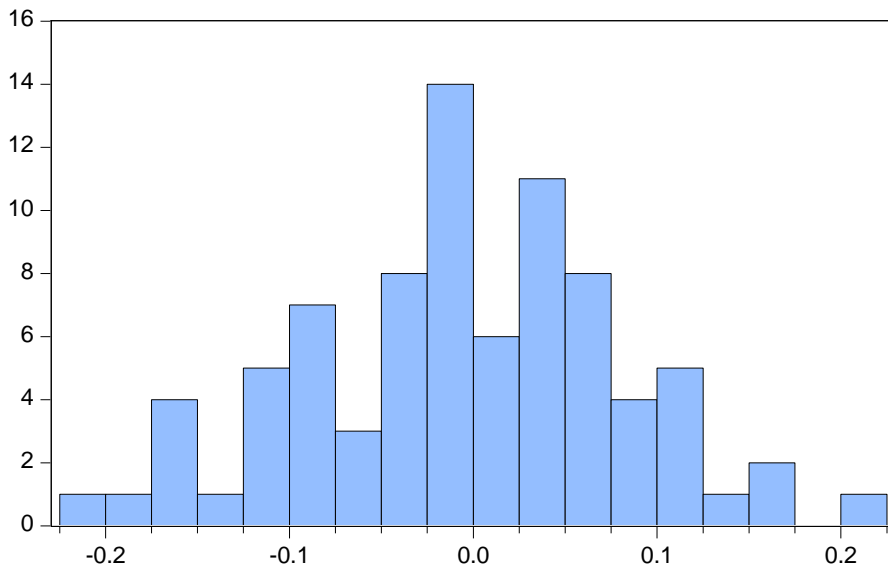
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CY_DESEMPLEO(-1)	1.935130	0.098672	19.61168	0.0000
CY_DESEMPLEO(-2)	-2.213181	0.227006	-9.749442	0.0000
CY_DESEMPLEO(-3)	2.189518	0.308023	7.108282	0.0000
CY_DESEMPLEO(-4)	-2.150199	0.340924	-6.306978	0.0000
CY_DESEMPLEO(-5)	1.875111	0.343254	5.462755	0.0000
CY_DESEMPLEO(-6)	-1.252961	0.312319	-4.011794	0.0002
CY_DESEMPLEO(-7)	0.530149	0.221481	2.393660	0.0194
CY_DESEMPLEO(-8)	-0.172006	0.088739	-1.938348	0.0567
CY_LPIB	-4.482119	0.865272	-5.180013	0.0000
CY_LPIB(-5)	1.538748	0.739679	2.080291	0.0412
Non-Threshold Variables				
TC200601	-0.343919	0.079432	-4.329735	0.0000
TC200004	0.226365	0.084067	2.692670	0.0089
TC200502	0.400280	0.085956	4.656832	0.0000
R-squared	0.980684	Mean dependent var	0.027795	
Adjusted R-squared	0.977325	S.D. dependent var	0.625453	
S.E. of regression	0.094182	Akaike info criterion	-1.742710	
Sum squared resid	0.612050	Schwarz criterion	-1.361157	
Log likelihood	84.45110	Hannan-Quinn criter.	-1.589522	
Durbin-Watson stat	2.132885			

A.1 Estudio de los residuos - Modelo TAR 1



Sample: 1997Q1 2019Q4
 Included observations: 82

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.087	0.087	0.6460	0.422
		2 -0.093	-0.101	1.3876	0.500
		3 -0.049	-0.032	1.5972	0.660
		4 -0.184	-0.189	4.5770	0.334
		5 0.328	0.374	14.209	0.014
		6 0.200	0.094	17.830	0.007
		7 0.093	0.146	18.622	0.009
		8 0.047	0.025	18.830	0.016
		9 -0.086	0.083	19.520	0.021
		10 0.183	0.168	22.711	0.012
		11 0.073	-0.021	23.227	0.016
		12 -0.138	-0.230	25.090	0.014
		13 -0.112	-0.205	26.338	0.015
		14 -0.002	0.039	26.338	0.023
		15 0.153	0.022	28.756	0.017
		16 0.141	-0.002	30.832	0.014
		17 0.019	0.035	30.872	0.021
		18 -0.057	0.142	31.223	0.027
		19 -0.095	0.076	32.214	0.030
		20 0.031	0.051	32.319	0.040
		21 0.098	0.007	33.404	0.042
		22 0.042	0.023	33.611	0.054
		23 -0.001	-0.008	33.611	0.071
		24 -0.055	-0.121	33.964	0.085



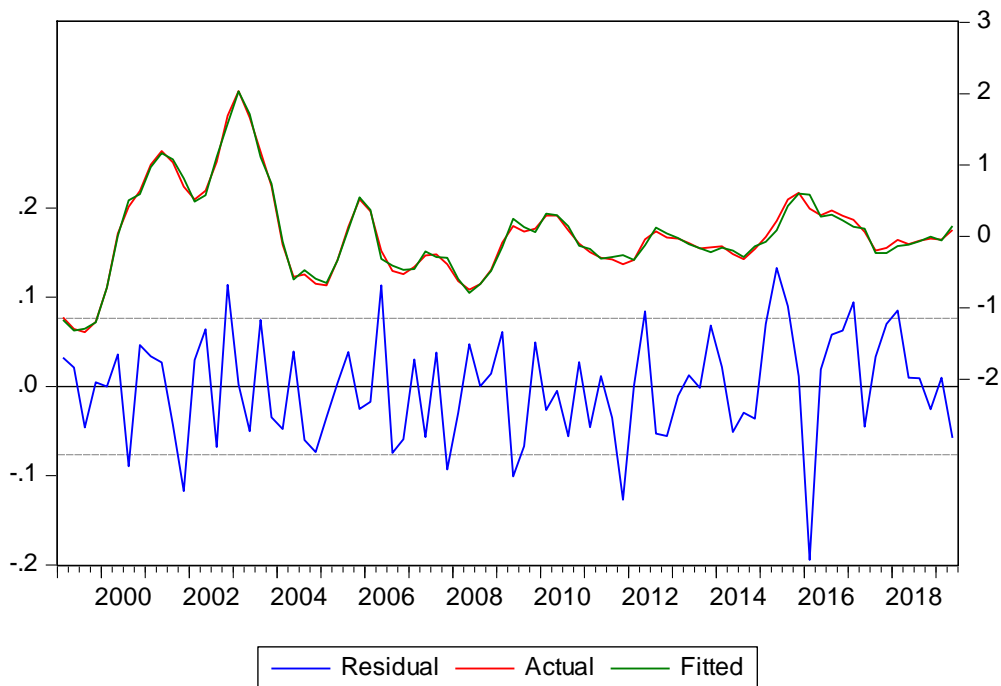
Series: Residuals	
Sample 1999Q1 2019Q2	
Observations 82	
Mean	-0.004792
Median	-0.005799
Maximum	0.201180
Minimum	-0.220569
Std. Dev.	0.086792
Skewness	-0.151493
Kurtosis	2.754559
Jarque-Bera	0.519475
Probability	0.771254

B. Modelo TAR 2

Sample (adjusted): 1999Q1 2019Q2
 Included observations: 82 after adjustments
 Selection: Trimming 0.25, , Sig. level 0.05
 Threshold variable: CY_LPIB
 Allow heterogeneous error distributions across breaks

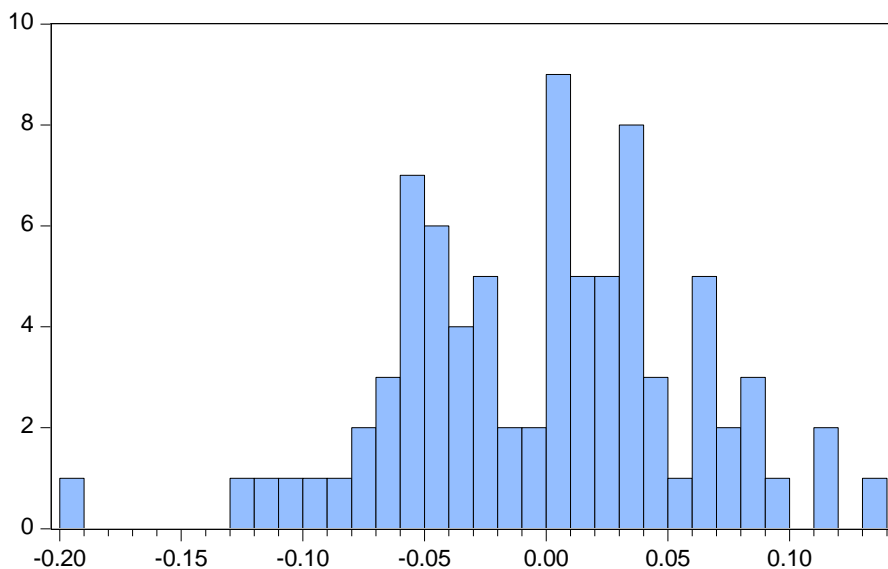
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CY_LPIB < 0.007765759 -- 55 obs				
CY DESEMPLEO(-1)	1.556334	0.143160	10.87128	0.0000
CY DESEMPLEO(-2)	-1.630996	0.287787	-5.667375	0.0000
CY DESEMPLEO(-3)	1.744435	0.371436	4.696460	0.0000
CY_DESEMPLEO(-4)	-1.800679	0.412682	-4.363358	0.0001
CY DESEMPLEO(-5)	1.523331	0.420008	3.626908	0.0007
CY_DESEMPLEO(-6)	-0.970223	0.392435	-2.472314	0.0169
CY DESEMPLEO(-7)	0.386171	0.292514	1.320177	0.1928
CY DESEMPLEO(-8)	-0.110638	0.130569	-0.847354	0.4008
CY LPIB	-6.438017	1.276439	-5.043732	0.0000
CY LPIB(-1)	-0.201917	1.798639	-0.112261	0.9111
CY_LPIB(-2)	1.566021	1.613744	0.970427	0.3365
CY LPIB(-3)	-2.814600	1.605853	-1.752713	0.0858
CY LPIB(-4)	1.181136	1.707170	0.691868	0.4922
CY LPIB(-5)	3.022548	1.321041	2.288004	0.0264
0.007765759 <= CY_LPIB -- 27 obs				
CY DESEMPLEO(-1)	1.671652	0.140320	11.91315	0.0000
CY DESEMPLEO(-2)	-1.787542	0.287832	-6.210374	0.0000
CY DESEMPLEO(-3)	2.354618	0.358983	6.559140	0.0000
CY_DESEMPLEO(-4)	-2.773177	0.363015	-7.639292	0.0000
CY DESEMPLEO(-5)	2.420573	0.357948	6.762355	0.0000
CY_DESEMPLEO(-6)	-2.251868	0.355365	-6.336781	0.0000
CY DESEMPLEO(-7)	1.725743	0.271712	6.351376	0.0000
CY DESEMPLEO(-8)	-0.741317	0.107743	-6.880415	0.0000
CY LPIB	-25.44278	5.174023	-4.917408	0.0000
CY LPIB(-1)	43.61245	8.769255	4.973336	0.0000
CY_LPIB(-2)	-18.27224	10.29916	-1.774148	0.0821
CY LPIB(-3)	-19.17870	11.21031	-1.710808	0.0933
CY LPIB(-4)	14.48272	9.699495	1.493142	0.1417
CY LPIB(-5)	-0.038814	4.944860	-0.007849	0.9938
Non-Threshold Variables				
NEGCOL(-1)	0.320979	0.084051	3.818884	0.0004
NEGCOL(-5)	-0.331439	0.084801	-3.908406	0.0003
TC200601	-0.358767	0.087515	-4.099474	0.0002
FECHA=200001	0.348964	0.078070	4.469877	0.0000
R-squared	0.990756	Mean dependent var		0.027795
Adjusted R-squared	0.985025	S.D. dependent var		0.625453
S.E. of regression	0.076538	Akaike info criterion		-2.016268
Sum squared resid	0.292903	Schwarz criterion		-1.077060
Log likelihood	114.6670	Hannan-Quinn criter.		-1.639190
Durbin-Watson stat	2.016868			

B.1 Estudio de los residuos - Modelo TAR 2



Sample: 1997Q1 2019Q4
 Included observations: 82

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.076	-0.076	0.4940	0.482
		2	0.030	0.024	0.5704	0.752
		3	0.133	0.138	2.1133	0.549
		4	0.093	0.116	2.8760	0.579
		5	-0.086	-0.080	3.5411	0.617
		6	-0.062	-0.107	3.8892	0.692
		7	-0.007	-0.047	3.8940	0.792
		8	-0.039	-0.023	4.0328	0.854
		9	-0.090	-0.053	4.7938	0.852
		10	-0.117	-0.117	6.0973	0.807
		11	-0.047	-0.068	6.3097	0.852
		12	-0.056	-0.043	6.6209	0.882
		13	-0.057	-0.022	6.9424	0.905
		14	0.010	0.029	6.9520	0.937
		15	0.010	0.009	6.9622	0.959
		16	-0.080	-0.098	7.6238	0.959
		17	0.166	0.136	10.557	0.879
		18	0.019	0.028	10.598	0.911
		19	-0.053	-0.069	10.910	0.927
		20	-0.011	-0.084	10.923	0.948
		21	-0.049	-0.139	11.192	0.959
		22	0.048	0.048	11.457	0.968
		23	-0.043	0.015	11.674	0.975
		24	0.071	0.097	12.272	0.977



Series: Residuals	
Sample 1999Q1 2019Q2	
Observations 82	
Mean	-0.001689
Median	0.002939
Maximum	0.132666
Minimum	-0.194399
Std. Dev.	0.060110
Skewness	-0.262529
Kurtosis	3.235726
Jarque-Bera	1.131781
Probability	0.567854

B.2 Test de Wald – Modelo TAR 2.

Wald Test:
Equation: EQTRES_CYC2

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-0.119147	50	0.9056
F-statistic	0.014196	(1, 50)	0.9056
Chi-square	0.014196	1	0.9052

Null Hypothesis: $(C(9)+C(10)+C(11)+C(12)+C(13) + C(14))/(1-C(1)+C(2)+C(3)+C(4)+C(5)+C(6)+C(7) + C(8))=(C(23)+C(24)+C(25)+C(26)+C(27)+C(28)) / (1-C(15)+C(16)+C(17)+C(18)+C(19)+C(20)+C(21) + C(22))$

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
$(C(9) + C(10) + C(11) + C(12) + C(13) + C(14))/(1 - C(1) + C(2) + C(3) + C(4) + C(5) + C(6) + C(7) + C(8)) - (C(23) + C(24) + C(25) + C(26) + C(27) + C(28))/(1 - C(15) + C(16) + C(17) + C(18) + C(19) + C(20) + C(21) + C(22))$	-0.200642	1.683991

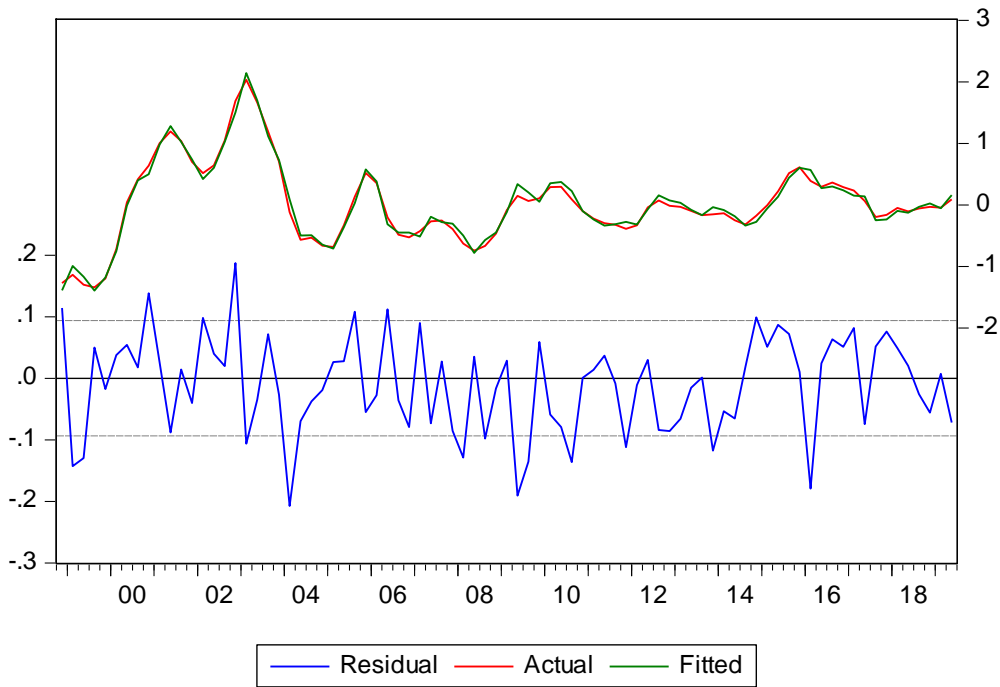
Delta method computed using analytic derivatives.

C. Modelo TAR 3

Sample (adjusted): 1998Q4 2019Q2
 Included observations: 83 after adjustments
 Selection: Trimming 0.25, Sig. level 0.05
 Threshold variable: CY_LPIB
 Allow heterogeneous error distributions across breaks

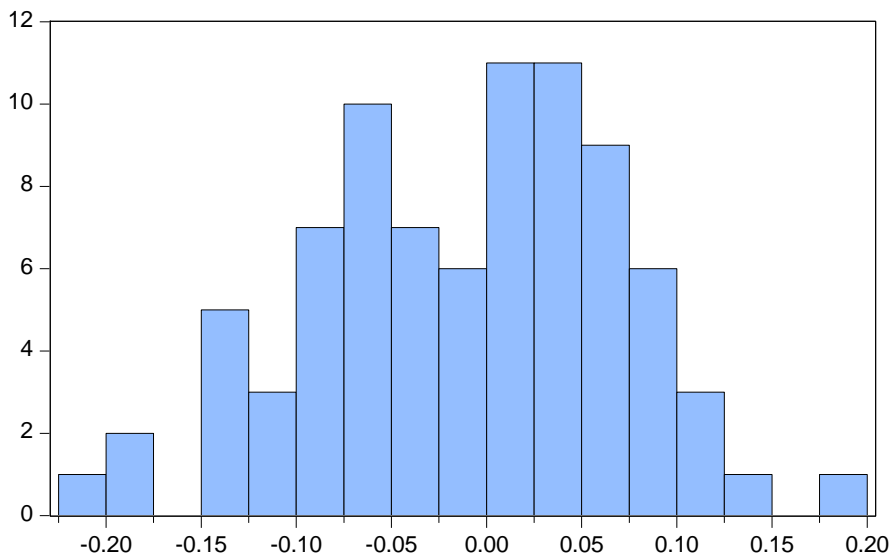
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CY LPIB < 0.007765759 -- 55 obs				
CY_DESEMPLEO(-1)	1.680156	0.136566	12.30289	0.0000
CY_DESEMPLEO(-2)	-1.752848	0.272635	-6.429278	0.0000
CY_DESEMPLEO(-3)	1.758135	0.337900	5.203121	0.0000
CY_DESEMPLEO(-4)	-1.811027	0.350911	-5.160927	0.0000
CY_DESEMPLEO(-5)	1.381662	0.332885	4.150563	0.0001
CY_DESEMPLEO(-6)	-0.702580	0.245700	-2.859500	0.0058
CY_DESEMPLEO(-7)	0.102997	0.101589	1.013855	0.3147
CY_LPIB	-6.581169	1.043493	-6.306863	0.0000
D_INF	-0.006054	0.020146	-0.300510	0.7648
D_INF(-4)	-0.011906	0.007662	-1.553819	0.1255
D_INF(-5)	-0.017695	0.008413	-2.103337	0.0396
0.007765759 <= CY LPIB -- 28 obs				
CY_DESEMPLEO(-1)	2.375608	0.178045	13.34272	0.0000
CY_DESEMPLEO(-2)	-2.839572	0.420608	-6.751120	0.0000
CY_DESEMPLEO(-3)	2.469867	0.528054	4.677304	0.0000
CY_DESEMPLEO(-4)	-1.915818	0.540078	-3.547297	0.0008
CY_DESEMPLEO(-5)	1.169688	0.519735	2.250546	0.0281
CY_DESEMPLEO(-6)	-0.420751	0.395985	-1.062544	0.2922
CY_DESEMPLEO(-7)	-0.034180	0.163448	-0.209121	0.8351
CY_LPIB	-2.725052	2.143604	-1.271248	0.2085
D_INF	-0.000773	0.011124	-0.069522	0.9448
D_INF(-4)	-0.108271	0.025502	-4.245568	0.0001
D_INF(-5)	-0.042156	0.032801	-1.285201	0.2037
Non-Threshold Variables				
TC200601	-0.342514	0.079007	-4.335268	0.0001
R-squared	0.984190	Mean dependent var		0.012145
Adjusted R-squared	0.978393	S.D. dependent var		0.637768
S.E. of regression	0.093747	Akaike info criterion		-1.666708
Sum squared resid	0.527313	Schwarz criterion		-0.996427
Log likelihood	92.16839	Hannan-Quinn criter.		-1.397427
Durbin-Watson stat	1.765044			

C.1 Estudio de los residuos - Modelo 3



Sample: 1997Q1 2019Q4
Included observations: 83

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.042	-0.042	0.1534	0.695
		2 -0.136	-0.138	1.7599	0.415
		3 -0.066	-0.080	2.1396	0.544
		4 -0.050	-0.079	2.3643	0.669
		5 0.267	0.247	8.7935	0.118
		6 -0.040	-0.039	8.9403	0.177
		7 -0.146	-0.096	10.922	0.142
		8 -0.017	-0.012	10.948	0.205
		9 0.027	0.025	11.015	0.275
		10 -0.084	-0.185	11.695	0.306
		11 -0.089	-0.103	12.478	0.329
		12 -0.126	-0.121	14.068	0.296
		13 0.063	0.019	14.470	0.342
		14 0.005	-0.089	14.473	0.415
		15 0.039	0.097	14.632	0.478
		16 -0.015	0.013	14.656	0.550
		17 -0.029	0.017	14.745	0.614
		18 -0.056	-0.141	15.083	0.656
		19 -0.035	-0.049	15.218	0.709
		20 0.061	-0.029	15.634	0.739
		21 0.194	0.186	19.920	0.526
		22 0.107	0.104	21.243	0.506
		23 -0.053	0.069	21.571	0.546
		24 -0.083	-0.055	22.388	0.556



C.2 Test de Wald – Modelo TAR 3

Wald Test:
 Equation: EQTRES_CYC3

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	2.332453	60	0.0230
F-statistic	5.440335	(1, 60)	0.0230
Chi-square	5.440335	1	0.0197

Null Hypothesis: $C(8)/(1-C(1)+C(2)+C(3)+C(4)+C(5) + C(6)+C(7))=C(19)/(1-C(12)+C(13)+C(14)+C(15) + C(16)+C(17)+C(18))$

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
$C(8)/(1 - C(1) + C(2) + C(3) + C(4) + C(5) + C(6) + C(7)) - C(19)/(1 - C(12) + C(13) + C(14) + C(15) + C(16) + C(17) + C(18))$	2.937719	1.259498

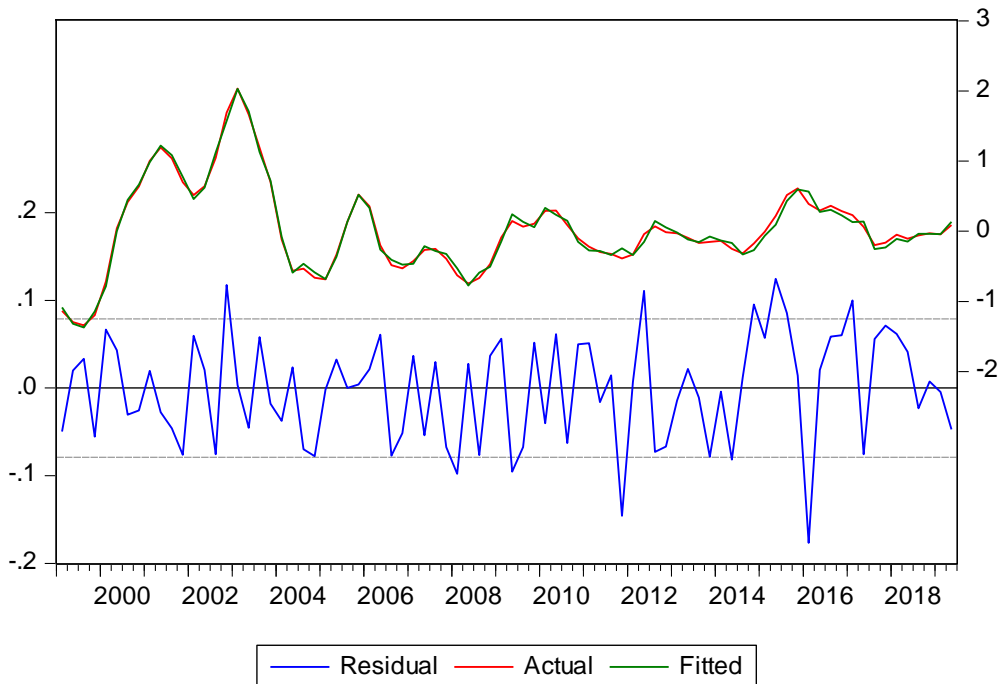
Delta method computed using analytic derivatives.

D. Modelo TAR 4

Sample (adjusted): 1999Q1 2019Q2
 Included observations: 82 after adjustments
 Selection: Trimming 0.20, , Sig. level 0.05
 Threshold variable: CY_LPIB
 Allow heterogeneous error distributions across breaks

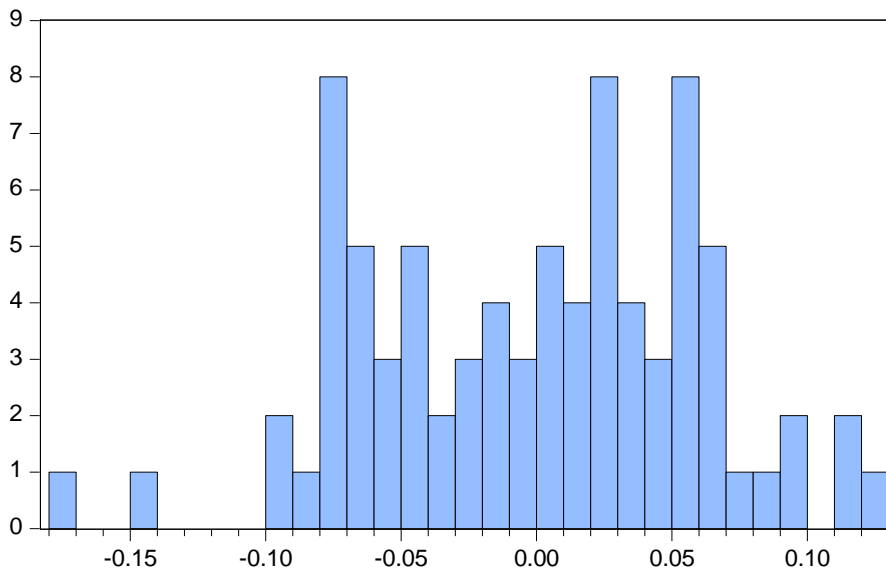
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CY LPIB < 0.007765759 -- 55 obs				
CY_DESEMPLEO(-1)	1.617485	0.133855	12.08386	0.0000
CY DESEMPLEO(-2)	-1.683962	0.271361	-6.205620	0.0000
CY DESEMPLEO(-3)	1.764700	0.359175	4.913206	0.0000
CY DESEMPLEO(-4)	-1.812630	0.402511	-4.503300	0.0000
CY DESEMPLEO(-5)	1.520376	0.412154	3.688858	0.0006
CY_DESEMPLEO(-6)	-0.918726	0.393964	-2.332005	0.0239
CY DESEMPLEO(-7)	0.299207	0.306965	0.974729	0.3345
CY_DESEMPLEO(-8)	-0.057835	0.141810	-0.407837	0.6852
CY_LPIB	-6.569013	1.054635	-6.228705	0.0000
CY_LPIB(-2)	2.418272	1.508891	1.602681	0.1154
CY_LPIB(-3)	-3.543054	1.592933	-2.224232	0.0308
CY_LPIB(-4)	1.062004	1.452719	0.731046	0.4682
CY_LPIB(-5)	3.160899	1.162528	2.718989	0.0090
D_INF	-0.028784	0.019129	-1.504703	0.1388
D_INF(-4)	0.000169	0.008119	0.020852	0.9834
0.007765759 <= CY LPIB -- 27 obs				
CY DESEMPLEO(-1)	2.188954	0.198846	11.00831	0.0000
CY_DESEMPLEO(-2)	-2.486757	0.515176	-4.827009	0.0000
CY DESEMPLEO(-3)	2.539004	0.645737	3.931947	0.0003
CY DESEMPLEO(-4)	-2.671627	0.580765	-4.600185	0.0000
CY DESEMPLEO(-5)	2.080652	0.512526	4.059600	0.0002
CY DESEMPLEO(-6)	-1.157909	0.436818	-2.650780	0.0108
CY_DESEMPLEO(-7)	0.443189	0.306735	1.444858	0.1549
CY DESEMPLEO(-8)	-0.207183	0.118235	-1.752292	0.0860
CY_LPIB	-1.728048	3.400956	-0.508107	0.6137
CY_LPIB(-2)	10.15290	7.728869	1.313634	0.1951
CY_LPIB(-3)	-30.78600	13.33343	-2.308933	0.0252
CY_LPIB(-4)	26.99658	11.34900	2.378763	0.0213
CY_LPIB(-5)	-8.394091	5.505090	-1.524787	0.1337
D_INF	-0.001132	0.008953	-0.126494	0.8999
D_INF(-4)	-0.092879	0.020308	-4.573564	0.0000
Non-Threshold Variables				
TC200601	-0.292050	0.086036	-3.394498	0.0014
NEGCOL(-2)	0.318998	0.123428	2.584495	0.0128
NEGCOL(-3)	-0.333907	0.124397	-2.684198	0.0099
R-squared	0.990384	Mean dependent var	0.027795	
Adjusted R-squared	0.984104	S.D. dependent var	0.625453	
S.E. of regression	0.078857	Akaike info criterion	-1.952395	
Sum squared resid	0.304699	Schwarz criterion	-0.983837	
Log likelihood	113.0482	Hannan-Quinn criter.	-1.563534	
Durbin-Watson stat	2.035318			

D.1 Estudio de los residuos - Modelo TAR 4



Sample: 1997Q1 2019Q4
Included observations: 82

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.110	-0.110	1.0279	0.311
		2 0.137	0.127	2.6556	0.265
		3 0.129	0.160	4.0965	0.251
		4 0.045	0.061	4.2751	0.370
		5 0.042	0.015	4.4348	0.489
		6 -0.075	-0.110	4.9468	0.551
		7 0.043	-0.003	5.1141	0.646
		8 -0.015	0.004	5.1360	0.743
		9 -0.074	-0.060	5.6477	0.775
		10 0.010	-0.002	5.6568	0.843
		11 -0.097	-0.079	6.5695	0.833
		12 0.008	-0.001	6.5755	0.884
		13 -0.018	0.021	6.6067	0.921
		14 -0.003	0.026	6.6074	0.949
		15 0.166	0.182	9.4518	0.853
		16 -0.162	-0.130	12.181	0.731
		17 0.222	0.141	17.399	0.428
		18 -0.011	0.012	17.411	0.495
		19 -0.022	-0.057	17.464	0.558
		20 -0.006	-0.071	17.468	0.622
		21 0.087	0.102	18.317	0.629
		22 0.012	0.008	18.333	0.686
		23 0.032	0.073	18.455	0.732
		24 -0.005	-0.016	18.458	0.780



Series: Residuals	
Sample 1999Q1 2019Q2	
Observations 82	
Mean	-0.001689
Median	0.005463
Maximum	0.124465
Minimum	-0.176421
Std. Dev.	0.061309
Skewness	-0.245367
Kurtosis	2.694493
Jarque-Bera	1.141696
Probability	0.565046

D.2 Test de Wald – Modelo TAR 4

Wald Test:
Equation: EQTRES_CYC4

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	0.583096	49	0.5625
F-statistic	0.340001	(1, 49)	0.5625
Chi-square	0.340001	1	0.5598

Null Hypothesis: $(C(9)+C(10)+C(11)+C(12)+C(13))/(1 - C(1)+C(2)+C(3)+C(4)+C(5)+C(6)+C(7) + C(8)) = (C(24)+C(25)+C(26)+C(27)+C(28))/(1 - C(16) + C(17)+C(18)+C(19)+C(20)+C(21)+C(22)+C(23))$

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
$(C(9) + C(10) + C(11) + C(12) + C(13))/(1 - C(1) + C(2) + C(3) + C(4) + C(5) + C(6) + C(7) + C(8)) - (C(24) + C(25) + C(26) + C(27) + C(28))/(1 - C(16) + C(17) + C(18) + C(19) + C(20) + C(21) + C(22) + C(23))$	0.885583	1.518761

Delta method computed using analytic derivatives.

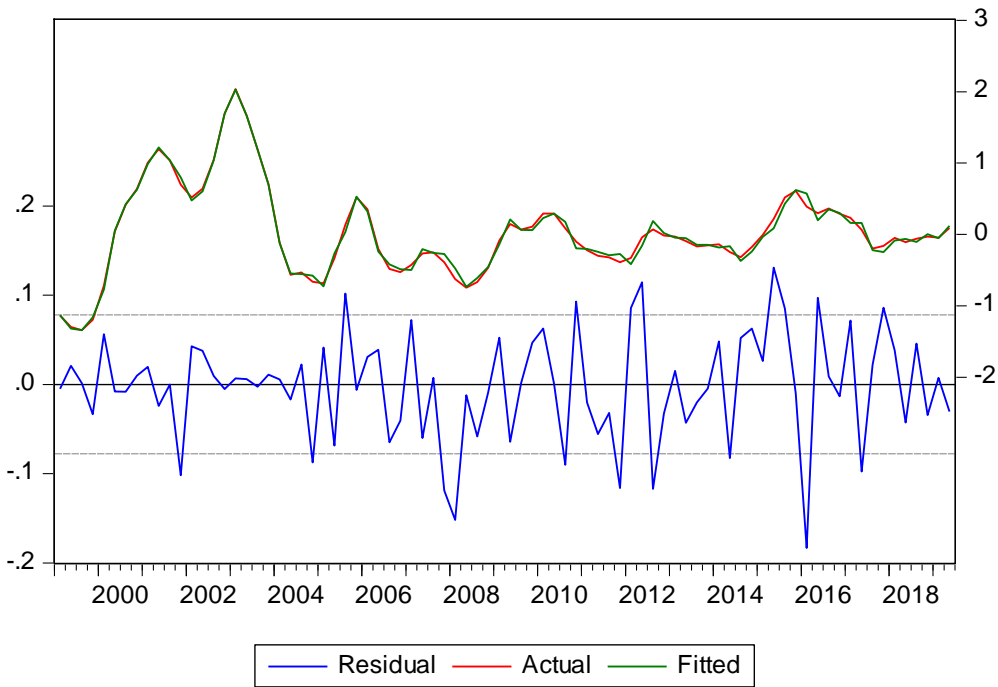
Anexo 5. Modelos TAR alternativo, variable dependiente en términos absolutos

A. Modelo TAR 1

Sample (adjusted): 1999Q1 2019Q2
 Included observations: 82 after adjustments
 Selection: Trimming 0.20, , Sig. level 0.05
 Threshold variable: @ABS(CY LPIB)
 Allow heterogeneous error distributions across breaks

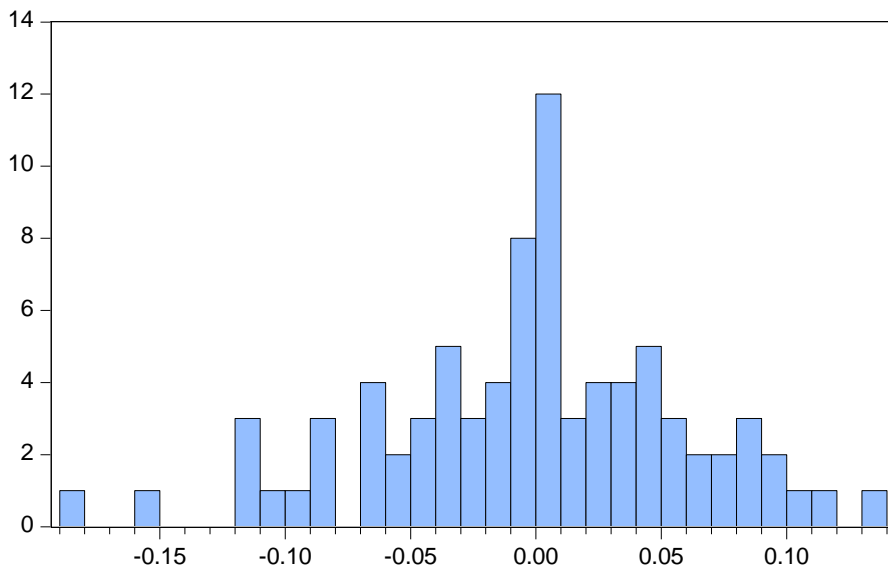
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
@ABS(CY LPIB) < 0.01991344 -- 66 obs				
CY DESEMPLEO(-1)	1.961552	0.125843	15.58725	0.0000
CY DESEMPLEO(-2)	-2.275798	0.292041	-7.792735	0.0000
CY_DESEMPLEO(-3)	2.252792	0.395036	5.702753	0.0000
CY DESEMPLEO(-4)	-2.132149	0.422339	-5.048437	0.0000
CY DESEMPLEO(-5)	1.870838	0.399812	4.679292	0.0000
CY_DESEMPLEO(-6)	-1.379693	0.354870	-3.887889	0.0003
CY DESEMPLEO(-7)	0.663932	0.257347	2.579912	0.0129
CY DESEMPLEO(-8)	-0.184860	0.110621	-1.671109	0.1009
CY_LPIB	-8.409860	3.977183	-2.114527	0.0395
CY LPIB(-1)	7.663605	8.217238	0.932625	0.3555
CY LPIB(-2)	-0.008780	8.814964	-0.000996	0.9992
CY LPIB(-3)	-8.223086	5.259003	-1.563621	0.1242
CY LPIB(-4)	5.669579	2.058905	2.753687	0.0082
CY LPIB(-5)	-0.124090	1.531825	-0.081008	0.9358
0.01991344 <= @ABS(CY LPIB) -- 16 obs				
CY DESEMPLEO(-1)	1.314734	0.172594	7.617503	0.0000
CY DESEMPLEO(-2)	-0.524958	0.492812	-1.065231	0.2919
CY_DESEMPLEO(-3)	0.483582	0.621901	0.777587	0.4405
CY DESEMPLEO(-4)	-0.986025	0.651783	-1.512811	0.1366
CY DESEMPLEO(-5)	0.139835	0.829955	0.168485	0.8669
CY_DESEMPLEO(-6)	2.064598	1.104414	1.869405	0.0674
CY DESEMPLEO(-7)	-2.774541	0.969727	-2.861158	0.0061
CY DESEMPLEO(-8)	1.065936	0.360529	2.956591	0.0047
CY LPIB	-2.004860	0.842533	-2.379562	0.0212
CY LPIB(-1)	-5.975569	1.104993	-5.407787	0.0000
CY_LPIB(-2)	1.717210	0.794275	2.161984	0.0354
CY LPIB(-3)	5.668680	2.226202	2.546345	0.0140
CY LPIB(-4)	-4.688326	1.016155	-4.613792	0.0000
CY_LPIB(-5)	1.629859	1.834019	0.888681	0.3784
Non-Threshold Variables				
TC200601	-0.288324	0.078663	-3.665287	0.0006
FECHA=200103	-0.247636	0.106697	-2.320920	0.0244
TC200502	0.305682	0.087466	3.494884	0.0010
TC200004	0.385689	0.077326	4.987820	0.0000
R-squared	0.990443	Mean dependent var	0.027795	
Adjusted R-squared	0.984518	S.D. dependent var	0.625453	
S.E. of regression	0.077823	Akaike info criterion	-1.982958	
Sum squared resid	0.302824	Schwarz criterion	-1.043751	
Log likelihood	113.3013	Hannan-Quinn criter.	-1.605881	
Durbin-Watson stat	2.248352			

A.1 Estudio de los residuos - Modelo TAR 1



Sample: 1997Q1 2019Q4
 Included observations: 82

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.165	0.165	2.3021	0.129
		2	-0.002	-0.030	2.3023	0.316
		3	0.169	0.180	4.8048	0.187
		4	0.012	-0.051	4.8165	0.307
		5	0.020	0.039	4.8513	0.434
		6	-0.089	-0.139	5.5654	0.474
		7	0.091	0.154	6.3250	0.502
		8	-0.040	-0.122	6.4736	0.594
		9	-0.125	-0.037	7.9391	0.540
		10	0.037	0.007	8.0675	0.622
		11	0.023	0.056	8.1206	0.702
		12	0.005	-0.004	8.1231	0.775
		13	-0.051	-0.036	8.3799	0.818
		14	0.125	0.129	9.9626	0.765
		15	0.190	0.140	13.687	0.549
		16	0.044	0.039	13.889	0.607
		17	0.120	0.065	15.416	0.566
		18	0.089	0.006	16.275	0.573
		19	0.032	0.012	16.384	0.632
		20	-0.112	-0.143	17.768	0.603
		21	0.080	0.145	18.493	0.618
		22	0.053	-0.059	18.815	0.657
		23	-0.140	-0.030	21.108	0.574
		24	-0.022	-0.037	21.168	0.629



Series: Residuals	
Sample 1999Q1 2019Q2	
Observations 82	
Mean	-0.002101
Median	0.001236
Maximum	0.131013
Minimum	-0.183185
Std. Dev.	0.061107
Skewness	-0.412028
Kurtosis	3.287522
Jarque-Bera	2.602606
Probability	0.272177

A.2 Test de Wald – Modelo TAR 1

Wald Test:

Equation: EQTRES_ABS CYC1

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-0.910392	50	0.3670
F-statistic	0.828814	(1, 50)	0.3670
Chi-square	0.828814	1	0.3626

Null Hypothesis: $(C(9)+C(10)+C(11)+C(12)+C(13) + C(14))/(1-C(1)+C(2)+C(3)+C(4)+C(5)+C(6)+C(7) + C(8))=(C(23)+C(24)+C(25)+C(26)+C(27)+C(28)) / (1-C(15)+C(16)+C(17)+C(18)+C(19)+C(20)+C(21) + C(22))$

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
$(C(9) + C(10) + C(11) + C(12) + C(13) + C(14))/(1 - C(1) + C(2) + C(3) + C(4) + C(5) + C(6) + C(7) + C(8)) - (C(23) + C(24) + C(25) + C(26) + C(27) + C(28))/(1 - C(15) + C(16) + C(17) + C(18) + C(19) + C(20) + C(21) + C(22))$	-2.717225	2.984676

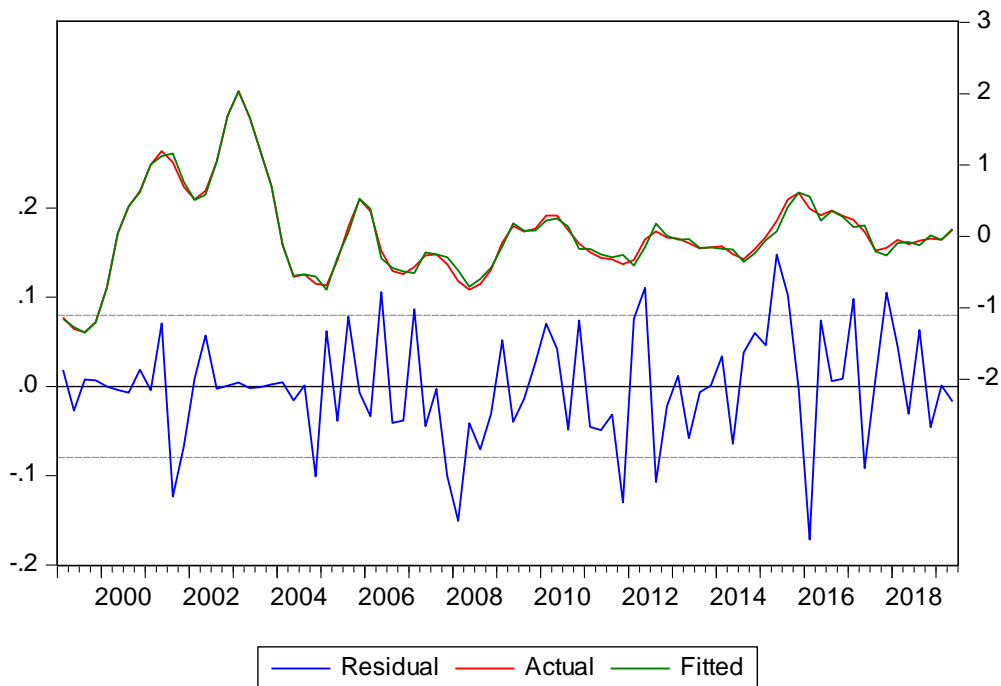
Delta method computed using analytic derivatives.

B. Modelo TAR 2

Sample (adjusted): 1999Q1 2019Q2
 Included observations: 82 after adjustments
 Selection: Trimming 0.20, , Sig. level 0.05
 Threshold variable: @ABS(CY_LPIB)
 Allow heterogeneous error distributions across breaks

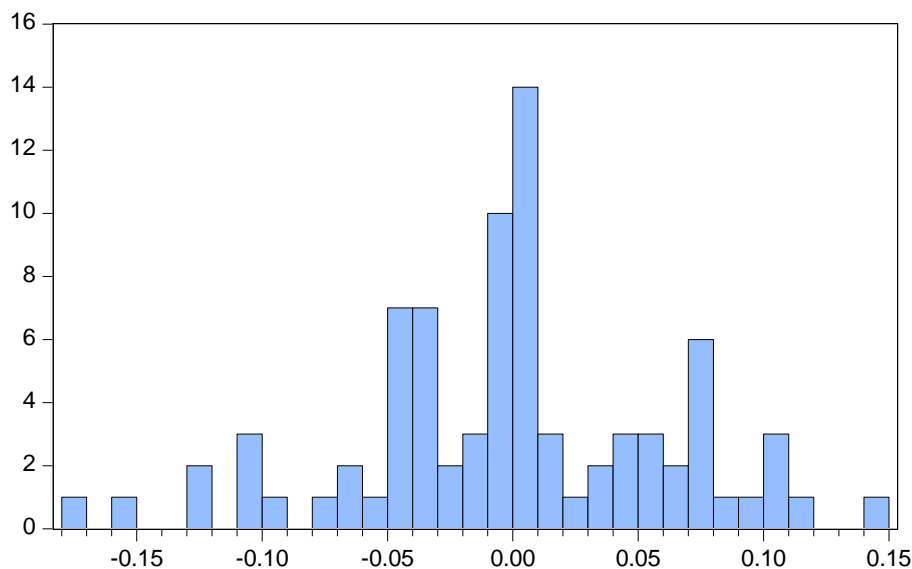
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
@ABS(CY_LPIB) < 0.01991344 -- 66 obs				
CY_DESEMPLEO(-1)	1.816675	0.143265	12.68056	0.0000
CY_DESEMPLEO(-2)	-2.103912	0.313753	-6.705628	0.0000
CY_DESEMPLEO(-3)	2.107237	0.414511	5.083673	0.0000
CY_DESEMPLEO(-4)	-1.916463	0.439940	-4.356193	0.0001
CY_DESEMPLEO(-5)	1.599704	0.410079	3.900961	0.0003
CY_DESEMPLEO(-6)	-1.203019	0.363388	-3.310564	0.0018
CY_DESEMPLEO(-7)	0.630238	0.266199	2.367541	0.0219
CY_DESEMPLEO(-8)	-0.209349	0.116961	-1.789896	0.0797
CY_LPIB	-10.01613	4.110990	-2.436429	0.0185
CY_LPIB(-1)	10.68640	8.461604	1.262928	0.2126
CY_LPIB(-2)	-4.250335	9.027823	-0.470804	0.6399
CY_LPIB(-3)	-6.134637	5.435212	-1.128684	0.2645
CY_LPIB(-4)	5.383198	2.149440	2.504466	0.0156
CY_LPIB(-5)	0.266959	1.589945	0.167904	0.8673
0.01991344 <= @ABS(CY_LPIB) -- 16 obs				
CY_DESEMPLEO(-1)	1.555739	0.197223	7.888212	0.0000
CY_DESEMPLEO(-2)	-1.328943	0.613844	-2.164951	0.0353
CY_DESEMPLEO(-3)	1.726539	0.868794	1.987281	0.0525
CY_DESEMPLEO(-4)	-2.374634	0.933157	-2.544733	0.0141
CY_DESEMPLEO(-5)	1.698461	1.105308	1.536641	0.1308
CY_DESEMPLEO(-6)	0.137555	1.430579	0.096153	0.9238
CY_DESEMPLEO(-7)	-1.060232	1.271878	-0.833596	0.4086
CY_DESEMPLEO(-8)	0.408507	0.481221	0.848898	0.4001
CY_LPIB	-3.473239	0.882569	-3.935376	0.0003
CY_LPIB(-1)	-3.417578	1.560242	-2.190415	0.0333
CY_LPIB(-2)	2.483831	0.776812	3.197468	0.0024
CY_LPIB(-3)	1.635300	2.886430	0.566548	0.5736
CY_LPIB(-4)	-2.843028	0.887296	-3.204148	0.0024
CY_LPIB(-5)	2.755314	1.643339	1.676656	0.1000
Non-Threshold Variables				
NEGCOL(-1)	0.267836	0.075440	3.550323	0.0009
NEGCOL(-5)	-0.271071	0.077589	-3.493673	0.0010
TC200601	-0.321126	0.085037	-3.776297	0.0004
TC200004	0.242389	0.113916	2.127779	0.0384
FECHA=200001	0.184103	0.065010	2.831934	0.0067
R-squared	0.990195	Mean dependent var	0.027795	
Adjusted R-squared	0.983791	S.D. dependent var	0.625453	
S.E. of regression	0.079628	Akaike info criterion	-1.932912	
Sum squared resid	0.310694	Schwarz criterion	-0.964354	
Log likelihood	112.2494	Hannan-Quinn criter.	-1.544051	
Durbin-Watson stat	2.068682			

B.1 Estudio de los residuos - Modelo TAR 2



Sample: 1997Q1 2019Q4
 Included observations: 82

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.120	0.120	1.2300	0.267
		2	0.003	-0.012	1.2306	0.540
		3	0.244	0.249	6.4196	0.093
		4	0.021	-0.043	6.4579	0.167
		5	-0.132	-0.130	8.0239	0.155
		6	-0.104	-0.145	9.0009	0.174
		7	0.092	0.135	9.7720	0.202
		8	-0.133	-0.109	11.425	0.179
		9	-0.136	-0.049	13.158	0.156
		10	-0.038	-0.106	13.299	0.207
		11	-0.035	0.021	13.417	0.267
		12	0.022	0.090	13.465	0.336
		13	0.035	0.062	13.584	0.404
		14	0.114	0.049	14.893	0.386
		15	0.174	0.136	18.021	0.262
		16	0.011	-0.062	18.032	0.322
		17	0.104	0.092	19.181	0.318
		18	0.061	-0.044	19.583	0.357
		19	0.027	0.058	19.664	0.415
		20	-0.120	-0.171	21.264	0.382
		21	0.058	0.154	21.638	0.421
		22	0.052	-0.012	21.942	0.463
		23	-0.136	0.034	24.104	0.398
		24	-0.027	-0.089	24.189	0.451



Series: Residuals
 Sample 1999Q1 2019Q2
 Observations 82

Mean -0.001107
 Median -0.000382
 Maximum 0.147840
 Minimum -0.171450
 Std. Dev. 0.061923
 Skewness -0.219825
 Kurtosis 3.218441

Jarque-Bera 0.823445
 Probability 0.662508

B.2 Test de Wald – Modelo TAR 2

Wald Test:

Equation: EQTRES_ABS CYC2

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	0.003426	49	0.9973
F-statistic	1.17E-05	(1, 49)	0.9973
Chi-square	1.17E-05	1	0.9973

Null Hypothesis: $(C(9)+C(10)+C(11)+C(12)+C(13) + C(14))/(1-C(1)+C(2)+C(3)+C(4)+C(5)+C(6)+C(7) + C(8))=(C(23)+C(24)+C(25)+C(26)+C(27)+C(28)) / (1-C(15)+C(16)+C(17)+C(18)+C(19)+C(20)+C(21) + C(22))$

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
$(C(9) + C(10) + C(11) + C(12) + C(13) + C(14)) / (1 - C(1) + C(2) + C(3) + C(4) + C(5) + C(6) + C(7) + C(8)) - (C(23) + C(24) + C(25) + C(26) + C(27) + C(28)) / (1 - C(15) + C(16) + C(17) + C(18) + C(19) + C(20) + C(21) + C(22)) = 0$	0.005092	1.486506

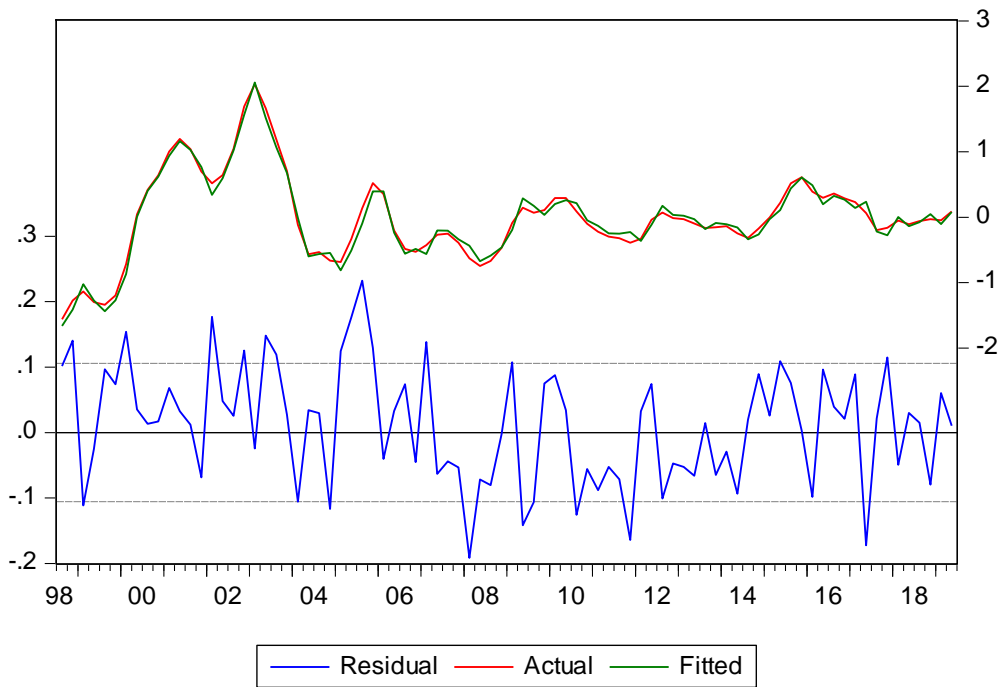
Delta method computed using analytic derivatives.

C. Modelo TAR 3

Sample (adjusted): 1998Q3 2019Q2
 Included observations: 84 after adjustments
 Selection: Trimming 0.20, , Sig. level 0.05
 Threshold variable: @ABS(CY_LPIB)
 Allow heterogeneous error distributions across breaks

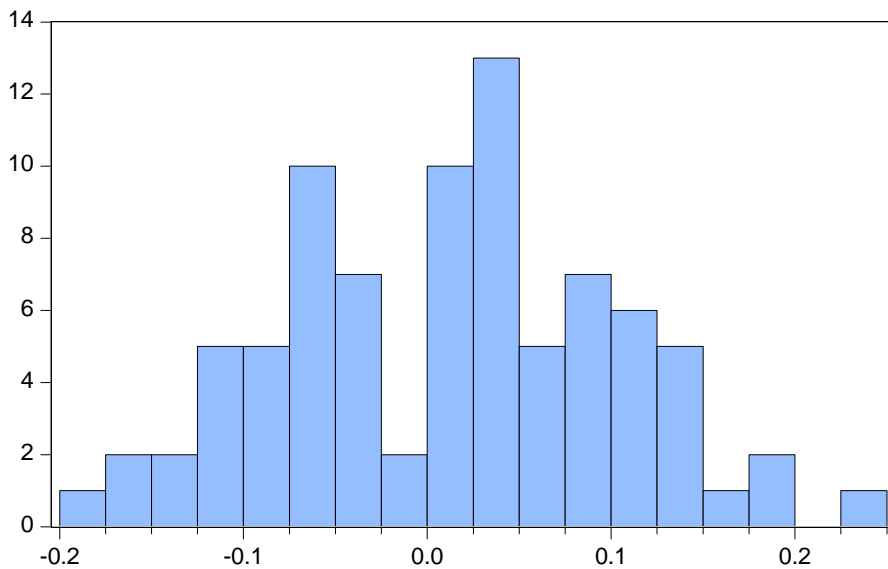
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
@ABS(CY_LPIB) < 0.02047802 -- 67 obs				
CY_DESEMPLEO(-1)	1.851563	0.119776	15.45859	0.0000
CY_DESEMPLEO(-2)	-1.941921	0.252479	-7.691426	0.0000
CY_DESEMPLEO(-3)	1.791308	0.301379	5.943697	0.0000
CY_DESEMPLEO(-4)	-1.540195	0.291432	-5.284921	0.0000
CY_DESEMPLEO(-5)	0.952361	0.225622	4.221039	0.0001
CY_DESEMPLEO(-6)	-0.338411	0.103480	-3.270315	0.0018
CY_LPIB	-2.502947	1.668880	-1.499777	0.1388
CY_LPIB(-4)	0.794248	0.859348	0.924245	0.3590
D_INF	-0.029419	0.016683	-1.763340	0.0829
D_INF(-1)	-0.016046	0.009447	-1.698499	0.0945
D_INF(-5)	-0.010686	0.009382	-1.138931	0.2592
0.02047802 <= @ABS(CY_LPIB) -- 17 obs				
CY_DESEMPLEO(-1)	1.181575	0.268077	4.407589	0.0000
CY_DESEMPLEO(-2)	-0.729873	0.564045	-1.293997	0.2005
CY_DESEMPLEO(-3)	1.532145	0.714759	2.143581	0.0361
CY_DESEMPLEO(-4)	-3.369163	0.795462	-4.235479	0.0001
CY_DESEMPLEO(-5)	3.468998	0.649584	5.340338	0.0000
CY_DESEMPLEO(-6)	-1.513383	0.253581	-5.968055	0.0000
CY_LPIB	-6.029010	1.659152	-3.633790	0.0006
CY_LPIB(-4)	-0.620621	2.184497	-0.284103	0.7773
D_INF	-0.042766	0.017968	-2.380068	0.0205
D_INF(-1)	0.009573	0.024077	0.397573	0.6923
D_INF(-5)	0.076575	0.027454	2.789227	0.0070
Non-Threshold Variables				
TC200601	-0.333513	0.082436	-4.045704	0.0001
R-squared	0.980919	Mean dependent var		-0.006570
Adjusted R-squared	0.974038	S.D. dependent var		0.656709
S.E. of regression	0.105814	Akaike info criterion		-1.426583
Sum squared resid	0.682998	Schwarz criterion		-0.761003
Log likelihood	82.91651	Hannan-Quinn criter.		-1.159026
Durbin-Watson stat	1.582555			

C.1 Estudio de residuos – Modelo TAR 3



Sample: 1997Q1 2019Q4
Included observations: 84

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.127	0.127	1.4117	0.235
		2	-0.020	-0.036	1.4458	0.485
		3	-0.070	-0.064	1.8787	0.598
		4	-0.079	-0.064	2.4452	0.654
		5	0.021	0.037	2.4854	0.779
		6	0.021	0.006	2.5263	0.866
		7	-0.109	-0.123	3.6353	0.821
		8	0.063	0.096	4.0182	0.855
		9	0.014	-0.005	4.0364	0.909
		10	0.181	0.179	7.2447	0.702
		11	0.008	-0.054	7.2515	0.778
		12	-0.033	0.001	7.3587	0.833
		13	-0.002	0.025	7.3590	0.883
		14	0.135	0.151	9.2494	0.815
		15	0.125	0.099	10.885	0.761
		16	-0.082	-0.139	11.600	0.771
		17	-0.120	-0.029	13.154	0.726
		18	-0.023	-0.005	13.209	0.779
		19	-0.018	-0.010	13.247	0.826
		20	-0.076	-0.163	13.896	0.836
		21	0.026	0.081	13.974	0.871
		22	0.044	0.053	14.196	0.894
		23	-0.069	-0.150	14.752	0.903
		24	0.092	0.070	15.769	0.896



Series: Residuals	
Sample 1998Q3 2019Q2	
Observations 84	
Mean	0.011101
Median	0.020479
Maximum	0.232121
Minimum	-0.191603
Std. Dev.	0.090023
Skewness	-0.016145
Kurtosis	2.427222
Jarque-Bera	1.151910
Probability	0.562168

C.2 Test de Wald – Modelo TAR 3

Wald Test:
Equation: EQTRES_ABSCYC3ALT2

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-1.023275	61	0.3102
F-statistic	1.047092	(1, 61)	0.3102
Chi-square	1.047092	1	0.3062

Null Hypothesis: $(C(7)+C(8))/(1-C(1)+C(2)+C(3)+C(4)+C(5)+C(6))=(C(18)+C(19))/(1-C(12)+C(13)+C(14)+C(15)+C(16)+C(17))$

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
$(C(7) + C(8))/(1 - C(1) + C(2)...$	-7.500922	7.330307

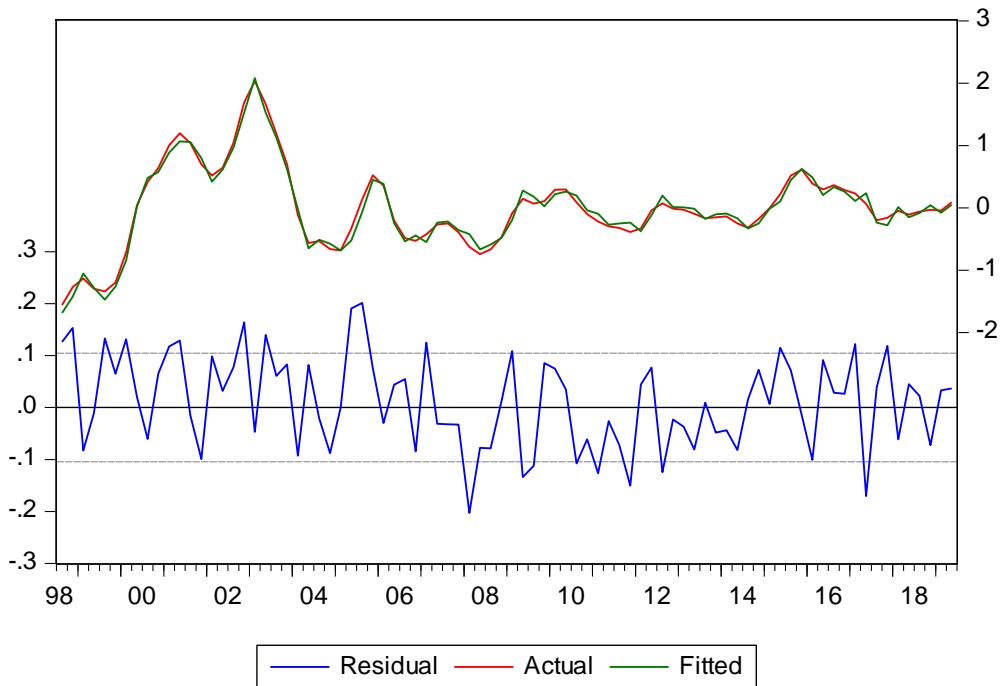
Delta method computed using analytic derivatives.

D. Modelo TAR 4

Sample (adjusted): 1998Q3 2019Q2
 Included observations: 84 after adjustments
 Selection: Trimming 0.20, , Sig. level 0.05
 Threshold variable: @ABS(CY LPIB)
 Allow heterogeneous error distributions across breaks

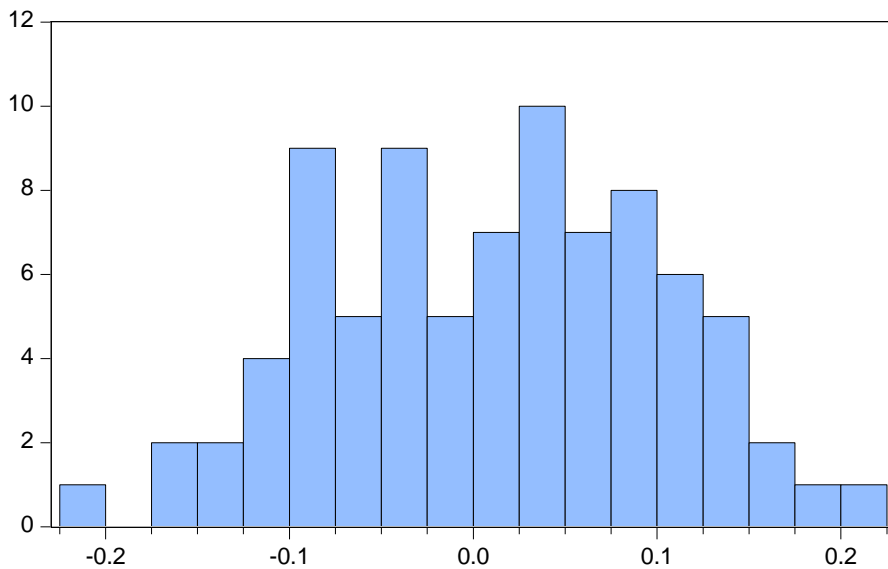
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
@ABS(CY LPIB) < 0.01985862 -- 65 obs				
CY DESEMPLEO(-1)	1.880487	0.119506	15.73551	0.0000
CY DESEMPLEO(-2)	-2.006842	0.255415	-7.857197	0.0000
CY DESEMPLEO(-3)	1.817575	0.303538	5.987958	0.0000
CY DESEMPLEO(-4)	-1.448469	0.279163	-5.188618	0.0000
CY DESEMPLEO(-5)	0.852250	0.215839	3.948547	0.0002
CY DESEMPLEO(-6)	-0.311884	0.100944	-3.089691	0.0030
CY LPIB	-2.280267	1.554458	-1.466921	0.1475
CY LPIB(-4)	1.729888	0.936747	1.846697	0.0696
D INF	-0.031178	0.016483	-1.891521	0.0632
D INF(-5)	-0.008484	0.009265	-0.915747	0.3633
0.01985862 <= @ABS(CY LPIB) -- 19 obs				
CY DESEMPLEO(-1)	1.446679	0.222325	6.507033	0.0000
CY DESEMPLEO(-2)	-1.284225	0.448348	-2.864351	0.0057
CY DESEMPLEO(-3)	1.966702	0.655591	2.999890	0.0039
CY DESEMPLEO(-4)	-3.397210	0.833048	-4.078048	0.0001
CY DESEMPLEO(-5)	3.259845	0.670816	4.859519	0.0000
CY DESEMPLEO(-6)	-1.430810	0.257705	-5.552116	0.0000
CY LPIB	-5.363375	1.646529	-3.257382	0.0018
CY LPIB(-4)	-2.568246	1.968979	-1.304354	0.1969
D INF	-0.033741	0.016523	-2.042008	0.0454
D INF(-5)	0.074661	0.028709	2.600636	0.0116
Non-Threshold Variables				
DNEGCOL	0.202151	0.117801	1.716046	0.0911
TC200601	-0.335116	0.080171	-4.180035	0.0001
R-squared	0.981059	Mean dependent var		-0.006570
Adjusted R-squared	0.974643	S.D. dependent var		0.656709
S.E. of regression	0.104573	Akaike info criterion		-1.457741
Sum squared resid	0.677998	Schwarz criterion		-0.821099
Log likelihood	83.22514	Hannan-Quinn criter.		-1.201816
Durbin-Watson stat	1.685813			

D.1 Estudio de residuos – Modelo TAR 4



Sample: 1997Q1 2019Q4
Included observations: 84

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.023	0.023	0.0469	0.829
		2	-0.118	-0.119	1.2719	0.529
		3	-0.116	-0.112	2.4675	0.481
		4	-0.018	-0.029	2.4982	0.645
		5	0.025	-0.001	2.5577	0.768
		6	0.081	0.064	3.1605	0.788
		7	-0.092	-0.099	3.9490	0.786
		8	-0.092	-0.074	4.7590	0.783
		9	-0.076	-0.083	5.3120	0.806
		10	0.258	0.235	11.806	0.298
		11	0.230	0.204	17.024	0.107
		12	-0.080	-0.059	17.668	0.126
		13	-0.116	-0.029	19.045	0.122
		14	-0.085	-0.055	19.794	0.137
		15	0.129	0.139	21.529	0.121
		16	0.032	-0.041	21.635	0.155
		17	0.104	0.130	22.803	0.156
		18	0.004	0.095	22.805	0.198
		19	-0.021	0.071	22.854	0.244
		20	-0.187	-0.243	26.819	0.140
		21	0.147	0.017	29.286	0.107
		22	0.057	0.048	29.661	0.127
		23	-0.033	0.025	29.787	0.156
		24	-0.051	0.042	30.095	0.182



Series: Residuals	
Sample 1998Q3 2019Q2	
Observations 84	
Mean	0.011065
Median	0.018008
Maximum	0.201465
Minimum	-0.202816
Std. Dev.	0.089692
Skewness	-0.075975
Kurtosis	2.276656
Jarque-Bera	1.912103
Probability	0.384408

D.2 Test de Wald – Modelo TAR 4

Wald Test:
Equation: EQTRES_ABSCYC4

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-1.554737	62	0.1251
F-statistic	2.417208	(1, 62)	0.1251
Chi-square	2.417208	1	0.1200

Null Hypothesis: $(C(7)+C(8))/(1-C(1)+C(2)+C(3)+C(4)+C(5)+C(6))=(C(17)+C(18))/(1-C(11)+C(12)+C(13)+C(14)+C(15)+C(16))$

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
$(C(7) + C(8))/(1 - C(1) + C(2)...$	-5.674714	3.649950

Delta method computed using analytic derivatives.