

TESIS DOCTORAL

EQUILIBRIO MACROECONÓMICO DEL MERCADO DE TRABAJO: IMPLICACIONES
DE POLÍTICA MONETARIA Y DETERMINANTES DE LA DURACIÓN DEL DESEMPLEO

CARLOS DAVID CARDONA ARENAS



PONTIFICIA UNIVERSIDAD JAVERIANA.

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ADMINISTRATIVAS

DOCTORADO EN CIENCIAS ECONÓMICAS

SANTIAGO DE CALI

2022

INVESTIGACIÓN

EQUILIBRIO MACROECONÓMICO DEL MERCADO DE TRABAJO: IMPLICACIONES DE POLÍTICA MONETARIA Y DETERMINANTES DE LA DURACIÓN DEL DESEMPLEO

AUTOR.

CARLOS DAVID CARDONA ARENAS

Trabajo de grado presentado como requisito parcial para optar por el título de Doctor en
Ciencias Económicas

Director(a) del trabajo de grado: PH.D Lya Paola Sierra Suárez, Economista, Magister en
Economía y Doctora en Economía



PONTIFICIA UNIVERSIDAD JAVERIANA.

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ADMINISTRATIVAS

DOCTORADO EN CIENCIAS ECONÓMICAS

SANTIAGO DE CALI

2022

CARTA DE ENVÍO ESTUDIANTE

Santiago de Cali, 29 de Junio del 2022

Doctor (a)
Nombre del decano (a) Fabián Fernando Osorio Tinoco
Decano
Facultad De Ciencias Económicas y Administrativas
Pontificia Universidad Javeriana
La Ciudad

Por medio de la presente estamos entregando a usted el Trabajo de Grado cuyo título es “EQUILIBRIO MACROECONÓMICO DEL MERCADO DE TRABAJO: IMPLICACIONES DE POLÍTICA MONETARIA Y DETERMINANTES DE LA DURACIÓN DEL DESEMPLEO”. _____ “.

Esperamos que este Trabajo cumpla con los requisitos académicos exigidos y que alcance el propósito para el cual fue elaborado.

Atentamente



Nombre y apellido del estudiante
Código o Cédula

ARTÍCULO 23 de la resolución N° 13 de julio 6 de 1946

“La Universidad no se hace responsable por los conceptos emitidos por sus alumnos en sus trabajos de Tesis. Sólo velará porque no se publique nada contrario al dogma y a la moral católica y porque la Tesis no contenga ataques o polémicas puramente personales; antes bien, se vea en ellas al anhelo de buscar la Verdad y la Justicia”.

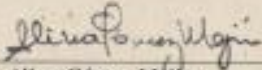
a. CARTA ACEPTACIÓN

"EQUILIBRIO MACROECONÓMICO DEL MERCADO DE TRABAJO: IMPLICACIONES DE POLÍTICA MONETARIA Y DETERMINANTES DE LA DURACIÓN DEL DESEMPLEO"

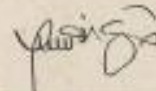
Aprobado por el Comité de Trabajos de Grado en cumplimiento de los requisitos exigidos por la Pontificia Universidad Javeriana para optar por el título de Doctor en Ciencias Económicas



Fabián Ezequiel Osorio Tinoco
Decano
Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas



Alina Gómez Mejía
Directora Doctorado

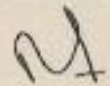


Lina Maritza Gómez
Jurado 1

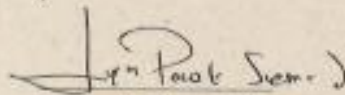
FRANCESC ASSIS
TRILLAS JANE -
DNI 35088393F

Firmado digitalmente por
FRANCESC ASSIS TRILLAS
JANE - DNI 35088393F
Fecha: 2022.10.28
11:41:11 -03'00'

Francesc Trillas
Jurado 2



Pavel Vidal Alejandro
Jurado 3



Lya Paola Sierra Suárez
Director del Trabajo de Grado

Santiago de Cali, 27 de octubre de 2022

Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas - Posgrados

Hoja de Vida Estudiante - Registro Académico
Elaborado por: Rubén Darío Mejía

Calle 18 No 118 - 250 Av. Cañasgordas PBX 321 82 00 Ext 164-272 www.puj.edu.co Página 1

DEDICATORIA

A Dios quién me cuida con misericordia, a mis padres quiénes inculcaron en mí humanidad, integridad, disciplina y espíritu de lucha, a mi esposa Carolina quién me acompaña en cada paso, cada momento con su amor, ternura y comprensión infinita, a mi hermano quién siempre me ha dado tanto con generosidad y desinterés, a mi abuela paterna quién inculcó en mí los valores supremos, a mi abuela materna quién siempre me dijo con amor que sería su Doctor, a mi amigo Daniel quién me invitó a dar los pasos necesarios que me han traído hasta este punto. A mis maestros quienes inculcaron en mí la semilla de la curiosidad. A todos ellos mi gratitud infinita y mi aprecio incondicional.

AGRADECIMIENTOS

Gracias a Dios por escuchar mi oraciones, a mi familia y a mi esposa, a mis profesores, a mi directora de tesis Lya Paola quién compartió sus conocimientos y experiencia con generosidad y sabiduría, a todos quiénes me apoyaron durante este camino.

Contenido

	Pág
Capítulo 1 : Introducción	-13-
Bibliografía	-34-
Capítulo 2: Impacto de la política monetaria en el equilibrio de los mercados de trabajo de los países de la alianza del pacífico	-40-
Resumen	-40-
Introducción	-41-
Referente teórico	-44-
Tasa natural de desempleo	-44-
Estimación de la NAIRU a partir de la curva de Phillips	-46-
Efecto de la Política monetaria en la NAIRU	-48-
Metodología	-50-
Variables y datos	-53-
Resultados y discusión	-58-
Estimación de la NAIRU para los países de la Alianza Pacífico	-58-
Impacto de la política monetaria en la NAIRU	-64-
Conclusiones	-71-
Bibliografía	-74-
Capítulo 3: Remesas, ingresos no laborales como fuente de histéresis en el desempleo de Colombia, 2010-2020.	-83-

Resumen	-83-
Introducción	-84-
Referente teórico	-88-
Histéresis y su medición en diferentes contextos	-88-
Duración del desempleo e histéresis	-93-
Relación remesas, duración del desempleo e histéresis	-97-
Metodología	-100-
Variables y datos	-102-
Resultados y discusión	-107-
Análisis de descomposición de varianza	-118-
Conclusiones	-121-
Bibliografía	-123-
Capítulo 4: Instituciones y la duración del desempleo urbano en Colombia	-140-
Resumen	-140-
Introducción	-141-
Referente teórico	-144-
Metodología	-154-
Variables y datos	-157-
Resultados y discusión	-164-
Conclusiones	-172-
Bibliografía	-175-
Capítulo 5: Conclusiones, limitaciones y recomendaciones	-188-

Lista de figuras

	Pág
FIGURA 1. Tasa de desempleo países de la AP y tasa media AP 1995q1-2019q3	-19-
FIGURA 2. Tasas de desempleo países de la alianza del pacífico 1995q1-2018q2	-54-
FIGURA 3. Inflación en los países de Alianza del Pacífico 1995q1-2018q2	-55-
FIGURA 4. Inversión real en los países de la Alianza del Pacífico	-56-
FIGURA 5. Tasas de interés de política monetaria a nivel, países alianza de la Alianza del Pacífico 2001q1-2018q2	-58-
FIGURA 6. NAIRU variable en el tiempo, Chile 1995q1-2018Qq2	-60-
FIGURA 7. NAIRU variable en el tiempo, Colombia 1995q2-2017q1	-61-
FIGURA 8. NAIRU variable en el tiempo, Perú 1995q1-2018q2	-61-
FIGURA 9. NAIRU variable en el tiempo, México 1995q1-2018q2	-62-
FIGURA 10. Respuesta generalizada de la NAIRU a una desviación S.D.	-66-
FIGURA 11. Respuesta generalizada de la inversión a una desviación S.D	-66-
FIGURA 12. Variables a nivel del capítulo 3, Colombia. 2010M1-2020M12	-103-
FIGURA 13. Tasa de desempleo de larga duración - LAPU – vs Tasa de desempleo. Colombia 2010M1-2020M12	-111-
FIGURA 14. Respuestas acumuladas generalizada a las innovaciones del sistema de variables endógenas del modelo VAR_1 [2010M1-2020M12]	-114-

FIGURA 15. Respuestas acumuladas generalizada a las innovaciones del sistema de variables endógenas del modelo VAR_2 [2010M1-2019M12]	-117-
FIGURA 16. Descomposición de la varianza de la LAPU. Importancia relativa de la muestra periodo pre-crisis: 2010M01-2019M12 y con periodo de crisis: 2010M01-2020M12	-120-
Figura 17. Variables institucionales y de regulación, ISE 2010M1-2021M12	-162-
Figura 18. Funciones impulso-respuesta generalizadas acumuladas en la LAPU a una desviación S.D en variables institucionales	-167-
Figura 19. Descomposición de la Varianza de la LAPU en T=20 ante variables institucionales	-168-
Figura 20. Funciones impulso-respuesta generalizadas acumuladas de la LAPU a una desviación S.D en variables de regulación por transferencias monetarias	-169-

Lista de tablas

	Pág
TABLA 1. Estimaciones del parámetro $-\alpha$, Países de la Alianza del Pacífico, 1995-2018, Capítulo 2	-59-
TABLA 2. NAIRU variable en el tiempo - Países de la Alianza del Pacífico, 1995-2018, Capítulo 2	-64-
TABLA 3. Análisis de descomposición de varianza de la NAIRU - Países de la Alianza de Pacífico, Capítulo 2	-68-
TABLA 4. Estadísticos descriptivos variables periodo pre-Covid-19, 2010M1-2020M12, Capítulo 3	-108-
TABLA 5. Estadísticos descriptivos variables con período Covid-19, 2010M1-2019M12, Capítulo 3	-108-
TABLA 6. Matriz de correlaciones contemporáneas de las variables analizadas, Capítulo 3	-106-
TABLA 7. Tasa de desempleo de larga duración - LAPU - vs Tasa de desempleo Colombia. 2010M1-2020M12. Capítulo 3	-109-
TABLA 8. Variables institucionales y de regulación por transferencias monetarias incluidas en los modelos VAR1 y VAR2, Capítulo 4	-159-

Lista de anexos

	Pág
ANEXO CAPÍTULO 2.	-79-
Anexo A. Pruebas de raíz unitaria “Augmented Dickey-Fuller & Phillip-Perron test”	-79-
Anexo B. Prueba de autocorrelación serial Breusch -Godfrey LM-Test	-80-
Anexo C. Test de información de akaike para inclusión de rezagos	-80-
ANEXO CAPÍTULO 3.	-130-
Anexo A. Lista, descripción y fuente de las variables	-130-
Anexo B. Pruebas de raíz unitaria “Augmented Dickey-Fuller & Phillip-Perron test”	-130-
Anexo C. Test de información de akaike para inclusión de rezagos	-132.
Anexo D. Test de autocorrelación serial LM test VAR 1 y 2	-133-
ANEXO CAPÍTULO 4.	-176-
Anexo A. Pruebas de raíz unitaria “Augmented Dickey-Fuller & Phillip-Perron test”	-176-
Anexo B. Test de información de akaike para inclusión de rezagos	-175-

CAPÍTULO 1: INTRODUCCIÓN GENERAL

Esta introducción tiene como propósito mostrar los resultados de la tesis doctoral de investigación denominado “Equilibrio macroeconómico del mercado implicaciones de política monetaria y determinantes de la duración del desempleo”, presentado para optar al título de Doctor en Ciencias Económicas de la Pontificia Universidad Javeriana, Cali, Colombia.

La investigación sigue un enfoque de economía laboral que, de acuerdo con McConnell y Brue, (1997) *“examina la organización, el funcionamiento y los resultados de los mercados de trabajo; las decisiones de sus participantes actuales y futuros; y las medidas relacionadas con el empleo y la remuneración de los recursos de trabajo”*. Para su desarrollo se ha tenido en cuenta inicialmente el contexto de análisis de los mercados de trabajo de los países de la Alianza del Pacífico (AP), y posteriormente profundiza en las particularidades del mercado laboral colombiano, cuyas especiales características lo convierten en un caso de especial interés en comparación con el área geográfica analizada.

Hay un acuerdo en la literatura laboral frente a los mercados latinoamericanos como unidades de análisis de interés, ya que su pasado reciente “ha estado marcado por la modificación de las diversas legislaciones laborales con la finalidad de ajustar la oferta y la demanda laboral en su nivel de equilibrio, es decir, en el nivel de la tasa natural de desempleo no-inflacionaria - (García y Cruz, 2017).

Los resultados no han sido en general los mejores: de acuerdo con Ayala, Cuñado y Gil-Alana (2019), durante las últimas dos décadas los países latinoamericanos han presentado tasas de desempleo con una elevada persistencia, aspecto que condiciona los esfuerzos hacia la formulación de reformas estructurales del mercado laboral como redes de protección social, políticas de impulso a la productividad laboral o auxilios mediante transferencias monetarias.

El fenómeno es evidente cuando se analiza en el contexto de la reciente crisis COVID-19; de acuerdo con Acevedo, Castellani, Lotti, y Székely (2021), luego de una década de crecimiento con la creación de empleos formales entre el año 2010-2021, la pandemia del COVID-19 ha tenido un impacto considerable en el mercado laboral de los países latinoamericanos, generando un aumento sin precedentes en la proporción de la población inactiva y reducciones considerables de la formalidad. En este contexto, las políticas de protección al cesante se convirtieron en una "red de seguridad social" que preservaba la estabilidad del empleo y los salarios, no obstante con resultados inciertos. Como se expone en el informe del Banco Interamericano de Desarrollo (BID) presentado por Blackman, Ibañez, Izquierdo, Keefer, Moreira, y Schady (2020), las aplicaciones de la política pública de atención al cesante, (por ejemplo el seguro de desempleo) en el contexto de la crisis COVID-19 tiene efectos relevantes sobre el trabajo y los salarios del sector informal.

Por su parte, Espejo (2022) ,destaca que la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) utiliza el concepto de “sectores de baja productividad” para caracterizar al sector informal dentro de la estructura productiva desde la perspectiva de Weller (2019), quien demuestra que en América Latina, , en promedio, casi la mitad de los trabajadores se desempeña en sectores de baja productividad: en 2016 el porcentaje respectivo en Chile, México y Perú es de 31.3%, 48.4%, 66.2% con un promedio regional del 48.9%. El estudio realizado por Espejo (2022) demuestra que en Chile, México y Perú, ser trabajador por cuenta propia, trabajar en unidades

productivas de menor tamaño y productividad, eleva la probabilidad de trabajar de manera informal.

La situación reciente de Latinoamérica es descrita por Katz (2015) como el “consenso de los commodities” dada la expansión en la minería, acrecentando la preeminencia de exportaciones básicas en detrimento de la industria tradicional, y con un importante crecimiento en las remesas. Adicionalmente, durante la transición del Siglo XX al XXI, la contribución del sector secundario al producto interno bruto (PIB) de América Latina disminuyó del 12,7% entre 1970 y 1974 al 6,4% entre 2002 y 2006. (Rodríguez, 2012, p. 89).

El deterioro de la participación del sector secundario en la economía está asociado a una transición de economías primario exportadoras a otras donde gana importancia el sector terciario, lo que es evidente en las economías latinoamericanas ya que los mercados de trabajo presentan una segmentación hacia el sector servicios.

En Colombia es notorio el fenómeno de terciarización de la mano de obra ocupada. Botero y Zuluaga (2014) proporcionan evidencia sobre la participación predominante del empleo en los sectores de comercio, hoteles y restaurantes, servicios comunales, sociales y personales para el período 2000-2012, destacando una tendencia decreciente en de la industria manufacturera al pasar del 20% en el 2001 al 17,3% en 2012. Eso puede explicarse a partir de las apreciaciones de García, (2009), quien precisa que la contracción industrial –representada por la caída de la participación industrial en el PIB– incide en el proceso de desindustrialización que ha favorecido la terciarización de la economía (Weller, 2001, 2004).

Es evidente que los mercados laborales de Colombia, Chile, México y Perú presentan alta segmentación en la proporción de ocupados en el sector terciario de la economía con predominio

del sector comercial e incidencia en altos niveles de informalidad debido, fundamentalmente, a la persistencia de desempleo de larga duración asociada a problemas de desempleo estructural.

Si bien estos países generan importantes rentas exportadoras por los bienes minero-energéticos ofertados en el mercado internacional, es importante precisar que dicho sector no es generador de empleo por excelencia, ya que es una actividad intensiva en capital.

A su vez, los países de la AP seguirán la tendencia de la países latinoamericanos, que, de acuerdo con los datos de Banco Mundial analizados por Weller (2020), se estima para 2030 una pérdida neta de empleo de 3,38 millones puestos de trabajo fundamentalmente en la industria manufacturera, lo que representa entre el 1 y el 2% del empleo total de región.

Los países que integran la Alianza del Pacífico constituyen uno de los principales bloques productores de recursos minerales en el mundo. En conjunto, son el primer productor mundial de cobre (con el 43% de participación en el mercado y el 47% de las reservas conocidas) y de plata (con el 41% de la producción y el mismo porcentaje de reservas conocidas). También son relevantes sus depósitos de molibdeno, oro y zinc, que ubican al conglomerado como el segundo productor del mundo después de China (con el 37% del molibdeno, el 17% del zinc, y el 12.5% del oro). La Alianza del Pacífico produce, además, hierro, níquel y litio, entre otros minerales”^[1] (Ulloa, 2018, p. 6).

Dentro del conjunto de países de América Latina, los países que componen la Alianza del Pacífico presentan unas características interesantes. De acuerdo con el WEF (2014) Chile es la economía más competitiva de la región y tiene una fuerte estructura institucional; Colombia es la menos diversificada y aunque ha presentado un crecimiento económico estable en la última década, destaca debido a su dependencia del petróleo y baja inversión privada en investigación y desarrollo.

Por su parte, México presenta una importante debilidad institucional y no utiliza de manera óptima su potencial de innovación para generar valor agregado. Finalmente, Perú se caracteriza por el deficiente nivel educativo, que ha ampliado la brecha entre los requerimientos de las empresas y la oferta de mano de obra y una incipiente capacidad de diversificación económica.

De acuerdo con el panorama descrito, Trapero, Parra, y De la Garza (2016) concluyen que los retos actuales de la Alianza del Pacífico frente a los ámbitos sociales, políticos y económicos, han dado cabida a un contexto de innovación limitado a causa de la baja calidad educativa, la falta de relación entre universidades e industria y una casi nula inversión en proyectos de investigación, lo que ha generado un espacio limitado para capitalizar la inventiva y las propuestas de cambio productivo y mejoras, por ejemplo, en el mercado laboral.

La AP se cimienta en condiciones e intereses geopolíticos comunes entre los países que la conforman, como disponer de costas e importantes puertos marítimos sobre el Océano Pacífico y tener una relación política y económica cercana con los Estados Unidos de América (Lema, Gálvez-Albarracín, y Maldonado-Guzmán 2016). Adicionalmente, la AP supone un proceso de integración económico-comercial muy dinámico en el ámbito de América Latina y de un importante impacto económico, ya que sus países miembros equivalen al 36% del PIB de América Latina y el Caribe y forman un mercado de 214 millones de personas (García, Heredia y Pereira, 2014).

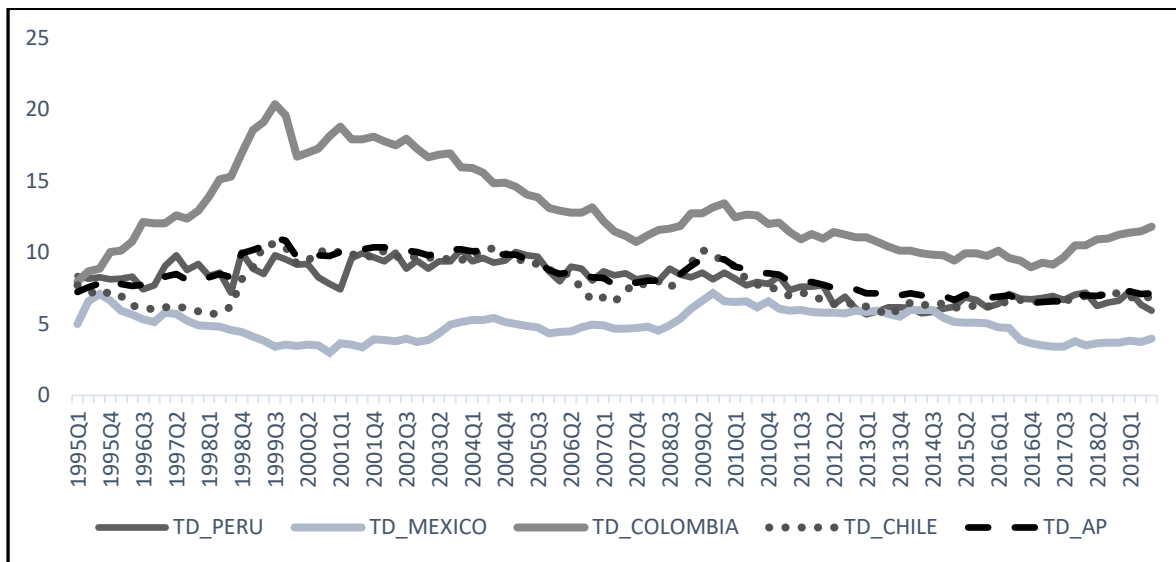
De acuerdo con el informe sobre el panorama social de América Latina publicado por CEPAL (2021), durante el periodo entre 2017 y 2020 Chile, Perú y Colombia han sido los países latinoamericanos con mayor porcentaje de variación de personas por fuera de la fuerza de trabajo, con un 15,2%, 12% y 8%, respectivamente; en este resultado tuvo incidencia la crisis COVID-19, ya que “Las restricciones sanitarias fueron lo suficientemente prolongadas como para tener un

efecto significativo en la disminución de la fuerza de trabajo. Al perder el empleo, una gran proporción de trabajadores —en especial mujeres— pasaron a ser inactivos, al menos temporalmente. Esta situación se dio a la par de la implementación de medidas públicas de protección del ingreso frente al desempleo. (p.,80)

El comportamiento del desempleo trimestral para los países de la AP puede descomponerse en dos periodos, de 1995 a 2000 y de 2001 a 2019. Ambos periodos se caracterizan por una elevada persistencia en el comportamiento de la tasa de desempleo de manera heterogénea: para el periodo entre 1995 y 2000 se nota una tendencia persistente al alza para Colombia y Perú, y a la baja para México y Chile. Ver Figura 1

Esta dinámica ha propiciado el aumento en la brecha entre las tasas de desempleo para el conjunto de países. No obstante, para el segundo periodo, se evidencia un patrón de relativa convergencia hacia el nivel de la media AP (8.40%) de forma más evidente en los años 2013 y 2014. Este comportamiento para la tasa de desempleo de Perú y Chile fue muy similar en todo el periodo de análisis, y por tanto la brecha entre estas tasas fue cercana a cero, mientras que Colombia exhibe la tasa de desempleo más alta para todo el periodo de análisis, incluso en el periodo de convergencia, aspecto que es tenido en cuenta para el desarrollo de los capítulos siguientes.

Figura 1. Tasa de desempleo países de la AP y tasa media AP 1995Q1-2019Q3



Fuente: elaboración propia con datos de CEPAL

Entre las comunales importantes que presentan estos países se destacan aspectos relacionados con política económica, concretamente monetaria; por ejemplo, el sistema de régimen cambiario flexible o de flotación sucia (como en el caso de Colombia y Chile) que caracterizan la política cambiaria. La autonomía administrativa del banco central respecto al gobierno nacional y el esquema de inflación objetivo con el que guían objetivos de política monetaria de los cuatro países y que, en síntesis, son el marco conceptual adecuado para el desarrollo de la primera parte del presente trabajo. Los resultados del primer capítulo son de especial relevancia para el desarrollo de los capítulos subsiguientes.

Colombia presenta algunas particularidades especiales frente al grupo de países de la AP que le convierten en un caso especial de análisis. Dichas particularidades serán abordadas en detalle en los capítulos 3 y 4.

En primer lugar, Colombia presenta la tasa de desempleo más elevada del grupo, con comportamientos fuertemente persistentes tanto al alza como a la baja. En segundo lugar, de acuerdo con datos de la OIT (2022) para países de la Alianza del Pacífico, la proporción de desempleados de larga duración con relación al total de desempleados entre 2010 y 2021 es del 14% para Colombia, seguido de Chile con el 12% y México con el 2% (Perú no reporta información). En tercer lugar, es el país de la AP con mayores niveles de informalidad, aspecto que coincide con las afirmaciones de Heredia, et. Al (2017); el porcentaje de empresas formales que compiten contra informales es de 70.9% en Colombia, mientras en México es del 70.3%, Perú el 68.6% y Chile el 55.8% (Encuesta de Empresas del Banco Mundial, 2010). Según datos del Banco Mundial, en 2017 los grados de apertura comercial de Chile, México, Perú fueron de 56%, 78%, 35% respectivamente, mientras que Colombia presenta el menor grado de apertura económica con un 35% (Sierra y Vidal, 2019).

Los datos llaman la atención pues, de acuerdo con Hawkins y García (2014), para fortalecer las relaciones internacionales a través de la inversión extranjera directa IED, se tienen en cuenta algunos factores fundamentales:

1. El marco normativo
2. La facilidad de hacer negocios
3. Los determinantes económicos de un país tales como el acceso al mercado interno, el grado de explotación de recursos naturales y niveles de eficiencia.

4. El perfil de la fuerza laboral del país en cuestión, que se entiende por: tasas de desempleo, e informalidad, de la productividad laboral, y el nivel educativo de la población

5. El régimen político y la fuerza del movimiento sindical.

A manera de síntesis, es importante mencionar que la presente tesis abordará las implicaciones de política económica (en particular de la política monetaria) en los mercados de trabajo a la luz de evolución del desempleo, comprobando tanto la interacción de los procesos de ajuste rezagados, como los efectos derrame en los mercados de trabajo. Seguidamente, el análisis se trasladará hacia una perspectiva más microeconómica para entender como algunas variables de interés pueden constituirse fuentes generadoras de persistencia en la duración del desempleo y por ende evidencia de histéresis en el desempleo, uno de los aspectos innovadores de la presente tesis es que pretende hacerlo yendo más allá las tradicionales pruebas de raíz unidarias y por lo tanto busca proveer algunas hipótesis causales desde los ingresos no laborales.

Finalmente, el análisis institucional es el punto culminante de la presente tesis al analizar, en particular, evidencia de la relación que existe entre: las políticas de protección al desempleado, la tipología de los contratos, el crecimiento de la afiliación sindical, la dinámica de los ingresos no laborales frente a la persistencia de la duración del desempleo. Esto es último es justificable si se acepta que las políticas laborales que buscan, en esencia, corregir fallos del mercado por medio de programas asistenciales y de transferencias monetarias, pueden generar efectos adversos en el mercado laboral. A continuación, se proporciona una síntesis de los capítulos de la tesis, en particular se presentan los objetivos de investigación y los principales hallazgos y contribuciones.

Capítulo 2. impacto de la política monetaria en el equilibrio de los mercados de trabajo de los países de la alianza del pacífico

El propósito del segundo capítulo de la tesis doctoral es comprender la incidencia de las variables macroeconómicas en el equilibrio del mercado de trabajo, siguiendo un diseño cuantitativo longitudinal explicativo, bajo la aplicación de técnicas de medición basadas en el análisis de series de tiempo y estimación modelos de Vectores Autorregresivos – VAR. El segundo capítulo de esta tesis está motivado por la necesidad de comprender la naturaleza heterogénea y friccional de los mercados de trabajo inicialmente desde una perspectiva de integración regional al considerar como unidad de análisis los países fundadores de la AP, y posteriormente, realizar un acercamiento detallado al mercado laboral colombiano debido a sus particularidades respecto a los países de la AP, que lo hacen un interesante y pertinente laboratorio de análisis.

En el contexto de los países de la AP y en Colombia, se analiza el comportamiento del desempleo inicialmente desde el concepto de equilibrio macroeconómico del mercado de trabajo, teniendo en cuenta el indicador de la tasa de desempleo no aceleradora de la inflación (NAIRU por sus siglas en inglés: *Non-Accelerating Inflation Rate Of Unemployment*) como variable *proxy* de la Tasa Natural de Desempleo (TND). El concepto de NAIRU fue desarrollado por la ‘nueva economía keynesiana’ con dos propósitos:

1. Superar los vacíos teóricos que yacían en la curva de Phillips que no tenían en cuenta el impacto de las expectativas y la relación a largo plazo entre inflación y desempleo
2. Robustecer el análisis de la tasa natural de desempleo desarrollado por Friedman, 1968 basado en un esquema de competencia imperfecta con desempleo involuntario.

El término fue acuñado por Tobin (1980) e implica que para los casos donde el desempleo se encuentre por debajo de su nivel natural, es posible la aceleración de la inflación en el futuro; así, este concepto es considerado como uno de los instrumentos útiles para la toma de decisiones de política monetaria. En el segundo capítulo de esta tesis se estimó una medida variable de la NAIRU, con el objetivo general de *medir el impacto de la política monetaria en el equilibrio macroeconómico de los mercados de trabajo para los países de la Alianza del Pacífico en el periodo 1995-2018*. Como variable de política monetaria se escogió la tasa de interés de intervención de política monetaria para cada uno de los países de Alianza del Pacífico, de esta manera se puede realizar un análisis comparativo del grado de exogeneidad de la NAIRU en cada país teniendo como punto de partida que una NAIRU totalmente exógena no ha de verse impactada la política monetaria, mientras que una NAIRU endógena si se vería impactada. Los resultados de esta modelación proveen evidencia importante, además de la sensibilidad del equilibrio del mercado de trabajo a choques en la política monetaria.

A partir de los resultados del segundo capítulo, surge el interés por comprender las razones por las que variables macroeconómicas podrían impactar una medida de equilibrio del desempleo; que en teoría, es exógena y no depende del sistema de variables de la política económica, excepto

si existen problemas de persistencia en el desempleo. La literatura sugiere que dicha persistencia puede deberse a la presencia de histéresis en el desempleo (concepto que será ampliado en el capítulo 3 de esta tesis). El capítulo tres proporciona evidencia del fenómeno de histéresis para Colombia y explica los canales causales microeconómicos que lo generan.

En general, los mercados laborales de los países latinoamericanos se caracterizan por su alta segmentación del empleo hacia el sector terciario de la economía y por exhibir características de persistencia en el desempleo. Con el ánimo de proporcionar una lectura más completa de la incidencia de las variables macroeconómicas en el equilibrio del mercado de trabajo, primero se ha identificado el impacto de la política monetaria en los países de la AP, para lo que se realizó la estimación de la NAIRU para cada uno de los países de la Alianza con base en la metodología desarrollada por Ball y Mankiw (2002). Posteriormente se analizó el impacto de la tasa de interés de política monetaria en dicha variable como medida del equilibrio del mercado de trabajo.

Los resultados proporcionaron evidencia de la respuesta persistente de la NAIRU ante un *shock* inducido por la política monetaria en todos los países de la AP a excepción de México; este hecho evidencia un alto grado de exogeneidad en la NAIRU en ese país, único que no evidenció un efecto estadísticamente significativo y diferente de cero; se puede concluir que la NAIRU resulta relativamente más exógena en relación con el resto de países de la AP, indicando que probablemente las condiciones estructurales del mercado laboral mexicano expliquen el comportamiento y nivel de la NAIRU. Por otro lado, Colombia, Chile y Perú sí reportan efectos estadísticamente significativos en la NAIRU a partir de choques inducidos en la tasa de interés de política monetaria.

La contribución más importante de este capítulo a la literatura radica en proporcionar evidencia respecto a la relación endógena que existe entre la NAIRU y la postura de política monetaria, siendo esto relevante ya que tradicionalmente la literatura sugiere que el efecto de la política monetaria en el producto potencial, en la NAIRU y en variables reales debería ser neutral. De presentarse los efectos que en este capítulo mostramos la explicación radica en la presencia de persistencia en el desempleo denominada histéresis. Este fenómeno significa que la tasa de desempleo sigue un “*path dependence*” o, en otras palabras, depende de su trayectoria. De esta manera, el desempleo es una combinación lineal de sus valores pasados con coeficientes que suman uno; esto es equivalente a un proceso de raíz unitaria, por lo que perturbaciones temporales inducidas por la política monetaria pueden ejercer efectos persistentes en la NAIRU, que generalmente están asociados a la inelasticidad de los salarios a cambios en la tasa de desempleo o en la duración del desempleo, que dan como resultado el fenómeno de histéresis en el desempleo (Blanchard, 2018).

En general, ante evidencia de histéresis, es muy probable que los efectos de la política monetaria en la NAIRU sean persistentes pero no necesariamente permanentes (Blanchard, 2018). Por lo tanto, la cuestión a resolver se refiere a determinar las variables que inciden en la persistencia del desempleo a través de los diferentes periodos de tiempo en Colombia.

Finalmente cabe destacar que los resultados del segundo capítulo muestran que la tasa de interés de intervención no impacta de manera significativa la inversión en Colombia, en relación a esto Quintero Otero, (2015) sugiere que tiene que ver con el sesgo del aparato productivo hacia el sector servicios de la economía y no hacia el sector industrial, por lo que la sensibilidad de la inversión ante cambios en la tasa de interés puede resultar débil o muy baja. Este resultado es de interés para el presente trabajo ya que sugiere que la política monetaria expansiva en Colombia no

propicia una mejora en la relación capital-trabajo y no se traduce en una mejora en los indicadores del mercado laboral, y por ende en la duración del desempleo.

Capítulo 3. Remesas, ingresos no laborales como fuente de histéresis en el desempleo de Colombia, 2010-2020.

En la actualidad, se sabe muy poco sobre los determinantes del fenómeno de histéresis y de la duración del desempleo en el mundo, salvo algunos casos, por ejemplo el análisis para Inglaterra por Webster (2005). El autor explica que existe muy poca comprensión del desempleo de larga duración, y que la postura de política oficial de los gobiernos ha estado centrada en dirigir grandes recursos a "políticas activas o pasivas del mercado laboral" con el fin de acortar la duración del desempleo y abordar la "empleabilidad", sin conocer sus determinantes o, lo que es peor, con resultados contrarios a los esperados por los hacedores de política. Webster es enfático al indicar que "El efecto del desempleo sobre el trabajador individual es hacerlo, con el transcurso del tiempo, desempleado" (pág 985), y citando a Pigou (1993), dicha afirmación adquiere sentido ya que si un hombre es sometido al desempleo durante un largo período de tiempo, es casi seguro que se produzcan reacciones perjudiciales para su calidad industrial y humana y, cuando vuelve la oportunidad de ocuparse, se descubre se ha vuelto inempleable. Colombia es probablemente uno de los países con mayores problemas estructurales en el mercado laboral. Comparado con los países de la AP, es el país que presenta mayor proporción de desempleados de larga duración con relación al total de desempleados en el periodo entre 2010 y 2021. Un aumento en la duración del desempleo es una consecuencia natural e inevitable del aumento en el nivel de desempleo efectivo (Webster, 2005) y el nivel de desempleo de equilibrio medido a través de la NAIRU. Colombia

presenta no sólo el nivel de desempleo efectivo más alto de los países de la AP, sino que reporta el nivel más elevado de NAIRU (Cardona-Arenas y Sierra-Suárez, 2020). La NAIRU elevada demuestra fuertes rigideces y problemas estructurales del mercado laboral (Constantinescu y Nguyen, 2018 y Otoiu y Titan, 2012). La motivación, en este punto de la investigación, es proporcionar una lectura más detallada de las causas que pueden incidir en una medida de la duración del desempleo y su persistencia para Colombia.

Cabe destacar que el capítulo 3 de esta tesis no sólo analiza el comportamiento en la duración del desempleo; también se preocupa por identificar el canal causal que más impacta en el desempleo de larga duración y por lo tanto es fuente generadora de histéresis. Tal como sugieren Layard y Nickell (1986) ; Blanchard y Summers (1986) ; Layard, Nickell, y Jackman (1991), Blanchard y Portugal (2001); y Blanchard (2018), el desempleo tiende a ser afectado por perturbaciones temporales pasadas, ocasionando cambios persistentes y duraderos en la tasa de desempleo asociados a la duración del desempleo. Así, una línea de investigación emergente consiste en explorar la hipótesis que presenta la duración del desempleo como fuente del fenómeno de histéresis. Tal como indican Blanchard y Portugal, (2001), la literatura ha logrado identificar tres determinantes de la duración del desempleo:

2. Leyes de protección al empleo de acuerdo con Lancaster (1979) y Meyer (1990)
3. Seguro al desempleo de acuerdo con Lancaster (1979), Meyer (1990) y Knight (2018)
4. Los ingresos no laborales de acuerdo con Foley et al (1997), Svejnar (1999), y Lartey (2018).

Los ingresos no laborales como las remesas, elevan el salario de reserva de los desempleados y permiten financiar la búsqueda de empleo por más tiempo, con lo cual aumenta la duración del desempleo. Por otro lado, los ingresos no laborales (ejemplo: rentas, transferencias entre otros), tienden a prolongar la búsqueda de trabajo o perpetuarse si el salario de reserva es lo suficientemente alto.

Dicho esto, es clave indicar que el capítulo tres de la presente tesis doctoral se plantea como objetivo medir *el impacto que tienen las remesas y los ingresos no laborales en la duración del desempleo y por tanto en el fenómeno de histéresis en Colombia.*

Así pues, el tercer capítulo de esta tesis estudia el impacto de las remesas y los ingresos no laborales en la duración del desempleo, y por lo tanto, en el fenómeno de histéresis en Colombia. Es importante destacar que el país ha experimentado un crecimiento importante en recepción de remesas que durante el periodo comprendido entre los años 2010 y 2020 ha sido de sostenido y cercano al 5.8 (Banco de la República - Sección Sector Externo, 2021).

En el tercer capítulo se evalúa si existe histéresis en Colombia teniendo en cuenta las variables enunciadas previamente, lo que significa además que los resultados podrían explicar por qué el desempleo no responde de manera significativa y de forma inmediata al crecimiento de la economía en presencia de histéresis. Para el logro este propósito se han tenido en cuenta los datos de duración del desempleo de la Gran Encuesta Integrada de Hogares -GEIH- y se procede a construir el indicador denominado LAPU (*Long-Term Unemployment Measured As A Percentage Of Total Unemployment*) –” o “Desempleo de larga duración medido como porcentaje del desempleo total”, es medida como el número total de personas que llevan desempleadas durante un año o más, sobre el total de desempleados entre seis meses a un año atrás. El indicador mide el

porcentaje de personas que estaban desempleadas entre seis meses a un año y siguen sin empleo un año después (Webster, 2005).

Blanchard(2018) sugiere que la hipótesis de histéresis debe ser evaluada durante diferentes períodos de la serie de la tasa de desempleo entre auges y contracciones económicas, o bien crisis económicas que alteren el tiempo en que las personas permanecen en situación de desempleo. Por tal motivo, en la propuesta metodológica del capítulo 3, se ha incluido el año de inicio de la crisis pandémica COVID-19 en la muestra temporal, y se han estimado dos modelos alternativos con el fin de evaluar si dicha crisis ha ejercido algún efecto en el impacto de las remesas e ingresos no laborales en la duración del desempleo.

Es muy importante destacar que el aporte del tercer capítulo al área de conocimiento de la economía laboral es significativo dado que la revisión del Estado del Arte ha permitido inferir con alto grado de confianza que los trabajos en el contexto internacional y nacional se han enfocado en probar o refutar la hipótesis de histéresis sin plantear alguna explicación causal debido en gran parte a la falta de sistematización de información micro-fundamentada que pueda ser analizada longitudinalmente. El capítulo tres aporta una ruta metodológica para tal sistematización, y adicionalmente estima, mediante modelos VAR, los impactos en la duración del desempleo a partir de choques en las variables de ingresos no laborales y remesas.

Los principales resultados del capítulo tres sugieren que el aumento de los ingresos no laborales impactan positiva y significativamente la LAPU en Colombia, en tanto el crecimiento de las remesas resultan impactar de manera positiva y significativa la LAPU durante el periodo de crisis pandémica Covid-19, pero no siendo así al excluir el periodo de crisis, sugiriendo que las remesas se han constituido como un ingreso fundamental en tiempos de crisis que permiten financiar la

búsqueda de trabajo durante un periodo más prolongado elevando la duración del desempleo y generando un efecto de histéresis. No obstante en periodos de relativa normalidad económica deben ser explorados otros canales causales que serán analizados en el capítulo cuatro de esta tesis doctoral.

Capítulo 4. instituciones y la duración del desempleo urbano en colombia

Es importante recordar que Blanchard y Portugal, (2001), destacan que en la literatura también se han identificado como determinantes de la duración del desempleo las leyes de protección al empleo y los seguros o subsidios al desempleo. Además, existe en ésta literatura un acuerdo en cuanto a que las leyes de protección al empleo encarecen los procesos de despido, mientras que los seguros o subsidios al desempleo desestimulan la búsqueda activa de trabajo en países en donde es suficientemente alto.

Estos determinantes tienen origen en el diseño del sistema de seguridad social y laboral de los países, en este punto es clave mencionar el informe de la Misión de Empleo para Colombia, elaborado por Meléndez, Alvarado y Pantoja (2021), quienes explican que la alta informalidad que experimenta el país tiene origen en un diseño deficiente del sistema contributivo de la seguridad social y de la regulación del mercado laboral. A su vez, el retorno al crecimiento económico en términos de reducción de la informalidad es muy bajo, lo que puede deberse a deficiencias en el diseño del sistema contributivo de seguridad social y la manera en la que se ha regulado el mercado laboral para proteger a los trabajadores.

Esta lectura del estado actual del mercado laboral plasmada en el informe de la Misión de Empleo pone en manifiesto la importancia de realizar un análisis desde la perspectiva institucional,

y de las políticas del mercado laboral para comprender de forma más clara el fenómeno de la duración del desempleo en Colombia. Dicho análisis será realizado en el capítulo cuatro de la presente tesis ya que es claro que la crisis del COVID-19 es un evento exógeno y aleatorio que no puede ni debe considerarse como un determinante histórico de la duración del desempleo en el país.

Con el ánimo de brindar claridad respecto a las categorías de análisis mencionadas, debe realizarse, en primer lugar, una distinción entre el concepto de instituciones y políticas laborales. Las instituciones del mercado laboral son acuerdos o reglas de juego colectivas que afectan los resultados del mercado al cambiar las máximas de los tomadores de decisiones, ya que están diseñadas para aumentar las recompensas a los trabajadores del mercado laboral y se puede esperar que tengan efectos similares en la demanda laboral y el empleo (Freeman, 2007). Las políticas laborales responden a las condiciones institucionales de los mercados y se pueden entender como regulaciones diseñadas para moldear las características de la fuerza laboral para adaptarse a los cambios en la demanda de trabajo, reducir directamente los costos laborales de las empresas y aumentar la eficiencia en la búsqueda de empleo (Estevão, 2007).

Esta tesis profundiza aún más en el análisis y se pregunta si desde la perspectiva de los componentes estructurales del mercado laboral colombiano existe evidencia de una relación consistente con la perspectiva institucionalista que permita alcanzar el objetivo del cuarto capítulo de la presente tesis doctoral que es *medir el impacto de variables institucionales y de regulaciones laborales en la duración del desempleo y su persistencia en Colombia*.

Para el logro de este objetivo, el capítulo cuatro de esta tesis mide el impacto de variables institucionales y regulaciones en el mercado laboral en la duración del desempleo y su persistencia en Colombia mediante una metodología cuantitativa longitudinal consistente con modelos de

Vectores Auto-Regresivos (VAR). Se han tenido en cuenta como variables el número de personas sindicalizadas, el tipo de contrato laboral, y algunas variables que recogen el efecto de regulaciones del mercado laboral tales como el subsidio al desempleo, el pago de cesantías, entre otras, en la duración del desempleo urbano colombiano.

Se han analizado los microdatos de la gran encuesta integrada de hogares (GEIH) para 23 ciudades principales con sus áreas metropolitanas y 11 ciudades intermedias de Colombia. Los principales resultados del cuarto capítulo demuestran que el crecimiento en el número de empleados sindicalizados, los ingresos no laborales elevan LAPU (indicador de persistencia duración del desempleo), siendo además un resultado consistente con los hallazgos del capítulo 3. Entre tanto, un crecimiento positivo de la brecha entre personas con contratos por escrito y verbales permite reducir la LAPU, aspecto a favor de la formalización laboral.

Los principales aportes de este capítulo al área de conocimiento de la economía laboral consiste en presentar evidencia de la importancia de fortalecer los procesos de formalización en cuanto a la tipología de contratación. A su vez, la novedad del capítulo cuatro consiste en construir un indicador objetivo de persistencia en la duración del desempleo para medir la LAPU con microdatos sistematizados de la GEIH aspecto no realizado para Colombia previamente. Este enfoque es probablemente más concluyente al mostrar impactos directos en un indicador de persistencia en la duración del desempleo, revelando un fenómeno que no puede ser inferido sólo por las características de los procesos estocásticos de las series de tiempo

Mencionados los aportes de cada uno de los capítulos que componen la presente tesis doctoral, cabe entonces indicar de manera precisa su contenido en lo siguiente. Esta tesis está compuesta por el primer capítulo, que corresponde a la introducción. El segundo capítulo que lleva

por título “Impacto de la Política monetaria en el que equilibrio de los mercado de trabajo en los países de la Alianza de Pacífico”, ya publicado en Finanzas y Política Económica, revista indexada Q3- SCOPUS -. El tercer capítulo, denominado “Remesas, ingresos no laborales como fuente de histéresis en el desempleo de Colombia, 2010-2020” se escribe con el propósito de dar respuesta a los interrogantes que surgen en el segundo capítulo y que a su vez, se encuentra en este momento en evaluación en la revista internacional *Latin American Research Review* indexada Q2 - SCOPUS e ISI. Los resultados de este estudio motivan la construcción del cuarto y último capítulo, denominado “Determinantes institucionales de la duración del desempleo urbano en Colombia, 2010-2020” finalizado para ser enviado a revisión a revista indexada internacional en formato de artículo. Finalmente se plantean las conclusiones generales del estudio desde una perspectiva integradora en la que es posible evidenciar de manera clara los aportes del presente trabajo al campo del conocimiento de la economía laboral.

Bibliografía

- Acevedo, I., Castellani, F., Lotti, G., & Székely, M. (2021). Informality in the time of COVID-19 in Latin America: Implications and policy options. *PloS one*, 16(12), e0261277. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0261277>
- Ayala, A., Cuñado, J., & Gil-Alana, L. A. (2012). Unemployment hysteresis: empirical evidence for Latin America. *Journal of Applied Economics*, 15(2), 213-233. [https://doi.org/10.1016/S1514-0326\(12\)60010-5](https://doi.org/10.1016/S1514-0326(12)60010-5)
- Ball, L. and Mankiw, N. G. (2002) ‘The NAIRU in Theory and Practice’, *Journal of Economic Perspectives*, 16(4), pp. 115–136. doi: 10.1257/089533002320951000. Ball, L. and Mankiw, N. G. (2002b) ‘The NAIRU in Theory and Practice’, *Journal of Economic Perspectives*, 16(4), pp. 115–136. [doi: 10.1257/089533002320951000](https://doi.org/10.1257/089533002320951000).
- Blanchard, O. (2018) ‘Should We Reject the Natural Rate Hypothesis?’, *Journal of Economic Perspectives*, 32(1), pp. 97–120. [http://doi: 10.1257/jep.32.1.97](https://doi.org/10.1257/jep.32.1.97).
- Blackman, A, Ibañez, AM, Izquierdo, A, Keefer, P, Moreira, M, Schady, N (2020) Public Policy in the Face of Covid-19: Recommendations for Latin America and the Caribbean. Washington, DC: Inter-American Development Bank. <http://dx.doi.org/10.18235/0002302>
- Blanchard, O., y Portugal, P. (2001). What Hides Behind an Unemployment Rate: Comparing Portuguese and U.S. Labor Markets. *American Economic Review*, 91(1), 187–207. <https://doi.org/10.1257/aer.91.1.187>

- Botero Soto, J. C., y Zuluaga Restrepo, D. C. (2014). Caracterización del mercado laboral en Colombia. Un estudio desde la perspectiva de la segmentación en empleos del sector primario y secundario. <https://ridum.umanizales.edu.co/xmlui/handle/20.500.12746/1269>
- Cardona-Arenas, C. D., y Sierra-Suárez, L. P. (2020). Impacto de la política monetaria en el equilibrio del mercado de trabajo: países de la Alianza del Pacífico. *Revista Finanzas y Política Económica*, 12(2), 491-521. <https://doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.v12.n2.2020.3213>
- CEPAL, N. (2022). Panorama Social de América Latina 2021. Retrieved from: <https://hdl.handle.net/11362/47718>
- Constantinescu, M. y Nguyen, D.M. Unemployment or credit: Which one holds the potential? Results for a small open economy with a low degree of financialization, *Economic Systems*, Volume 42, Issue 4, 2018, Pages 649-664, ISSN 0939-3625, <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2018.08.003>.
- de Lema, D. G. P., Gálvez-Albarracín, E. J., & Maldonado-Guzmán, G. (2016). Efecto de la innovación en el crecimiento y el desempeño de las Mipymes de la Alianza del Pacífico. Un estudio empírico. *Estudios gerenciales*, 32(141), 326-335. <https://doi.org/10.1016/j.estger.2016.07.003>
- Estevão, M. (2007). Labor policies to raise employment. *IMF Staff Papers*, 54(1), 113-138. <https://doi.org/10.1057/palgrave.imfsp.9450004>
- Espejo, A. (2022). Informalidad laboral en América Latina: propuesta metodológica para su identificación a nivel subnacional. <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/47726>

- Foley, M. C., Boozer, M., Entov, R., Ericson, R., Guinnane, T., Hunt, J., ... Waldfogel, J. (1997). Determinants of unemployment duration in Russia. Yale University, New Haven. Retrieved from: http://www.econ.yale.edu/growth_pdf/cdp779.pdf
- Freeman, R. B. (2007). Labor market institutions around the world. The Handbook of Industrial and Employment Relations. London Chapter 34. <https://www.nber.org/papers/w13242>
- García, L. F., y Cruz, M. (2017). Desempleo en América Latina: ¿flexibilidad laboral o acumulación de capital?. Problemas del Desarrollo. Revista Latinoamericana de Economía, 48(189), 33-56. <https://www.redalyc.org/journal/118/11856887003/11856887003.pdf>
- García, J., Heredia, W., & Pereira, P. (2014). La Alianza del Pacifico. Una nueva era para América Latina.
- Heredia, Jorge, Flores, Alejandro, Geldes, Cristian, Heredia, Walter. (2017). Effects of informal competition on innovation performance: the case of Pacific Alliance. Journal of technology management & innovation, 12(4), 22-28. <https://dx.doi.org/10.4067/S0718-27242017000400003>
- Hawkins, D., & García, N. (2014). La apertura económica y los tratados de libre comercio en Colombia 2014. Recuperado de: http://biblioteca.clacso.edu.ar/Colombia/ens/20150216051823/Documento_N_97_TLC_IED.pdf. <https://www.ens.org.co/wp-content/uploads/2016/11/Informe-Inversi%C3%B3n-Extranjera-Directa-2014.pdf>
- International Labor Organization - ILO (2022) Statistics on unemployment and supplementary measures of labour underutilization. Retrieved from <https://ilostat ilo.org/topics/unemployment-and-labour-underutilization/>

- World Bank (2010) Central data catalog: Enterprise surveys. Retrieved from https://microdata.worldbank.org/index.php/catalog/enterprise_surveys/about
- Katz, C. (2015). Dualities of Latin America. *Latin American Perspectives*, 42(4), 10-42. <https://doi.org/10.1177/0094582X15574714>
- Knight, K. G. (2018). *Unemployment: An economic analysis* London: (Vol. 5). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780429422935>
- Lya Paola Sierra & Pavel Vidal Alejandro (2019): The Impact of Emerging Asia's Demand on the Pacific Alliance Countries, *Emerging Markets Finance and Trade*, DOI: <https://doi.org/10.1080/1540496X.2019.1693362>
- Lancaster, T. (1979). Econometric Methods for the Duration of Unemployment. *Econometrica*, 47(4), 939. <https://doi.org/10.2307/1914140>
- Layard, R., y Nickell, S. (1986). Unemployment in Britain. *Economica*, 53(210), S121. <https://doi.org/10.2307/2554377>
- Layard, R., Nickell, S., y Jackman, R. (1991). *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford University Press. <https://doi:10.1093/acprof:oso/9780199279166.001.0001>
- Lartey, N. (2018). Differentials in unemployment duration across households in South Africa: A two-level modeling approach. University of the Western Cape. Retrieved from <http://etd.uwc.ac.za/handle/11394/6783>
- Meléndez, M., Alvarado, F., y Pantoja, M. (2021). Mercados laborales fragmentados y el Sistema de Protección Social en Colombia. UNDP LAC Working Paper No. 14. Documento de Antecedentes para el Informe Regional de Desarrollo Humano 2021 de PNUD ALC. <https://www.misionempleo.gov.co/Paginas/index.aspx>

- Meyer, B. D. (1990). Unemployment Insurance and Unemployment Spells. *Econometrica*, 58(4), 757–782. Retrieved from <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.465.9816&rep=rep1&type=pdf>
- Otoiu, A., & Titan, E. (2012). Main drivers of structural unemployment in times of relative prosperity. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 62, 109-113., <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2012.09.019>.
- Pigou, A. C. (1933) *The Theory of Unemployment*, republ. London, Frank Cass, 1968
- Rodríguez, J. L. (2012). Las alternativas actuales de la industrialización en América Latina. *Temas de Economía Mundial*. Consejo de Redacción Ramón Pichs. <http://www.ciem.cu/publicaciones/2013/Temas%20No.%2024-2013.pdf#page=90>
- Svejnar, J. (1999). Labor markets in the transitional Central and East European economies. In *Handbook of Labor Economics* (Vol. 3, pp. 2809–2857). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1573-4463\(99\)30028-6](https://doi.org/10.1016/S1573-4463(99)30028-6)
- Trapero, F. A., Parra, J. C. V., & De la Garza, J. (2016). Factores de innovación para la competitividad en la Alianza del Pacífico. Una aproximación desde el Foro Económico Mundial. *Estudios gerenciales*, 32(141), 299-308. <http://dx.doi.org/10.1016/j.estger.2016.06.003>
- Webster, D. (2005). Long-term unemployment, the invention of ‘hysteresis’ and the misdiagnosis of structural unemployment in the UK. *Cambridge Journal of Economics*, 29(6), 975–995. <https://doi.org/10.1093/cje/bei082>
- Weller, J. (2001). Procesos de exclusión e inclusión laboral: la expansión del empleo en el sector terciario. *Serie Macroeconomía del Desarrollo*, 6. Santiago de Chile: CEPAL. <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/5449>

Weller J. (2004). El empleo terciario en América Latina: entre la modernidad y la sobrevivencia.

Revista de la CEPAL, 84. Santiago de Chile.

<https://repositorio.cepal.org/handle/11362/10982>

Weller, J. (2019), Raíces estructurales de la antigua informalidad y desafíos del cambio

tecnológico. Seminario “Nuevas y antiguas formas de informalidad laboral y empleo

precario”. 3 y 4 de Abril, Santiago de

Chile.<https://repositorio.cepal.org/handle/11362/44637>

Weller, J. (2020). Las transformaciones tecnológicas y el empleo en América Latina: oportunidades

y desafíos. Revista de la CEPAL, 130, 7-

27.https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/45422/1/RVE130_Weller.pdf

WEF. (2014). The Global Competitiveness Report 2014-2015. Geneva: World Economic

Forum.https://www3.weforum.org/docs/WEF_GlobalCompetitivenessReport_2014-

[15.pdf](https://www3.weforum.org/docs/WEF_GlobalCompetitivenessReport_2014-15.pdf)

CAPÍTULO 2. IMPACTO DE LA POLÍTICA MONETARIA EN EL EQUILIBRIO DE LOS MERCADOS DE TRABAJO DE LOS PAÍSES DE LA ALIANZA DEL PACÍFICO

Resumen

El presente artículo analiza el impacto de la política monetaria en el equilibrio de los mercados de trabajo de los países de la Alianza del Pacífico (Chile, Colombia, México y Perú), equilibrio reflejado a través de la NAIRU (*Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment*). Para alcanzar el objetivo planteado se estima la NAIRU variable en el tiempo para cada uno de los países de la Alianza Pacífico (AP). Así mismo, se analiza la respuesta de la NAIRU a shocks inducidos por cambios en la tasa de interés de política monetaria a través de modelos de Vectores Auto Regresivos, VAR. Los resultados muestran que Colombia presenta la NAIRU promedio más

alta de los países de la AP, con un 13.10%, seguido de Perú con un 7.93%, Chile con un 7.75%, el país con el nivel medio más bajo de la NAIRU es México con un 4.88%. Las Funciones Impulso Respuesta de los modelos VAR estimados muestran que la política monetaria, a través de la tasa de interés de intervención, impacta la NAIRU en Chile, Colombia y Perú, mientras que no se encuentra evidencia de impacto para México.

Palabras clave: NAIRU, Política Monetaria, modelos VAR, Alianza Pacífico.

Clasificación JEL: E24, E31, E52, J01

Abstract

This paper analyzes the impact of monetary policy on the Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment (NAIRU), or equilibrium of the labor markets, for the countries that belong to the Pacific Alliance (Chile, Colombia, Peru and Mexico). The NAIRU movements are estimated for each country. Furthermore, Auto-Regressive Vector Models are used to evaluate the impact of monetary policy on the labor market of each of the PA countries. Results show that monetary policy impacts the NAIRU of Chile, Colombia and Peru. However, monetary policy shocks have not had a significant impact on the NAIRU of Mexico.

Keywords: Labor market, Unemployment, Inflation, NAIRU, Monetary Policy, VAR models, Chile, Colombia, Perú, México

Classification JEL: E24, E31, E52, J01

1. Introducción

El artículo busca realizar un análisis macroeconómico del equilibrio del mercado de trabajo para el conjunto de los países de la Alianza del Pacífico (AP). Para ello se realizará la estimación de la Tasa Natural de Desempleo (TND) a través de la NAIRU (Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment) y se evaluará si la política monetaria de los países de la AP afecta el nivel de la tasa natural de desempleo, tal como sugiere Blanchard (2003).

Este trabajo aporta a discusión acerca del impacto de la tasa de interés de política monetaria en el mercado laboral. La postura de los bancos centrales es defender que el desempleo estructural depende de factores reales de la oferta, de políticas de bienestar y de la normatividad vigente, así como de la flexibilidad de los mercados de trabajo. Por consiguiente, la política monetaria no tendría por qué afectar el nivel de equilibrio del desempleo a medio plazo (Stockhammer y Sturn 2012, y Benazić y Rami, 2016). No obstante, estudios como el de Blanchard (2003) y el de Stockhammer y Sturn (2012) han propuesto que la política monetaria puede impactar tanto a la tasa de desempleo efectiva, como a la NAIRU a través de la inversión.

Este artículo aporta a la literatura actual y es novedosa al analizar dicho efecto a nivel de los países de la Alianza del Pacífico. Hasta el momento, de acuerdo al conocimiento de los autores, ningún trabajo ha abordado dicha discusión para países de Latinoamérica. Si bien se ha probado que la política monetaria impacta la actividad económica y el desempleo a través de diferentes canales de transmisión (ver Quintero, 2015; Gertler y Karadi, 2015 y Horvath y Zhong, 2019), ningún trabajo se ha enfocado en evaluar el impacto de la política monetaria en la trayectoria de la

NAIRU en los países de la AP. Por lo tanto, este trabajo constituye una importante oportunidad de aportar evidencia del papel que desempeña la política monetaria en los mercados de trabajo de este grupo de países, entendiendo que las estimaciones empíricas de la NAIRU constituyen un elemento esencial para conducir la política monetaria, y ésta a su vez puede impactar los mercados de trabajo como una externalidad derivada del alcance del objetivo de estabilidad de precios.

Los países de la Alianza del Pacífico son unidades de análisis de interés para los propósitos de esta investigación al exhibir ciertas características en común de sus mercados de trabajo. Por un lado, los países de la AP presentan una inclinación hacia la generación de empleos en el sector terciario, predominantemente en el sector comercio. México ha experimentado un proceso de transformación industrial y posteriormente un tránsito al sector servicios de la economía. Es así como en los países de la AP existe una alta segmentación del mercado laboral orientado hacia el sector servicios aunado a los correspondientes altos niveles de informalidad (CEPAL, 2018). Por otro lado, los cuatro países que conforman la AP tienen en común regímenes cambiarios flexibles o de flotación sucia con autonomía administrativa del banco central, bajo un esquema de inflación objetivo.

Teniendo en cuenta el contexto descrito, la presente investigación busca responder a la pregunta: ¿Cuál es el impacto de la política monetaria en el equilibrio macroeconómico de los mercados de trabajo para los países de la Alianza del Pacífico en el periodo 1995-2018? Darle respuesta a la pregunta de investigación planteada aporta a la comprensión de la flexibilidad de los mercados de trabajo y su resiliencia ante de escenarios de variabilidad del ciclo económico que son afectados también por la aplicación de instrumentos de política económica y más específicamente de política monetaria, Snower y Karanassou, (2000). Así pues, la hipótesis de fondo indica que la política monetaria operando a través de modificaciones de la tasa de interés de intervención puede

traer consigo efectos permanentes en el equilibrio del mercado de trabajo evidenciados en la respuesta de la NAIRU ante dichos shocks. Para responder la pregunta de investigación planteada y lograr el alcance del objetivo se realiza la estimación de la NAIRU variable para los países de AP, siguiendo la metodología propuesta por Ball y Mankiw (2002). Posteriormente se estima el efecto de la tasa de interés de política monetaria en la trayectoria de la NAIRU mediante la especificación y estimación de un modelo Vectores Autorregresivos – VAR- para cada país.

El artículo se encuentra dividido de la siguiente manera. Seguido de la introducción, en la sección dos se presenta la revisión de literatura con relación a la estimación de la NAIRU y estudios que abordan el impacto de la política monetaria en la NAIRU; en la sección tres se detalla la metodología de estimación y la descripción cuidadosa de los datos; en la sección cuatro se presentan los resultados de la estimación de la NAIRU variable en el tiempo y del modelo VAR para Chile, Colombia, Perú y México y finalmente en la sección cinco se plantean las conclusiones generales del estudio.

2. Referente teórico

La revisión de literatura inicia con base en la comprensión del concepto de la TND. Es importante indicar que la TND solo se hace observable a la luz de la estimación de la NAIRU (Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment), la cual a su vez está estrechamente relacionada con la política monetaria al constituir un instrumento utilizado por los bancos centrales para dirigir objetivos de inflación objetivo o reactivación de la actividad económica. Por tal motivo, la última sección de esta revisión de literatura se basa en identificar los trabajos que abordan la relación entre la política monetaria y la NAIRU.

2.1. Tasa natural de desempleo

El análisis de equilibrio a medio y largo plazo del mercado de trabajo se ha centrado en la comprensión de las rigideces subyacentes bajo la idea de que la tasa de desempleo gravita cerca de su posición de equilibrio de largo plazo. Tal posición de equilibrio se alcanza cuando la producción y la ocupación se encuentran en el nivel de pleno empleo de recursos.

Al considerarse la TND como una medida de equilibrio del desempleo a medio plazo, esta debe ser consistente con el cumplimiento de las expectativas inflacionarias, momento en el que la inflación efectiva equipara a la inflación esperada ($\pi_t = \pi_t^e$) donde coinciden las decisiones de determinación de los precios y negociación de salarios, este nivel es el nivel que corresponde al estado estacionario al que tiende la economía a largo plazo (Ball y Mankiw, 2002). Friedman (1968) definió la TND como un nivel de equilibrio general walrasiano que está determinado por características estructurales de los mercados de trabajo y contiene el efecto de los fallos de mercado, la variabilidad estocástica en la oferta y el consumo, el costo de la recopilación de información sobre las vacantes de trabajo, los costos de movilidad, entre otros aspectos de difícil medición. Estas características hacen de la TND una medida de equilibrio no observable que dificulta su medición.

Diversos estudios han procurado su estimación y evaluación (ver Yamada y Yoon, 2016, y Capehart, 2019). En general, existen dos formas alternativas de comprender la TND: i) como un nivel de equilibrio de la tasa de desempleo que no cambia en el tiempo y ii) como una tasa de desempleo variable de equilibrio (Karanassou y Snower, 1997). Esta última postura es respaldada por Ball y Mankiw (2002) al indicar que la TND no solo depende de factores exógenos, sino también de factores endógenos tal como puede ser la política económica. Actualmente existe un

gran componente de discrecionalidad a la hora de construir los modelos de estimación de la TND, por lo cual, la existencia de esta es considerada aún como una hipótesis.

La TND solo se hace observable a través de la NAIRU y su estimación tradicionalmente se logra a través del planteamiento de una curva de Phillips aceleracionista (Zhao y Hogan, 2011). Tanto la curva de Phillips como la NAIRU se han usado como herramientas para conducir la política monetaria en el objetivo de estabilidad de precios. Por lo tanto, su estimación es importante para los hacedores de política que estudian los determinantes cíclicos y estructurales de la inflación y el desempleo (Heimberger, Kapeller, y Schütz, 2017).

2.2. Estimación de la NAIRU a partir de la curva de Phillips

El *trade off* entre inflación y desempleo fue propuesto inicialmente por Fisher (1926) y posteriormente por Phillips (1958). El estudio desarrollado por Phillips sería la base de estudios empíricos posteriores. Phillips fue el primero en subrayar la existencia de la espiral de salarios-precios que tiene impacto en el coste de vida, incluso en presencia de un alto desempleo mostrando que el *trade-off* solo es plausible a corto plazo si este opera a través del comportamiento de la demanda agregada. Si el *trade-off* se rompe, probablemente son los shocks de oferta los que activan la espiral de precios-salarios (e.g la crisis energética del 70).

La relación de Phillips se redefinió posteriormente introduciendo la variación de los precios. Este cambio estimuló a las autoridades monetarias a utilizar la curva de Phillips como instrumento para conducir la política macroeconómica. Para obtener la estimación de la NAIRU se

requiere plantear una relación determinística entre inflación π_t , inflación esperada π_t^e , tasa de desempleo u_t y los factores determinantes de la variación de los salarios nominales $(\mu + z)$:

$$\pi_t = \pi_t^e + (\mu + z) - \alpha u_t \quad (1)$$

Donde $(\mu + z) = c$ es el componente constante que comprende el nivel de competencia de la economía μ , y z es un residual que recoge aquellos factores institucionales que afectan los salarios nominales y no son observables en la ecuación (ejemplo: salario mínimo y prestaciones sociales); α es la pendiente del modelo. La ecuación (1) muestra como la reducción del desempleo provoca una subida del nivel de precios generando un aumento de la inflación. Teniendo en cuenta que la TND es aquella que permite confirmar las expectativas inflacionarias a medio plazo, esta debe ser compatible con una inflación estable ($\pi_t = \pi_{t-1} = \pi_t^e$), de la siguiente manera:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = c - \alpha u_t \quad (2)$$

Teóricamente en la ecuación determinística 2 cuando es alcanzado el objetivo de estabilidad de precios ($\pi_t = \pi_{t-1}$) y en el nivel de la TND: u_n^* , se tiene la ecuación 3:

$$0 = c - \alpha u_n^* \quad (3)$$

Ya que $c = \alpha u_n^*$, agregando el término estocástico de error y reemplazando en la ecuación (2) se obtiene la siguiente relación lineal estimable:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \alpha u_n^* - \alpha u_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Por lo tanto, en términos de la curva de aceleracionista de Phillips, se obtiene la ecuación 5:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = -\alpha(u_t - u_n^*) + \varepsilon_t \quad (5)$$

A partir de la ecuación (5), se deduce que u_n^* Es la tasa natural de desempleo no aceleradora de la inflación, NAIRU, por sus siglas en inglés. Su estimación ha girado en torno a dos posturas fundamentales: considerar la NAIRU como una magnitud constante; o considerar la NAIRU como una magnitud variable. Sin importar la postura, existe un acuerdo teórico en común en el que se acepta que el nivel de desempleo sólo puede permanecer por debajo de la NAIRU si el nivel de precios se acelera, o en caso contrario, puede permanecer por encima de la NAIRU si el nivel de precios se desacelera (Karanassou et al., 2003).

A partir de lo anterior, se puede concluir que en el nivel de la NAIRU no se produce cambio alguno en la inflación. Por tal motivo, la estimación de la NAIRU ha sido un objetivo por parte de los bancos centrales que buscan contar con instrumentos para proyectar el comportamiento de la inflación y recientemente se ha aceptado que el cálculo de la NAIRU variable es más eficaz en este propósito.

2.3. Efecto de la Política monetaria en la NAIRU

En la sección anterior se ha enfatizado en el rol de la NAIRU como uno de los indicadores que los bancos centrales utilizan para la conducción de la política monetaria. No obstante, surge la inquietud sobre los efectos que la política monetaria puede inducir en los mercados de trabajo y de manera específica en la NAIRU. En este sentido, Stockhammer y Sturn (2012) se inclinan a favor de reconocer que la política monetaria anti-inflacionaria afecta el desempleo, su persistencia, e influyen su comportamiento en el medio plazo. Estos hallazgos son confirmados en otros

estudios como los de Spulbăr y Nițoi (2013) y Włodarczyk (2017) para el contexto de países de Europa oriental, con características en común asociadas a problemas estructurales de desempleo.

La idea subyacente es que, si el banco central eleva la tasa de interés nominal, puede afectar las tasas de interés reales a corto plazo y elevar la NAIRU. La inversión se ve afectada negativamente por las tasas de interés reales más altas y la demanda agregada disminuye (por el efecto multiplicativo de la inversión), finalmente se produce un aumento en el nivel de desempleo, elevando la NAIRU. Esta idea es consecuente con los hallazgos de Ball, Mankiw, y Nordhaus (1999), en donde la tasa de interés real afecta la NAIRU a través de la acumulación de capital para países del G7 y 17 países de la OCDE. Por su parte, Blanchard y Wolfers (2000), y Restrepo (2008) insisten en la relación entre la política monetaria y la NAIRU, los primeros enfatizan en el impacto de la tasa de interés real en la acumulación de capital, y el segundo en el efecto de los shocks inducidos por la política macroeconómica.

Recientemente se ha aceptado que la conducción de la política monetaria ha dejado de estar dirigida a través del control de los agregados monetarios, para enfocarse en la determinación de la trayectoria del tipo de interés a partir de la regla de Taylor. Así, cambios en la política monetaria, tendrán efectos a medio plazo ya que los pagos de intereses tienden a ser costosos en periodos de desinflación y deben ser cubiertos por el margen en los costos laborales unitarios (e.g desde la perspectiva de la empresa). A manera de síntesis, la aplicación de la regla de Taylor puede estabilizar la inflación en el corto plazo, pero las tasas de interés más altas provocarán que las empresas se vean obligadas a reestructurar sus costos laborales unitarios de producción para conservar el margen de beneficios elevando el desempleo y finalmente la NAIRU (Fontana y Setterfield, 2016).

En este punto se hace evidente el problema de endogeneidad en el comportamiento de la NAIRU ante la aplicación de política monetaria dirigida a través de la tasa de interés. Ball y Mankiw (2002) indican que la estimación empírica de la NAIRU enfrenta esta limitación de orden metodológico ya que el término de error estocástico del planteamiento de la curva de Phillips con expectativas contiene los shocks de oferta y demanda que pueden estar correlacionados con el desempleo.

La gestión de este problema puede darse a través de una variable instrumental que esté correlacionada con el desempleo, pero no con los shocks de oferta y demanda. Sin embargo, encontrar instrumentos válidos en la práctica es difícil y cuestionable, lo anterior revela el problema de endogeneidad que es causado por la simultaneidad de determinantes tanto del desempleo como de la NAIRU (Stockhammer y Sturn, 2012), (e.g una política monetaria contractiva elevará la NAIRU y a su vez la NAIRU se utiliza como instrumento para proyectar la política monetaria).

3. Metodología

Con el propósito de enfrentar el desafío metodológico expuesto por Ball y Mankiw (2002), esta investigación estima primero la NAIRU variable en el tiempo para cada uno de los países de la AP. En segundo lugar, analiza los efectos que tiene la política monetaria en la NAIRU y se propone para esto un modelo de Vectores Auto regresivos (VAR, por sus siglas en inglés). En este apartado se analizan los métodos utilizados, variables, datos y fuentes de información.

Para la estimación de la NAIRU de cada país de la AP se emplea el enfoque de Ball y Mankiw (2002), ya que proporciona una imagen más completa de la trayectoria de la NAIRU a través del tiempo. En este método, la NAIRU es el componente estructural variable en el tiempo

del desempleo (determinado por las condiciones estructurales del mercado laboral), mientras que el componente cíclico está asociado a los shocks de oferta de corto plazo. Ball y Mankiw (2002) parten de la curva de Phillips aceleracionista, ecuación (5), para estimar la siguiente ecuación mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO):

$$\Delta\pi_t = \alpha u_n^* - \alpha u_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

En el ejercicio empírico se asume que u_n^* es una constante y u_t no está correlacionada con ε_t . Por lo tanto, se puede regresar la diferencia de la inflación con una constante y la tasa efectiva de desempleo. En este sentido se estima el parámetro αu_n^* y $-\alpha$ (intercepto y pendiente la ecuación) por medio de MCO. La pendiente de la ecuación de regresión $-\alpha$, debe ser estimada de manera robusta obteniendo un parámetro insesgado, estadísticamente significativo y con el signo esperado¹. Ball y Mankiw (2002) dividen ambos lados de la ecuación (6) sobre α , estimado previamente. Reordenando términos se obtiene la siguiente ecuación:

$$u_t + \frac{\Delta\pi_t}{\alpha} = u_n^* + \frac{\varepsilon_t}{\alpha} \quad (7)$$

El lado de derecho de la ecuación no es observable y representa el componente estructural del desempleo a largo plazo (u_n^* o NAIRU) y el componente de shocks de oferta de corto plazo ($\frac{\varepsilon_t}{\alpha}$). Para hallar la NAIRU variable en el tiempo, siguiendo a Ball y Mankiw (2002) se realizan los siguientes pasos: 1) se utiliza el parámetro $-\alpha$ estimado previamente, para hallar $\left(\frac{\Delta\pi_t}{\alpha}\right)$, y se

¹ Debe tenerse presente que el efecto de cambios en la tasa de desempleo sobre la variación de inflación puede ser no contemporáneo por lo que la estimación empírica puede implicar el uso de la variable independiente rezagada, el criterio de elección del rezago está determinado por el nivel de significancia estadística y signo esperado (ejemplo negativo que da cuenta del trade-off) obtenido a partir de la estimación del parámetro obtenido por medio de MCO.

realiza la suma de términos en el lado izquierdo de la ecuación (7), dado que son observables; 2) se realiza la descomposición del lado izquierdo de la ecuación a través del filtro de Hodrick y Prescott (1997), para obtener una estimación de los shocks de oferta de corto plazo $\left(\frac{\varepsilon_t}{\alpha}\right)$ (componente cíclico) y de la NAIRU (u_n^*) (componente tendencial). Para este trabajo se utiliza el parámetro de suavizado para el filtro de Hodrick-Prescott recomendado por (Tvrdon, 2012, p. 303) para datos con frecuencia trimestral ($\lambda=1600$). Otros estudios toman el mismo parámetro para calcular la NAIRU (ver Restrepo, 2008 y Trpeski y Tevdovski, 2015).

Una vez se tiene la estimación de la NAIRU para cada país de la AP, se analiza el efecto de la política monetaria en ésta a través de un modelo de Vectores Auto Regresivos (VAR). El modelo es adecuado porque permite caracterizar las interacciones simultáneas entre el grupo de variables, de manera que cada una de las variables en el sistema es función de valores rezagados de ellas mismas y de todas las demás variables. Esto es útil para este trabajo ya que existe cierta endogeneidad en la NAIRU al ser un instrumento para guiar la política monetaria, pero a su vez puede ser impactada por ésta. Así, el modelo VAR plantea una alternativa simple y flexible respecto a los modelos tradicionales multiecuacionales.

Sea $y_t = (fbkf_t, i_t, nairu_t)$ un vector de (3×1) , series de variables estacionarias donde $fbkf$ corresponde al crecimiento de la formación bruta de capital fijo como medida de la inversión; i corresponde al crecimiento la tasa de interés del emisor; y la $nairu$ corresponde a la serie log-diferenciada de la NAIRU). La forma reducida del modelo ρ -VAR(ρ)- se puede representar de la siguiente forma:

$$y_t = C_0 + \Pi_1 y_{t-1} + \Pi_2 y_{t-2} + \dots + \Pi y_{t-\rho} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Donde Π_i , es la matriz de coeficientes, C_0 , es la matriz de constantes y ε_t Se caracteriza por ser un vector de ruido blanco, con media cero, sin correlación serial y con matriz de covarianzas constante en el tiempo. Para este trabajo se estima un modelo VAR para cada país de la AP. El número de rezagos utilizados para cada uno de ellos fue: VAR (11) para el caso de Chile y Colombia; VAR (12) para el caso de México; VAR (9) para el caso de Perú. Para garantizar la adecuada especificación de los modelos se estimó el test de autocorrelación serial Breusch-Godfrey-LM test (ver anexo B al final del estudio).

3.1. Variables y datos

Para la estimación de la NAIRU se tuvieron en cuenta los datos correspondientes a la tasa de desempleo² de cada país con periodicidad trimestral entre el primer trimestre de 1995 y el segundo trimestre de 2018, recuperados de la base de datos de la CEPAL³. Las series de inflación

² Las variables que recogen información sobre el mercado laboral para Colombia se basan en los datos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares del DANE (GEIH). Esta ha presentado cambios metodológicos a lo largo del tiempo. La actual encuesta que contiene dicha información, GEIH, tiene vigencia desde el año 2010 e incluye información con disponibilidad trimestral para 13 ciudades principales y su áreas metropolitanas y 11 ciudades intermedias, para un total de 24 ciudades principales y áreas metropolitanas. Dado lo anterior, el presente capítulo de la tesis doctoral toma como muestra longitudinal el valor del agregado total nacional para la tasa de desempleo, Triana-Machado (2015) explica textualmente que: (...) “los cambios metodológicos que expanden el tamaño de la muestra y en general introducen mejoras a la encuesta de hogares sí terminaron generando inconsistencias en cuanto a la comparabilidad de las series en el tiempo. Para superar esta dificultad se creó una misión para el empalme de las series de empleo, pobreza y desigualdad (MESEP, 2009) que elaboró series históricas del mercado laboral, que fueran comparables en el tiempo” (...)

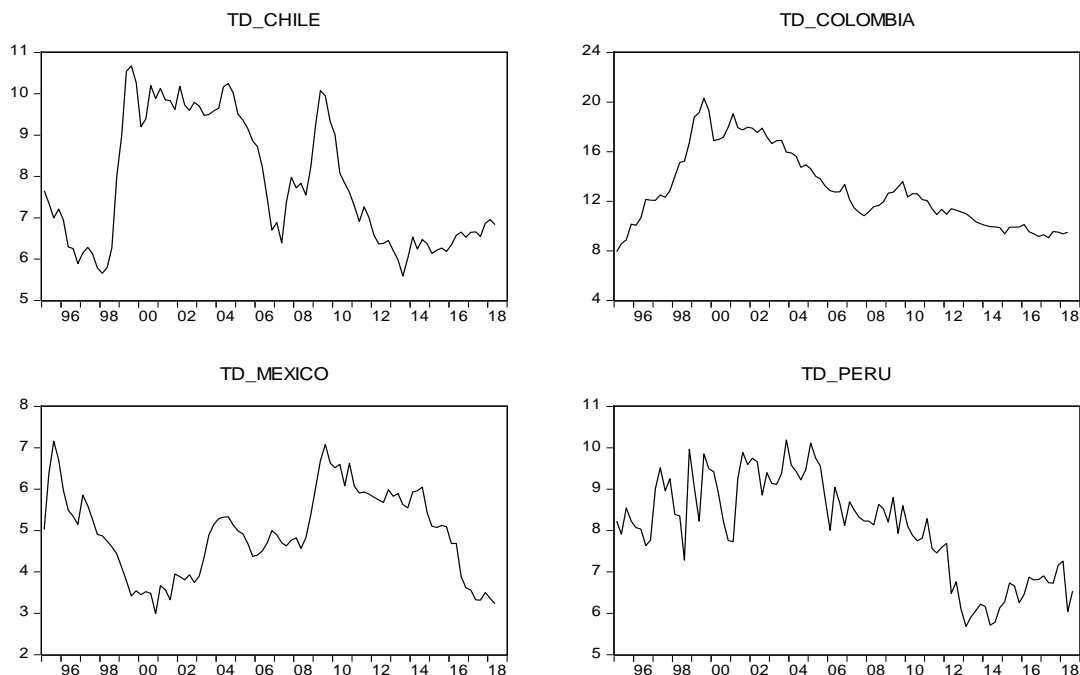
³ La tasa de desempleo trimestral de Perú presentó dos datos faltantes en la serie para el segundo trimestre del año 2000 y el primer trimestre del año 2001. Por lo cual, se procedió a realizar una imputación a la media mediante el método NNI (Acrónimo de Nearest

fueron recopiladas de las respectivas oficinas de estadística: Instituto Nacional de Estadística e Información de Perú-INEI, Instituto Nacional de Estadística de Chile – INE, Departamento Administrativo Nacional de Estadística de Colombia -DANE, Instituto Nacional de Estadística y Geografía de México– INEGI. Por otro lado, los datos correspondientes al componente de la inversión fueron recopilados de la plataforma Thomson Reuters-Eikon que agrega los datos con origen en las oficinas nacionales de estadística de cada país. Finalmente, los datos de la tasa de interés de intervención se recopilaron directamente del Banco de la República de Colombia, Banco central de Chile, Banco de reserva del Perú y el Banco de México. En los casos en que hubo evidencia de estacionalidad se procedió a desestacionalizar las series con base en el método X12-ARIMA.

La Figura 2 presenta las series de la tasa de desempleo de los países de la AP en el periodo comprendido entre 1995 y 2018. El comportamiento para el conjunto de países se caracteriza por exhibir un patrón en el que la diferencia entre las tasas de Colombia y Perú fue amplia con tendencia decreciente a partir de 1999. Posteriormente, se evidencia un patrón de convergencia entre las tasas de desempleo hacia niveles más bajos en el período 2010-2015. Particularmente Colombia presentó la tasa más alta, manteniendo su nivel por encima de los dos dígitos para casi todo el periodo de análisis, mientras que México expone la tasa de desempleo más baja manteniendo su nivel por debajo de los dos dígitos. En cuanto a Perú y Chile, presentan un comportamiento similar durante todo el periodo mostrando que la diferencia entre tasas fue mínima.

Figura 2. tasas de desempleo países de la alianza del pacífico 1995q1-2018q2

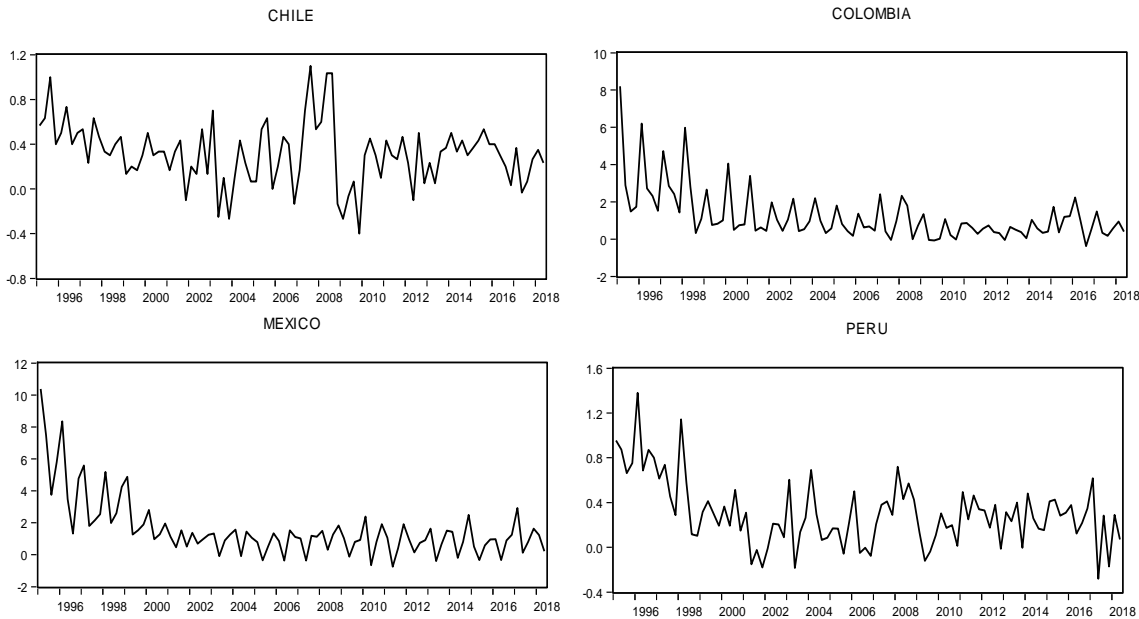
Neighbor Imputation por sus siglas en inglés). Nota: la tasa de desempleo corresponden a la proporción de desempleados con relación a la población económicamente activa que por definición y recomendación de la Organización internacional del trabajo es igual para el conjunto de países



Fuente: Elaboración propia con base en datos de CEPAL recuperados de Instituto Nacional de Estadística e información de Perú-INEI, Instituto Nacional de Estadística de Chile – INE, Departamento Administrativo Nacional de Estadística de Colombia -DANE, Instituto Nacional de Estadística y Geografía de México– INEGI, series desestacionalizadas método Census X12.

En la Figura 3 se presenta la inflación en los países de la AP: En general se puede apreciar un comportamiento altamente volátil de la inflación para el período comprendido entre el primer trimestre del año 1995 y el cuarto trimestre del 2000. Así mismo se puede observar que fue persistentemente alta para inicios de la década del noventa, pero con tendencia decreciente debido fundamentalmente al cambio en los esquemas de política monetaria. En promedio Chile, Colombia, Perú y México lograron en el inicio del siglo XXI mantener tasas de inflación por debajo de dos dígitos, el éxito de la adopción de un esquema de política monetaria basado en la inflación objetivo, a mediados del década del 90, permitió el descenso gradual de la inflación en el grupo de países.

Figura 3. Inflación en los países de Alianza del Pacífico 1995Q1-2018Q2



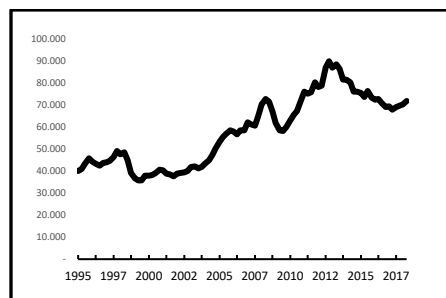
Fuente: elaboración propia con base en datos del IPC mensual del Instituto Nacional de Estadística e información de Perú-INEI (sin alimentos y energía 2009=100), Banco central de Chile, Instituto de Estadística de Chile - INE (sin alimentos y energía 2013=100), Departamento Administrativo Nacional de Estadística de Colombia -DANE (Base 2008=100), Instituto Nacional de Estadística y Geografía – INEGI (Base 2010=100). Nota: serie de inflación mensual trimestralizada, series desestacionalizadas método Census X12.

Para la estimación del VAR, se utilizaron datos del componente de inversión denominado formación bruta de capital fijo real y la tasa de interés del emisor para cada uno de los países de la AP. Se analizó el grado de integración de cada una de las series con la prueba *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), por sus siglas en inglés, y se log-diferenciaron las series para asegurar la estacionariedad (el Anexo A presenta la prueba ADF para las diferentes series incorporadas en el modelo mostrando su respectivo orden de integración). A continuación, se presentan las series de inversión real en la Figura 4

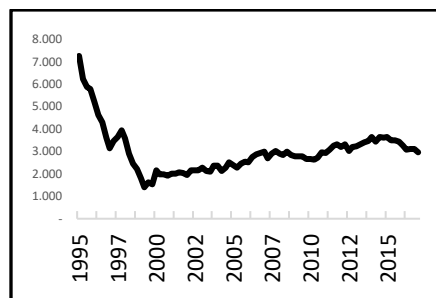
Figura 4. Inversión real en los países de la Alianza del Pacífico

Chile

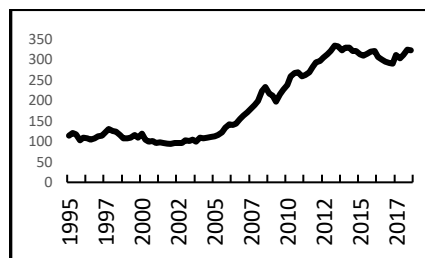
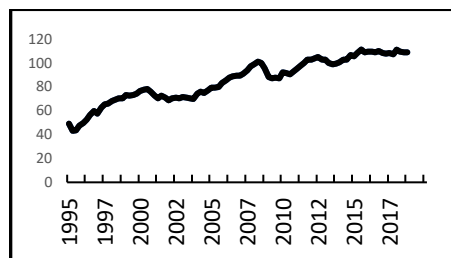
Colombia



México



Perú

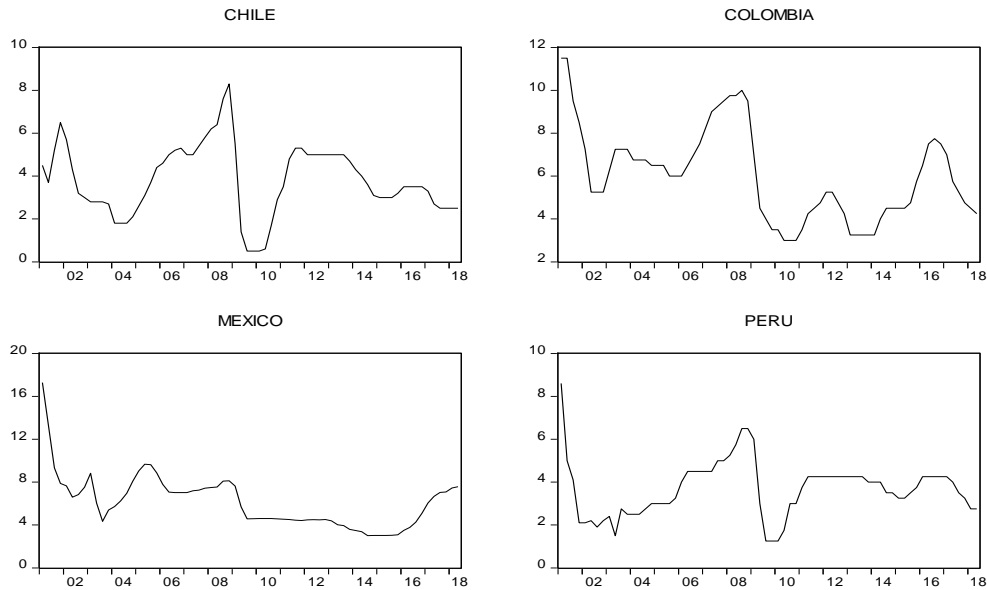


Fuente: Elaboración propia con base en datos recuperados de la plataforma Thomson Reuter Eikon que agrega los datos con origen en el Instituto Nacional de Estadística e información de Perú-INEI, Instituto Nacional de Estadística de Chile – INE, Departamento Administrativo Nacional de Estadística de Colombia -DANE, series desestacionalizadas. Nota: los datos a nivel de inversión real para México corresponden al índice de volumen de la inversión fija bruta total (2013=100) reportado por el Banco de México, los datos para Colombia, Chile y Perú están medidos en millones a precios constantes de cada país y reportados en dólares en Thomson Reuter Eikon como gross fixed capital formation.

La tasa de interés de intervención es la variable de política monetaria utilizada en el modelo VAR es para Chile, Colombia y Perú, en el caso de México se utilizaron los datos correspondientes a la tasa de fondeo. (ver Figura 5). Tal como se evidencia en la Gráfica 4, en el periodo posterior a la recesión global en el año 2008, la postura de los bancos centrales en los países de la AP fue reducir la tasa de interés de política para reactivar la demanda agregada a través de la inversión y el consumo. Dicha postura a su vez estuvo acompañada de un aumento en la volatilidad del crecimiento de la inflación en México y Chile, países en donde el canal de transmisión de política a través de las tasas de interés y la inversión es más determinante.

Luego de los ajustes de tasa de interés a la baja, sobrevino un periodo de lenta recuperación a partir del año 2010. Posteriormente, se producen graduales subidas en la tasa de interés de política de Colombia, Chile y Perú, mientras que México sostuvo por más tiempo las bajadas en la tasa de interés dado los efectos experimentados a causa de sus estrechas relaciones y vecindad con los Estados Unidos.

Figura 5. Tasas de interés de política monetaria a nivel, países alianza de la Alianza del Pacífico 2001q1-2018q2



Fuente: Elaboración propia con base en los datos provenientes de Banco de la República de Colombia, Banco central de Chile, Banco de reserva del Perú, Banco de México.

4. Resultados y discusión

En esta sección se presentan los resultados relacionados a la estimación de la NAIUR variable en el tiempo, y el modelo VAR para cada país de la AP.

4.1. Estimación de la NAIUR para los países de la Alianza Pacífico.

A través de diferentes especificaciones se obtuvo la estimación más robusta posible de la ecuación (6), específicamente de los parámetros relacionados a la pendiente de la ecuación ($-\alpha$). Se ha tenido en cuenta que el efecto del desempleo sobre la diferencia de la inflación no es contemporáneo, como lo señala Blanchard (2018). Los resultados se presentan en la Tabla 1.

Tabla 1. Estimaciones del parámetro $-\alpha$, Países de la Alianza del Pacífico, 1995-2018

	Estimación Chile	Estimación Colombia	Estimación Perú	Estimación México
Var.dependiente	$\Delta\pi_t$	$\Delta\pi_t$	$\Delta\pi_t$	$\Delta\pi_t$
Sample (adjusted)	(1995Q4-2018Q2)	(2000Q4-2017Q1)	(1995Q1-2018Q4)	(1996Q1-2018Q2)
u_t	0.0031 [0.0260]	--	--	--
u_{t-1}	-0.0871*** [0.0334]	0.4695* [0.5849]	--	-0.5888** [0.2428]
u_{t-2}	0.0640* [0.0334]	-0.8567** [0.3460]	-0.0872** [0.0365]	0.8518*** [0.2850]
u_{t-3}	-0.0293 [0.0261]	0.3894 [0.2516]	0.0855** [0.0371]	--
u_{t-4}	--	--	--	-0.2718** [0.1461]
const	0.6448*** [0.1119]	-0.0043 [0.5849]	0.0060 [0.1517]	0.0238 [0.4010]
Obs	91	66	93	90
R^2	0.1923	0.0901	0.0613	0.0952
F-test- (P-value)	0.000	0.116	0.057	0.034

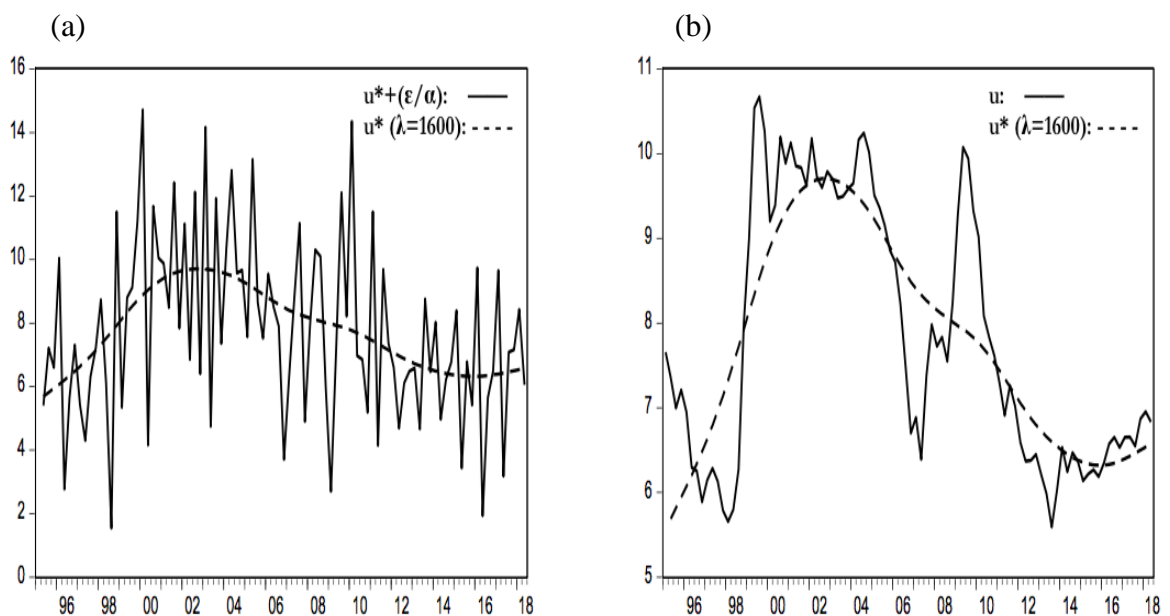
Fuente: elaboración propia con base en las estimaciones de la curva de Phillips por MCO

Nota: La tabla reporta las estimaciones del parámetro ($-\alpha$) para el grupo de países de la Alianza del pacífico, los coeficientes en llaves corresponden a los errores estándar robustos, la significancia individual al 99% (***), 95% (**), 90% (*). La determinación de rezagos se da bajo condiciones de significancia estadística, teniendo en cuenta la metodología de Ball y Mankiw (2002). Datos para inflación del Instituto Nacional de Estadística e información de Perú-INEI (sin alimentos y energía 2009=100), Banco central de Chile, Instituto de Estadística de Chile - INE (sin alimentos y energía 2013=100), Departamento Administrativo Nacional de Estadística de Colombia -DANE (Base 2008=100), Instituto Nacional de Estadística y Geografía – INEGI (Base 2010=100).

Se toma el parámetro ($-\alpha$) significativo y con el signo adecuado para resolver el lado izquierdo de la ecuación (7) : $u_t + \frac{\Delta\pi_t}{\hat{\alpha}}$. Como se señala en la metodología, se utiliza el filtro Hodrick-Prescott (para extraer el componente tendencial y el componente cíclico, los cuales corresponden a la NAIRU y a los choques de oferta de corto plazo, respectivamente. Los Figuras

6, 7, 8 y 9 presentan las estimaciones de la NAIRU variable para Chile, Colombia, Perú y México, la línea sólida de la izquierda corresponde al valor de $u_n^* + \frac{\varepsilon_t}{\alpha}$, mientras que la línea punteada corresponde a la estimación de la NAIRU. La línea sólida de la derecha corresponde a la serie de la tasa de desempleo efectiva comparada con la serie de la NAIRU (línea punteada).

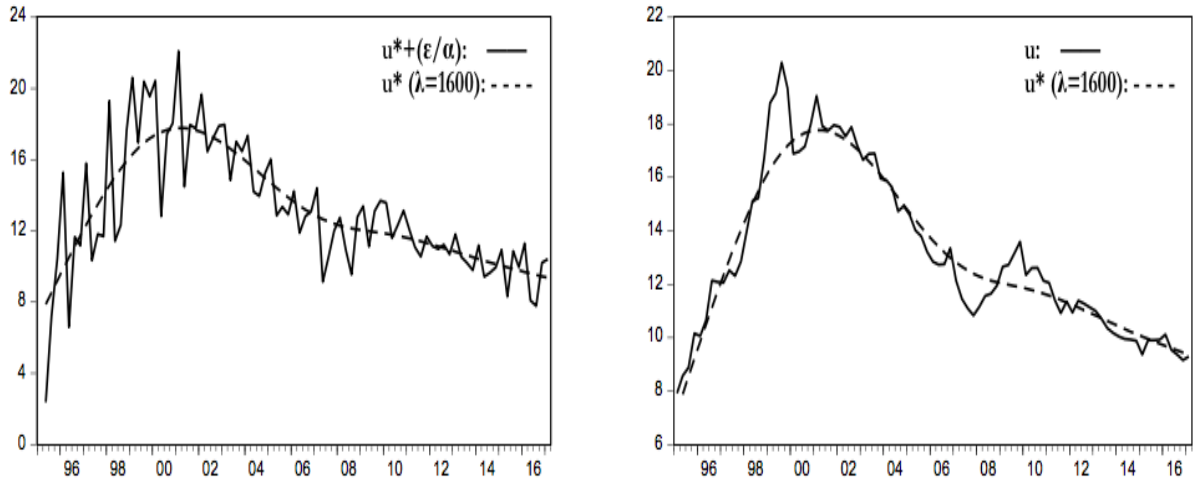
Figura 6. NAIRU variable en el tiempo, Chile 1995q1-2018q2



Fuente: Elaboración propia. Nota: la Figura 6.a (izquierda) presenta la serie estimada de la NAIRU variable para Chile: u_n^* y la serie correspondiente a los shocks de corto plazo asociada al componente cíclico del desempleo. La Figura 5.b (derecha) presenta serie de la NAIRU variable para Chile: u_n^* y la serie de desempleo efectivo u_t

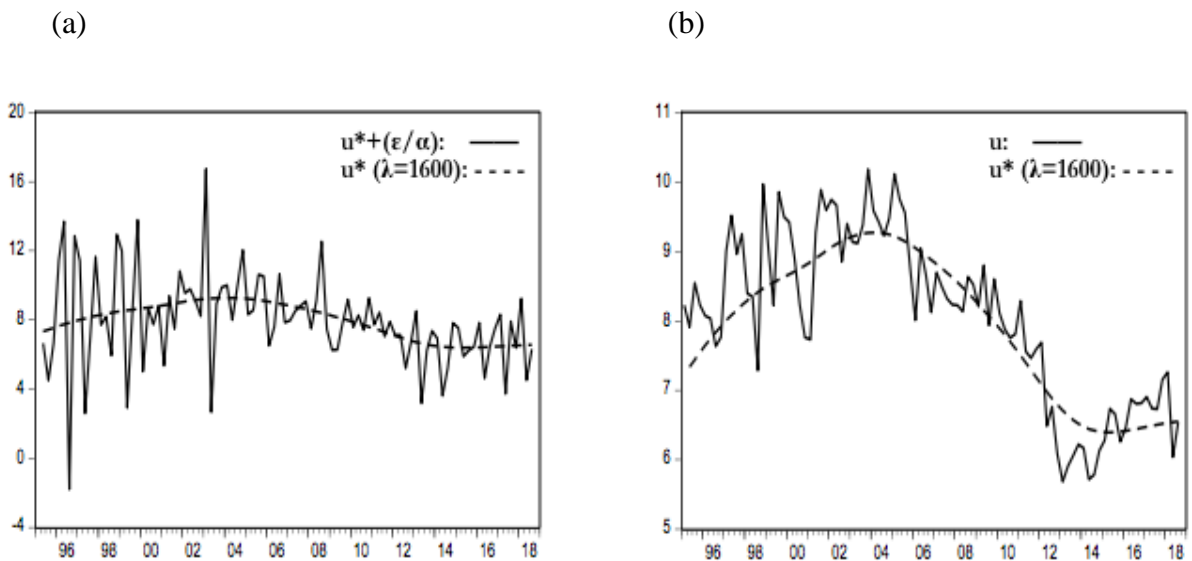
Figura 7. NAIRU variable en el tiempo, Colombia 1995Q2-2017Q1

(a) (b)



Fuente: Elaboración propia. Nota: la Figura 7.a (izquierda) presenta la serie estimada de la NAIUR variable para Colombia: u_n^* y la serie correspondientes a los shocks de corto plazo asociada al componente cíclico del desempleo, la Figura 6.b (derecha) presenta serie de la NAIUR variable para Colombia u_n^* y la serie de desempleo efectivo u_t .

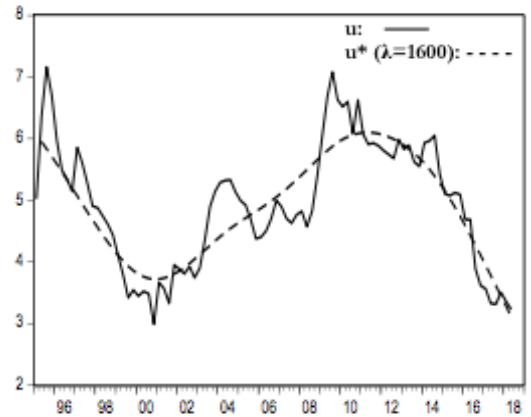
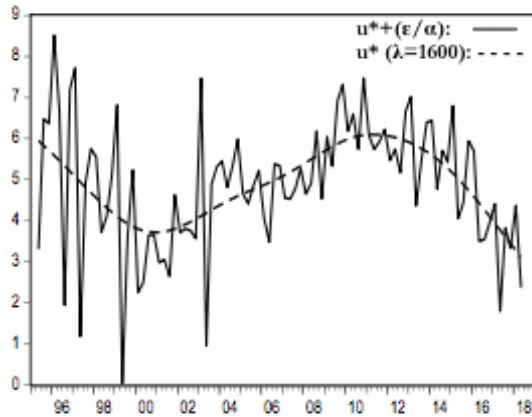
Figura 8. NAIUR variable en el tiempo, Perú 1995q1-2018q2



Fuente: Elaboración propia.
 Nota: la Figura 8.a (izquierda) presenta la serie estimada de la NAIUR variable para Perú u_n^* y la serie correspondientes a los shocks de corto plazo asociada al componente cíclico del desempleo, la Figura 7.b (derecha) presenta serie de la NAIUR variable para Perú u_n^* y la serie de desempleo efectivo u_t .

Figura 9. NAIUR variable en el tiempo, México 1995q1-2018q2

(a) (b)



Fuente: Elaboración propia

Nota: la Figura 9.a (izquierda) presenta la serie estimada de la NAIUR variable para México: u_n^* y la serie correspondientes a los shocks de corto plazo asociada al componente cíclico del desempleo, la Figura 8.b (derecha) presenta serie de la NAIUR variable para México u_n^* y la serie de desempleo u_t .

Como se puede observar en las gráficas 7, 8 y 9 respectivamente, entre el año 1998 y 2002 la NAIUR fue persistentemente alta para Chile, Colombia y Perú. Este comportamiento puede tener que ver con el aumento significativo de la fuerza de trabajo en la región durante la década de 1980, que resultó ser incapaz de incorporarse de manera efectiva a las actividades productivas, hecho que elevó la ocupación de baja productividad trasladando sus efectos a la tasa de desempleo en la década de 1990 (CEPAL, 2004).

México presentó el nivel más bajo de la NAIUR durante todo el período, mostrando un descenso entre el 1995 y 2000 explicado por la aplicación de políticas activas de empleo a través de programas de cobertura nacional. Estos programas buscaban capacitar la mano de obra desocupada con experiencia para incorporarse a las actividades productivas formales, diversos estudios de evaluación de impacto demostraron que los programas fueron efectivos para reducir el nivel estructural de desempleo en México luego de la crisis de comienzos del 90 (Samaniego, 2002 y Basilio, 2018)

Durante la década del 90, las economías de Colombia, Chile y Perú, se caracterizaron por presentar alta inflación, volatilidad del tipo de cambio, deuda gubernamental, empeoramiento de los términos de intercambio y aumento del déficit comercial (Landa Díaz y Arriaga Navarrete, 2017), ésta etapa de distorsiones macroeconómicas fue un incentivo para adoptar las estrategias necesarias en el alcance del objetivo de equilibrio externo que implican impactos en los mercados de trabajo de estos países.

En la primera década del siglo XXI, mejora la dinámica económica de los países de la AP y se produce un aumento en la tasa media de crecimiento del PIB acompañado de un descenso en la NAIRU, salvo en el año 2008 como respuesta a la crisis global. No obstante, Chile presentó una tasa de crecimiento del PIB promedio del 4.1%, Colombia del 4.0% mientras que México revirtió la tendencia exhibiendo un tasa media de crecimiento del 1.7%, (inferior al quinquenio anterior aproximada al 3.2%) (Landa Díaz y Arriaga Navarrete, 2017). Entre el año 2008 y el año 2011 la NAIRU en México aumentó ostensiblemente como respuesta a la desaceleración económica en Estados Unidos, la caída en las exportaciones hacia este país y la reducción de remesas y flujos de capital que finalmente frenaron la demanda de mano de obra.

A continuación, se resumen los resultados de la estimación de la NAIRU presentando la media para cada país de la AP en el periodo de estudio. Los hallazgos demuestran que Colombia presenta la NAIRU promedio más alta con un 13.10%, luego Perú con un 7.93%, Chile con un 7.75%, el país con el nivel medio más bajo de la NAIRU es México con un 4.88%.

Tabla 2. NAIRU variable en el tiempo - Países de la Alianza del Pacífico, 1995-2018

País	Período	Media	Dsv. estándar	Valor mínimo	Valor máximo
-------------	----------------	--------------	----------------------	---------------------	---------------------

Chile	1995Q2-2018Q2	7.75%	1.23%	5.68%	9.70%
Colombia	1995Q2-2017Q1	13.10%	2.79%	7.87%	17.77%
Perú	1995Q2-2018Q3	7.93%	1.02%	6.39%	9.27%
México	1995Q2-2018Q2	4.88%	0.83%	3.12%	6.10%

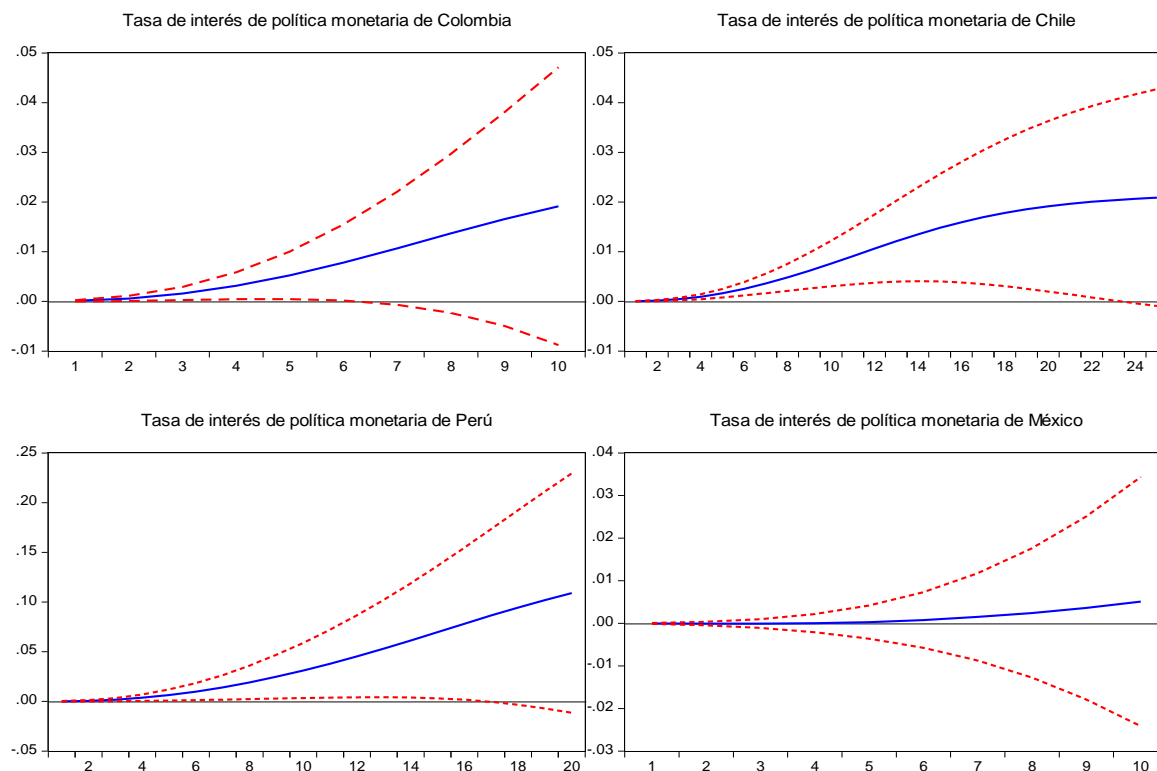
Fuente: Elaboración propia con base en las estimaciones de la NAIRU variable.

4.2. Impacto de la política monetaria en la NAIRU

Los resultados de la estimación del modelo VAR permiten concluir que la política monetaria impacta la NAIRU. Los resultados sugieren que la tasa de interés de intervención impacta la NAIRU en Chile, Colombia y Perú, mientras que en México la política monetaria no presenta efectos significativos en la NAIRU. La Figura 10 muestra las respuestas acumuladas de la NAIRU ante un choque (en una desviación estándar) de la tasa de interés de intervención.

Particularmente, en Chile, Colombia y Perú el efecto es estadísticamente significativo y diferente de cero. En el país austral, un aumento en la tasa de interés hace que la NAIRU se eleve desde del cuarto trimestre hasta 23 trimestres posteriores al shock, evidenciando un efecto prolongado y persistente. Este efecto es similar en Perú en donde la NAIRU aumenta a partir del quinto trimestre hasta 16 trimestres posteriores a la perturbación. En el caso de Colombia un shock positivo en la tasa de interés del emisor hace que la NAIRU aumente a partir del segundo trimestre hasta 6 trimestres posteriores a la perturbación, en este caso el efecto es más apresurado, pero menos prolongado respecto al grupo de países.

Figura 10. Respuesta generalizada de la NAIRU a una desviación S.D.

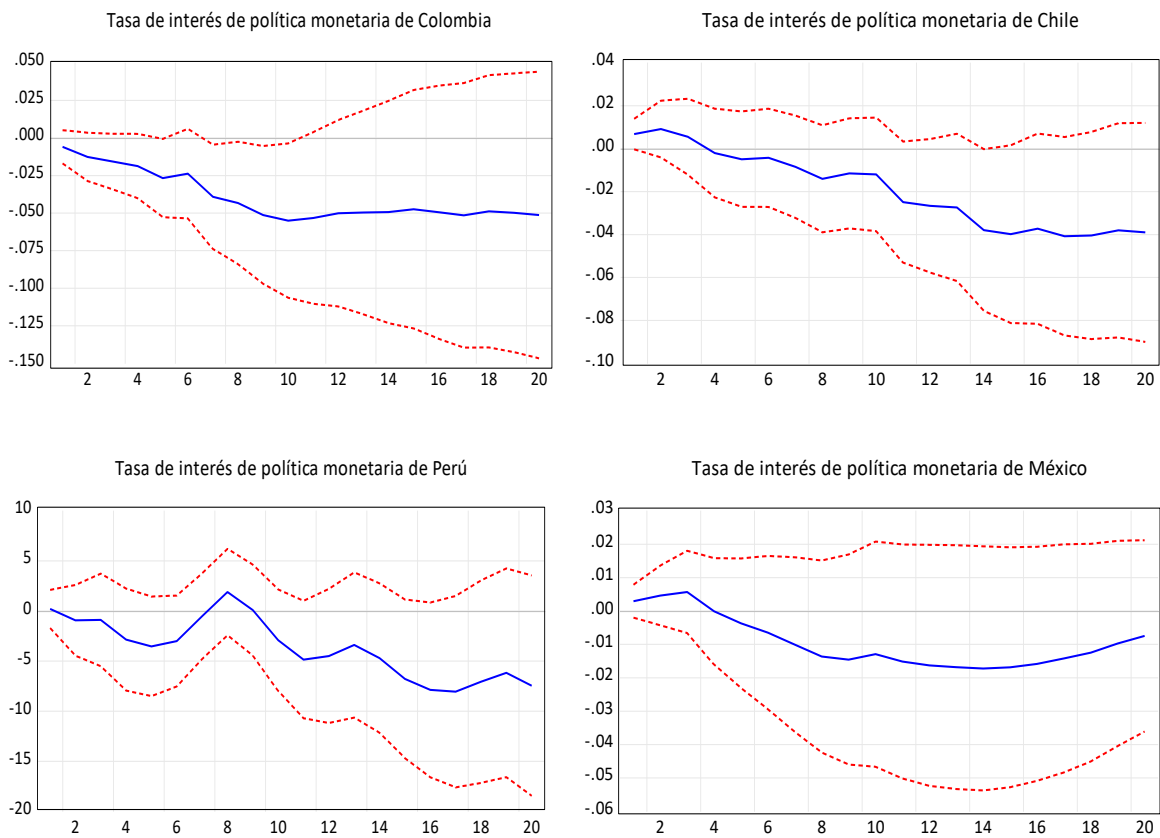


Fuente: Elaboración propia .Nota: la Figura 10 (Izquierda arriba y abajo) presenta la función impulso respuesta para Colombia y Perú en las que se establecen 10 y 20 periodos respectivamente con el propósito de evidenciar el efecto estadísticamente significativo y diferente de cero. En el caso de la Figura 10 (derecha arriba y abajo la función impulso respuesta para Chile se grafica a 25 y para México 10 periodos. Periodos muestrales de estimación de las funciones impulso respuesta con base en el modelo VAR, Colombia(2001Q2-2017Q1),Chile (2001Q1-2017Q4), Perú(2004Q1-2017Q4). El orden de rezagos de los modelos se han escogido teniendo en cuenta el criterio de información de Akaike que puede verificarse en el anexo c al final del documento.

Como predice la teoría, cabría esperar que un shock positivo en la tasa de interés de política monetaria impacte negativamente la inversión, este efecto es evaluado encontrando solo un efecto negativo y significativo en el caso de Colombia (ver Figura 11). Para el resto de países se presenta la relación esperada, pero no significativa. Una posible explicación a la no significancia estadística

tiene que ver con el sesgo del aparato productivo hacia el sector servicios de la economía⁴ y no hacia el sector industrial, por lo que la sensibilidad de la inversión ante cambios en la tasa de interés puede resultar ser débil, esto es consistente con los hallazgos de Quintero (2015).

Figura 11. Respuesta generalizada de la inversión a una desviación S.D



Fuente: elaboración propia con base en la estimación de los modelos VAR

Nota: la Figura 11 (izquierda arriba y abajo) presenta la función impulso respuesta para Colombia y Perú en las que se establecen 20 periodos respectivamente con el propósito de evidenciar el efecto estadísticamente significativo y diferente de cero. En el caso de la Figura 11

⁴ De acuerdo con cifras del Ministerio de industria, comercio y turismo (2021) la participación promedio del sector terciario de la economía en el PIB en el año 2019 para el conjunto de la alianza del pacífico es del 63.2%, seguido por el sector secundario con el 23.7% y el sector primario con menor participación del 13,1%

(derecha arriba y abajo) la función impulso respuesta para Chile se grafica a 25 y para México 10 períodos. Períodos muestrales de estimación de las funciones impulso respuesta con base en el modelo VAR, Colombia(2001Q2-2017Q1),Chile (2001Q1-2017Q4), Perú (2004Q1-2017Q4).

El análisis de descomposición de la varianza permite conocer la proporción de los movimientos de la NAIRU que se deben a shocks de sí misma y a shocks derivados de otras variables del modelo. En otras palabras, permite conocer la proporción en la que los movimientos de la NAIRU son explicados por sí misma o por otras variables (e.g tasa de interés de política monetaria, inversión) ver tabla 3.

Con base en los resultados de la estimación es posible indicar que en ninguno de los países la NAIRU se comporta como una variable totalmente exógena respecto a las demás variables del sistema de ecuaciones (tasa de interés de política y FBKF) ya que no explica el 100% de la varianza de su error de predicción en el horizonte de tiempo considerado. Sin embargo, en México la NAIRU si es relativamente más exógena que en el resto de países, este hallazgo es consistente con los resultados de (Loría, Márquez y Ramírez, 2008) en los que destacan los costos laborales como determinante fundamental de la NAIRU. En Chile particularmente, el 92.8% de la variación de la NAIRU es explicado por las perturbaciones en sí misma durante el primer período y desciende hasta estabilizarse hacia el período 30 posterior al shock, con un porcentaje del 40.66%. Los resultados se sintetizan a continuación en la Tabla 3.

Tabla 3. Análisis de descomposición de varianza de la NAIRU - países de la Alianza de Pacífico

Chile	Tasa de política monetaria	Inversión real	NAIRU
NAIRU			

$t = 30$	40.66%	3.55%	55.78%
$t = 38$	40.66%	3.55%	55.77%
Colombia			
NAIRU			
$t = 60$	45.30%	11.40%	43.29%
$t = 65$	45.87%	11.67%	42.45%
Perú			
NAIRU			
$t = 41$	39.12%	15.80%	45.07%
$t = 50$	39.29%	15.64%	45.06%
México			
NAIRU			
$t = 50$	27.26%	0.327176	72.41%
$t = 55$	27.51%	0.262359	72.21%

Fuente: Elaboración propia con base en el proceso de descomposición de la varianza a partir de la estimación del modelo VAR. Nota: Análisis de descomposición de varianza con base en el modelo VAR, Colombia(2001Q2-2017Q1), Chile (2001Q1-2017Q4), Perú(2004Q1-2017Q4).

Como resultado de sumo interés para el alcance del objetivo central del estudio, las perturbaciones de la NAIRU que son explicadas por la tasa de interés de política monetaria demuestran que en Chile el 40.66% de la variación de la NAIRU es explicada por perturbaciones en la tasa de interés de intervención hasta 30 trimestres posteriores al shock en la tasa de interés, esta dinámica es similar a la de Colombia en donde el porcentaje de la variación de la NAIRU que es explicado por un shock en la tasa de interés se ubica en el rango entre el 45.30% y el 45.87% hasta 60 trimestres posteriores a la perturbación.

En el caso de Perú, el 39.12% de la variación de la NAIRU es explicada por la tasa de interés de política monetaria hacia el periodo 41 posterior al shock. Finalmente, en el caso de México, en el periodo 50 posterior al shock, la tasa de fondeo explica aproximadamente el 27.6% de las variaciones de la NAIRU. Cabe destacar que en México la evidencia estadística provista por el modelo demuestra que la NAIRU no es impactada por la tasa de interés de fondeo y

probablemente sean los factores institucionales del mercado de trabajo (como los costos laborales, entre otros) los que determinan predominantemente su comportamiento.

Finalmente, cabe destacar que en Colombia el porcentaje de variación de la NAIRU que es explicado por las perturbaciones en sí misma es del 94.91% en el primer período y desciende hasta alcanzar una relativa estabilidad entre el trimestre 60 y el 65 con un 45.30% y 45.87%. En el caso de Perú, el porcentaje de variación de la NAIRU explicado por sí misma es del 97.7% a partir del primer período y cae hasta estabilizarse en el período 41 con un porcentaje del 45.07%. Por último, para México, el porcentaje de las variaciones de la NAIRU que es explicado por las perturbaciones en sí misma es del 98.3% en el primer período y desciende hasta estabilizarse hacia el período 50 con un porcentaje del 72.41%.

Ahora bien, Ball y Mankiw, (2002) afirman que la NAIRU puede cambiar en el largo plazo de manera lenta ante cambios en la productividad y en las políticas demográficas y laborales. Para la toma de decisiones de política económica, es fundamental el pronóstico de la NAIRU, en particular en la política monetaria dado que si la tasa de desempleo efectiva se ubica por debajo de la NAIRU, habrá mayor probabilidad de una reducción de la inflación y viceversa; siendo un criterio de decisión para la operatividad de esta política en relación al uso de sus instrumentos de manera expansiva o contractiva según el caso. Ahora bien, de manera más reciente Zhao y Hogan (2011) estiman la NAIRU utilizando un enfoque de VAR estructural que permite calcular el componente de la tasa de desempleo real que no está correlacionada con la inflación en el largo plazo. Esto es una evidencia interesante ya que al creer que la NAIRU no está correlacionada a largo plazo con la inflación, es decir, que el comportamiento de la inflación es ortogonal a la NAIRU a largo plazo, no podría usarse la NAIRU como un indicador para guiar la política monetaria en horizontes de

tiempo más amplios, esta afirmación es consistente con los planteamientos sobre la tasa natural de desempleo establecida por Friedman (1968).

De acuerdo con la reflexión seminal de Snowdon, Vane, y Wynarczyk (1994), el concepto de NAIRU está asociado a un equilibrio determinado por fuerzas contrapuestas entre las expectativas de los trabajadores y las firmas, así como de las instituciones del mercado laboral, cuya consistencia teórica está basada en la creencia de la existencia de un equilibrio walrasiano que puede operar en condiciones de competencia imperfecta, de esta forma, el presente trabajo aporta a la literatura de la economía laboral al plantear la posibilidad que cambios en la postura de política monetaria (análisis antes no probado en economías emergentes) puedan afectar el equilibrio mencionado y por tanto abre el debate a nuevas discusiones teóricas relacionadas con el equilibrio del mercado de trabajo.

Finalmente, como hemos expuesto en este trabajo, la NAIRU en Colombia ha sido persistentemente alta durante el periodo de análisis. Esto es de interés ya que de acuerdo con Pérez-Alonso y Di Sanzo, (2010) la máxima de la hipótesis de la NAIRU es que la tasa de desempleo cíclica y la NAIRU evolucionan de manera independiente en ausencia de comportamientos inerciales de ambas tasas (tendencias marcadas). Por lo que la tendencia de la NAIRU a mantenerse en un nivel alto es el resultado de perturbaciones permanentes en la estructura del mercado laboral, mientras que las perturbaciones transitorias solo causan una desviación temporal de un equilibrio único.

5. Conclusiones

El presente estudio estima una medida de la NAIRU variable en el tiempo con el propósito de proveer una imagen más completa del equilibrio en los mercados de trabajo de Chile, Colombia, Perú y México, países miembros de la Alianza Pacífico. Es utilizada esta medida para evaluar el efecto de la política monetaria en el comportamiento de la NAIRU. Los países de la AP comparten el mismo enfoque de política monetaria (esquema de inflación objetivo con autonomía del banco central) y conservan algunos rasgos en común como son la alta segmentación de sus mercados de trabajo hacia el sector servicios presentando altos niveles de informalidad y baja movilidad de factores.

Los resultados del presente estudio bajo la metodología de estimación de la NAIRU aplicada, demuestran que la NAIRU guarda relación con la trayectoria de la tasa efectiva de desempleo, tal como predice el enfoque metodológico abordado, lo que implica que la tasa efectiva de desempleo bajo este marco de análisis se puede comportar como un atractor de la NAIRU, no obstante, este resultado depende de la metodología de estimación, por lo cual en el futuro debe ser evaluada en otros contextos. El promedio de la NAIRU variable estimada para Chile, Colombia, Perú y México en el periodo de análisis es del 7.75%, 13.10%, 7.93%, 4.88% respectivamente, mostrando diferencias marcadas entre Colombia y el resto de países, mientras que Perú y Chile no difieren significativamente en términos de su nivel de desempleo de largo plazo. Por su parte, México exhibe el nivel más bajo entre el grupo de países de la AP que da cuenta de un menor nivel estructural de desempleo medio-histórico.

En el presente estudio se han considerado los shocks inducidos por la política monetaria a través de la tasa de interés de intervención, encontrando como principales hallazgos que un impulso positivo en la tasa de interés de intervención impacta la NAIRU elevándose para el conjunto de países analizados, con excepción de México en donde el efecto es nulo y no es estadísticamente significativo. A partir del análisis de descomposición de varianza se pudo constatar que la NAIRU

es proporcionalmente más exógena en México con respecto al resto de países ya que las variaciones de la NAIRU en este país están explicadas en más del 70% por la NAIRU, indicando que es probable que las instituciones en el mercado de trabajo en México sean en mayor medida determinantes del comportamiento de la NAIRU. En cuanto a Chile, Colombia y Perú, se evidencia que las variaciones de la NAIRU están explicadas en más del 40% por las perturbaciones en la tasa de interés de intervención (efecto que no puede ser pasado por alto), demostrando que la política monetaria de hecho impacta el equilibrio del mercado de trabajo con base en la medida de la NAIRU estimada desvirtuando la hipótesis de exogeneidad absoluta de la NAIRU para este grupo de países.

El presente hallazgo es justificable desde la perspectiva de Blanchard (2018), aquí sugiere que el efecto de la política monetaria en el producto potencial y en la NAIRU (como medida proxy de la tasa natural de desempleo) se produce por una característica de persistencia en el desempleo denominada histeresis. Por lo que shocks temporales inducidos por la política monetaria pueden ejercer efectos persistentes en la NAIRU tal como ya se ha demostrado, y que generalmente se asocian a una inelásticidad de los salarios a cambios en la tasa de desempleo (Blanchard, 2018). La clave para comprender el problema de histéresis y su relación con el impacto de la política monetaria en la NAIRU puede estar en la duración del desempleo como fuente de persistencia en la tasa de desempleo. Así, una línea de investigación emergente de la presente tesis consiste en explorar la hipótesis que presenta la duración del desempleo como determinante del fenómeno de histéresis en el desempleo. Tal como indican Blanchard y Portugal, (2001), la literatura ha logrado identificar tres determinantes de la duración del desempleo: i. leyes de protección al empleo, ii. seguro al desempleo (ver Lancaster, 1979 ; Meyer, 1990 y Knight, 2018) ; y iii. los ingresos no laborales (ver los trabajos de Foley et al., 1997; Svejnar, 1999; y Lartey, 2018) . Lo anterior será abordado en el siguiente capítulo de la presente tesis.

Los resultados de esta investigación son útiles en la medida en que pretende ahondar en la discusión del impacto heterogéneo de la política monetaria sobre los distintos países que conservan esquemas de inflación objetivo. La comparabilidad de las NAIRU halladas, permiten centrar la atención en torno a la estabilidad de la inflación y el comportamiento del nivel de desempleo natural. En este sentido, es pertinente reflexionar sobre la necesidad del diseño y ejecución de políticas económicas que a su vez comprendan en sus lineamientos las consideraciones del caso que atañen a los resultados de los procesos de integración económica para así comprender que el equilibrio macroeconómico del mercado laboral puede a su vez enderarse como un medio para el logro de objetivos de largo plazo asociados a la reducción del desempleo.

Por otra parte, este estudio servirá de base para futuras investigaciones que exploren el fenómeno del desempleo a largo plazo, a la luz del concepto de la tasa natural de desempleo, desde una perspectiva de integración económica, dado que son pocos los trabajos que se encuentran sobre este tema en el contexto internacional. Finalmente, este estudio es pertinente para los gobiernos locales en la toma de decisiones frente a políticas de generación de empleo, dado que en ocasiones no se tiene en cuenta la injerencia de las políticas económicas nacionales (especialmente, la política monetaria) sobre los resultados de los mercados de trabajo; fomentando, además, el análisis comparado de los resultados de impactos de políticas económicas y su relación con el mercado

Bibliografía

- Ball, L., Gregory Mankiw, N. and Nordhaus, W. D. (1999) 'Aggregate Demand and Long Run Unemployment', *Brookings Papers on Economic Activity*, (2), pp. 189–251. Available at: <http://links.jstor.org/sici?sici=00072303%281999%291999%3A2%3C189%3AADALU%3E2.0.CO%3B2-S> (Accessed: 17 July 2018). doi:10.2307/2534680
- Ball, L. and Mankiw, N. G. (2002) 'The NAIRU in Theory and Practice', *Journal of Economic Perspectives*, 16(4), pp. 115–136. doi: 10.1257/089533002320951000.
- Ball, L. and Mankiw, N. G. (2002b) 'The NAIRU in Theory and Practice', *Journal of Economic Perspectives*, 16(4), pp. 115–136. doi: 10.1257/089533002320951000.
- Basilio, E. (2018) 'Política fiscal procíclica y estabilidad monetaria en Brasil, Chile, Colombia, México y Perú', *Problemas del desarrollo*. Instituto de Investigaciones Económicas, UNAM, 49(192), pp. 139–167. Available at <http://ru.iiec.unam.mx/id/eprint/4064>.
- Benazić, M. and Rami, J. (2016) 'Monetary policy and unemployment in Croatia', *Economic Research-Ekonomska Istrazivanja*. Routledge, 29(1), pp. 1038–1049. doi: [10.1080/1331677X.2016.1211955](https://doi.org/10.1080/1331677X.2016.1211955).
- Blanchard, O. (2003) 'Monetary Policy and Unemployment', in *Monetary policy and the labor market. A conference in honor of James Tobin*, pp. 1–10. Available at: <https://economics.mit.edu/files/731> (Accessed: 14 August 2018).
- Blanchard, O. (2018) 'Should We Reject the Natural Rate Hypothesis?', *Journal of Economic Perspectives*, 32(1), pp. 97–120. doi: [10.1257/jep.32.1.97](https://doi.org/10.1257/jep.32.1.97).
- Blanchard, O., & Portugal, P. (2001). What Hides Behind an Unemployment Rate: Comparing Portuguese and U.S. Labor Markets. *American Economic Review*, 91(1), 187–207. <https://doi.org/10.1257/aer.91.1.187>

Blanchard, O. and Wolfers, J. (2000) 'The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence', *The Economic Journal*. Wiley/Blackwell (10.1111), 110(462), pp. 1–33. [doi: 10.1111/1468-0297.00518](https://doi.org/10.1111/1468-0297.00518).

Capehart, K. W. (2019) 'What's the natural rate of unemployment? Answers from forecasters', *International Review of Applied Economics*, pp. 1–21. [doi:10.1080/02692171.2019.1566446](https://doi.org/10.1080/02692171.2019.1566446).

CEPAL (ed.) (2004) *Una década de desarrollo social en América Latina, 1990-1999* | Publicación | Comisión Económica para América Latina y el Caribe. Available at: <https://www.cepal.org/es/publicaciones/2382-decada-desarrollo-social-america-latina-1990-1999> (Accessed: 14 March 2019).

CEPAL (2018) *Coyuntura Laboral en América Latina y el Caribe, Coyuntura laboral en América Latina y el Caribe*. Santiago de Chile. Available at: https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/44185/1/S1800886_es.pdf (Accessed: 6 April 2019).

Lancaster, T. (1979). *Econometric Methods for the Duration of Unemployment*. *Econometrica*, 47(4), 939. <https://doi.org/10.2307/1914140>

Fisher, I. (1926) 'A statistical relation between unemployment and Price changes', *International Labour Review*, 13(6), pp. 785–792.

Fontana, G. and Setterfield, M. (2016) 'Macroeconomic theory and macroeconomic pedagogy': in *Macroeconomic Theory and Macroeconomic Pedagogy*. Palgrave Macmillan, pp. 1–10. [doi: 10.1007/978-0-230-29166-9_1](https://doi.org/10.1007/978-0-230-29166-9_1).

Friedman, M. (1968) 'The role of Monetary policy', *The American Economic Review*, 58(March), pp. 269–295. [doi: 10.1126/science.151.3712.867-a](https://doi.org/10.1126/science.151.3712.867-a).

- Gertler, M. and Karadi, P. (2015) ‘Monetary Policy Surprises, Credit Costs and Economic Activity’, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7, pp. 44–76. Available at: <http://www.econ.nyu.edu/user/gertlerm/GertlerKaradi2013Oct3draftd-3.pdf> (Accessed: 5 March 2019).
- Heimberger, P., Kapeller, J. and Schütz, B. (2017) ‘The NAIRU determinants: What’s structural about unemployment in Europe?’, *Journal of Policy Modeling*. North-Holland, 39(5), pp. 883–908. [doi: 10.1016/J.JPOLMOD.2017.04.003](https://doi.org/10.1016/J.JPOLMOD.2017.04.003).
- Hodrick, R. J. and Prescott, E. C. (1997) ‘Postwar U . S . Business Cycles : An Empirical Investigation’, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), pp. 1–16. [doi: 10.2307/2953682](https://doi.org/10.2307/2953682).
- Horvath, J. and Zhong, J. (2019) ‘Unemployment dynamics in emerging countries: Monetary policy and external shocks’, *Economic Modeling*. North-Holland, 76, pp. 31–49. [doi: 10.1016/J.ECONMOD.2018.07.017](https://doi.org/10.1016/J.ECONMOD.2018.07.017).
- Karanassou, M., Sala, H. and Snower, D. J. (2003) ‘The European Phillips Curve : Does the NAIRU Exist ?’, *Applied Economics Quarterly*, 49(January 2003), pp. 1–30. Available at: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/3051/1/dp876.pdf> (Accessed: 29 June 2017).
- Karanassou, M. and Snower, D. J. (1997) ‘Is the natural rate a reference point?’, *European Economic Review*, 41(3–5), pp. 559–569. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(97\)00022-6](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(97)00022-6)
- Landa Díaz, H. O. and Arriaga Navarrete, R. (2017) ‘Crecimiento, competitividad y restricción externa en América Latina’, *Investigación Económica*, 76(300), pp. 53–80. [doi: 10.1016/j.inveco.2017.06.001](https://doi.org/10.1016/j.inveco.2017.06.001).

- Loría, E., Márquez, J. C. and Ramírez, J. (2008) ‘Cálculo de la NAIRU en México, 1980-2007’, Comercio Exterior. Banco Nacional de Comercio Exterior, 58(8), pp. 630–639. Available at: <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=2766628> (Accessed: 18 July 2018).
- MacKinnon, J. G. (1996) ‘Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests’, Journal of Applied Econometrics. Wiley, 11(6), pp. 601–618. [doi: 10.2307/2285154](https://doi.org/10.2307/2285154).
- Meyer, B. D. (1990). Unemployment Insurance and Unemployment Spells. *Econometrica*, 58(4), 757–782. Retrieved from <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.465.9816&rep=rep1&type=pdf>
- MESEP. (2012). Misión para el empalme de las series de empleo, pobreza y desigualdad. MESEP. Resultados fase 1: empalme de las series de mercado laboral, pobreza y desigualdad. 2009. Dane, DNP.
- Ministerio de industria, comercio y turismo (ed.) (2021), Perfil de la Alianza del Pacífico. Publicación de la oficina de estudios económicos. Available at: <https://www.mincit.gov.co/estudios-economicos/perfiles-economicos-y-comerciales/en-este-espacio-encontrara-los-perfiles-economicos/america/grupos/alianza-pacifico>.
- Phillips, A. W. (1958) ‘The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957’, *Economica*. Wiley The London School of Economics and Political Science. The Suntory and Toyota International Centers for Economics and Related Disciplines, 25(100), p. 283. [doi: 10.2307/2550759](https://doi.org/10.2307/2550759).
- Quintero Otero, J. D. (2015) ‘Impactos de la política monetaria y canales de transmisión en países de América Latina con esquema de inflación objetivo’, *Ensayos sobre Política Económica*. No longer published by Elsevier, 33(76), pp. 61–75. [doi: 10.1016/J.ESPE.2015.02.001](https://doi.org/10.1016/J.ESPE.2015.02.001).
- Restrepo, Jorge E. (2008) ‘Estimaciones de NAIRU para Chile’, in (CEMLA) (ed.) (ed.) *Investigación Conjunta-Joint Research*. 1st edn. Centro de Estudios Monetarios

Latinoamericanos, CEMLA, pp. 492–516. Available at:
<http://www.cemla.org/PDF/ic/2008-ic/IC-16.pdf> (Accessed: 10 December 2019).

Samaniego, N. (2002) ‘Las políticas de mercado de trabajo en México y su evaluación’, series macroeconómicas del desarrollo, series de la CEPAL.División de Desarrollo económico, (18), p. 58. Available at: <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/5381> (Accessed: 19 March 2019).

Snower, D. and Karanassou, M. (2000) ‘Characteristics of unemployment dynamics: the chain reaction approach’, IZA Discussion Paper, (127), p. 58. Available at: <http://www.econstor.eu/handle/10419/2470>.

Spulbăr, C. and Nițoi, M. (2013) ‘Monetary policy transmission mechanism in Romania over the period 2001 to 2012: A BVAR analysis’, Analele Stiintifice ale Universitatii Al I Cuza din Iasi - Sectiunea Științe Economice, 60(2), pp. 387–398. [doi: 10.2478/aicue-2013-0018](https://doi.org/10.2478/aicue-2013-0018).

Trpeski, P. and Tevdovski, D. (2015) “NAIRU estimates in a transitional economy with extremely high unemployment rate: the case of the Republic of Macedonia”, Economic Annals, 60(206), pp. 167–186. Available at: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/56374/> (Accessed: 5 December 2018).

Tvrdon, M. (2012) ‘Estimating the Regional Natural Rate of Unemployment: The Evidence from Slovakia’, Recent Researches in Applied Economics and Management, 1, pp. 302–307. Available at: http://www.wseas.us/e_library/conferences/2013/Chania/AEBDa/AEBDa-52.pdf (Accessed: 20 June 2018).

Snowdon, B., Vane, H., & Wynarczyk, P. (1994). A Modern Guide to Macroeconomics: An Introduction to Competing Schools of Thoughts . United Kingdom: Edward Elgar .

- Stockhammer, E. and Sturn, S. (2012) ‘The impact of monetary policy on unemployment hysteresis’, *Applied Economics*. Routledge, 44(21), pp. 2743–2756. [doi: 10.1080/00036846.2011.566199](https://doi.org/10.1080/00036846.2011.566199).
- Włodarczyk, P. (2017) ‘Monetary policy transmission and the labour market in the non-eurozone visegrad group countries in 2000-2014. Evidence from a SVAR analysis’, *Comparative Economic Research*, 20(4), pp. 23–43. [doi: 10.1515/cer-2017-0026](https://doi.org/10.1515/cer-2017-0026).
- Yamada, H. and Yoon, G. (2016) ‘Measuring the US NAIRU as a step function’, *Empirical Economics*, 51(4), pp. 1679–1688. [doi: 10.1007/s00181-015-1048-2](https://doi.org/10.1007/s00181-015-1048-2).
- Zhao, H. and Hogan, V. (2011) ‘Measuring the NAIRU - A structural VAR approach’, *Frontiers of Economics in China*, 6(1), pp. 76–91. [doi: 10.1007/s11459-011-0123-7](https://doi.org/10.1007/s11459-011-0123-7).

Anexos capítulo 2

Anexo A: Pruebas de raíz unitaria “Augmented Dickey-Fuller & Phillip-Perron test”

<i>Variable</i>	Augmented Dickey-Fuller test static				Phillip-Perron test statistic			
	ADF in levels		ADF in first differences		PP in levels		PP in first differences	
	<i>t-Stat.</i>	<i>Prob.</i>	<i>t-Stat.</i>	<i>Prob.</i>	<i>t-Stat.</i>	<i>Prob.</i>	<i>t-Stat.</i>	<i>Prob.</i>
	<i>Trend and Intercept</i>							
NAIRU								
Chile	-4.153	0.007	-2.092	0.542	-6.188	0.000	0.205	0.997
Colombia	-3.674	0.029	-4.306	0.005	-4.883	0.007	-1.312	0.878
México	-3.093	0.114	-2.154	0.508	-0.766	0.964	-0.731	0.967
Perú	-2.723	0.230	-1.953	0.618	-0.415	0.007	-0.286	0.990
TASA DE DESEMPLEO								
Chile	-2.378	0.388	-4.897	0.000	-3.231	0.084	-9.535	0.000
Colombia	-3.224	0.086	-7.808	0.000	-3.308	0.071	-7.808	0.000
México	-1.166	0.911	-8.320	0.000	-1.525	0.813	-8.318	0.000
Perú	-3.707	0.026	-9.355	0.000	-3.418	0.551	-12.715	0.000
FBKF								

Chile	-1.694	0.745	-5.072	0.004	-1.801	0.696	-6.494	0.000
Colombia	-6.064	0.000	-7.818	0.000	-5.782	0.000	-7.818	0.000
México	-3.372	0.061	-6.483	0.000	-2.498	0.328	-8.200	0.000
Perú	-2.027	0.578	-7.555	0.000	-1.853	0.670	-7.555	0.000
INFLACIÓN								
Chile	-4.193	0.006	-6.935	0.000	-2.812	0.196	-5.495	0.000
Colombia	-2.445	0.353	-24.841	0.000	-10.117	0.000	-24.521	0.000
México	-4.817	0.000	-19.080	0.000	-7.324	0.000	-21.953	0.000
Perú	-6.801	0.000	-9.715	0.000	-6.800	0.000	-17.571	0.000
INFLACIÓN SUBYACENTE								
Chile	-6.040	0.000	-9.958	0.000	-6.040	0.000	-13.242	0.000
Colombia	-2.647	0.261	-5.073	0.000	-7.348	0.000	-18.415	0.000
México	-1.810	0.691	-11.852	0.000	-6.654	0.000	-20.539	0.000
Perú	-5.235	0.000	-10.171	0.000	-4.957	0.000	-17.798	0.000
TASA DE INTERÉS DE POLÍTICA MONETARIA								
Chile	-3.173	0.096	-6.251	0.000	-2.761	0.125	-5.603	0.000
Colombia	-2.969	0.147	-7.115	0.000	-5.583	0.000	-7.115	0.000
México	-5.020	0.000	-5.948	0.000	-5.596	0.000	-5.857	0.000
Perú	-3.084	0.118	-7.153	0.000	-4.726	0.001	-7.153	0.000

Nota: (P-value)-Prob con base en (MacKinnon, 1996) on-sided p values, Hipótesis nula: tiene una raíz unitaria, Lag Length: 7 (Automatic – base on SIC, maxlag=11). Nota: datos recuperados de la plataforma Thomson Reuter Eikon que agrega los datos con origen en el Instituto Nacional de Estadística e información de Perú-INEI, Instituto Nacional de Estadística de Chile – INE, Departamento Administrativo Nacional de Estadística de Colombia –DANE, series desestacionalizadas. Nota: los datos a nivel de inversión real para México corresponden al índice de volumen de la inversión fija bruta total (2013=100) reportado por el Banco de México, los datos para Colombia, Chile y Perú están medidos en millones a precios constantes de cada país y reportados en dólares en Thomson Reuter Eikon, inflación mensual trimestralizada, tasa de desempleo y tasa de interés obtenidos en las respectivas oficinas de estadística y bancos centrales de cada país.

Anexo B: Prueba de autocorrelación serial Breusch -Godfrey LM-Test

<i>Rezagos</i>	Breusch -Godfrey LM-Test for serial correlation			
	Chile	Colombia	Perú	México
	2000Q1-2017Q4	2000Q4-2017Q4	2004Q1-2017Q4	2000Q4-2017Q4

	LM-Stat	Prob	LM-Stat	Prob	LM-Stat	Prob	LM-Stat	Prob
1	12.18110	0.2033	12.84859	0.1696	6.823178	0.6555	13.87400	0.1269
2	8.265873	0.5076	7.036349	0.6333	6.534713	0.6854	7.364530	0.5992
3	7.502089	0.5850	10.01101	0.3496	11.20370	0.2620	8.612775	0.4738
4	10.51617	0.3103	12.42748	0.1903	4.441779	0.8800	14.18736	0.1158
5	9.708762	0.3746	13.73981	0.1319	8.810815	0.4549	12.36589	0.1935
6	5.822369	0.7576	11.08598	0.2699	8.897586	0.4468	13.88555	0.1265
7	7.081187	0.6287	3.987656	0.9122	8.780548	0.4578	10.14683	0.3387
8	10.74692	0.2935	11.69092	0.2313	10.92748	0.2807	6.962817	0.6410
9	11.26172	0.2582	9.691202	0.3761	7.262971	0.6098	12.29927	0.1970
10	5.769627	0.7627	6.579085	0.6808	9.565556	0.3868	7.986828	0.5355
11	10.49853	0.3117	2.106620	0.9897	12.87295	0.1684	6.244094	0.7153
12	8.959956	0.4410	11.30327	0.2555	5.727222	0.7669	2.587257	0.9784

Nota: (P-value)-Prob con base en la prueba chi-cuadrado con 9 grados de libertad, Hipótesis nula: no autocorrelación serial.

Anexo c: Prueba de inclusión de rezagos VAR Lag Order Selection Criteria

<i>Rezagos</i>	Akaike information criterion			
	Chile	Colombia	Perú	México
0	-10.51551	3.075263	3.075263	4.385742
1	-15.25994	-1.459215	-1.459215	-1.406286
2	-18.71897	-4.846224	-4.846224	-5.235520
3	-18.73740	-5.223337	-5.223337	-5.914336
4	-18.82231	-5.201544	-5.201544	-5.833300
5	-18.68221	-5.229580	-5.229580	-5.813430
6	-18.77628	-5.253714	-5.253714	-5.788417
7	-18.79532	-5.460667	-5.460667	-6.038904
8	-18.90650	-5.593153	-5.593153	-6.187074
9	-18.79225	-5.561291	-5.561291	-6.178915
10	-18.86120	-5.663103	-5.663103	-6.127201
11	-18.75576	-5.700724	-5.700724	-6.284207*

12	-18.95121*	-5.731296*	-5.731296*	-6.276566
----	-------------------	-------------------	-------------------	-----------

Nota: *indica el orden de rezagos seleccionados por el criterio de información de Akaike

CAPÍTULO 3: REMESAS, INGRESOS NO LABORALES COMO FUENTE DE HISTÉRESIS EN EL DESEMPLEO DE COLOMBIA, 2010-2020.

Resumen:

El presente estudio busca determinar el impacto que tienen las remesas y los ingresos no laborales en la duración del desempleo, y por tanto en el fenómeno de histéresis en Colombia para el periodo comprendido entre enero de 2010 y enero de 2021. Para el logro del objetivo planteado se calcula la tasa de desempleo de larga duración en Colombia (LAPU, por sus siglas en inglés) y posteriormente se estima un modelo VAR para evaluar el impacto que tienen las remesas y los ingresos no laborales en la -LAPU-. Los resultados sugieren que el aumento de los ingresos no laborales impactan significativamente la LAPU en Colombia, mientras que el crecimiento de las remesas resultan impactar de manera positiva y significativa la LAPU durante el periodo de crisis pandémica Covid-19, sugiriendo que las remesas se han constituido como un ingreso fundamental en tiempos de crisis que permiten financiar la búsqueda de trabajo durante un periodo más prolongado elevando la duración del desempleo y generando un efecto de histéresis.

Palabras clave: Desempleo, Histéresis, Desempleo de larga desempleo, Covid-19

Clasificación JEL: J01, J64, E24

Introducción

La literatura sugiere que un comportamiento persistente de la tasa de desempleo se produce por un fenómeno en el desempleo denominado histéresis. Implica que la tasa de desempleo sigue un “path dependence” o, en otras palabras, que depende de su trayectoria. Layard y Nickell (1986); Blanchard y Summers (1986); Layard, Nickell, y Jackman (1991), Blanchard y Portugal (2001); y Blanchard (2018) concuerdan en que el desempleo tiende a ser afectado por perturbaciones temporales pasadas que ocasionan cambios persistentes en la tasa de desempleo, lo cual explica que el desempleo sea una combinación lineal de sus valores pasados con coeficientes que suman uno, esto es equivalente a un proceso de raíz unitaria. La motivación del presente estudio es proporcionar una lectura más detallada de las causas que pueden incidir en una medida de la duración del desempleo y su persistencia para Colombia. Este es un interesante contexto de análisis ya que tanto la tasa media de desempleo, como la tasa media de desempleo no aceleradora de la inflación (NAIRU, por sus siglas en inglés) son en promedio más altas en Colombia que las registradas en Alianza del Pacífico (Cardona-Arenas y Sierra-Suárez, 2020). De acuerdo con la literatura, la NAIRU es una medida proxy de la tasa natural de desempleo, por lo tanto, al ser ésta elevada demuestra fuertes rigideces del mercado laboral, con lo cual, aumentos de en la NAIRU representan también problemas estructurales de desempleo (Constantinescu y Nguyen, 2018) y (Otoiú & Titan, 2012).

Por otro lado, el objetivo de este estudio es analizar cómo los ingresos no laborales y la remesas pueden incidir en la duración del desempleo, tal como ya han advertido Knight (2018) y Lartey (2018) y en el contexto del mercado laboral de Colombia, país que evidencia un comportamiento persistente en el desempleo que de acuerdo con Blanchard (2018), dicha

característica implica que durante las fases de expansión o auge económico, la tasa de desempleo no disminuya como cabría esperar exhibiendo así un comportamiento inercial. Cabe destacar que Colombia ha percibido un aumento considerable en la recepción de remesas durante la última década con una media de crecimiento durante el periodo 2010-2020 cercana al 5.8%, (Banco de la República - Sección Sector Externo, 2021). Dicho aumento ha sido más marcado en algunos departamentos, entre ellos, Risaralda se destaca por ser el departamento con mayor proporción de remesas llegando a representar en promedio el 9,44% del PIB departamental entre 2015 - 2020; seguido de Quindío con una captación de remesas promedio de 7,57%, y el departamento del Valle del Cauca, cuyas remesas alcanzan el 5,17% del PIB departamental.

A partir de lo anterior, y motivados por la literatura existente con relación al fenómeno de histéresis, la presente investigación busca primero determinar el impacto que tiene el comportamiento de los ingresos no laborales y de las remesas en la duración del desempleo en Colombia para el periodo comprendido entre enero de 2010-2021. La revisión del estado del arte en el presente trabajo permite inferir que los trabajos en el contexto nacional e internacional se han enfocado en probar o refutar la hipótesis de histéresis sin plantear algún tipo de explicación causal, en gran parte debido a la falta de acceso a información microfundamentada que pueda ser analizada longitudinalmente. En este sentido, el presente trabajo aporta al campo de investigación en primer lugar al construir una base de datos en términos de las variables de ingresos no laborales de los hogares, tiempo de duración del desempleo y número de desempleados de larga duración. En segundo lugar se construye un indicador para medir la tasa de desempleo de larga duración (LAPU) en Colombia, indicador que en síntesis constituye una medida de la persistencia en la duración del desempleo a través del tiempo. Finalmente, en tercer lugar, se evalúa el impacto que tienen los ingresos no laborales y las remesas en la tasa de desempleo de larga duración.

A partir de lo anterior, este estudio supera una de las limitaciones centrales de la literatura hasta el momento asociada a no considerar los determinantes asociados al desempleo de larga duración como fuente generadora de histéresis. Así pues, tal como sugieren Blanchard y Portugal (2001); y Blanchard (2018), el desempleo tiende a ser afectado por perturbaciones temporales pasadas que inciden en el estado actual del mercado laboral, por ejemplo, en una pérdida de la empleabilidad de los individuos, elevando la duración del desempleo y por lo tanto ocasionando la aparición del fenómeno de histéresis. A la fecha, no se han identificado trabajos en Latinoamérica que evalúen los ingresos no laborales y las remesas como fuente causante de histéresis en el desempleo. Así mismo, en el contexto norteamericano y asiático los estudios son escasos y a la fecha ninguno de los trabajos identificados propone un análisis empírico en el que se adjudique a las remesas y a los ingresos no laborales responsabilidad en el efecto generador de histéresis. El presente estudio es innovador, ya que lleva esta discusión al campo del análisis empírico de la relación ingresos no laborales-remesas, duración del desempleo e histéresis; en este punto se enfatiza en que dicho problema para Colombia no ha sido abordado para explicar la dinámica implícita de la duración del desempleo e histéresis.

En el contexto colombiano aún no existe consenso respecto a la existencia del fenómeno de histéresis, un grupo de estudios se inclinan a favor (ver los estudios de Maurer y Nivia (1994) y Sánchez y Salas (2004) y Correa et al., (2006)), mientras que otros estudios no encuentran evidencia de histéresis (ver Henao y Rojas (1998) y Reyes (2001)). En este sentido, Betrán-Gonzales, (2012) realiza una detallada disertación doctoral en la que precisan de manera concreta que el éxito de revertir el fenómeno de histéresis (de confirmarse) depende fundamentalmente de responder a la pregunta ¿a qué ritmo es posible reinsertar los desempleados de larga duración a la formalidad?, la anterior pregunta pone en manifiesto que la duración del desempleo y el fenómeno de histéresis son categorías de análisis que no pueden ser analizadas de manera independiente. Así

pues, es importante destacar que, de comprobarse la existencia de histéresis en el desempleo, ello exige considerar con mayor vehemencia estudiar los efectos de largo plazo que tiene política económica en el comportamiento del desempleo y su duración a medio y largo plazo (Logeay y Tober, 2006). Tal como destacan Omay, Ozcan y Shahbaz (2020) las perturbaciones aleatorias y temporales del mercado laboral tienden a estar vinculadas con la dinámica de desempleo de larga duración en presencia de histéresis en el desempleo. De acuerdo a lo enunciado, el presente trabajo se plantea la siguiente pregunta de investigación ¿Cuál es el impacto que tienen las remesas y los ingresos no laborales en la duración del desempleo y por tanto en el fenómeno de histéresis en Colombia para el periodo M1:2010-M1:2021?.

El estudio aborda la hipótesis general de investigación, que sugiere - basada en la literatura - que las remesas y los ingresos no laborales guardan relación con la tasa de desempleo de larga duración y por ende son fuente generadora de histéresis. Para dar respuesta a la pregunta de investigación planteada, se elige un tipo de estudio cuantitativo haciendo uso de datos longitudinales de alcance explicativo basado en el cálculo de indicadores y la especificación de modelos de Vectores Autorregresivos – VAR – por sus siglas en inglés. El artículo de investigación, sus reflexiones y evidencias se encuentra estructurado de la siguiente forma. En la primera sección se presenta el estado del arte que permite presentar los conceptos y categorías de análisis de ingresos no laborales, remesas y duración del desempleo e histéresis, esto y sus antecedentes de investigación en el contexto internacional, latinoamericano y nacional. De igual manera se presenta un marco conceptual basado en los autores seminales e investigaciones recientes a escala internacional y nacional. En la segunda sección se presenta una descripción detallada de la metodología, variables y construcción de indicadores. En la tercera y cuarta sección se presentan los resultados de la investigación. Finalmente, en la última sección se presentan las conclusiones generales del estudio.

1. Referente teórico

1.1 Histéresis y su medición en diferentes contextos

El término histéresis proviene de la física, de acuerdo con Beltrán, (2012), describe la propiedad que tiene un material o un sistema en los que su estado no depende solo de las condiciones externas sino también de su propia evolución en el tiempo. Göcke, (2002) explica cómo el término en el campo de la economía ha sido aplicado en el área del mercado laboral para describir la dependencia que tiene el desempleo, o bien la tasa natural de desempleo de su propia trayectoria en el tiempo. En la perspectiva de Göcke, (2002), un fenómeno de histéresis fuerte y genuino se caracteriza por observar una dinámica del desempleo con equilibrios locales muy susceptibles a cambios degenerativos o progresivos (al alza tendencial o a la baja tendencial de la serie) que son explicados por un tipo de memoria determinada por choques pasados.

En los orígenes del concepto de histéresis del desempleo, se han planteado diversas explicaciones sobre sus causas, entre estas se encuentra el análisis de persistencia del desempleo sintetizado por Lindbeck (1994), basado en las teorías de determinación salarial desde el enfoque de la nueva economía keynesiana, a saber: teoría de los sindicatos de Layard y Nickell (1986); teoría insider-outsider desarrollada por Lindbeck y Snower, (1984, 1988).

Basado en estos antecedentes, Blanchard y Summers (1986), aducen que en presencia de histéresis, una alta tasa de desempleo no tiene impacto en los salarios, por lo que estos responden significativamente ante cambios en la tasa de ocupación y en menor medida (o de manera inelástica) a la tasa de desempleo. Una vez que la hipótesis de histéresis comienza a tomar fuerza,

los estudios empíricos comienzan a contribuir al desarrollo de un marco teórico propio. En este sentido, uno de los primeros trabajos en querer confirmar o refutar la hipótesis de histéresis fue el de Franz y Gordon (1993), para el contexto de Alemania y Estados Unidos, entre 1973-1990, ambos países se caracterizan por una histéresis parcial pero no completa, es decir, las series de desempleo parecen exhibir una alta memoria pero no proporciona suficiente evidencia para declarar formalmente la existencia histéresis en el desempleo.

Posteriormente, el campo de investigación comienza a orientarse hacia el test de raíces unitarias y pruebas de alta memoria. En este sentido Koustas y Veloce (1996) mediante modelos de series temporales univariadas de memoria larga, conocidos como “Autoregressive fractionally integrated moving average” ó ARFIMA por sus siglas inglés - buscan medir el grado de persistencia de las perturbaciones en el producto per cápita real y la tasa de desempleo para Canadá y Estados Unidos, concluyendo que la presencia de histéresis en el desempleo tanto para Canadá como para Estados Unidos. Con el avance en el campo de investigación, Røed (1996), Røed (1997), Song y Wu (1998) presentan una perspectiva de mayor envergadura al analizar el comportamiento a largo plazo de las tasas de desempleo en quince países de la OCDE, los resultados en dichos estudios coinciden en afirmar que las pruebas de raíz unitaria no son suficientes para rechazar o confirmar la histéresis. Estudios posteriores se centran en analizar la importancia de las fluctuaciones económicas, este es el caso de Kawaguchi y Muraio (2014) basado en cohortes del histórico del desempleo de 20 países de la OCDE entre 1960 y 2010, prueban que los choques coyunturales macroeconómicos tienen efectos de largo plazo en el mercado laboral y como resultado, evidenciando una tasa de desempleo persistentemente alta que aporta evidencia a favor de histéresis.

Por su parte Furuoka (2016) examina las tasas de desempleo de Dinamarca, Finlandia, Noruega y Suecia para el periodo comprendido entre el 2000 y 2014. El autor muestra que las tasas

de desempleo tienden a presentar reversión hacia su media confirmando presencia de histéresis. Con un enfoque similar, Bahmani-Oskooee, Chang, y Ranjbar (2017) estudian la tasa de desempleo para los 52 estados de los Estados Unidos, confirmando que en general las dinámicas estocásticas de las series confirman parcialmente la presencia de histéresis. Por otro lado, se han identificado para el contexto de países latinoamericanos algunos trabajos de relevante importancia, por ejemplo, como es el caso presentado por Ayala, Cuñado, y Gil-Alana (2012), en este, analizan la dinámica del desempleo de 18 países latinoamericanos 1981-2008, entre ellos: Argentina, Barbados, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, Guatemala, Jamaica, México, Panamá, Paraguay, Perú, Trinidad y Tobago, Uruguay y Venezuela. Los autores concluyen que 16 de los 18 países de América Latina presentan evidencia de histéresis basados en análisis de raíces unitarias.

Ahora bien, la evidencia presentada en los estudios realizados para el caso de Colombia es ambivalente, no existe un consenso sobre la existencia o rechazo de la hipótesis de histéresis en el desempleo tal como se ha mencionado en la introducción del presente trabajo. Dado lo anterior, es pertinente analizar las diferentes opciones que existen en la modelación de la histéresis con el fin de encontrar una perspectiva más ajustada del fenómeno; en este sentido, Belke, Gocke y Werner (2014) presentan una revisión de las diferentes metodologías que se han utilizado para modelar la histéresis, concuerdan en que el análisis de series temporales sigue siendo útil, no obstante, sugieren diferentes alternativas en cuanto al orden de integración, basados por ejemplo en estructuras lineales de variables y evaluación de quiebres estructurales, pruebas de cointegración, estimación de modelo de vectores autorregresivos (VAR), entre otros.

Recientemente, Deleidi y Levrero (2020) proponen un modelo de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR, por sus siglas en inglés), dónde asumen que el efecto resultante de una

alteración en la política monetaria puede conducir a un incremento de los precios desencadenando un impacto negativo en la persistencia del desempleo de largo plazo por el canal de los salarios para las empresas y causando histéresis en el desempleo. En esta línea de modelos VAR, Olskevych (2015) analiza los efectos que traen consigo los choques tecnológicos, de demanda laboral, de oferta laboral y de salarios en el desempleo de Ucrania, sus resultados muestran que los choques tecnológicos y demanda reducen el desempleo a largo plazo, mientras que los choques salarios no guardan relación con el desempleo, evidencia que es consistente con la existencia de histéresis.

En la línea de choques coyunturales en Turquía Güriş, Tiftikçigil y Raşoğlu (2015) argumentan que las pruebas de raíz unitaria enfrentan el problema de resultados sesgados dada la naturaleza no lineal del comportamiento en los datos, por tal razón utilizan la prueba de no linealidad desarrollada por Harvey (2008) para comprobar si la serie es lineal o no, y complementar el análisis de estacionariedad por vía, en consecuencia, sus resultados arrojan que no existe suficiente evidencia de histéresis. Es aceptado la presencia de raíz unitaria en una serie es reflejo un comportamiento fuertemente inercial, por esta razón, Rivera y Ríos (2017) evalúan el nivel de inercia de la serie de desempleo y sus determinantes macroeconómicos para comprobar si existe histéresis en México con datos trimestrales desde 1999 hasta 2014. Mediante un modelo VAR sin restricciones y de orden de integración $I(1)$, lo autores aplican a priori el test de Causalidad de Granger, encontrando que el análisis de descomposición de varianza del desempleo revela un fuerte efecto inercial de la serie, esto los lleva inferir de manera no concluyente la presencia de histéresis.

De acuerdo con los estudios expuestos en esta sección, los trabajos empíricos que buscan probar la existencia del fenómeno de histéresis, se han caracterizado por analizar los diferentes procesos estocásticos bajo el análisis de raíces unitarias como enfoque común. De acuerdo con

Amable (1992), este enfoque estaría relacionado con una alta memoria del desempleo más que a la histéresis, dado que se relaciona con una dinámica de lento ajuste hacia el equilibrio y fuertemente inercial⁵. El problema implica que las series de tiempo generalmente se exponen a choques externos de naturaleza aleatoria y su longitud es relativamente pequeña razón por lo cual los resultados de las pruebas de raíz unitaria pueden en una alta probabilidad arrojar resultados engañosos para probar histéresis. Esta reflexión concuerda con las apreciaciones de Belke (2018) para la zona euro, el autor indica a que el análisis de raíces unitarias se encuentra relacionada con el orden de integración de las series y no con la existencia de equilibrios locales genuinos de la trayectoria del desempleo, es decir, con la existencia de histéresis en el desempleo, por lo que limitarse a este análisis exclusivamente no permite inferir de manera fáctica la existencia de histéresis y por tanto es clave analizar los aspectos causales que sí determinan una trayectoria dependiente en el tiempo, como por ejemplo, la duración del desempleo, aspecto a ser analizado en la siguiente sección.

1.2 Duración del desempleo e histéresis

En el análisis de mercado laboral se acepta que la inactividad de las personas puede afectar negativamente sus habilidades. Esta es precisamente la hipótesis de Göcke (2002) aduciendo que el tiempo de inactividad genera un proceso de degeneración de la calidad de la mano de obra en la

⁵ De acuerdo con Amable (1992), es importante mencionar que mediante la existencia de una raíz unitaria se pretende establecer el efecto que un conjunto de retardos ejerce sobre el desempleo presente a través del tiempo que implican una trayectoria que se aleja de su comportamiento medio (tasa natural de desempleo) y no tiene una varianza y covarianza constante, lo que se traduce en una degeneración progresiva con respecto a la dinámica de ajuste y el retorno al equilibrio.

función de oferta de trabajo debido a la falta de continuidad en la formación para el trabajo. Dado que los empleadores son conscientes de este efecto, la duración del desempleo actúa como un mecanismo de selección negativo para nuevas contrataciones ya que se reduce la capacidad que tiene una empresa para pagar por una fuerza laboral en la que su calidad es degenerativa en el tiempo como resultado del prolongado periodo de tiempo en situación de paro. Al mismo tiempo, la mano de obra recién contratada, está temporalmente menos calificada (lo que implica que los costos de despido y contratación son más bajos que los beneficios tardíos de la mano de obra que eventualmente ganará experiencia). En consecuencia, surge un efecto de histéresis en el que los salarios que incentiven la contratación son más bajos en comparación con salarios de los trabajadores despedidos, esto trae como consecuencia que las perturbaciones transitorias del mercado laboral pueden tener efectos permanentes sobre el desempleo y sobre la tasa natural de desempleo cuando no existe un equilibrio en igualdad de salarios. Lo anterior ya habría sido predicho por Blanchard y Summers (1986) argumentando que la negociación de salarios y su igualdad (entre el ofertado por las firmas y el esperado por los trabajadores) son un rasgo distintivo del grado de flexibilidad del mercado laboral.

De esta forma, todo aquello que pueda afectar los salarios de reserva directa o indirectamente en el fenómeno de histéresis, por ejemplo, quienes logran percibir salarios de reserva más elevados a causa de ingresos no laborales, tales como las remesas, rentas, transferencias entre otros, tienden a prolongar cada vez más su búsqueda de trabajo si se encuentran en situación de paro, en el agregado esto impacta la duración del desempleo y propicia el fenómeno de histéresis. En contraste, Logeay y Tober (2006) argumentan que un prolongado periodo de tiempo en situación de desempleo puede ser socialmente aceptable debido a presiones políticas para proteger la mano de obra en paro por medio de subsidios, auxilios o transferencias monetarias. Por lo tanto, en general los ingresos no laborales tienden a aumentar el salario de reserva a través

del tiempo, reduciendo la posibilidad de conseguir empleo, y por lo tanto, produce un constante y elevado desempleo de larga duración que finalmente se traduce en el fenómeno de histéresis. La literatura presenta una amplia gama de determinantes de la histéresis en el desempleo, no obstante una de las consistentes es la aportada por Machin y Manning (1999) quienes se centran en analizar las causas endógenas del fenómeno, poniendo a prueba la relación entre la persistencia del desempleo y duración del desempleo. Concluyen que la persistencia en el desempleo se debe a un ritmo de contratación mucho más lento en los desempleados de larga duración respecto a los desempleados de corta duración dando paso a la histéresis en el desempleo. Lo anterior concuerda con las conclusiones de Clark, Knabe, y Rätzl (2009) en las que muestra cómo los alivios económicos pueden provocar un nivel de desempleo regional mucho mayor, y a medida que aumenta el desempleo los salarios de contratación caen por significativamente conforme aumentan los costos de despido. Dicha situación es un generador de histéresis. Por otro lado, si se supone una igualación de las condiciones de bienestar entre desempleados y empleados a través de auxilios, subsidios al desempleo, transferencias monetarias entre otros, los desempleados reducen su búsqueda de trabajo y están menos dispuestos a tolerar recortes de auxilios, su salario de reserva es mayor al del mercado y por lo tanto se produce histéresis en el desempleo.

En esta línea, Rusticelli, (2014) concluye en el contexto de países periféricos de Europa que la histéresis en el desempleo es causada por la duración del desempleo. A través de un filtro de Kalman muestra que el desempleo agregado guarda relación estadísticamente significativa con las variaciones de la tasa de desempleo de larga duración rezagada, demostrando que el aumento en la duración del desempleo produce un proceso degenerativo en el mercado de trabajo que se evidencia en una reducción del ritmo de empleabilidad. En línea con estos hallazgos, Marjanović y Mihajlović (2016) para 12 países de la OCDE entre 1990 a 2013, concluyen existencia de histéresis debido a que cambios en la variable LTU (long-term-unemployment) ó desempleo de larga

duración, afectan de manera positiva la tasa de desempleo y la tasa natural de desempleo, en teoría esto no debe pasar ya que se supone la tasa natural de desempleo es una variable exógena proxy del equilibrio macroeconómico del mercado trabajo, si no lo es, entonces existe histéresis en el desempleo.

Por otro lado, considerar cambios estructurales como una consecuencia a la existencia de factores no observables directamente, por ejemplo, el papel de las instituciones, la legislación e innovaciones tecnológicas, entre otras variables, puede permitir evidenciar impactos de largo plazo en el desempleo si se construye un indicador de desempleo de larga duración⁶ que permita vincular el fenómeno de histéresis con la duración del desempleo. En este sentido Graafland (1991) en el contexto holandés, evalúa la relevancia empírica de las teorías de duración y la teoría neo keynesiana “insider-outsider” como una expresión o evidencia de histéresis en el desempleo. Los principales resultados apuntan a confirmar que el desempleo de larga duración rezagado impacta los niveles de desempleo en el medio y largo plazo, demostrando que el aumento de la duración del desempleo empeora las condiciones de empleabilidad. En esta línea, Jones y Manning (1992) estudian la relación entre el desempleo, las vacantes disponibles y el fenómeno de histéresis en diez regiones de Inglaterra. Destacan que los desempleados de corto plazo gozan de una ventaja sobre los de larga duración (debido a habilidades duras intactas), situación contraria a la que se ven enfrentados los desempleados de larga duración. Así pues, de acuerdo con Apergis y Apergis (2020) un desempleado de larga duración presenta una pérdida de habilidades que reduce su empleabilidad y probabilidad de ser seleccionado y permaneciendo desempleado por más tiempo en un efecto de histéresis que se retroalimenta a sí mismo. Por su parte, Checa Jurajda y Munich

⁶ Trabajos como el de Lasso (2000), brindan un punto de partida para investigar y generar el indicador de desempleo de larga duración puesto que este indicador solo lo incorporó el DANE a sus estadísticas a comienzos de la década del 2000. Antes de dicha fecha la construcción de este indicador se realizaba según las necesidades de cada investigación y por lo tanto la misma definía sus características

(2003) analizan el desempleo de larga duración en la República Checa, mediante la estimación de un modelo VAR concluyen que en las regiones donde se presentan mayores tasas de desempleo, aumentan los ingresos no laborales, y por lo tanto, se produce un aumento del desempleo de larga duración impactando la persistencia de niveles altos de desempleo generando histéresis.

En esta línea, Webster (2005), afirma que el fenómeno de histéresis ha sido objeto de mala interpretación estadística, y por lo tanto, las políticas que se han utilizado para combatir el desempleo constituyen un obstáculo para el logro del pleno empleo ya que tienden a propiciar un sistema de incentivos para no continuar con la búsqueda de un empleo, por lo que los beneficios sociales, subsidios y en general los ingresos no laborales tienden a afectar el esfuerzo de búsqueda. El autor, desarrolla un enfoque de medición basado en el cálculo de un indicador de persistencia medido a través de la variable de duración del desempleo, este indicador se denomina LAPU (Long-term unemployment measured as a percentage of total unemployment), dicho indicador permite inferir si existe presencia de histéresis en el desempleo y ha sido utilizado por diversos investigadores para analizar las rigideces y fallos del mercado laboral, incluyendo el fenómeno de histéresis en el desempleo, entre ellos: Theodore, (2007), Mitchell y Bill, (2007) y de manera más reciente Girardi et al, (2020). Como ya se ha comentado, centrar el análisis en la duración del desempleo es clave para comprender la naturaleza del fenómeno de histéresis. Tal como indican Blanchard y Portugal (2001), la literatura ha logrado identificar tres determinantes de la duración del desempleo: i. leyes de protección al empleo, ii. seguro al desempleo, ver Lancaster (1979); Meyer (1990) y Knight (2018) ; y iii. los ingresos no laborales, ver los trabajos de Foley et al., (1997); Svejnar (1999) y Lartey (2018). Este último, destaca que los ingresos no laborales pueden incidir de manera significativa en la duración del desempleo.

En este sentido y por ejemplo, Hajdu et al., (2020) estudian la relación entre la subvención de manutención Infantil en Sudáfrica con el desempleo en las zonas rurales, encontrando que las

familias beneficiadas no presentan intenciones de desempeñar actividades productivas ya que la subvención les permite cubrir los gastos básicos de hogar. Por su parte, Rodríguez (2017) desea comprobar si existe histéresis en Reino Unido y Países bajos, para ello analiza datos de desempleo entre (1983-2011), los autores estiman un modelo VAR utilizando variables como el desempleo de larga duración, la productividad, el stock de capital y las tasas de interés reales de largo plazo. Mediante la introducción de choques específicos en variables como beneficios monetarios, tributación o poder sindical, sugieren que existe histéresis en ambos países y que ocurre a través del canal de los beneficios sindicales, impactando positivamente el desempleo de larga duración de forma permanente.

1.3 Relación remesas, duración del desempleo e histéresis

De acuerdo con el Banco de la República (2021), las remesas en el contexto colombiano comprende las transferencias corrientes realizadas por los emigrantes a su país de origen, ya sea en dinero y/o en especie y hacen parte de las transferencias corrientes registradas en la Balanza de Pagos de Colombia, dichas transferencias no son condicionadas por relaciones de trabajo, así cabe esperar que en un país receptor de remesas, la oferta laboral de los hogares pueda ser afectada por el aumento en el ingreso de remesas, sobre todo en un entorno en el que la dinámica económica no permite un ritmo de empleabilidad estable. Uno de los primeros trabajos aplicados en América Latina en analizar dicho fenómeno es el de Funkhouser (1992), para Nicaragua, encontrando que la recepción de remesas reduce la probabilidad de participar en el mercado laboral en cerca de 2,1 puntos porcentuales para los hombres y en cerca de 5 puntos porcentuales para las mujeres. En concordancia, en el contexto de Filipinas, Rodríguez y Tiongson (2001) sostienen que un aumento

de las remesas de 40 pesos por miembro familiar no migrante, reduce la participación laboral en un 0,3 y 0,2 puntos porcentuales para hombres y mujeres respectivamente. Estos resultados también son consistentes con los hallazgos de Amuedo-Dorantes y Pozo (2006) en el contexto mexicano. Los autores encuentran que un incremento de 100 pesos en las remesas está asociado con una reducción de 32 horas mensuales de trabajo per cápita en las áreas urbanas y rurales, por lo que la participación laboral general se reduce ante cambios en las remesas.

De acuerdo con Drinkwater, Levine y Lotti (2003) el impacto que tienen las remesas en el desempleo puede presentar dos efectos opuestos en el país exportador de mano de obra. En primer lugar, el desempleo podría aumentar si los destinatarios consideran que las remesas proporcionan algún tipo de asistencia social, o bien podría reducir el desempleo si dichos ingresos impulsan la inversión para la creación de nuevas microempresas. En línea con lo anterior, Sharma y Cárdenas (2018) discute para los 31 estados mexicanos si las remesas proporcionan a los hogares fondos necesarios para iniciar empresas familiares o bien prolongan la duración del desempleo, los autores precisan que es probable que el establecimiento de empresas familiares pueda reducir la duración del desempleo. Estos antecedentes ponen en manifiesto la relación existente entre el comportamiento de las remesas, la participación en la fuerza laboral, y la duración del desempleo. Los países receptores tenderán a evidenciar efectos en el desempleo e inactividad ya que estos ingresos no laborales se traducen en la práctica en un aumento de los salarios de reserva. Así pues, los resultados, en general, demuestran que el aumento en recepción de remesas está asociado a una reducción en la oferta de horas de trabajo, con incidencia en el desempleo y su duración. Desde esta perspectiva, Airola (2008) concluye para México que ante un incremento de 100 pesos en la recepción de remesas, el número esperado de horas trabajadas se reduce en aproximadamente 1.7 horas por semana en áreas urbanas, exponiendo que la dinámica en el comportamiento de las

remesas está vinculada a los resultados en el mercado de trabajo desde el lado de la oferta de trabajo.

Por su parte, (Jackman, 2014) destaca la importancia que tienen las remesas en el gasto de los países de América Latina. El autor indica que el aumento significativo de las remesas es más notorio en Argentina, Barbados, Belice, Brasil, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Trinidad y Tobago, y Venezuela. Los países mencionados se caracterizan en general por presentar elevadas tasas de desempleo, en contraste con economías más desarrolladas no receptoras. Los resultados indican que existe una relación positiva entre el desempleo y las remesas cuando la relación entre las remesas y el PIB es baja, pero se produce un crecimiento en estas a través del tiempo. A su vez, Bondarenko (2020), Withers, Henderson y Shivakoti (2020) y Guha, Islam, y Hussain, (2020) estudian con detalle la relación entre remesas y el desempleo en el contexto actual del crisis global – Covid-19 - . Los autores aseguran que la actual crisis pandémica presenta uno de los efectos más notorios en el desempleo, razón por la que los países receptores de remesas se han vuelto más dependientes de dicho ingreso no laboral ante la limitada demanda de trabajo. Razón por la cual las remesas como ingresos no laborales de las familias permiten financiar por más tiempo la búsqueda de empleo, y por lo tanto, la tasa de desempleo aumenta como consecuencia de esta espera Cuadros-Meñaca (2020).

Por su parte Gajewski y Zhukovska, (2017) y Fountoulakis, (2017) concuerdan en que el desempleo de larga duración y las crisis económicas pueden implicar una reducción de la población económicamente activa debido al tránsito hacia la inactividad de personas que se encontraban en situación de desempleo profundizando los problemas de duración del desempleo. Cabe esperar de esta manera, que las remesas como ingresos no laborales eleven la duración del desempleo. La presente tesis busca estudiar dicha relación y de esta forma probar cómo a través de la duración del

desempleo y sus indicadores es posible inferir la existencia de histéresis en el desempleo en Colombia (sin asumir una relación a priori).

2. Metodología

La presente investigación sigue un enfoque cuantitativo-longitudinal de tipo explicativo, al tener en cuenta el análisis de variables cuantitativas continuas y discretas que permitirá el cálculo de la variable -LAPU- por su siglas en inglés (Long-term unemployment measured as a percentage of total unemployment) y posteriormente la estimación de modelos VAR para dar respuesta a la pregunta de investigación planteada. Cabe destacar que el análisis VAR fue originalmente propuesto por Sims (1986), cuya utilidad consistía en evaluar el efecto de un choque sobre el sistema de variables endógenas en el tiempo. Esta metodología plantea una alternativa más simple, práctica y sencilla respecto a los modelos tradicionales de ecuaciones simultáneas. De igual forma, se procederá a calcular las funciones de impulso-respuesta miden que miden la reacción acumulada de cada una de las variables ante una innovación en las demás. El modelo es apropiado porque permite caracterizar las interacciones simultáneas entre las variables objeto de análisis, de esta manera se puede asumir que las variables endógenas en el sistema son funciones de los valores rezagados de todas las variables del sistema. Para efectos de la presente investigación se tienen en cuenta dos modelos alternativos, el primer modelo incorpora el periodo con crisis, es decir el periodo entre el 2010m1 al 2020m12 teniendo en cuenta que el primer caso de Covid-19 comprobado en Colombia se produce el 06 de marzo del año 2020. El segundo modelo tiene en cuenta el periodo pre-crisis, es decir el periodo comprendido entre el 2010m1 al 2019m12, momento en el que aún no se habían reportado casos positivos para Covid-19 en Colombia.

Se especifica entonces un modelo donde donde $Y_t = (x_1, x_2, x_3, \dots, x_4)$ es un vector de $(n \times 1)$, series de variables estacionarias, donde Y_t corresponde al conjunto de variables endógenas estacionarias y desestacionalizadas en el periodo (t). El modelo se representa de la siguiente forma reducida:

$$Y_t = \sum_{i=1}^{\rho} \Pi_i Y_{t-i} + \epsilon_t \quad [1]$$

En donde ρ es el número de rezagos, y ϵ_t es un vector $n \times 1$ de innovaciones o procesos sin autocorrelación serial, ruido blanco y con esperanza cero y matriz de varianzas $\sigma_{\epsilon_i}^2$ y covarianzas σ_{ij} constantes en el tiempo. Así pues, los residuos se distribuyen como ruido blanco de forma idéntica en el tiempo con media cero y varianza constante: $\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$, $cov(\epsilon_{ti}, \epsilon_{tj}) = 0, \forall t_i \neq t_j$ Esta representación del modelo permite superar problemas de sesgo en la estimación y reduce potenciales problemas de identificación. Esta representación describe cómo el choque estimado en cada variable endógena se simula en la función de impulso respuesta al considerar que todas las variables del sistema son endógenas (Beaton, Lalonde y Luu, 2009). Ahora bien, uno de los propósitos de la estimación consiste en calcular las funciones-impulso respuesta de tal manera que se puedan considerar tanto las reacciones contemporáneas como el efecto posterior al choque en las variables endógenas, dichas funciones de impulso respuesta se representan de manera general como:

$$FIR_t = \sum_{j=1}^n \left[\sum_{i=1}^m r_{t,jt-i} \right] \quad [2]$$

Donde $r_{t,jt-i}$ mide la respuesta de la variación en la tasa de desempleo de larga duración a cada variable j endógena del sistema en los periodos previos, es decir en sus rezagos correspondientes al vector $Y_t = (x_1, x_2, x_3, \dots, x_4)$, donde cada una de las variables se expresa en función de las perturbaciones aleatorias acumuladas. Así pues, para cada choque hay tantas funciones impulso-respuesta acumuladas como variables. En el presente estudio se estiman las funciones impulso-respuesta generalizadas de Pesaran y Shin (1998), las cuales producen funciones impulso-respuestas en las cuales el orden de las variables en el VAR no tiene implicaciones en los resultados. Por lo tanto, el problema de identificación en el presente estudio sigue la perspectiva de (Sims, 1986), en el que no se imponen restricciones arbitrarias en el modelo, al considerar que ninguna de las variables en el sistema de ecuaciones del modelo VAR estimado posee suficiente soporte teórico o empírico para ser considerada como exógena.

2.1 Variables y datos

Para analizar el impacto de los ingresos no laborales y las remesas en la tasa de desempleo de larga duración, se construyó como primera medida un indicador para medir la tasa de desempleo de larga duración (LAPU) y una variable correspondiente a los ingresos no laborales de los hogares en Colombia. Adicionalmente se incluye en las estimaciones del modelo VAR variables como: remesas, salarios reales, y el indicador de seguimiento a la economía (ISE). A continuación se

presenta el proceso que se lleva a cabo para construir la tasa de desempleo de larga duración (LAPU) y los ingresos no laborales. La variable (LAPU) se construye tomando como base el estudio de Webster (2005, p.99). El autor estima un indicador que permite inferir si existe presencia de histéresis en el desempleo. Para este trabajo se construye una variable LAPU para Colombia utilizando el número de personas en situación de desempleo en un periodo superior a 52 semanas y el total de desempleados 52 semanas previas.

La siguiente ecuación muestra el número total desempleados durante un periodo igual o mayor a cincuenta y dos semanas, sobre el total de desempleados cincuenta y dos semanas previas. Este indicador de persistencia del desempleo de larga duración mide el porcentaje de personas que estaban desempleados hace un año atrás y que continúan estándolo un año después.

$$LAPU = \frac{\text{Desempleados}_{t \geq 52 \text{ semanas}}}{\text{Total desempleados}_{t-52}} \quad [3]$$

De esta forma, se han incluido en el modelo VAR_1 cuatro variables: salario real, remesas en dólares a precios constantes, ingresos no laborales, y LAPU, por su parte, en el modelo VAR_2 se han incluido cinco variables: salario real, remesas en dólares a precios constantes, ingresos no laborales, el índice de seguimiento a la economía (ISE) y la LAPU, la diferencia radica los periodos de estimación pre-crisis y crisis.

Cabe destacar que la variable LAPU, se ha construido a partir de dos variables, desempleados, desempleados de larga duración. La variable de desempleados de larga duración corresponde a la pregunta P7320 de los microdatos del módulo de desocupados para la muestra

cabecera de la Gran Encuesta Integrada de Hogares del DANE (GEIH) ⁷, la cual pregunta: ¿Cuántas semanas hace que dejó de trabajar por última vez?. El desempleo de larga duración es descrito en Colombia según el DANE, como una situación en la cual una persona lleva 52 semanas o más en situación de desempleo (DANE, 2010). Esta variable ha sufrido cambios metodológicos a lo largo del tiempo, primero registrándose en la Encuesta Nacional de Hogares ENH del DANE hasta el año 2000, se modifica nuevamente en el año 2010 para ajustarse a los estándares internacionales instaurados en la conferencia internacional de estadística del trabajo (CIET) y la organización internacional del trabajo (OIT); donde dicha pregunta pasó a estar evaluada por la Gran Encuesta Integrada de Hogares, en la cual permanece hasta la fecha⁸. Dado lo anterior, el presente estudio toma como muestra el periodo enero de 2010 - diciembre de 2020 y de esta forma poder realizar los análisis econométricos evitando potenciales sesgos debido a los cambios metodológicos reportados por el DANE.

La variable correspondiente a la pregunta P7320 de la GEIH igual o mayor a 52 semanas será llamada en adelante Desempleados de larga duración. Dicha variable es necesaria para calcular la tasa de “Desempleo de larga duración medida como porcentaje del desempleo total”- "LAPU". De igual forma se han tenido en cuenta en el estudio las variable de remesas en dólares publicada por el Banco de la República, la cual ha sido deflactada para obtener un valor en términos reales por medio del índice de precios al consumidor publicado por (U.S Bureau of labor statistics, 2021).

⁷ La serie presentó dos datos faltantes en la serie para el mes de abril y marzo de 2020, debido a que de acuerdo con respuesta del DANE, los informes y bases de datos para estos meses se encontró limitado en preguntas ejecutadas debido a la contingencia del Covid-19, por tal motivo el DANE no dispone de dicha información para el módulo de desocupados e inactividad, Por esta razón, se procedió a realizar una imputación a la media mediante el Método NNI (Nearest Neighbor Imputation).

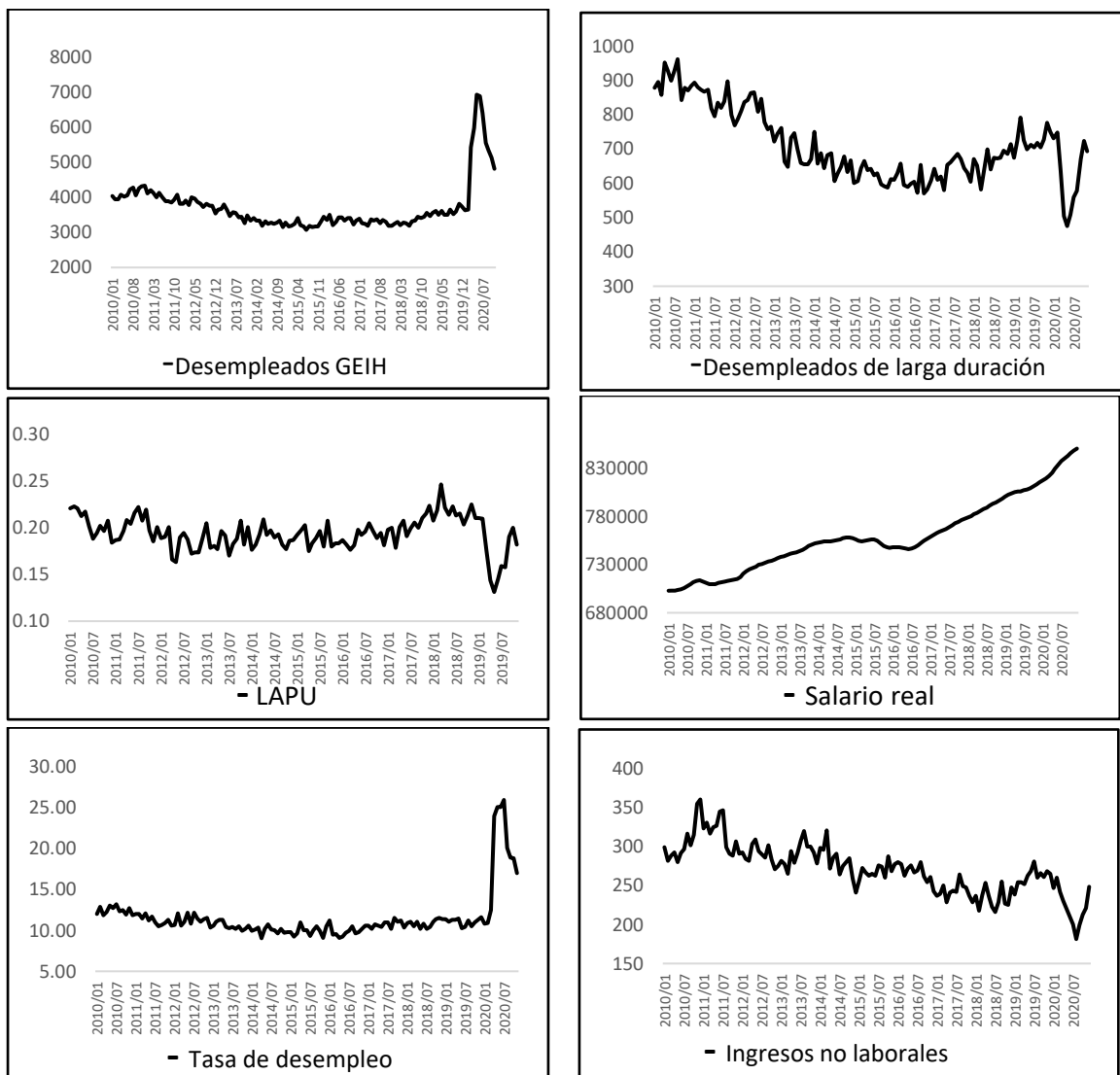
⁸ Desde el año 1976, en el que se consolidó la ENH, hasta el año 1984, la misma solo reportaba datos trimestrales para Bogotá, Medellín, Cali y Barranquilla; y datos nacionales anualmente. En el 84 se incluyeron reportes trimestrales de Bucaramanga, Manizales y Pasto, dejando la disponibilidad de datos trimestrales en 7 ciudades y datos anuales para el total nacional. En el trabajo de Arango, García y Posada (2006) se encuentra una detallada descripción de las diferencias y de los empalmes metodológicos para la ENH y la ECH realizados en el año 2000. La actual encuesta que contiene dicha información, GEIH, tiene vigencia desde el año 2010 e incluye dicho indicador realizado por el DANE y tiene disponibilidad trimestral para 13 ciudades principales y su áreas metropolitanas y 11 ciudades intermedias, para un total de 24 ciudades.

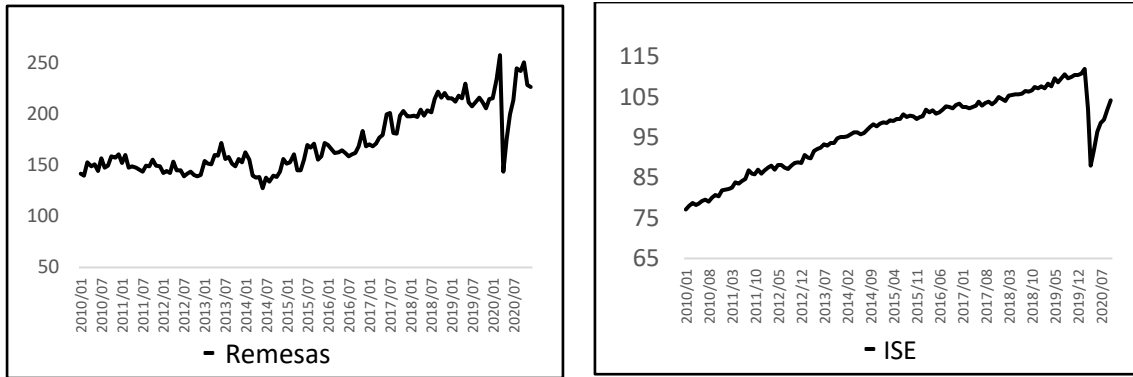
En el Anexo A se presentan la fuente y descripción de las variables utilizadas en el presente estudio. La variable de Ingresos no laborales reales totales se construye mediante la suma de los valores entregados como respuestas a las preguntas relacionadas con ingresos fuera del salario, como pagos por arrendamientos, pensiones y donaciones, etc. (variables 1-7 de la Tabla del Anexo A al final del documento).

De igual forma, en la estimación se considera estimar dos modelos, uno que incorpore el periodo de crisis (2010M1-2020M12) y otro que no incorpore el periodo de crisis (2010M1-2019M12), esto en coherencia con el cierre de establecimientos por la llegada de la pandemia del Covid-19 que se convierte en un factor que impacta significativamente la economía con incidencia en periodos largos en situación de desempleo para la población. Se utiliza el criterio de información de Akaike (AIC) para determinar un número de rezagos para los modelos en mención (ver anexo C al final del documento), resultando en ambos casos ser del orden de 5 rezagos. Por otro lado, dado lo anterior, las series que exhibieron estacionalidad se des-estacionalizaron mediante el método (Tramo Seats), cuyo propósito consiste en aplicar un ajuste a los efectos estacionales para las series de tiempo, desarrollado inicialmente por Gómez y Maravall (1998) en el Banco de España con la ayuda del programador Gianluca Caporello . Adicionalmente, se se realizan pruebas de raíz unitarias a cada una de las series y se diferencian en el caso de presentar raíz unitaria hasta alcanzar estacionariedad (en el Anexo B se presentan las pruebas Dicky-Fuller y Phillip Perron), De igual forma, en el Anexo D al final de documento se presentan las pruebas de autocorrelación serial - LM test - en cuyo caso para ambos modelos se verifica la ausencia de problemas de autocorrelación serial. Para efectos del presente trabajo las series desestacionalizadas en niveles se muestran a continuación en la lista de Figuras 12, de igual forma a partir del análisis Figura, importante destacar la tendencia decreciente de la serie de desempleados de larga duración y de los ingresos

no laborales (aspecto que podría ser indicio de una mejora relativa en las condiciones de formalidad laboral, a su vez se destaca el comportamiento estable de la LAPU en el tiempo y la tendencia positiva del salario real, con un pequeño descenso en 2016; por último se evidencia un claro impacto negativo en las condiciones del mercado laboral a razón de la crisis por Covid-19 en todas las variables para desde marzo de 2020, mes en el que se declara la llegada de la pandemia al país e inician las medidas de distanciamiento y confinamiento.

Figura 12. Variables a nivel del capítulo 3, Colombia. 2010M1-2020M12





Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de la GEIH del DANE para ingresos no laborales y Desempleo, Banco de República para Remesas, series desestacionalizadas mediante el método Tramo-seats. Nota: los datos para desempleados GEIH y Desempleados de larga duración se miden en miles de personas, la LAPU y la tasa de desempleo se miden en porcentaje, las remesas en dólares a precios constantes, ingresos no laborales en pesos a precios constantes en miles y el ISE corresponde al índice de seguimiento a la economía.

2 Resultados y Discusión

A continuación, se presentan en la tabla 4 algunos estadísticos descriptivos con relación a las variables analizadas en el artículo, cada variable cuenta con observaciones mensuales para el periodo de análisis. Teniendo en cuenta la tabla 4, es interesante observar como los valores de la media para el total de desempleados de la GEIH, tasa de desempleo, desempleados de larga duración y LAPU son superiores frente a los resultados en la tabla 5 (muestra periodo pre-crisis 2020M1-2019M12). Por lo tanto, de acuerdo con los datos, aquí se provee evidencia de un empeoramiento de las condiciones del mercado de trabajo a razón de la crisis del Covid-19, de igual forma es interesante observar como la media de las remesas y de los ingresos no laborales es superior en la muestra temporal que incorpora el periodo de crisis frente al periodo pre-crisis.

Tabla 4. Estadísticos descriptivos variables con periodo Covid-19, 2010M1-2020M12

	Desemple				Ingresos			
	Desemple	ados de			Salario	Tasa de	no	
	ados	larga			real	desemple	laborales	ISE
	GEIH	duración	LAPU	Remesas		o		
Media	3662.830	690.5831	0.194429	173.1568	763094.8	11.34584	2.68E+08	98.12209
Maximum	6939.604	896.8719	0.246602	257.3106	845859.5	25.93133	3.47E+08	111.9412
Minimum	3074.583	475.4166	0.131259	127.4012	709573.9	9.036013	1.81E+08	81.98435
Std. Dev.	699.9616	90.39776	0.017983	30.64867	33885.10	2.995085	30845365	7.882902
Observatio								
ns	118	118	118	118	118	118	118	118

Fuente: Elaboración propia, muestra que incluye el periodo de crisis Covid-19. Nota: los datos para desempleados GEIH y Desempleados de larga duración se miden en miles de personas, la LAPU y la tasa de desempleo se miden en porcentaje, las remesas en dólares a precios constantes, ingresos no laborales en pesos a precios constantes en miles y el ISE corresponde al índice de seguimiento a la economía.

Tabla 5. Estadísticos descriptivos variables sin período Covid-19, 2010M1-2019M12

	Desemple				Ingresos			
	Desemple	ados de			Salario	Tasa de	no	
	ados	larga			rea	desempleo	laborales	ISE
	GEIH	duración	LAPU	Remesas				
Mean	3492.429	697.7515	0.196458	169.0445	756733.4	10.61997	2.72E+08	97.90053
Maximum	4201.487	896.8719	0.246602	229.6663	815677.9	12.20183	3.47E+08	110.6416
Minimum	3074.583	569.8832	0.163391	127.4012	709573.9	9.036013	2.16E+08	81.98435
Std. Dev.	276.4795	86.29538	0.015267	26.72821	27657.74	0.729169	27574050	7.914092
Observatio								
ns	108	108	108	108	108	108	108	108

Fuente: Elaboración propia, muestra que no incluye el periodo de crisis Covid-19. Nota: los datos para desempleados GEIH y Desempleados de larga duración se miden en miles de personas, la LAPU y la tasa de desempleo se miden en porcentaje, las remesas en dólares a precios constantes, ingresos no laborales en pesos a precios constantes y el ISE corresponde al índice de seguimiento a la economía.

La tabla 6 presenta la matriz de correlaciones contemporáneas ya que por implicación, las variables deben estar fuertemente correlacionadas para su inclusión en el sistema VAR. Por otro lado, se pueden evidenciar algunas relaciones de interés predichas por Blanchard (2018) para economías con presencia de histéresis, esto puede evidenciarse en los signos y coeficientes de correlación estimados: LAPU vs total de desempleados GEIH, LAPU vs Tasa de desempleo y Desempleados de larga duración y Tasa de desempleo. Así pues, siempre que el componente de desempleo de larga duración sea elevado frente al total de desempleados o frente a la tasa de desempleo, implica que aún cuando la economía atraviese fases de expansión económica la duración del desempleo puede ser persistentemente alta, algo que el autor llamó histéresis asimétrica.

Tabla 6. Matriz de correlaciones contemporáneas de las variables analizadas

Variables	Desempleados GEIH	Número de DLD	LAPU	Remesas	Salario real	Tasa de desempleo	Ingresos no laborales	ISE
Desempleados GEIH	1	-0.025	-0.334***	0.222**	0.445***	0.932***	-0.238***	-0.263***
Desempleados Larga duración	-0.025	1	0.691***	-0.207**	-0.410***	-0.221**	0.607***	-0.512***
LAPU	-0.334***	0.691***	1	0.179*	-0.079	-0.409***	0.245***	0.142
Remesa	0.222**	-0.207**	0.179*	1	0.826***	0.289***	-0.667***	0.742***
Salario real	0.373***	-0.468***	-0.083	0.835***	1	0.515***	-0.777***	0.749***
Tasa de desempleo	0.932***	-0.221**	-0.409***	0.289***	0.564***	1	-0.425***	-0.099
Ingresos no laborales	-0.238***	0.607***	0.245***	-0.667***	-0.731***	-0.425***	1	-0.652***
ISE	-0.264***	-0.512***	0.142	0.742***	0.687***	-0.099	-0.652***	1

Fuente: Elaboración propia. Nota: los datos para desempleados GEIH y Desempleados de larga duración se miden en miles de personas, la LAPU y la tasa de desempleo se miden en porcentaje, las remesas en dólares a precios constantes, ingresos no laborales en pesos a precios constantes y el ISE corresponde al índice de seguimiento a la economía.

Finalmente, para efectos de ajuste y robustez estadística de las estimaciones se presentan las pruebas de raíz unitarias en el anexo B al final del documento, allí es posible evidenciar el hecho que la variable LAPU resulta ser una variable estacionaria, es decir integrada de orden $I(0)$, esto es relevante ya que técnicamente implica que perturbaciones transitorias sobre la LAPU solo tendrán efectos transitorios.

Con la intención de ejemplificar la importancia de testear la hipótesis de histéresis en Colombia, es importante retomar las apreciaciones de Blanchard (2018, p. 109) quién sugiere que la relación existente entre la tasa de desempleo cíclica y el componente de largo plazo del desempleo es la clave para comprender las externalidades negativas derivadas de la histéresis en el desempleo, ya que permite responder al interrogante del porqué el desempleo en Colombia no responde rápidamente ante el crecimiento de la economía de manera significativa en periodos de expansión económica. Siguiendo metodológicamente a la Blanchard se puede contrastar la hipótesis de histéresis mediante un sencillo análisis elaborando un gráfico que represente la reducción de la empleabilidad de los individuos de larga duración.

Así pues, dicha hipótesis puede explorarse mediante una sencilla prueba que consiste en construir un ratio entre el componente de largo plazo del desempleo que en nuestro caso es el número de desempleados de larga duración y el número total de desempleados capturados por la GEIH módulo desocupados pregunta P7320. Esta ratio constituye la LAPU, y se grafica en un diagrama de dispersión frente a la tasa de desempleo. Para efectos prácticos se realiza en este caso para Colombia en el periodo entre enero de 2010 y diciembre de 2020, ver Figura 13. El resultado sugiere que en periodos en los que la tasa de desempleo es relativamente baja, la LAPU es más relativamente elevada, con lo cual, en periodos de auge económico o de aceleración de la demanda agregada, el componente de largo plazo continuará siendo relativamente alto respecto al desempleo

total. Lo anterior es evidencia de presencia de histéresis, dado que la -LAPU- componente de largo plazo de desempleo está relacionada con la tasa de desempleo, y esto es coherente con las características de desempleo fuertemente inercial, características asociadas a su fuerte tendencia en el caso colombiano. No obstante, este análisis debe extenderse en el futuro a considerar de manera particular los escenarios de crisis⁹, expansión o incluso estanflación que podrían inferirse a partir de la evidencia de datos atípicos de la Figura 13.

Figura 13. Tasa de desempleo de larga duración - LAPU – vs Tasa de desempleo. Colombia 2010M1-2020M12

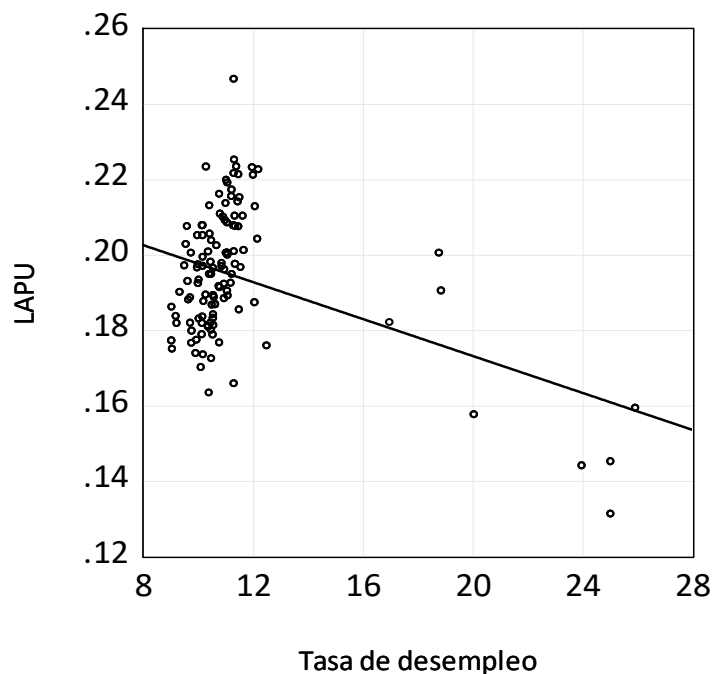


Tabla 7. Tasa de desempleo de larga duración - LAPU - vs Tasa de desempleo. Colombia. 2010M1-2020M12

Variable Dependiente LAPU	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob..
Tasa de desempleo	-0.002450***	0.000499	-4.908957	0.0000

⁹ Al realizar la regresión por MCO con errores robustos a la heterocedasticidad para el periodo pre-crisis 2010M1 – 2019m12 se encuentra que la relación entre la LAPU y la tasa de desempleo deja de ser inversa con un coeficiente estadísticamente significativo al 1% de (0.010207)***, esto puede ser evidencia de que la crisis Covid-19 ha incidido en la precarización del mercado laboral Colombiano. Se proporcionará la salida regresión a solicitud del autor.

C	0.222238***	0.005882	37.78429	0.0000
F-statistic	24.09785			
Prob(F-statistic)	0.000003			

Fuente: Estimación MCO con errores robustos a la heterocedasticidad, la gráfica es elaboración propia con base en microdatos del DANE-GEIH. Nota: la significancia individual al 99% (***), 95% (**), 90% (*). 120 observaciones incluidas después de ajustes. Nota: la correlación inversa se conserva cuando se elimina el periodo de la crisis Covid-19, los resultados se presentan a solicitud del autor.

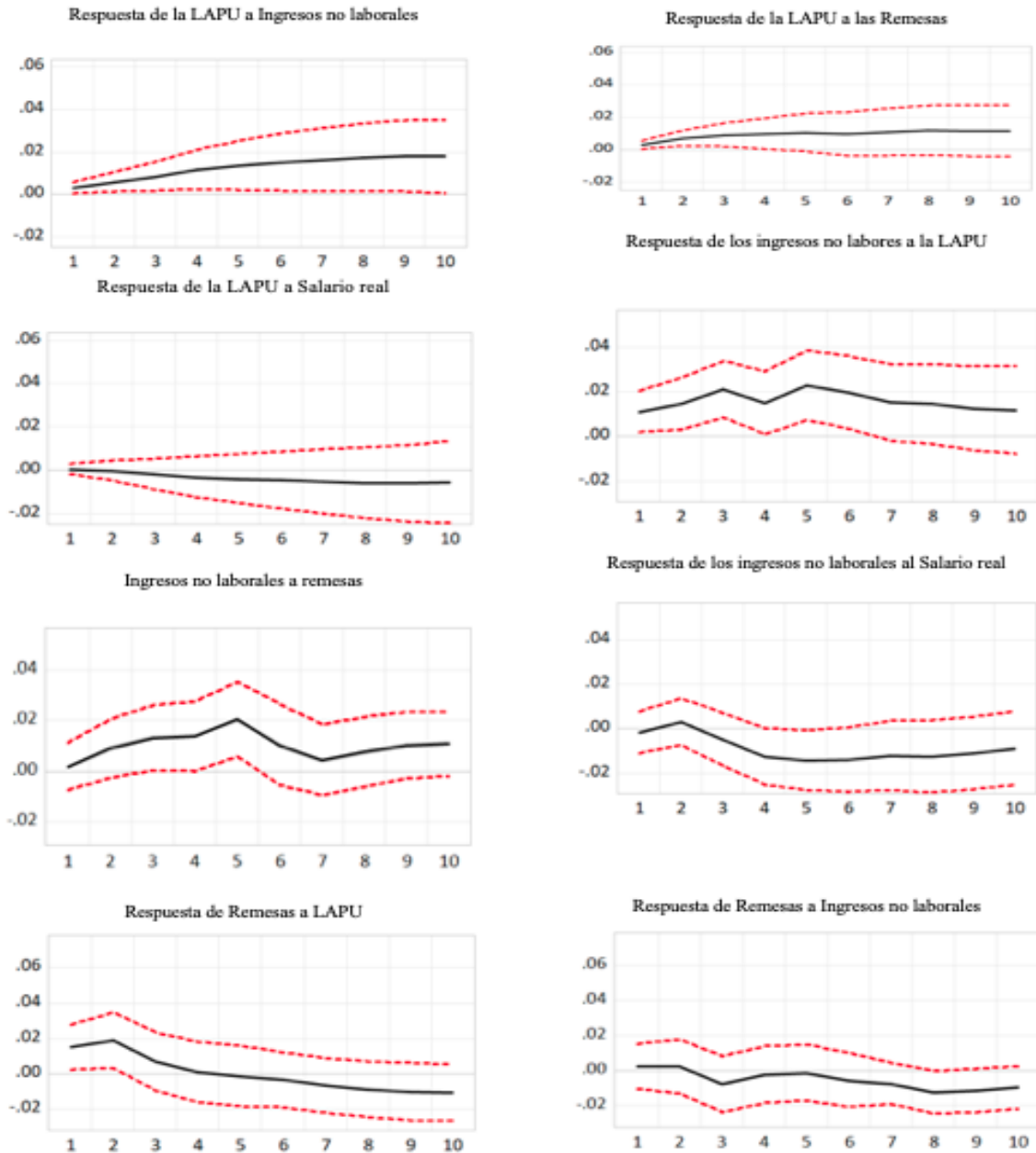
A continuación, la Figura 14 ilustra las funciones impulso de respuesta acumuladas generalizadas del sistema variables endógenas del modelo VAR_1 estimado para el período que incorpora la crisis pandémica por el Covid-19 (2010:M1-2020:M12). De acuerdo con los resultados, la variable LAPU responde de manera significativa y positiva a un choque positivo inducido en los ingresos no laborales hasta por diez periodos después del choque y donde estos ingresos no laborales, a su vez, responden significativamente ante la variable LAPU hasta 6 periodos después del choque evidenciando una relación bidireccional endógena.

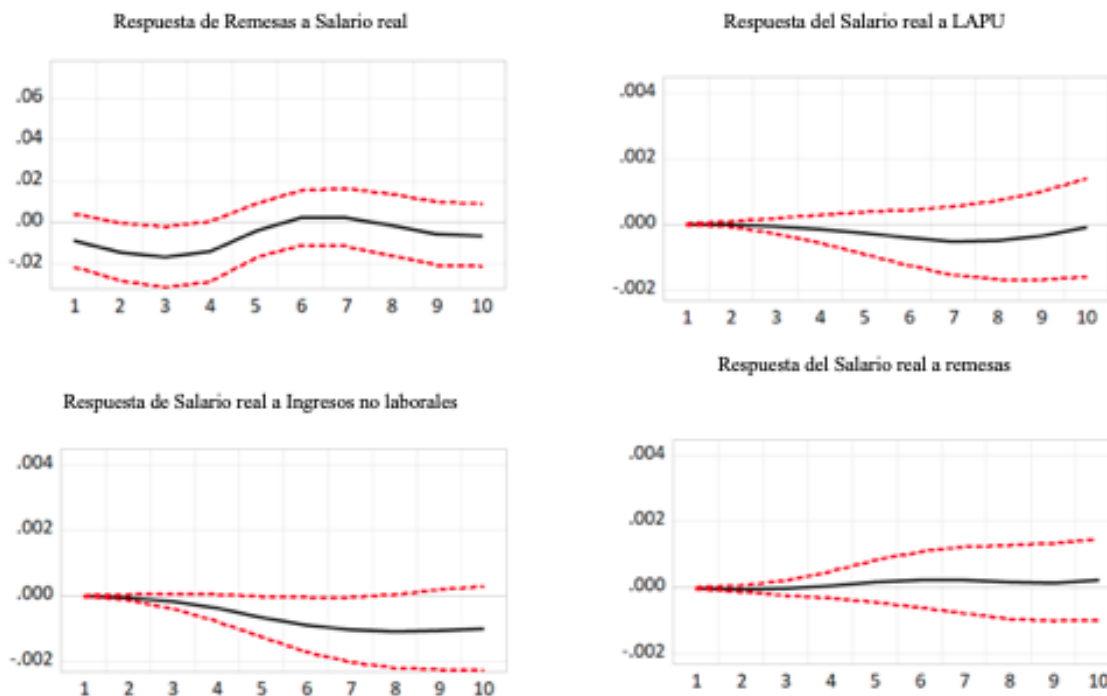
De igual forma, los resultados proporcionan evidencia sobre el impacto que generan las remesas en Colombia sobre el tiempo que una persona pasa en situación de desempleo. De acuerdo con la medida de la LAPU, un choque positivo en las remesas implica que el número de personas que llevan en situación de desempleo de larga duración aumentará con relación al total de personas que llevan desempleadas un año, dicho efecto será hasta por un periodo de 16 semanas más.

Por su parte, la respuesta de la variable de ingresos no laborales ante innovaciones en la variable de remesas es significativa y positiva, mostrando que ambas variables pueden exhibir un co-movimiento, dicho impacto se produce solamente entre el periodo cuarto y quinto después del choque en los ingresos no laborales. Así mismo, la respuesta obtenida de la variable LAPU ante un choque positivo en la variable remesas es significativa durante un máximo de 4 periodos después

de la innovación. Finalmente es muy importante destacar que los salarios reales resultan ser totalmente inelásticos al comportamiento de la LAPU, evidencia que refuerza la evidencia de histéresis siguiendo las apreciaciones de Blanchard y Summers (1986) y Blanchard (2018).

Figura 14. Respuestas acumuladas generalizada a las innovaciones del sistema de variables endógenas del modelo VAR_1 [2010M1-2020M12]





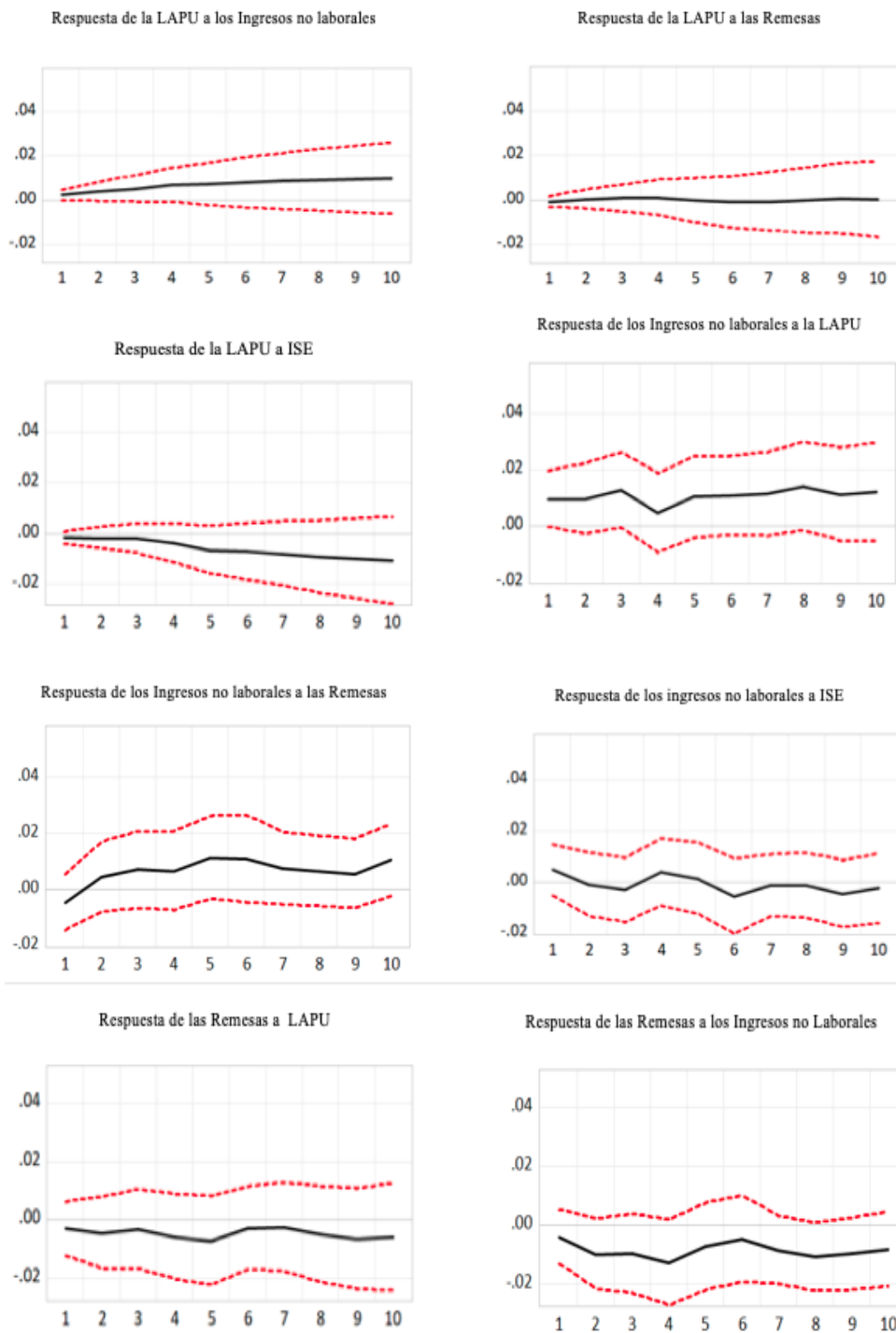
Fuente: elaboración con base en la estimación VAR1

En línea con los resultados, Asad et. al (2017) analizan el impacto de las remesas sobre el desempleo en Pakistán encontrando una relación de largo plazo entre las remesas y la tasa de desempleo, de igual forma consistente con los resultados de Cuadros-Meñaca (2020), quienes para Colombia evidencian el efecto positivo de las remesas en el periodo de búsqueda de trabajo, efecto que eleva la duración en situación de desempleo. Los hallazgos del modelo VAR_1 son consistentes con los resultados de Asiedu y Chimbar (2020) quienes destacan que las remesas reducen en Ghana, la probabilidad de entrar a formar parte de la fuerza laboral ya que los hogares pueden satisfacer sus necesidades de consumo con los recursos provenientes de las remesas y los mismos pierden el interés por formar parte de la fuerza laboral. Tal como se ha comentado, Sharma y Cárdenas (2018) argumentan que las remesas inciden en una reducción de la media de horas trabajadas, al proporcionar a los hogares los fondos necesarios para iniciar empresas familiares. Así pues los hallazgos del presente estudio, demuestran que existe una relación entre ambas

variables - remesas y la duración de desempleo, dicha relación es consistente con resultados de histéresis en el desempleo ya que el aumento del salario de reserva prolonga el periodo de búsqueda introduciendo un componente de persistencia inercial del desempleo en el tiempo, aspecto que se intensifica en periodo de crisis económica. No obstante, todavía se desconoce si dicha relación es de largo plazo, a la fecha no se ha identificado algún estudio que haya demostrado empíricamente esta relación en el actual contexto de crisis económica.

En concordancia con los resultados de este estudio frente a la relación positiva remesas e ingresos no laborales, Finkelstein Shapiro y Mandelman (2016), presentan evidencia sobre la posibilidad de que las remesas financien microemprendimientos en los hogares receptores, los que pueden aumentar los ingresos del hogar, especialmente en periodos de recesión económica, así pues, es coherente esperar que las remesas y los ingresos no laborales en los hogares Colombianos exigen un co-movimiento explicado por una intensificación de microinversiones que tienen origen en los recursos provenientes por remesas. Finalmente, la respuesta de la variable Remesas ante cambios en la variable LAPU es significativa solamente para los dos periodos posteriores a la innovación. Cabe destacar que los resultados de esta estimación indican que la respuesta de la variable remesas ante innovaciones de la variable salario real no es significativa, situación que también ocurre entre las variables de salario real e ingresos no laborales. A continuación en la Figura 15, se presentan los resultados de las funciones impulso-respuesta para el modelo VAR_2. Este modelo incorpora el período previo a inicio de correspondiente crisis pandémica por el Covid-19 (2010:M1-2019:M12), 12 periodos menos que en el modelo VAR_1. Se observa que la respuesta de la LAPU ante un choque positivo en los ingresos no laborales es positiva y significativa hasta cuatro periodos posteriores al choque, esto revalida el hecho de que los ingresos no laborales elevan la duración del desempleo en Colombia.

Figura 15. Respuestas acumuladas generalizada a las innovaciones del sistema de variables endógenas del modelo VAR_2 [2010M1-2019M12]



Source: Elaboration based on the VAR2 estimation

Es de interés observar cómo la LAPU no responde ante una innovación en el índice de seguimiento económico (ISE), tal como se había anticipado, cabe esperar que ésta sea una de las evidencias del fenómeno de histéresis al observar cómo los procesos de expansión o contracción económica no impactan la tasa de desempleo de larga duración de manera significativa. Esta reflexión ampliada por Girardi, Meloni y Stirati,(2018) quién expone, en contraste, que si los procesos de expansión o contracción económica inciden significativamente en la tasa de desempleo de larga duración, entonces nos encontramos en ausencia de histéresis. De esta forma, y de acuerdo con los resultados obtenidos existe evidencia de histéresis en el desempleo en Colombia para el periodo análisis.

Por otro lado, la LAPU en el modelo VAR_2 no responde significativamente a un choque positivo en el crecimiento de las remesas, esto teniendo en cuenta que el modelo VAR_2 no incorpora los periodo correspondientes al año 2020, evidencia que demuestra cómo las remesas en condiciones de relativa normalidad económica no indice en la LAPU en Colombia, con lo cual se puede inferir que las remesas representan un efecto importante en periodos de crisis, cuando este ingreso no laboral es fuente principal de ingresos en los hogares receptores ante la imposibilidad de emplearse formalmente. Por último, la respuesta de la LAPU ante un choque en el (ISE) en nula y no significativa, resultado que sigue siendo consistente con los hallazgos del modelo VAR_1.

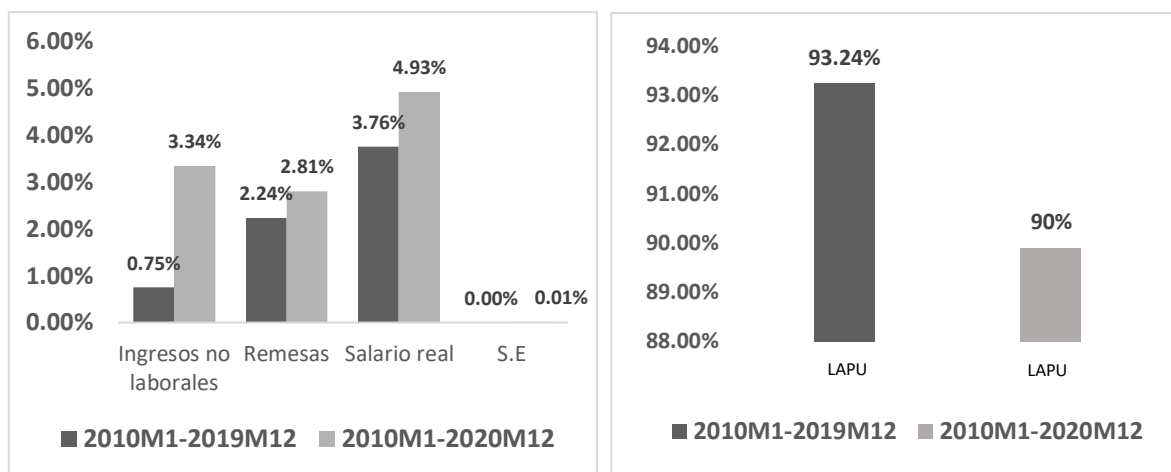
2.1 Análisis de descomposición de varianza

Analizando la descomposición de varianza de ambos modelos, nos interesa saber tres efectos importantes respecto a la varianza de la LAPU, el primero será el porcentaje de variación de la LAPU que se explica por sí misma, notando en el primer modelo VAR 1, que

incorpora el periodo de crisis, la varianza de la LAPU se explica por sí misma en un 100% para el primer periodo después del choque y posteriormente desciende y estabiliza su porcentaje de varianza explicada en el periodo 18 y 19 después del choque con un 88.9%. Este resultado debe contrastarse con el modelo VAR_2 (el cual no incorpora la crisis), la LAPU también se explica por sí misma en un 100% en el primer periodo después del choque, pero al estabilizarse en el periodo 18 y 19, este efecto aumenta en comparación con el primer modelo (que no incorpora la crisis), pasando a explicarse por sí misma en un 93.24%, aspecto que indicaría mayor nivel de exogeneidad en el modelo pre-crisis frente al periodo de crisis.

Por otro lado, en el modelo VAR_1, el porcentaje de la variación de la LAPU que es explicado por las remesas y los ingresos no laborales alcanza 3.34% y 2.81%, respectivamente en el período 18 y 19 después del choque. En contraste con el modelo VAR_2 (periodo pre-crisis), la varianza de la LAPU que es explicada por remesas e ingresos no laborales representa un 0.75% y un 2.24% del total de la varianza de la LAPU para el periodo 18 y 19 después del choque. Lo anterior es un resultado de interés para esta investigación ya que revela cómo la crisis de la actual pandemia Covid-19 ha elevado la relevancia que tienen las remesas y los ingresos no laborales en la duración del desempleo en Colombia. El análisis anterior se sintetiza a continuación en la Figura 16.

Figura 16. Descomposición de la varianza de la LAPU. Importancia relativa de la muestra periodo pre-crisis: 2010M01-2019M12 y con periodo de crisis: 2010M01-2020M12



Fuente: Elaboración propia con base en las estimaciones VAR 1 y 2, Nota: el orden del Cholesky es: LAPU, ingresos no laborales, remesas, salario real. Se utiliza el criterio de información de Akaike (AIC) para determinar un número de rezagos para el modelo VAR (ver anexo C al final del documento). Horizonte de predicción: 20 meses.

De acuerdo con Jackman (2014) los países de América Latina y Caribe normalmente están entre los 30 países que más remesas reciben en el mundo. Con la intención de encontrar alguna relación entre el comportamiento del desempleo y las remesas recibidas, , tomó como muestra los países de América latina en los que las remesas han presentado un crecimiento importante: Argentina, Barbados, Belice, Brasil, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Trinidad y Tobago, y Venezuela. Así mismo menciona como dato de interés, que los países anteriormente mencionados tienen en promedio índices de desempleo altos. Los resultados de este estudio concuerdan con los resultados del presente capítulo. Otros estudios han encontrado una relación positiva entre el crecimiento en la recepción de remesas y el desempleo, este es el caso de Bondarenko (2020), Withers,

Henderson y Shivakoti (2020) lo interesante de estos estudios es que lo hacen en el marco de la crisis del Covid-19, mostrando como la crisis agravó los problemas de desempleo y pobreza incidiendo a su vez en las tasas migratorias.

Por otro lado, es interesante retomar las apreciaciones seminales de Marston (1985) quién afirma que existen tres fuerzas que tienden a impulsar el mercado de trabajo y conducirlo al equilibrio (asociado a una reducción de la tasa de desempleo) o bien su duración: i) migración de los trabajadores de la zona debido a altas tasas de desempleo que no son compensadas, ii) llegada de empresas foráneas atraídas por la mano de obra disponible y iii) reducción de salarios dado el exceso de oferta de trabajo. Si se observa detenidamente, estas tres fuerzas estarán determinadas por las fluctuaciones del ciclo económico que por diversas razones puede estimular la salida de personas hacia el extranjero en periodos de crisis para encontrar mejores oportunidades laborales o bien el aumento de pequeñas empresas o micronegocios familiares como alternativas a la poca demanda de mano de obra y bajos salarios., en este sentido se puede afirmar que las diferencias que persisten en el desempleo o duración del desempleo son debidas a un fenómeno de desequilibrio, dado que los mecanismos de ajustes del mercado de trabajo son débiles y lentos, aunado al hecho de que las fluctuaciones del ciclo económico interno y externo son explicadas por choques persistentes de demanda, tecnológicos, estructurales diametralmente diferentes.

5. Conclusiones

De acuerdo a la literatura existente sobre el fenómeno de histéresis, una causa y resultado de dicho fenómeno es el aumento en la duración del desempleo, por tanto, un problema de interés es determinar las variables que impactan los cambios en la duración del

desempleo, y de esta manera comprender las causas generadoras del fenómeno de histéresis en el desempleo. Motivado por este propósito, el presente estudio busca determinar el impacto que tienen las remesas y los ingresos no laborales en la duración del desempleo y por tanto en el fenómeno de histéresis en Colombia para el periodo M1:2010-M1:2021. Para el cumplimiento del objetivo se aplica una metodología consistente con la estimación de modelos de vectores autoregresivos VAR. De acuerdo con el resultados de las estimaciones para los modelos VAR 1 (incorporando el año de pandemia: 2020) y VAR 2 (sin incluir el 2020) del presente estudio, se puede concluir que al incluir el año de inicio de la crisis pandémica Covid-19 en la muestra temporal, las variables remesas e ingresos no laborales han impactado positivamente la tasa de desempleo de larga duración - LAPU -, indicador construido a partir de la información de desempleados y duración del desempleo de los microdatos de la GEIH. Esto demuestra que la crisis ha propiciado un cambio en la magnitud del impacto que genera los ingresos no laborales y remesas en la LAPU y, por lo tanto, como generador de histéresis en el desempleo de larga duración. Este resultado es de especial interés ya que demuestra como un evento natural exógeno tal como es la crisis Covid-19, puede afectar las condiciones de duración del desempleo no sólo en sus características coyunturales sino también sus características estructurales.

Como es de esperar, la crisis Covid-19 ha determinado una recomposición de los ingresos no laborales en los hogares y un cambio en la dinámica de recepción de remesas en el país, cuyo efecto ha sido identificado en el presente estudio a través del impacto generado en la LAPU. La evidencia del presente estudio demuestra que la LAPU es más sensible a las variables de ingresos no laborales y remesas en el periodo de la crisis. Por otro lado, los resultados a partir del modelo VAR 2 (sin incluir el 2020) demuestran que la LAPU responde

significativamente a un choque positivo en el crecimiento de las remesas, por lo que en condiciones de relativa normalidad económica, estas no inciden en la LAPU en Colombia, no obstante, en periodos de crisis si representa un efecto relevante.

Así pues, un choque positivo en las remesas en el modelo que incorpora el periodo de crisis, implica que el número de personas que llevan en situación de desempleo de larga duración aumentará con relación al total de personas que estuvieron desempleadas un año antes y dicho efecto se prolongará hasta por un periodo de 4 meses después del choque en las remesas. Se puede concluir que los ingresos no laborales, tanto en el modelo que incorpora el periodo de crisis (VAR 1), como también en el modelo que no incorpora el año 2020 ó pre-crisis (VAR 2) es una variables que impactan la LAPU. Sin embargo, es un impacto con menor duración e intensidad para el modelo pre-crisis. Lo anterior permite inferir que a través del aumento de los ingresos no laborales es posible financiar períodos más extensos de búsqueda de trabajo, ya que por medio de dichos ingresos, se produce un aumento del salario de reserva de las personas en situación de desempleo. Es decir, el resultado de acuerdo a las estimaciones muestran que el desempleo de larga duración crece como porcentaje del total de desempleados en respuesta a un aumento en los ingresos no laborales.

La atención a los problemas del desempleo y su duración se han concentrado en general desde una perspectiva macroeconómica y su análisis en el orden nacional, poca atención se ha prestado a los determinantes microeconómicos, este capítulo aporta en ese sentido una perspectiva más microeconómica de la dinámica del mercado laboral desde los actores. Cabe destacar que otros efectos podrían ser considerados, por ejemplo impacto del crecimiento de emprendimiento micro-negocios como resultado de la crisis pandémica o bien

la relación ingresos no laborales como mecanismo de financiación de los emprendimientos, dichas relaciones podrían ser exploradas en el futuro.

Bibliografía

- Airola, A. (2008). Labor Supply in Response to Remittance Income: The Case of Mexico. *The Journal of Developing Areas*, 41(2), 69–78. <https://doi.org/10.2307/I40016539>
- Amuedo-Dorantes, C., y Pozo, S. (2006). Migration, Remittances, and Male and Female Employment Patterns. *American Economic Review*, 96(2), 222–226. <https://doi.org/10.1257/000282806777211946>
- Apergis, E., y Apergis, N. (2020). Long-term unemployment. *Journal of Economic Studies*, 47(4), 713–727. <https://doi.org/10.1108/jes-12-2018-0424>
- Arango, L. E., y Posada, C. E. (2006). La tasa de desempleo de largo plazo en Colombia. *Borradores De Economía*, 388. Banco de la República de Colombia. Obtenido de <https://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra388.pdf>
- Asad, M., Haider Hashmi, S., y Yousaf, S. (2016). Nexus between workers' remittances, unemployment, labor migration and economic growth in Pakistan. *International Journal of Organizational Leadership*, 5(4), 360–379. <https://doi.org/10.33844/ijol.2016.60188>
- Asiedu, E., y Chimbar, N. (2020). Impact of remittances on male and female labor force participation patterns in Africa: Quasi-experimental evidence from Ghana. *Review of Development Economics*. <https://doi.org/10.1111/rode.12668>

- Ayala, A., Cuñado, J., y Gil-Alana, L. A. (2012). Unemployment hysteresis: Empirical evidence for Latin America. *Journal of Applied Economics*, 15(2), 213–233. [https://doi.org/10.1016/S1514-0326\(12\)60010-5](https://doi.org/10.1016/S1514-0326(12)60010-5)
- Bahmani-Oskooee, M., Chang, T., y Ranjbar, O. (2017). Testing hysteresis effect in U.S. state unemployment: new evidence using a nonlinear quantile unit root test. *Applied Economics Letters*, 1–5. <https://doi.org/10.1080/13504851.2017.1316477>
- Ball, L., y Mankiw, N. G. (2002). The NAIRU in Theory and Practice. *Journal of Economic Perspectives*, 16(4), 115–136. <https://doi.org/10.1257/089533002320951000>
- Banco de la República - Sección Sector Externo - Balanza de pagos. (21 de junio de 2021). Banco de la República: Remesas de trabajadores . Obtenido de Ingresos de remesas de trabajadores en Colombia: <https://totoro.banrep.gov.co/analytics/saw.dll?Go>
- Banco de la república. (2021). Tasa Representativa del Mercado (TRM - Peso por dólar). Obtenido de <https://www.banrep.gov.co/es/estadisticas/trm>
- Belke, A. H., Göcke, M., y Werner, L. (2014). Hysteresis effects in economics—different methods for describing economic path-dependence. *Ruhr Economic Paper*, 468. <http://dx.doi.org/10.4419/86788528>.
- Belke, A. (2018). Unemployment as a target for central banks? The case of hysteresis. *Credit and Capital Markets*, 51(4), 587–619. <http://doi:10.3790/ccm.51.4.587>
- Beltrán González, R. (2012). Histéresis en el desempleo: Una revisión de estudios para Colombia (Doctoral dissertation, Universidad del Rosario). Obtenido de <http://repository.urosario.edu.co/handle/10336/3947>
- Blanchard, O. (2018). Should We Reject the Natural Rate Hypothesis? *Journal of Economic Perspectives*, 32(1), 97–120. <https://doi.org/10.1257/jep.32.1.97>

- Blanchard, O., y Galí, J. (2010). Labor markets and monetary policy: A new Keynesian model with unemployment. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(2), 1–30.
<https://doi.org/10.1257/mac.2.2.1>
- Blanchard, O., y Portugal, P. (2001). What Hides Behind an Unemployment Rate: Comparing Portuguese and U.S. Labor Markets. *American Economic Review*, 91(1), 187–207.
<https://doi.org/10.1257/aer.91.1.187>
- Blanchard, O. J., y Summers, L. H. (1986). Hysteresis and the European unemployment problem. NBER Macroeconomics Annual (Vol. 1). MIT Press. <https://doi.org/10.1086/654013>
- Bondarenko, K. (2020). The Impact of the COVID-19 Pandemic: The Case of Remittance Recipient Countries. <https://doi.org/10.17323/1996-7845-2020-03-04>
- Canarella, G., Gupta, R., Miller, S. M., y Pollard, S. K. (2019). Unemployment rate hysteresis and the great recession: exploring the metropolitan evidence. *Empirical Economics*, 56(1), 61–79. <https://doi.org/10.1007/s00181-017-1361-z>
- Cardona-Arenas , C. D., y Sierra-Suárez , L. P. (2020). Impacto de la política monetaria en el equilibrio del mercado de trabajo: países de la Alianza del Pacífico. *Revista Finanzas y Política Económica*, 12(2), 491-521.
<https://doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.v12.n2.2020.3213>
- Clark, A., Knabe, A., y Rätzl, S. (2009). Boon or bane? Others' unemployment, well-being and job insecurity. *Labour Economics*, 17(1), 52–61. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2009.05.007>
- Correa, F., Castro, H., Bríñez, O., Posso, C., y Ovieda, Y. (2006). Histéresis en el desempleo en Colombia o presencia de cambio estructural. Documentos de Trabajo-CIDSE, 4179.
<http://biblioteca.clacso.edu.ar/ar/libros/colombia/cidse/doc87.pdf>
- Craighead, W. D. (2019). HYSTERESIS IN A NEW KEYNESIAN MODEL. *Economic Inquiry*, 57(2), 1082–1097. <https://doi.org/10.1111/ecin.12737>

Cuadros-Meñaca, A. (2020). Remittances, health insurance, and pension contributions: Evidence from Colombia. *World Development*, 127. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2019.104766>

Departamento Administrativo Nacional de Estadística- DANE. (24, Julio de 2014). Índice de Pobreza Multidimensional- IPM- 2010. Obtenido de: <http://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/254>

DANE. (25 de junio de 2021). Departamento Administrativo Nacional de Estadística. Obtenido de <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/cuentas-nacionales/cuentas-nacionales-departamentales>

DANE. (Junio de 2021). *Gran Encuesta Integrada de Hogares - Microdatos - Ingresos*. Obtenido de Archivo Nacional de Datos : http://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/MICRODATOS/about_collection/23/1

DANE. (Junio de 2021). *Gran Encuesta Integrada de Hogares - Microdatos - Desocupados*. Obtenido de Archivo Nacional de Datos : http://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/MICRODATOS/about_collection/23/1

Dickey, D. A., y Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057. <https://doi.org/10.2307/1912517>

Drinkwater, S., Levine, P., y Lotti, E. (2003). Labour Market and Investment Effects of Remittances. Flowenla Discussion Paper, 6. Retrieved from <https://econpapers.repec.org/RePEc:sur:surrec:1906>

Finkelstein Shapiro, A., y Mandelman, F. S. (2016). Remittances, entrepreneurship, and employment dynamics over the business cycle. *Journal of International Economics*, 103, 184–199. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2016.10.001>

- Foley, M. C., Boozer, M., Entov, R., Ericson, R., Guinnane, T., Hunt, J., ... Waldfogel, J. (1997). DETERMINANTS OF UNEMPLOYMENT DURATION IN RUSSIA. Yale University, New Haven. Retrieved from: http://www.econ.yale.edu/growth_pdf/cdp779.pdf
- Franz, W., y Gordon, R. J. (1993). German and American wage and price dynamics. *European Economic Review*, 37(4), 719–754. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(93\)90084-N](https://doi.org/10.1016/0014-2921(93)90084-N)
- Funkhouser, E. (1992). Migration from Nicaragua: some recent evidence. *World Development*, 20(8), 1209–1218. [https://doi.org/10.1016/0305-750x\(92\)90011-j](https://doi.org/10.1016/0305-750x(92)90011-j)
- Furuoka, F. (2016). A new test for analyzing hysteresis in European unemployment. *Applied Economics Letters*, 24(15), 1102–1106. <https://doi.org/10.1080/13504851.2016.1257209>
- Gil-Alana, L. A., y Hualde, J. (2009). Fractional integration and cointegration: An overview and an empirical application. In *Palgrave Handbook of Econometrics: Volume 2: Applied Econometrics* (pp. 434–469). Palgrave Macmillan. https://doi.org/10.1057/9780230244405_10
- Girardi, D., Meloni, W., y Stirati, A. (2018). Persistent Effects of Autonomous Demand Expansions. *SSRN Electronic Journal*, 1–61. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3125213>
- Giradi, D., Paternesi Meloni, W., y Stirati, A. (2020). Reverse hysteresis? Persistent effects of autonomous demand expansions. *Cambridge Journal of Economics*, 44(4), 835-869. <https://doi.org/10.1093/cje/beaa009>
- Gómez Víctor, y Maravall Agustín. (1998). *Seasonal adjustment and signal extraction in economic time series*. Banco de España, Servicio de Estudios. Tomado de [:https://www.bde.es/f/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/PublicacionesSeriadas/DocumentosTrabajo/98/Fic/dt9809e.pdf](https://www.bde.es/f/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/PublicacionesSeriadas/DocumentosTrabajo/98/Fic/dt9809e.pdf)
- Göcke, m. Various concepts of hysteresis applied in economics. En: *Journal of economic surveys*, 2002, Vol. 16, No. 2. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00163>

- Greene, W. H. (1999). Análisis econométrico (3era edición). Madrid : PEARSON. Retrieved from <https://es.scribd.com/document/366343829/Analisis-Econometrico-1999-3era-edicion-Greene-pdf>
- Guha, P., Islam, B., y Hussain, M. A. (18 de Septiembre de 2020). COVID-19 lockdown and penalty of joblessness on income and remittances: A study of inter-state migrant labourers from Assam, India. doi: <https://doi.org/fvp3>
- Hajdu, F., Granlund, S., Neves, D., Hochfeld, T., Amuakwa-Mensah, F., y Sandtröm, E. (2020). Cash transfers for sustainable rural livelihoods? Examining the long-term productive effects of the Child Support Grant in South Africa. doi: <https://doi.org/fvp5>
- Henao M. y Rojas N. (1998). “La Tasa Natural de Desempleo en Colombia”, Archivos de Macroeconomía, No. 89. Obtenido de <https://repository.fedesarrollo.org.co/handle/11445/2132>
- Jackman, M. (2014). A Note on the Labor Market Effects of Remittances in Latin American and Caribbean Countries: Do Thresholds Exist? doi: <https://doi.org/fvpw>
- Jurajda, Š., y Münich, D. (2003). Understanding long-term unemployment in the Czech republic. Finance a Uver - Czech Journal of Economics and Finance, 53(1), 11–30. http://journal.fsv.cuni.cz/storage/920_02_011-030.pdf
- Kawaguchi, D., y Murao, T. (2014). Labor-Market Institutions and Long-Term Effects of Youth Unemployment. Journal of Money, Credit and Banking, 46(S2), 95–116. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12153>
- Knight, K. G. (2018). Unemployment: An economic analysis London: (Vol. 5). Routledge.. <https://doi.org/10.4324/9780429422935>

- Koustaş, Z., y Veloce, W. (1996). Unemployment hysteresis in Canada: an approach based on long-memory time series models. *Applied Economics*, 28(7), 823–831.
<https://doi.org/10.1080/000368496328263>
- Lancaster, T. (1979). Econometric Methods for the Duration of Unemployment. *Econometrica*, 47(4), 939. <https://doi.org/10.2307/1914140>
- Lasso V., F. J. (2002) Nueva metodología de Encuesta de hogares ¿Más o menos desempleados?. Archivos de Economía. Documento 213. Departamento Nacional de Planeación, Bogotá-Colombia. Tomado de:
<https://colaboracion.dnp.gov.co/CDT/Estudios%20Economicos/213.pdf>
- Lartey, N. (2018). Differentials in unemployment duration across households in South Africa: A two-level modelling approach. University of the Western Cape. Retrieved from <http://etd.uwc.ac.za/handle/11394/6783>
- Layard, R., y Nickell, S. (1986). Unemployment in Britain. *Economica*, 53(210), S121.
<https://doi.org/10.2307/2554377>
- Layard, R., Nickell, S., y Jackman, R. (1991). Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market. Oxford University Press.
<https://doi:10.1093/acprof:oso/9780199279166.001.0001>
- Lemieux, T., y MacLeod, W. B. (2000). Supply side hysteresis: The case of the Canadian unemployment insurance system. *Journal of Public Economics*, 78(1–2), 139–170.
[https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(99\)00114-0](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(99)00114-0)
- Lindbeck, A., y Snower, D. (1984). Involuntary unemployment as an Insider-Outsider dilemma. Seminar Paper , (282). Retrieved from <http://www.diva-portal.org/smash/get/diva2:329281/FULLTEXT01.pdf>

- Lindbeck, A., y Snower, D. (1988). The Insider-Outsider theory of Employment and Unemployment. MIT Press, (285), 680–683. Retrieved from <http://www.nationalekonomi.se/filer/pdf/18-7-kgl.pdf>
- Logeay, C., y Tober, S. (2006). Hysteresis and the NAIRU in the Euro area. *Scottish Journal of Political Economy*, 53(4), 409–429. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9485.2006.00387.x>
- López H.(1988).La duración del desempleo y el desempleo de larga duración en Colombia. Tomado de :<https://www.repository.fedesarrollo.org.co/handle/11445/2447>
- Lucas, R. E. (1976). Econometric policy evaluation: “A critique: the Phillips curve and labor markets”; In Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy (Vol. 1, pp. 19–46). North-Holland. [https://doi.org/10.1016/S0167-2231\(76\)80003-6](https://doi.org/10.1016/S0167-2231(76)80003-6)
- Luis Eduardo Arango y Andrés Felipe García y Carlos Esteban Posada, 2006. "La metodología de la Encuesta Continua de Hogares y el empalme de las series del mercado laboral urbano de Colombia” Borradores de Economía 410, Banco de la República de Colombia. Tomado de: https://repositorio.banrep.gov.co/bitstream/handle/20.500.12134/5428/be_410.pdf
- Maddala, G. S., y Kim, I.-M. (1999). Unit Roots, Cointegration, and Structural Change. Unit Roots, Cointegration, and Structural Change. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/cbo9780511751974>
- Machin, S., y Manning, A. (1999). Chapter 47 The causes and consequences of long-term unemployment in Europe. *Handbook of Labor Economics*. [https://doi.org/10.1016/S1573-4463\(99\)30038-9](https://doi.org/10.1016/S1573-4463(99)30038-9)
- Marjanović, G., y Mihajlović, V. (2016). An analysis of the factors of NAIRU dynamics in selected OECD countries. *Argumenta Oeconomica*, 1(36), 87–103. <https://doi.org/10.15611/aoe.2016.1.04>

- Marston, S. (1985). Two views of the Geographic Distribution of Unemployment. *The Quarterly Journal of Economics*, 100 (1), 57-79.
- Maurer, M. y Nivia D. (1994). “La Histéresis en el Desempleo Colombiano”, *Cuadernos de Economía*, Vol. XIV, No. 21.
<https://revistas.unal.edu.co/index.php/ceconomia/article/view/14057>
- Mathy, G. P. (2017). Hysteresis and persistent long-term unemployment: the American Beveridge Curve of the Great Depression and World War II. *Clometrica*, 12(1), 127–152.
<https://doi.org/10.1007/s11698-016-0158-1>
- Mejía, D. M (Ed.). (2006). La tasa de desempleo de largo plazo en Colombia. Reportes del Emisor no. 85. Banco de la república de Colombia. Tomado de:
<https://publicaciones.banrepcultural.org/index.php/emisor/article/view/7789/8169>
- Meyer, B. D. (1990). Unemployment Insurance and Unemployment Spells. *Econometrica*, 58(4), 757–782. Retrieved from
<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.465.9816&rep=rep1&type=pdf>
- Constantinescu, M. y Nguyen, D.M. Unemployment or credit: Which one holds the potential? Results for a small open economy with a low degree of financialization, *Economic Systems*, Volume 42, Issue 4, 2018, Pages 649-664, ISSN 0939-3625,
<https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2018.08.003>
- Mitchell, W., y Bill, A. (2007). A spatial econometric analysis of the irreversibility of long-term unemployment in Australia. In *Proceedings of the ARCRNSISS Methodology, Tools and Techniques and Spatial Theory Paradigm Forums Workshop, University of Newcastle, Australia, 15-17 June 2005* (p. 89). RMIT Publishing.
https://www.aspc.unsw.edu.au/sites/www.aspc.unsw.edu.au/files/uploads/aspc_historical_conferences/2005/paper161.pdf

- Otoiu, A., & Titan, E. (2012). Main drivers of structural unemployment in times of relative prosperity. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 62, 109-113., <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2012.09.019>.
- Pérez-Alonso, A., y Di Sanzo, S. (2010). Unemployment and Hysteresis: A Nonlinear Unobserved Components Approach. *Studies in Nonlinear Dynamics y Econometrics*, 15(1). <https://doi.org/10.2202/1558-3708.1806>
- Pesaran, H. H., y Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics letters*, 58(1), 17-29. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(97\)00214-0](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0)
- Quintero Otero, J. D. (2015). Impactos de la política monetaria y canales de transmisión en países de América Latina con esquema de inflación objetivo. *Ensayos Sobre Política Económica*, 33(76), 61–75. <https://doi.org/10.1016/J.ESPE.2015.02.001>
- Reyes, J. D. (2001). “Evidencia de Histéresis en el Desempleo en Colombia 1977-2000” (Disertación Doctoral, Universidad de los Andes).
- Rodriguez, E. R., y Tiongson, E. R. (2001). Temporary Migration Overseas and Household Labor Supply: Evidence from Urban Philippines. *International Migration Review*, 35(3), 709–725. <https://doi.org/10.1111/j.1747-7379.2001.tb00037.x>
- Rodriguez-Gil, A. (2018). Hysteresis and labour market institutions. Evidence from the UK and the Netherlands. *Empirical Economics*, 55(4), 1985–2025. <https://doi.org/10.1007/s00181-017-1338-y>
- Røed, K. (1996). Unemployment hysteresis - macro evidence from 16 OECD countries. *Empirical Economics*, 21(4), 589–600. <https://doi.org/10.1007/BF01180703>
- Røed, K. (1997). Hysteresis in Unemployment. *Journal of Economic Surveys*, 11(4), 389–418. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00040>

- Rusticelli, E. (2014). Rescuing the Phillips curve. *OECD Journal: Economic Studies*, 2014(1), 109–127. https://doi.org/10.1787/eco_studies-2014-5jxrsm2cdff6
- Sanchez, F., Salas, L.M: y Nupia, O. A. (2004) “Histéresis en el Desempleo Colombiano” Informe presentado al Departamento Nacional de Planeación dirección de Estudios Económicos.
- Sarno, L., y Taylor, M. P. (2004). Hysteresis vs. natural rate of unemployment: New evidence for OECD countries. *Economics Letters*, 84(3), 413–417. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2004.02.014>
- Sharma, A., y Cárdenas, O. (2018). Remittances and labour market outcomes: Evidence from Mexico. *International Labour Review*, 157(2), 193–212. <https://doi.org/10.1111/ilr.12035>
- [Sims, C. A. \(1986\). Are forecasting models usable for policy analysis. *Quarterly Review*, 10, 2-16. Recuperado el 30 de Julio de 2020, de <https://www.minneapolisfed.org/research/quarterly-review/are-forecasting-models-usable-for-policy-analysis>](#)
- Song, F. M., y Wu, Y. (1998). Hysteresis in unemployment: Evidence from OECD countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 38(2), 181–192. [https://doi.org/10.1016/S1062-9769\(99\)80111-2](https://doi.org/10.1016/S1062-9769(99)80111-2)
- Svejnár, J. (1999). Labor markets in the transitional Central and East European economies. In *Handbook of Labor Economics* (Vol. 3, pp. 2809–2857). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1573-4463\(99\)30028-6](https://doi.org/10.1016/S1573-4463(99)30028-6)
- Theodore, N. (2007). New Labour at work: long-term unemployment and the geography of opportunity. *Cambridge Journal of Economics*, 31(6), 927-939. <https://doi.org/10.1093/cje/bem030>
- Trejo García, J. C., Rivera Hernández, E. C., y Ríos Bolívar, H. (2017). Análisis de la histéresis del desempleo en México ante shocks macroeconómicos. *Contaduría y Administración*, 62(4), 1228–1248. <https://doi.org/10.1016/j.cya.2017.06.005>

Velásquez, M. (2010). Seguros de desempleo y reformas recientes en América Latina. Serie macroeconomía del desarrollo. Santiago de Chile . Retrieved from https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/5465/1/S2009413_es.pdf

Webster, D. (2005). Long-term unemployment, the invention of ‘hysteresis’ and the misdiagnosis of structural unemployment in the UK. Cambridge Journal of Economics, 29(6), 975–995. <https://doi.org/10.1093/cje/bei082>

Withers, M., Henderson, S., y Shivakoti, R. (2 de September de 2020). International Migration, Remittances and COVID-19: Economic Implications and Policy Options for South Asia. doi: <https://doi.org/fvp2>

Anexos del capítulo 3

Anexo A. Lista, descripción y fuente de las variables

	Nombre Variable	tipología (cuantitativa discreta o continua)	longitud y periodicidad	Fuente
1	Pregunta: P7500S1A1 (Pagos por concepto de Arriendos de casas, apartamentos, fincas, lotes, vehículos, equipos)	Cuantitativa Discreta	Mensual (2010-2020)* ¹⁰	Gran Encuesta Integrada de Hogares-GEIH. DANE Módulo de ingresos (DANE, 2021)
2	Pregunta:P7500S2A1 (Pagos por Pensiones o jubilaciones por vejez, invalidez o sustitución pensional)	Cuantitativa Discreta	Mensual (2010-2020)	Gran Encuesta Integrada de Hogares-GEIH. Módulo de ingresos

¹⁰ Las variables marcadas con un (*) indican que para los meses de marzo, abril, mayo, junio y julio de 2020 no hay datos disponibles debido a que la encuesta no pudo realizarse a causa de la pandemia provocada por el virus Covid-19.

NOTA: La variable de Ingresos no laborales reales totales fue elaborada mediante la suma de los valores entregados como respuestas a las preguntas encontradas como las variables: P7500S1A1, P7500S2A1, P7500S3A1, P7510S1A1, P7510S3A1, P7510S3A1, P7510S3A1, P7510S5A1, P7510S6A1

3	Pregunta:P7500S3A1 (Pagos por pensión alimenticia por paternidad, divorcio o separación)	Cuantitativa Discreta	Mensual (2010-2020)	Gran Encuesta Integrada de Hogares-GEIH. (DANE, 2021) Módulo de ingresos
4	Pregunta: P7510S1A1 (Recepción de dinero de otros hogares a personas residentes en el país)	Cuantitativa Discreta	Mensual (2010-2020)	Gran Encuesta Integrada de Hogares-GEIH. (DANE, 2021) Módulo de ingresos
5	Pregunta: P7510S3A1 (Recepción de ayudas en dinero de instituciones del país o de fuera del país)	Cuantitativa Discreta	Mensual (2010-2020)	Gran Encuesta Integrada de Hogares-GEIH. (DANE, 2021) Módulo de ingresos (DANE, 2021)
6	Pregunta:P7510S5A1 (Recepción de dinero por intereses de préstamos o por CDTs, depósitos de ahorro, utilidades ganancias o dividendos por inversiones)	Cuantitativa Discreta	Mensual (2010-2020)	Gran Encuesta Integrada de Hogares-GEIH. (DANE, 2021) Módulo de ingresos
7	Pregunta:P7510S6A1 (Recepción de ingresos por concepto de cesantías y/o intereses a las cesantías)	Cuantitativa Discreta	Mensual (2010-2020)	Gran Encuesta Integrada de Hogares-GEIH. (DANE, 2021) Módulo de ingresos
8	Ingresos no laborales reales totales (2018:100), IPC 2018=100	Cuantitativa Discreta	Mensual (2010-2020)	Gran Encuesta Integrada de Hogares-GEIH. (DANE, 2021) Módulo de ingresos, sumatoria de los totales en los ingresos no laborales.
9	DLD (Número de desempleados de larga duración)	Cuantitativa Discreta	Mensual (2010-Noviembre 2020)	Gran Encuesta Integrada de Hogares-GEIH. (DANE, 2021)
10	Tasa de Desempleo	Cuantitativa continua	Mensual (2010-2020)	Departamento Administrativo Nacional de Estadística- (DANE, 2021)
11	Remesas medida en dólares estadounidenses a precios corrientes	Cuantitativa continua	Mensual (2010-2020)	(Banco de la República, 2021)

12	Consumer Price Index Urban-CPI	Cuantitativa continua	Mensual (2010-2020)	(U.S Bureau of labor statistics, 2021) variable requerida para deflactar las remesas
13	Indicador de seguimiento de la economía -ISE-	Cuantitativa continua	Mensual (2010-2020)	Departamento Administrativo Nacional de Estadística- (DANE, 2021)
14	Salario Real (Salario Mínimo deflactado IPC 2018)	Cuantitativa continua	Mensual (2010-2020)	Departamento Administrativo Nacional de Estadística- (DANE, 2021)

Fuente: elaboración propia con base en DANE, Banco de República y Reserva Federal.

Anexo B. Pruebas de raíz unitaria “Augmented Dickey-Fuller & Phillip-Perron test”

Variable	Augmented Dickey-Fuller test statistic				Phillip-Perron test statistic				Orden de integración
	ADF in levels		ADF in first difference		PP in levels		PP in first difference		
	t-stat	Prob.	t-stat	Prob.	t-stat	Prob.	t-stat	Prob.	
	Trend and intercept								I(ρ)
Desempleados GEIH	-2.994	0.138	-8.822	0.000	-2.181	0.496	-8.640	0.000	I(1)
Desempleados Larga duración	-3.194	0.090	-13.246	0.000	-3.078	0.116	-16.069	0.000	I(1)
LAPU	-4.686	0.001	-13.343	0.000	-4.594	0.0017	-15.664	0.000	I(0)
Remesas	-4.987	0.000	-9.518	0.000	-4.814	0.0007	-31.876	0.000	I(0)
Salario real	1.632	0.999	-1.256	0.648	2.718	1.000	-2.914	0.046	I(1)
Tasa de desempleo	-2.597	0.282	-7.734	0.000	-2.648	0.260	-12.509	0.000	I(1)
Ingreso no laboral	-4.969	0.000	-14.004	0.000	-4.866	0.0006	-14.919	0.000	I(0)
ISE	-2.208	0.481	-9.651	0.000	-2.655	0.257	-8.796	0.000	I(1)

Fuente: Elaboración propia.

Anexo C. Test de inclusión de rezagos

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LAPU DLOG(INGRESOS_NO_LABORALES_REALES)

DLOG(REMESA_DEFLACTADA_CPI_U) DLOG(SR_TC)

Sample: 2010M01 2020M12

Included observations: 114

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1182.493	NA	1.23e-14	-20.67531	-20.57930	-20.63635
1	1347.208	314.9810	9.08e-16	-23.28434	-22.80431	-23.08952
2	1417.460	129.4124	3.51e-16	-24.23614	-23.37208	-23.88547
3	1515.956	174.5287	8.27e-17	-25.68345	-24.43536	-25.17692
4	1555.570	67.41236	5.49e-17	-26.09772	-24.46560*	-25.43533*
5	1579.881	39.66576*	4.79e-17*	-26.24353*	-24.22738	-25.42529

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Anexo D. Test de autocorrelación serial LM test VAR 1 y 2

LM test VAR1

VAR1 Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 2010M01 2020M12

Included observations: 114

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	7.581969	16	0.9603	0.468138	(16, 263.4)	0.9604
2	20.60167	16	0.1943	1.303291	(16, 263.4)	0.1946
3	12.37232	16	0.7180	0.770750	(16, 263.4)	0.7182
4	12.00014	16	0.7440	0.747047	(16, 263.4)	0.7442
5	15.14003	16	0.5144	0.948049	(16, 263.4)	0.5147
6	12.66510	16	0.6971	0.789420	(16, 263.4)	0.6973

Fuente: Elaboración propia a partir de la Estimación VAR1. Nota:

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

VAR2 Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 2010M01 2019M12

Included observations: 103

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	18.05410	16	0.3207	1.137852	(16, 229.8)	0.3211
2	9.008996	16	0.9130	0.556944	(16, 229.8)	0.9131
3	8.642014	16	0.9274	0.533840	(16, 229.8)	0.9275
4	11.97478	16	0.7457	0.744977	(16, 229.8)	0.7460
5	9.445770	16	0.8939	0.584488	(16, 229.8)	0.8941
6	14.39647	16	0.5692	0.900270	(16, 229.8)	0.5696

Fuente: Elaboración propia a partir de la Estimación VAR1. Nota:

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

CAPÍTULO 4: INSTITUCIONES Y LA DURACIÓN DEL DESEMPLEO URBANO EN COLOMBIA

Resumen

El presente estudio busca medir el impacto que tienen algunas variables institucionales del mercado laboral urbano colombiano en la Tasa de Desempleo de Larga Duración (LAPU por sus siglas en inglés, Long-Term Unemployment Measured As A Percentage Of Total Unemployment). Se han analizado los microdatos de la gran encuesta integrada de hogares (GEIH) para 23 ciudades principales con sus áreas metropolitanas y 11 ciudades intermedias de Colombia; la base comprende a personas sindicalizadas, personas con contratos verbales y por escrito, ingresos no laborales, desempleados con subsidio, y personas que reciben pagos por cesantías. Los resultados de la investigación demuestran que el crecimiento en el número de empleados sindicalizados, los ingresos no laborales elevan LAPU (indicador de persistencia duración del desempleo). Entre tanto, un crecimiento positivo de la brecha entre personas con contratos por escrito y verbales permite reducir la LAPU, aspecto a favor de la formalización laboral.

Clasificación JEL: J01, J08, J41, J64, J65

Palabras Clave: Instituciones, Contratos, Ingresos no laborales, Subsidios al desempleo, Duración del desempleo, VAR.

1. Introducción

El desempleo de larga duración es descrito en Colombia como una situación en la cual una persona lleva 52 semanas o más sin encontrar trabajo (DANE, 2014), definición consistente con la OIT (Organización Internacional del Trabajo). La desocupación de larga duración revela información importante sobre el perfil de los desempleados, tiende a afectar a personas de mayor edad o de niveles educativos más bajos de acuerdo con la OIT (2015).

De acuerdo con datos de la OIT (2022) para países de la Alianza del Pacífico, la proporción de desempleados de larga duración con relación al total de desempleados 2010-2021 para Colombia es del 14%, seguido de Chile con el 12% y México con el 2%. En términos de semanas en situación de desempleo, la media de la duración del desempleo en Colombia es muy elevada: para el período 2010M1-2021M10 es aproximadamente de 121 semanas (GEIH, Gran Encuesta Integrada de Hogares, DANE, 2021). Esto, junto a la elevada tasa de informalidad, cercana al 47.8% de los ocupados en el mismo periodo (DANE, 2021), es evidencia de problemas estructurales del mercado laboral.

En el informe de la Misión de Empleo para Colombia, Meléndez, Alvarado y Pantoja (2021) explican que la alta informalidad en el país tiene origen en un diseño deficiente del sistema contributivo de la seguridad social y de la regulación del mercado laboral. A su vez, el retorno al crecimiento económico en términos de reducción de la informalidad es muy bajo, lo que puede deberse a deficiencias en el diseño del sistema

contributivo de seguridad social y la manera en la que se ha regulado el mercado laboral para proteger a los trabajadores.

La preocupación en torno al mercado laboral se puede evidenciar también al comparar la tasa media de desempleo y la tasa de desempleo no aceleradora de la inflación (NAIRU, por sus siglas en inglés) para Colombia frente a otros países latinoamericanos; por ejemplo, aquellos que pertenecen a la Alianza del Pacífico. Puede constatarse que la NAIRU para Colombia es cercana al 13.10%, para Chile es del 7.75%, y para Perú y México es del 7.93% y 4.88%, respectivamente (Cardona y Sierra, 2020). Arango y Flórez (2020), precisan que una NAIRU elevada puede estar asociada a un mayor nivel de desempleo estructural y rigideces del mercado laboral, aspectos que convierten al país en un interesante caso de análisis para comprender la dinámica de la duración del desempleo.

Este artículo tiene como objetivo analizar el impacto de las regulaciones e instituciones del mercado laboral en la Tasa de Desempleo de Larga Duración (LAPU, por sus siglas en inglés) en Colombia para el período 2010M1-2021M10. Para ello se sistematiza la información de desempleo de larga duración de la GEIH (DANE, 2021) y se construye un indicador de persistencia en la duración del desempleo para medir la LAPU basado en la propuesta por Webster (2005, p.99). También se mide la respuesta de este indicador a choques en variables que recogen el efecto de las instituciones y regulaciones del mercado laboral en Colombia mediante modelos de vectores auto-regresivos (VAR). Las variables que son analizadas en el presente artículo se dividen entre i. Variables institucionales: personas sindicalizadas, brecha entre trabajadores con contratos por escrito y contratos

verbales, ii. Variables de transferencias monetarias por regulación laboral: desempleados que reciben subsidio al desempleo y personas que reciben pagos por cesantías.

Posteriormente se procede a analizar el peso relativo de cada uno de estos choques en la variabilidad de la LAPU con la intención de evaluar si el canal institucional o regulatorio desde las transferencias impacta mayoritariamente la tasa de desempleo de larga duración. La legislación laboral colombiana contempla algunas regulaciones de protección al empleado: indemnizaciones en caso de despido o terminación del contrato sin justa causa y el auxilio de cesantías para los contratos laborales a término fijo e indefinido. Estas medidas han sido el resultado de reformas de ley diseñadas en los últimos veinte años, según el Ministerio de Trabajo (2021). Por otro lado, Colombia dispone de la figura de subsidio al desempleo en el marco del sistema de protección social, establecido mediante la Ley 789 de 2002 junto con el mecanismo de protección al cesante creado mediante la Ley 1636 de junio de 2013 bajo la administración de las Cajas de Compensación Familiar (Londoño Upegui y Mejía Ortega, 2019).

Recientemente, Arango y Flórez (2020) evalúan los determinantes del desempleo estructural en Colombia, encontrando que está afectado por los costos de salud y pensión, beneficios marginales y cesantías, que se constituyen como costos laborales no salariales.

Los fallos derivados de la política pública laboral, se caracterizan por ser de dos tipos: intervenciones distorsionantes que restringen la creación de empleo, y mecanismos de protección al empleo que introducen sobrecostos a la nómina. En ambos casos se hace más costosa la contratación formal y empeora la situación del mercado de trabajo que ya es relativamente rígido por problemas asociados al desempleo estructural (Arango y Flórez, 2020). Recientemente, algunos trabajos en el contexto internacional han encontrado que el

aumento en las prestaciones o beneficios monetarios por desempleo se traducen en un incremento en la duración del desempleo (Kyyrä, Parrotta y Rosholm, 2013. Szydłowski, 2017 y Martins, 2021). Por su parte, You y Wang (2018) encuentran que la ley de contratos en China eleva la duración del desempleo a corto plazo. Por lo tanto, el desempleo de larga duración plantea desafíos únicos a la sociedad. En general, los modelos predicen que los sistemas de seguros al desempleo prolongan los periodos en paro para aquellos que ya han agotado sus ahorros o fuentes de ingresos (Chodorow, Reich y Coglianese, 2021).

La literatura en Colombia muestra pocos estudios centrados en los determinantes de la duración del desempleo, por lo que el análisis del papel de las regulaciones en el mercado laboral es novedoso. El estudio que más se asemeja a los propósitos del presente trabajo es el de Clavijo-Cortes (2021); el autor investiga el grado de persistencia del desempleo en Colombia, Chile, Perú y México. Concluye que los cuatro países de la muestra presentan un alto grado de persistencia del desempleo. Sin embargo, Colombia y México muestran algunos períodos de explosividad asociados a crisis y cambios institucionales. El autor sigue un enfoque de análisis de raíces unitarias con métodos bayesianos. La novedad del presente estudio frente al trabajo de Clavijo-Cortes consiste en primer lugar en construir un indicador objetivo de persistencia en la duración del desempleo para medir la LAPU, aspecto no realizado para Colombia previamente. Este enfoque es probablemente más concluyente al mostrar impactos directos en un indicador de persistencia en la duración del desempleo, revelando un fenómeno que no puede ser inferido sólo por las características de los procesos estocásticos de las series de tiempo. En segundo lugar, se sistematiza la información de la GEIH para obtener las series históricas del número de ocupados sindicalizados, ocupados con contrato por escrito y verbal, número de desempleados con subsidio por desempleo y

número de personas que han recibido pagos por cesantías, y se ha consultado información sobre el cierre de establecimientos de trabajo.

En la estimación de los modelos VAR se incluyen variables que capturan el efecto de las instituciones y regulaciones del mercado laboral en Colombia, entre estas: personas sindicalizadas, personas con contratos verbales y por escrito. Estas variables pueden tener un impacto positivo en la duración del desempleo si se tiene en cuenta por ejemplo la explicación de Nickell (1997) en la que asegura que los beneficios sindicales así como mayores rigideces del mercado laborales pueden elevar la duración del desempleo, aspecto que será abordado con mayor detalle en la sección de revisión de literatura. De igual forma se incluyen variables de política laborales tales como el número de desempleados con subsidio y personas que reciben pagos por cesantías. Por último, se ha considerado incluir la variable de ingresos no laborales debido a su importancia en el análisis de duración del desempleo que ha sido sugerida por Blanchard (2018).

El artículo empieza por la sección de revisión de literatura, que permite identificar posturas y antecedentes de investigación sobre los determinantes de la duración del desempleo. En la segunda sección se describe con detalle la metodología y se presenta un análisis completo de las variables y datos; en la tercera, se presentan los resultados de investigación y en la cuarta sección se presentan las conclusiones generales del estudio, que resultan reveladoras para comprender de forma más clara la dinámica de la duración del desempleo en Colombia y qué apuestas de política pueden ser emprendidas para mitigar dicho fenómeno.

2. Referente teórico

En general, los países con ingreso más elevado tienden a implementar medidas de beneficios monetarios cuando el problema del desempleo es elevado, dinámica notoria en países de la OCDE donde los beneficios elevan la duración del desempleo. La política de beneficios parece ser resultado del aumento en la duración del desempleo y no en sentido opuesto (Narendranathan, Nickel y Stern, 1985), lo que puede confirmarse a partir del informe presentado por OCDE (1991) y OCDE (1993).

De acuerdo con la revisión de literatura, se han identificado determinantes de la duración del desempleo que convergen hacia aspectos espaciales, macroeconómicos e institucionales. Respecto al primero, la evidencia no cuenta con un marco teórico sólido. Se destaca el trabajo seminal de Rogers (1997) y el de Dawkins, Shen, y Sanchez (2005); que buscan explicar la duración del desempleo en Estados Unidos desde factores asociados a la relación espacial entre demanda y oferta de trabajo, desplazamiento y segregación residencial. Los factores macroeconómicos se centran en el análisis del ciclo económico en períodos de crisis y recesiones, y los determinantes institucionales y normativos, revelan una amplia reflexión teórica con pocas aplicaciones empíricas dada la dificultad de contar con variables cuantitativas longitudinales representativas. Por lo tanto, medir la relación entre duración del desempleo y sus determinantes requiere un esfuerzo importante en la recolección de información relacionada con la implementación de políticas, regulación y leyes laborales, enfoque elegido por el presente trabajo.

A continuación se presentan los resultados de la revisión de literatura respecto a los dos principales categorías de análisis de la duración del desempleo, en primer lugar los

determinantes institucionales teniendo en cuenta la teoría de contratos y sindicatos y en segundo lugar los determinantes asociados a las regulaciones y política laboral, esta última con una fuerte aproximación desde el marco de protección laboral y transferencias monetarias. A partir de la revisión de literatura es posible evidenciar un vacío ya que no se han identificado a la fecha estudios que analizan empíricamente los efectos de la contratación implícita y explícita o el aumento en la sindicalización en la duración del desempleo. Cabe destacar que la revisión de trabajos abordando el tema en Colombia, sugieren que existe una relación significativa entre los ingresos no laborales y la duración del desempleo (ver Núñez y Bernal 1997 y Castellar y Uribe 2003). Otros, por su parte, demuestran que los canales más formales de búsqueda tienen mayor efectividad para reducir la duración del desempleo y que son los jóvenes y los trabajadores informales quienes duran menos en situación de desempleo (ver Viáfara López, Uribe García 2008 y Martínez, 2003). Por su parte, García y Rivera (2017) afirman que en Cali y su área metropolitana los años de educación son los que determinan la duración del desempleo. En síntesis, los estudios para Colombia son escasos y no abarcan las categorías de análisis de la presente investigación, pues están basados en una perspectiva de caracterización poblacional.

Es de importancia destacar que desde una perspectiva del mercado laboral, las denominadas instituciones del mercado laboral son acuerdos, reglas de juego colectivas que afectan los resultados del mercado al cambiar los objetivos de los tomadores de decisiones; están diseñadas para aumentar las recompensas de los trabajadores y se puede esperar que tengan efectos tanto en la demanda como en la oferta laboral (Freeman, 2007). Por su parte, las políticas laborales responden a las condiciones institucionales de los mercados y son diseñadas para moldear las características de la fuerza laboral, afectan los costos laborales de

las empresas e inciden en eficiencia en la búsqueda de empleo (Estevão, 2007). En sus orígenes, el análisis de duración del desempleo asociado a intervenciones regulatorias se remite al trabajo de Topel y Welch (1980), aquí cómo los auxilios de los gobiernos pueden incitar a transitar de la ocupación al desempleo rápidamente. De acuerdo con Rosenzweig (1998), los problemas que atañen al impacto de las intervenciones gubernamentales y sus instituciones en el mercado de trabajo forman una parte importante del núcleo de la investigación en la teoría moderna de la economía laboral.

Desde la perspectiva histórica, apenas en 1911 se establece en Inglaterra el primer sistema nacional obligatorio de seguro de desempleo del mundo, lo que constituye un cambio de postura del Estado inglés respecto al apoyo a la población en condición de pobreza (Flora y Heidenheimer, 1981); Austria, Alemania, Irlanda e Italia instauraron luego esquemas similares de compensación por desempleo. En contraste, sólo hasta finales del siglo XX el seguro al desempleo ha sido un factor común en las reformas estructurales en los países de América Latina, y poco se ha hecho por comprender el impacto de la normatividad y de las instituciones del mercado laboral en la duración del desempleo. Zamanzadeh, Chan, Ehsani y Ganjali (2020), precisan que el propósito de la formulación de políticas y regulaciones laborales es superar las limitaciones para la creación de empleos mediante el fortalecimiento de las instituciones del estado de derecho. “(...) incluyen la progresiva efectividad del ejercicio de los derechos en el trabajo, a fin de evitar una situación en que el crecimiento económico coexista con formas de empleo inaceptables” (World Bank, 2012. p. 22).

Murtin y Robin (2018) observan la dinámica del desempleo para nueve países de la OCDE, y para eso utilizan los contratos regulares como *proxy* de la protección al empleo; como conclusión, determinan que la reducción de los beneficios del seguro al desempleo

podría ser útil para reducir el desempleo. Recientemente, Chodorow-Reich y Coglianesi (2021) analizan el mercado laboral de EE.UU empleando un modelo factorial aplicado al escenario de la recesión por COVID-19, y encuentran que los beneficios estatales al desempleo incrementan su duración.

De acuerdo con Howell et al (2007) la legislación protectora siempre destruye empleo entendiendo que las instituciones del mercado laboral tales como: los derechos a las prestaciones por desempleo, las leyes de protección del empleo y los sindicatos tienen poca eficacia como políticas del mercado laboral para reducir el alto desempleo.

Cabe indicar que una parte de los estudios confirman una relación inversa entre transferencias monetarias al desempleo y rigideces institucionales respecto a la duración del desempleo; este es el caso de Carling, Edin, Harkman y Holmlund (1994), quienes examinan las transiciones de salida del desempleo en Suecia, demostrando que la tasa de transición al empleo se incrementa en momentos cercanos al agotamiento del subsidio o beneficio, lo cual reduce la duración del desempleo. Por su parte Boeri (1999) sostiene que los sistemas de seguridad laboral en los países de la OCDE que aplican estrictas regulaciones, en general sólo posponen los despidos y generan una gran cantidad de contratos de corta duración que afectan la rotación del grupo de desempleados. Por su parte, Kupets (2006) encuentra en Ucrania que los beneficios prestacionales tienden a elevar la probabilidad de permanecer desempleados por mucho más tiempo.

En el contexto de mercados laborales más flexibles, Kyrrä, Parrotta y Rosholm, (2013) concluyen que en el mercado laboral danés, períodos prolongados de asistencia en

prestaciones por desempleo incrementan la duración del mismo de manera significativa. Algo semejante expone Szydlowski (2017) para los Estados Unidos cuando analiza el comportamiento de la duración del desempleo demuestran que un aumento del 10% en la prestación por desempleo semanal corresponde a un aumento de la duración media del desempleo entre 0,6% y 7,9%. En la misma línea, Martins (2021) emplea modelos de regresión discontinua que evidencia que las transiciones al desempleo aumentan como respuesta al acceso de beneficios y subsidios en Portugal. Por su parte, You y Wang (2018) demuestran que la ley de contratos laborales en China del 2008 prolonga la duración del desempleo a corto plazo e indican que los migrantes experimentan mayores periodos de paro.

A su vez dentro de la categoría “institucional” del mercado laboral, no sólo están incluidas las regulaciones gubernamentales sino también los factores que afectan la conducta y los resultados de la organización sindical. Una consideración importante es el papel de los mandatos gubernamentales y las regulaciones laborales que afectan la empleabilidad; por ejemplo, las medidas de protección al empleado, medidas en contra de la discriminación, los riesgos de seguridad, pensiones y similares pueden disminuir la demanda de sindicalismo por parte de los trabajadores (Hirsch, 2008). En general, los modelos teóricos de los sindicatos constituyen una parte importante del marco analítico del desempleo, especialmente si dichos modelos se contrastan y complementan en combinación con otras teorías o enfoques (Lindbeck, 1994). Se entiende pues que la dinámica del mercado a su vez se ve profundamente influenciada por las estructuras sindicales: muchos trabajadores deciden afiliarse a sindicatos para vender su trabajo colectivamente y ganar de esta manera poder de negociación. Para McConnell y Brue (2017), los sindicatos pueden incidir en la oferta laboral

apoyando a su vez políticas de gobierno que eleven salarios o reduzcan el número de oferentes de trabajo cualificados.

Aunado a lo anterior, debe precisarse que las teorías de los sindicatos han sido la base para el desarrollo de los modelos de determinación salarial, entre estas se cita la teoría “*insider-outsider*” desarrollada por Layard y Nickell (1986 y 1988, respectivamente). Aquí se proporciona evidencia respecto a la incidencia de los trabajadores “*insiders*” en los procesos de negociación salarial y las externalidades generadas en los “*outsiders*” o desempleados demostrando que bajo el supuesto de una economía totalmente sindicalizada, la tasa de desempleo agregada puede ser mucho más elevada cuando las empresas y los sindicatos determinan conjuntamente el nivel de empleo y los salarios (Layard y Nickell, 1990). Ahora bien, Nickell y Layard (1999) demuestran que la cobertura sindical afecta el desempleo, recientemente, la literatura ya se ha cuestionado ¿Cuál es el impacto de los sindicatos en el desempleo y los salarios? (Krussell y Rudanko 2016). En este sentido por ejemplo para los Estados Unidos, Açıkgöz y Kaymak (2014) demuestran que una caída en la productividad de los trabajadores sindicalizados menos cualificados desestimula la contratación de potenciales trabajadores sindicalizados, como resultado neto se generan mayores rigideces en el mercado laboral que afectan el nivel de desempleo y su duración. Existe actualmente acuerdo en la literatura en que los sindicatos generan externalidades sobre la demanda de trabajo y el nivel de empleo (Pencavel y Hartsog, 1984 y Bhattacharyya y Gupta, 2021).

De acuerdo con Devicienti, Manello y Vannoni, (2017) la literatura empírica concuerda en que la relación entre los sindicatos y el desempeño económico de las empresas es negativa en lo que respecta a las ganancias, mientras que el efecto de los sindicatos en la productividad sigue siendo sustancialmente incierto.

Por otro lado, en la actualidad existe un marcado interés por comprender el papel que desempeñan los contratos y su tipología en la flexibilidad o rigidez de los mercados laborales. Es clave aclarar que un contrato laboral es un acuerdo escrito o verbal entre dos partes, un agente y un principal, que convienen un pago que es función de las actividades laborales y la cantidad de tiempo en dedicación a dichas actividades. Dichos contratos pueden estar bien definidos, es decir, ser explícitos como los contratos por escrito o ser implícitos, contratos no bien definidos como contratos verbales. Cabe destacar que Azariadis (1975) abre el campo teórico de los contratos implícitos, demostrando que en situaciones de incertidumbre los servicios laborales no son subastados bajo condiciones reguladas sino bajo un conjunto de compromisos implícitos; como práctica habitual se destacan los contratos verbales, que deben establecerse desde la confianza y transparencia en la información: si una firma o un trabajador son reconocidos por incumplir contratos, el mercado terminará por excluirlos (Ehrenberg y Smith 2021).

En este sentido, MacLeod y Malcomson (1989) demuestran que un contrato implícito que proporciona seguridad laboral para el trabajador induce a una autorregulación del mercado laboral, dado que el diseño de las instituciones del mercado laboral puede estar guiado por otros objetivos como la tributación en la nómina. Una buena parte de los contratos suscritos son de carácter implícito. La principal diferencia entre contratos explícitos e implícitos es la completitud de la información: mientras que en los primeros no existen profundas asimetrías de información, en los segundos si, la razón es que los contratos explícitos contienen mayor cantidad de información conocida por las contrapartes, incluyendo la información sobre los costos por incumplimiento del contrato. Por su parte en los contratos implícitos, una de las partes tiene mayor cantidad de información relevante

relacionada con la expectativa de cumplimiento del contrato, la confianza relacionada con la remuneración o los incentivos para el engaño y así obtener mayores rentas.

El trabajo realizado por Blanchard y Landier (2002) precisa que permitir a las empresas despedir trabajadores bajo contratos de duración determinada (explícitos o implícitos) puede tener efectos perversos para el mercado laboral. Analizando datos para trabajadores jóvenes de Francia en el período de 1980, encuentran que la reforma laboral que permite contratos a término han incrementado la rotación y no se produce una reducción significativa sobre la duración del desempleo. Güell (2003) realiza una investigación para evaluar las implicaciones de los contratos a término sobre la duración del desempleo en España para el periodo 1980-1994; sus resultados demuestran que la introducción de contratos de duración determinada incrementó el desempleo de larga duración.

A manera de síntesis es importante recuperar las vigentes apreciaciones de Nickell (1997), en las que explica cómo los beneficios monetarios para desempleados inciden en la duración del paro en el tiempo y generan un aumento en la duración del desempleo. Analizando las rigideces del mercado que afectan al desempleo, los resultados evidencian que los altos beneficios al desempleo durante un periodo prolongado de tiempo, junto al aumento en las uniones sindicales, salarios mínimos altos, aumento en el pago de altos impuestos y bajos estándares de educación, están relacionados con el alto desempleo y su duración.

3. Metodología

En la presente sección se realizará una descripción clara y detallada de las variables a ser analizadas en este estudio y de los métodos de análisis de información a usar (modelos econométricos, *tests* preliminares, análisis de robustez). La presente investigación busca determinar el impacto que tienen choques en los ingresos no laborales, el número de personas con subsidios por desempleo, el número de personas con contratos verbales y por escrito, pagos por cesantías, ocupados sindicalizados en la persistencia de la duración del desempleo medida a través de la LAPU en Colombia en períodos recientes. De igual forma en las estimaciones se incluye la variable del índice de seguimiento a la economía ISE con el propósito de controlar por el efecto del ciclo económico y de esta manera aislar la respuesta coyuntural de la LAPU respecto a la estructural explicada por las variables normativas e institucionales.

3.1 Especificación y estimación de modelos Vectoriales Autorregresivos - VAR

Para este tipo de análisis se considera la estimación de modelos Vectoriales Autorregresivos consistente con la propuesta original de Sims (1986). Estos modelos son una alternativa más práctica y consistente respecto a los modelos multiecuacionales tradicionales. La forma reducida del modelo de vectores del modelo VAR en – Var (1):

$$Y_t = \sum_{i=1}^{\rho} \Pi_i Y_{t-i} + \epsilon_t [1]$$

En donde $t - \rho$ corresponde al número de rezagos del modelo VAR de orden ρ y ϵ_t es un vector $n \times 1$ de innovaciones o procesos sin autocorrelación serial, ruido blanco y con esperanza cero y matriz de varianzas y covarianzas constantes en el tiempo.

3.2 Funciones impulso-respuesta y descomposición de varianza

Uno de los propósitos de la estimación consiste en calcular las funciones impulso-respuesta de tal manera que se puedan considerar tanto las reacciones contemporáneas como el efecto posterior al choque en las variables endógenas. Dichas funciones impulso-respuesta se representan de manera general como:

$$FIR_t = \sum_{j=1}^n \left[\sum_{i=1}^m r_{t,jt-i} \right] [2]$$

Donde $r_{t,jt-i}$ mide la respuesta de la variación en la tasa de desempleo de larga duración a cada variable j endógena del sistema en los periodos previos, es decir en sus rezagos correspondientes al vector $Y_t = (x_1, x_2, x_3, \dots, x_4)$, donde cada una de las variables se expresa en función de las perturbaciones aleatorias acumuladas.

El análisis de descomposición de varianza se realizará teniendo en cuenta su utilidad para obtener la proporción de los movimientos en las variables explicadas que se deben a sus "propios" choques, frente a los choques de las otras variables endógenas. Un choque en la i -ésima variable afectará directamente a esa variable, por su componente autorregresivo, pero también se transmitirá a todas las demás variables del sistema a través de la estructura dinámica del VAR.

Se estiman dos modelos: VAR 1 y VAR 2. En el primer modelo, el vector de variables endógenas del sistema de ecuaciones está compuesto por: la LAPU, brecha entre personas con contratos por escrito frente a personas con contratos verbales, ingresos no laborales, personas desempleadas con subsidio y desempleados, personas que reciben pagos por cesantías y personas ocupadas sindicalizadas. Se estima un modelo adicional (VAR 2) que sólo comprenderá variables que capturen transferencias monetarias: personas desempleadas con subsidio y personas que reciben pagos por cesantías, para determinar su impacto en la LAPU.

Las series que presentaron indicios de estacionalidad fueron desestacionalizadas con el método TRAMO-SEATS. Se han implementado las pruebas de raíz unitario de Dickey-Fuller y Phillips-Perron a nivel y en primera diferencia con tendencia e intercepto para efectos de mayor rigurosidad en los resultados, puede ver los resultados de la prueba en el Anexo A al final del documento. De igual forma, se ha determinado el orden de rezagos para el VAR 1, VAR 2 y en 14 y 2 respectivamente teniendo en cuenta el test de inclusión de rezagos basado en el criterio de información de AKAIKE, ver Anexo B al final del documento. En el anexo C se presenta la prueba de auto-correlación serial LM Test, y se puede constatar que ninguno de los modelos presenta problemas de autocorrelación serial.

Hipótesis 1 para el modelo VAR 1. Choques en el vector de variables endógenas $Y_t = (x_1, x_2, x_3, \dots, x_5)$ correspondientes a variables institucionales impactan la duración del desempleo en Colombia y la LAPU.

En esta hipótesis se espera que un choque positivo en el número de personas sindicalizada, en la brecha entre personas con contrato por escrito y verbal, en los ingresos

no monetarios y en las personas que reciben subsidios por desempleo impacten la LAPU, la dirección del impacto será determinada por las funciones impulso respuesta estimadas en el modelo VAR

Hipótesis 2 para el modelo VAR 2. Choques en el vector de variables endógenas $Y_t = (x_1, x_2, \dots, x_3)$ correspondientes a transferencias monetarias de protección al empleo impactan la LAPU.

En la hipótesis se espera que un choque positivo en las transferencias monetarias como regulaciones del mercado laboral por concepto de pago por cesantías y pagos por concepto de subsidio al desempleo impacten la LAPU, de igual forma teniendo en cuenta que la dirección del impacto será determinada por las funciones impulso respuesta estimadas en el modelo VAR 2.

3.3 Variables y datos

Para Machin y Manning (1999) existen dos fuentes de información principales en cuanto a la duración del desempleo: 1) Las encuestas de fuerza de trabajo y 2) Las mediciones administrativas. Por lo general, las segundas están afectadas por factores idiosincráticos, razón por la cual las encuestas de población y fuerza de trabajo siguen siendo la fuente más confiable. En el presente estudio se realiza un importante esfuerzo por sistematizar la información proveniente de los microdatos reportados por la Gran Encuesta Integrada de Hogares GEIH del DANE. Como unidad de análisis se considera el mercado laboral colombiano durante el periodo comprendido entre los años 2010 y 2021.

Para el cumplimiento del objetivo planteado, se han considerado 24 áreas metropolitanas y 11 ciudades principales de Colombia, que hacen parte de la fuente de

información de la base de datos de los microdatos del módulo para cabecera del mercado laboral colombiano correspondiente a la Gran Encuesta Continua de Hogares. Esta base de datos ha experimentado cambios metodológicos a lo largo del tiempo, primero en el aumento de la muestra de la Encuesta Nacional de Hogares ENH del DANE desde 1984 hasta el año 2000, posteriormente en el año 2010 para ajustarse a los estándares internacionales instaurados en la conferencia internacional de estadística del trabajo (CIET) y la organización internacional del trabajo (OIT), donde diversas preguntas pasaron a estar evaluadas por la GEIH, en la cual permanecen hasta la fecha¹¹, incluyendo la información sobre el tiempo de duración en situación de desempleo. Dado lo anterior, el presente estudio toma como muestra el período entre enero de 2010 y octubre de 2021 para realizar los análisis econométricos, evitando potenciales sesgos debido a los cambios metodológicos reportados por el DANE. Las variables que reportan el número de personas están expresadas en miles. A continuación, en la tabla 8 se enuncian las variables por categoría, fuente y modelo estimado, de igual forma en ésta tabla se presenta una síntesis del tratamiento de los datos y cálculo de las variables.

¹¹ Desde el año 1976, en el que se consolidó la ENH, hasta el año 1984, la misma solo reportaba datos trimestrales para Bogotá, Medellín, Cali y Barranquilla; y datos nacionales anualmente. En el 84 se incluyeron reportes trimestrales de Bucaramanga, Manizales y Pasto, dejando la disponibilidad de datos trimestrales en 7 ciudades y datos anuales para el total nacional. En el trabajo de Arango, García y Posada (2006) se encuentra una detallada descripción de las diferencias y de los empalmes metodológicos para la ENH y la ECH realizados en el año 2000. La actual encuesta que contiene dicha información, GEIH, tiene vigencia desde el año 2010 e incluye dicho indicador realizado por el DANE y tiene disponibilidad trimestral para 13 ciudades principales y su áreas metropolitanas y 11 ciudades intermedias, para un total de 24 ciudades.

Tabla 8. Variables institucionales y de regulación por transferencias monetarias incluidas en los modelos VAR1 y VAR2

Variable	Categoría	Modelo VAR	Cálculo	Fuente
LAPU	Persistencia	1, 2	Porcentaje de personas desempleadas durante 52 semanas o más respecto a la Gran Encuesta total de desempleados 52 semanas antes para la muestra – cabecera de la (GEIH) del DANE	Construida a partir de la Gran Encuesta Integrada de Hogares-GEIH. DANE (DANE, 2021)
Otros ingresos	Otros Ingresos no laborales ¹²	1	Otros ingresos" corresponde a la suma de diversas preguntas del módulo de otros ingresos para la muestra – cabecera de la (GEIH) del DANE	Construida a partir de la Gran Encuesta Integrada de Hogares-GEIH. DANE (DANE 2021) serie deflactada con IPC:2018=100.
Número de Ocupados sindicalizados	Institucional	1	Se obtiene el número de personas que contestaron a la pregunta (P7320) del mismo módulo ¿Está afiliado o hace parte de una asociación gremial o sindical?	Gran Encuesta Integrada de Hogares-GEIH. DANE (DANE, 2021)
Brecha contratos por escrito frente a verbal ¹³	Institucional	1	Construida a partir de la pregunta P6450 ¿El contrato es verbal o escrito?. Se calcula brecha como la diferencia entre las personas que contestaron que tienen contrato por escrito frente a las personas	Gran Encuesta Integrada de Hogares-GEIH. DANE (DANE, 2021)

¹² La variable Otros ingresos no laborales corresponde a la suma de: Pensión alimenticia por paternidad, divorcio o separación (P7500S3A1); Dinero de otros hogares a personas residentes en el país (P7510S1A1); Arriendos de casas, apartamentos, fincas, lotes, vehículos, equipos (P7500S1A1); Pensiones o jubilaciones por vejez, invalidez o sustitución pensional (P7500S2A1); Dinero por intereses de préstamos o por CDTs, depósitos de ahorro, utilidades ganancias o dividendos por inversiones (P7510S5A1); Ingresos por concepto de cesantías y/o intereses a las cesantías (P7510S6A1).

¹³ La variable “Número de ocupados con contrato” corresponde a la pregunta P6440 del módulo de ocupados para la muestra – cabecera de la GEIH del DANE: ¿Para realizar este trabajo tiene algún tipo de contrato? La variable toma valor de uno si la persona tiene contrato laboral y cero en caso contrario. Posteriormente, se construye la variable “Número total de personas laborando con contrato” y se filtran los datos de las personas laborando con contrato verbal o escrito. Este dato corresponde a la pregunta P6450 del mismo módulo: ¿El contrato es verbal o escrito? . La variable toma valor de uno si el individuo labora con contrato verbal, y cero en caso de que labore con contrato escrito.

			que contestaron con que tiene contrato verbal.	
Número de desempleados con subsidio	Transferencias monetarias por regulación laboral	1 y 2	Se obtiene el número de personas que reciben subsidio al desempleo correspondiente a la pregunta P9460 ¿Actualmente recibe subsidio al desempleo?. del módulo de desocupados para la muestra – cabecera de la (GEIH) del DANE	Gran Encuesta Integrada de Hogares-GEIH. DANE (DANE, 2021)
Pagos por cesantías	Transferencias monetarias por regulación laboral	2	Se obtiene el número de personas que reciben ingresos por cesantías y/o intereses a las cesantías correspondiente a la pregunta P7510S6 del módulo de otros ingresos para la muestra – cabecera de la (GEIH) del DANE.	Gran Encuesta Integrada de Hogares-GEIH. DANE (DANE, 2021)
Índice de seguimiento a la economía	ISE	1 y 2	La serie ajustada por estacionalidad de tiempo solo requiere de una transformación de log-diferenciación para procurar su estacionariedad. No presenta datos atípicos.	Sistema de cuentas nacionales DANE (DANE, 2021)

Fuente: Elaboración propia

Para la construcción de la variable de persistencia en el desempleo, en primer lugar se ha identificado la variable de desempleados de larga duración - DLD - correspondiente a la pregunta P7320 del módulo de desocupados para la muestra - cabecera de la GEIH¹⁴: ¿Cuántas semanas hace que ...dejó de trabajar por última vez?. En Colombia, se considera que una persona es desempleada de larga duración cuando supera 52 semanas en situación

¹⁴ La variable desempleo de larga duración correspondiente a la pregunta P7320 del módulo desocupados de los microdatos de la GEIH para cabecera presentó dos datos faltantes en la serie para el mes de abril y marzo de 2020, debido a que de acuerdo con respuesta del DANE, los informes y bases de datos para estos meses se encontró limitado en preguntas ejecutadas debido a la contingencia del Sars-COVID-19, por tal motivo el DANE no dispone de dicha información para el módulo de desocupados e inactividad, Por esta razón, se procedió a realizar una imputación a la media mediante el Método NNI (Nearest Neighbor Imputation).

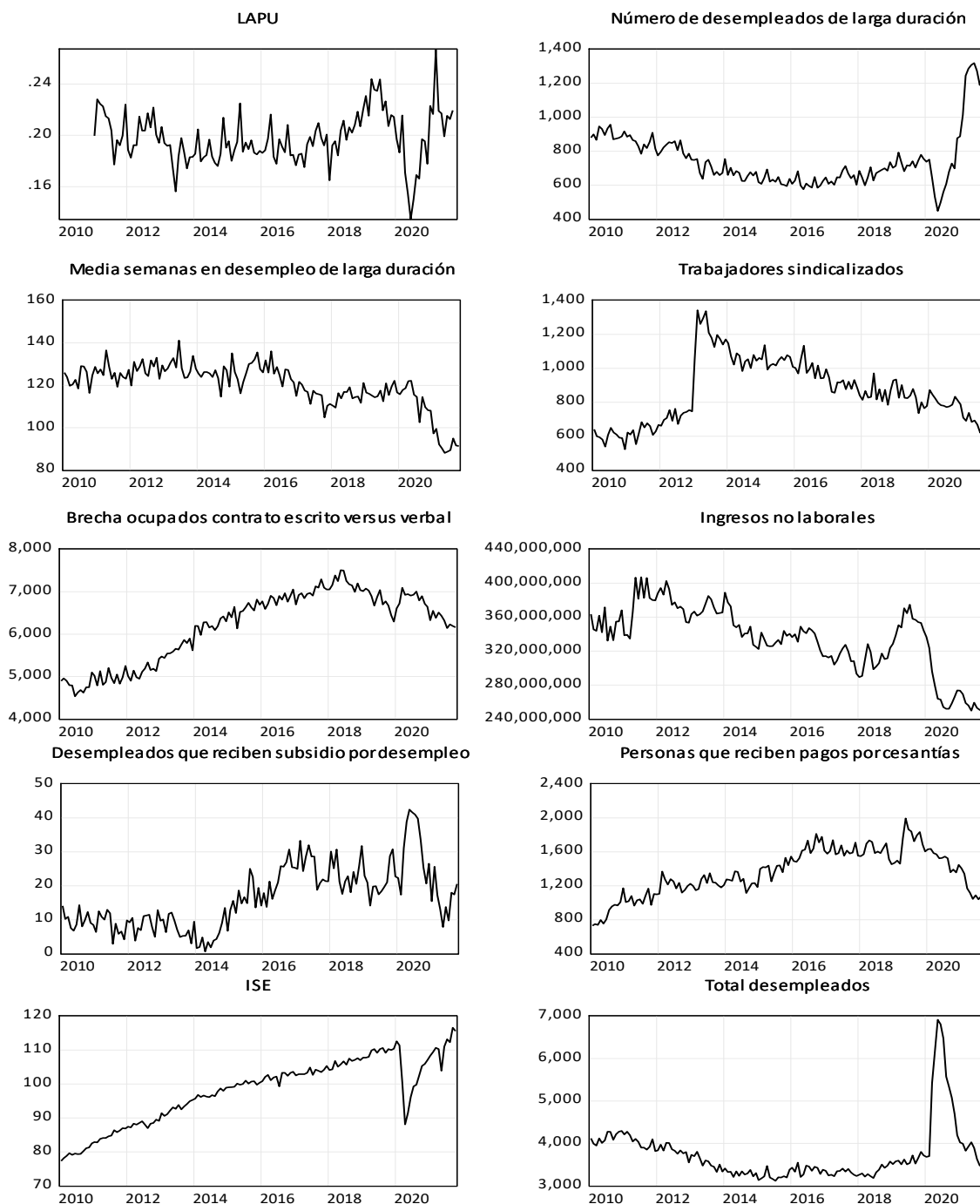
de paro. Por lo tanto, se procede a aplicar un filtro a los microdatos mensuales suministrados por la pregunta P7320 con el fin de identificar todas las personas con un total mayor o igual a 52 semanas en situación de paro. Posteriormente, con la respuesta de la misma pregunta, se crea una variable que mide la media de semanas en situación de desempleo de los desempleados de larga duración.

Con los datos de duración del desempleo se construye el indicador denominado “Long-Term Unemployment Measured As A Percentage Of Total Unemployment) – LAPU” La variable (LAPU) o Desempleo de larga duración medido como porcentaje del desempleo total, es medida entonces como el número total de personas que llevan desempleadas durante 1 año o más sobre el total de desempleados hace 6 meses o 1 año. El indicador mide el porcentaje de personas que estaban desempleadas entre 6 meses y un año y siguen sin empleo un año después (Webster, 2005). El cálculo de dicho indicador sigue la siguiente forma:

$$LAPU = \frac{\text{Desempleados}_{t \geq 52 \text{ semanas}}}{\text{Total desempleados}_{t-52}} \quad (1)$$

En la Figura 1 puede observarse cómo en el periodo reciente de crisis pandémica se ha producido un incremento en el número de desempleados de larga duración y en la LAPU, mientras que la media en semanas en situación de desempleo de larga duración muestra una reducción que podría explicarse por el tránsito de desempleados hacia la inactividad como resultado de la profunda contracción de la actividad económica que agravó la situación de los desempleados en Colombia.

Figura 17. Variables institucionales y de regulación, ISE 2010M1-2021M12



Fuente: Elaboración propia con datos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares-GEIH, DANE y Sistema de Cuentas Nacionales (DANE, 2022). LAPU medida como tasa, la variable pagos por concepto de arriendos en ingresos no laborales medido en miles de pesos, subsidio al desempleo medido en número de personas que reciben subsidio, número de contratos por escrito y verbal medido en miles, número de personas sindicalizadas para los meses de marzo, abril, mayo, junio y julio de 2020 y para las variables (desempleados y

desempleados de larga duración) para los meses de marzo y abril de 2020 no hay datos disponibles debido a que la encuesta no pudo realizarse a causa de la pandemia provocada por el virus COVID-19 de acuerdo con respuesta del DANE, Por esta razón, se procedió a realizar una imputación a la media mediante el método NNI (Nearest Neighbor Imputation). La información de las siguientes variables es proporcionado por el DANE (2022): El ISE corresponde al índice de seguimiento a la economía, número de desempleados que reciben subsidio por desempleo medido en miles, total de desempleado medido en miles, personas que reciben pagos por cesantías medido en miles, número de trabajadores sindicalizados medido en miles, media semanas en situación de desempleo de larga duración medido como el promedio de semanas.

De acuerdo con la Figura 1, puede notarse que durante el periodo de la reciente crisis del COVID-19, se ha producido una relativa caída en el número de personas con contrato verbal de manera más marcada que el número de personas con contrato por escrito respecto a las personas con contrato verbal, esta evidencia sugiere que es importante calcular un indicador de brecha entre el número de ocupados contrato por escrito frente al número de personas con contrato verbal, lo anterior nos permite evidenciar que se produce efectivamente una ampliación en la brecha entre personas ocupadas con contrato por escrito versus contrato verbal siendo esto más notable a partir del año 2014.

En cuanto al comportamiento de los ocupados sindicalizados, se destaca que entre el año 2012 y 2014, aspecto que Urrea-Giraldo, Hawkins y Romero (2020) atribuyen esencialmente al crecimiento significativo al tipo de contratación sindical colectiva en Colombia, tal como indica, se observa durante este periodo un crecimiento extraordinario de los contratos sindicales, a su vez ésta dinámica va de la mano de la tasa de sindicalización que crece significativamente desde el inicio del periodo presidencial de Juan Manuel Santos en 2010 período también caracterizado por presentar el pico más alto de las acciones colectivas sindicales. Posteriormente, se destaca la tendencia negativa que puede sugerir una dinámica de sindicalización a la baja como expresión de políticas de gobierno corporativo en oposición a procesos de negociación colectiva en Colombia.

Es de destacar el comportamiento tendencial y creciente de la brecha de contratos, de manera específica durante todo el periodo la serie exhibe un crecimiento positivo y sostenido ralentizando a partir del año 2018 y con un aumento en el 2020 que puede estar explicado por los menores costos de contratación debido a las medidas de mitigación ante la crisis Covid-19 flexibilizando relativamente la contratación formal mediante subsidios a la nómina entre otros.

Respecto a las personas que reciben subsidio al desempleo, la Figura 17 del capítulo cuatro muestra una elevada volatilidad y aumento en el número de desempleados que reciben subsidio por desempleo durante el periodo entre 2014 y 2021. Londoño y Mejía (2019) muestran que desde el inicio de la puesta en marcha del mecanismo de protección al cesante¹⁵ se produce un importante aumento cada año en el registro y solicitudes de empleados para acceder a los beneficios de protección al cesante¹⁶. Por su parte, los ingresos no laborales han exhibido una tendencia a la baja con un breve repunte para el periodo entre 2018 y enero de 2020, posteriormente se nota una contracción que puede estar explicada por las medidas de confinamiento y cierre de establecimientos de trabajo para evitar la propagación del virus.

4. Resultados y discusión

4.1 Funciones impulso-respuesta y Descomposición de la Varianza

¹⁵ Ley 1636 de junio de 2013 antes Ley 789 por cual se dictan normas para ampliar la protección social, incluyendo el subsidio al desempleo.

¹⁶ Entre estos: 1.5 smmlv otorgado en seis mensualidades iguales, con descuentos por cotización al sistema de salud y pensiones, bonos de alimentación y servicios de capacitación.

A continuación se presentan los resultados de los modelos VAR estimados teniendo en cuenta las hipótesis formuladas en el apartado metodológico. En primer lugar, los resultados revelan que la LAPU exhibe un relativo comportamiento inercial, responde positiva y significativamente a choques en sí misma entre el periodo 1 al 6 aproximadamente, aspecto que no sorprende al ser una medida de persistencia en la duración del desempleo en la que la variabilidad de la relación entre el desempleo de larga duración frente al desempleo total es muy limitada (Webster, 2005).

En segundo lugar, La LAPU responde negativa y significativamente a una perturbación positiva en el crecimiento de la brecha entre el número de personas que trabajan con contratos por escrito frente a las personas que trabajan con contratos verbales entre el periodo 4 al 7 después del choque. Este resultado es de interés ya que indica que los mecanismos de contratación explícitos (contrato por escrito) pueden ser más efectivos para lograr una reducción agregada en el tiempo de la duración del desempleo en Colombia respecto a los contratos implícitos (contratos verbales). Como precisan Clark, Knabe y Rätzl (2009) las fallas del mercado de trabajo son resultado de las condiciones de seguridad del mercado de trabajo; dicha seguridad se entiende como la facilidad para que un desempleado logre encontrar un nueva plaza de trabajo. Un contrato por escrito provee mejores condiciones de seguridad y estabilidad que uno verbal. La contratación por escrito es entonces un instrumento de confianza del mercado de trabajo que propicia la reducción en la persistencia de la duración del desempleo, aspecto a favor de la formalización laboral.

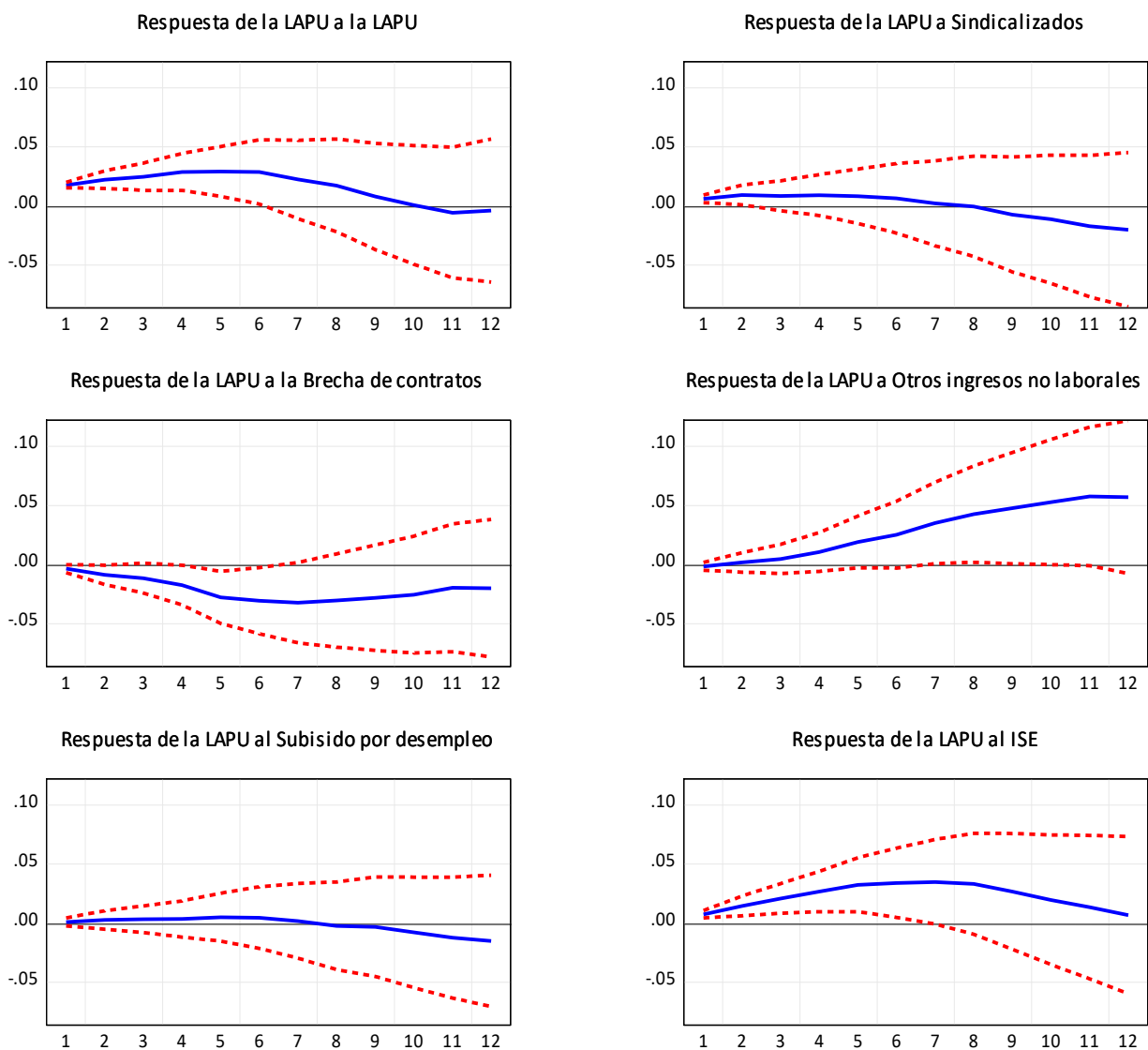
En tercer lugar, la LAPU responde positiva y significativamente a una perturbación en el crecimiento de los ingresos no laborales entre el periodo 7 al 10 después del choque. Este resultado concuerda con la evidencia encontrada por Webster (2005): sugiere que los

ingresos provenientes de una actividad distinta a la labor principal del individuo incrementa la duración del desempleo.

De acuerdo con (Hirsch, 2008) en la medida en que la alta compensación laboral de los sindicatos no signifique una mayor productividad o precios más altos de los productos, las ganancias de los sindicatos pueden considerarse como un “impuesto” sobre las ganancias de las empresas, aspecto que limita la competitividad del mercado de productos, lo que a su vez afecta la demanda de trabajo, puesto que las empresas pueden prosperar con costos sindicales más altos siempre que los aumentos de costos laborales se trasladen a los consumidores, aspecto que en la práctica no es posible y que dificulta la prosperidad de las empresas con proceso de negociación sindical colectiva. De esta manera, se espera que los procesos de negociación sindical colectiva pueden generar rigideces en el contexto colombiano que inciden en la persistencia de la duración del desempleo, esta apreciación concuerda con los resultados obtenidos a partir de la estimación VAR, puede evidenciarse que la LAPU responde positiva y significativamente a un choque en el número de personas sindicalizadas en el periodo 1 y 3 después del choque, a su vez el número de personas sindicalizadas responden positiva y significativamente a la LAPU en el periodo 2 y 11 después del choque.

Finalmente, de manera contraintuitiva la LAPU no exhibe respuestas significativas a choques en el crecimiento en las personas que reciben subsidios por desempleo, lo cual sugiere que este mecanismo de protección al cesante no es determinante de la persistencia en la duración del desempleo en Colombia. La Figura 8 a continuación muestra las funciones impulso respuesta generalizadas estimadas en el modelo VAR_1

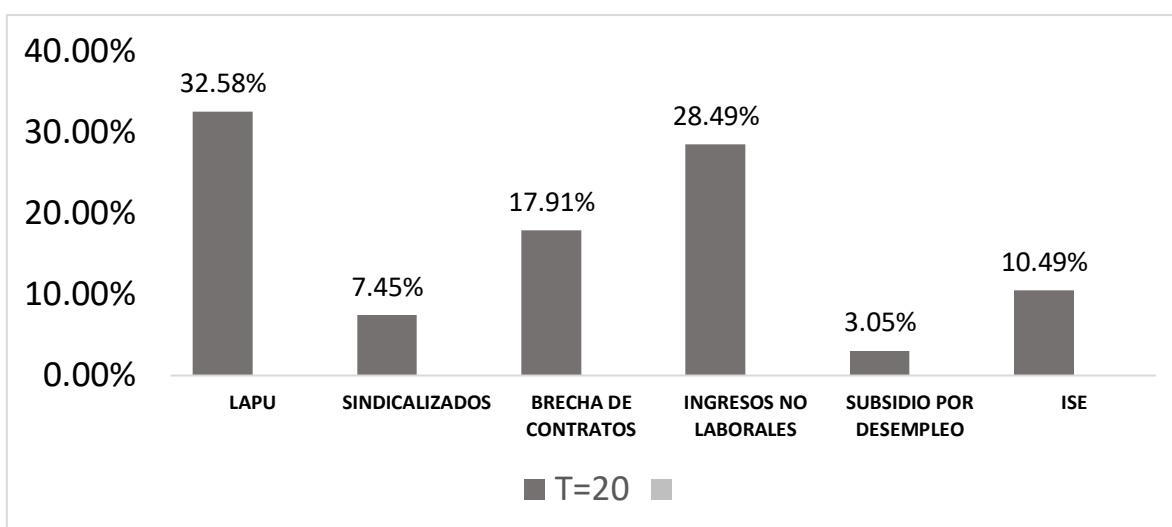
Figura 18. Funciones impulso-respuesta generalizadas acumuladas de la LAPU a una desviación S.D en variables institucionales



Fuente: Elaboración propia de los autores con base en la estimación VAR 1. Elaboración propia con datos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares-GEIH. DANE y Sistema de Cuentas Nacionales (DANE, 2022). variables integradas de orden I(1), LAPU integrada de orden I(0).

De acuerdo con los resultados del proceso de descomposición de la varianza de la LAPU, puede constatar que los ingresos no laborales explican el 28.49% de dicha varianza, mientras que el número de personas sindicalizadas explican el 7.45% y la brecha de contratos explica aproximadamente el 17.91%, proporcionando evidencia del importante efecto de variables institucionales del mercado laboral en la persistencia de la duración del desempleo para un país emergente como Colombia. Finalmente el ISE, variable incorporada como control de la dinámica coyuntura explica el 10.49% de la variabilidad de la LAPU

Figura 19. Descomposición de la Varianza de la LAPU en T=20 ante variables institucionales

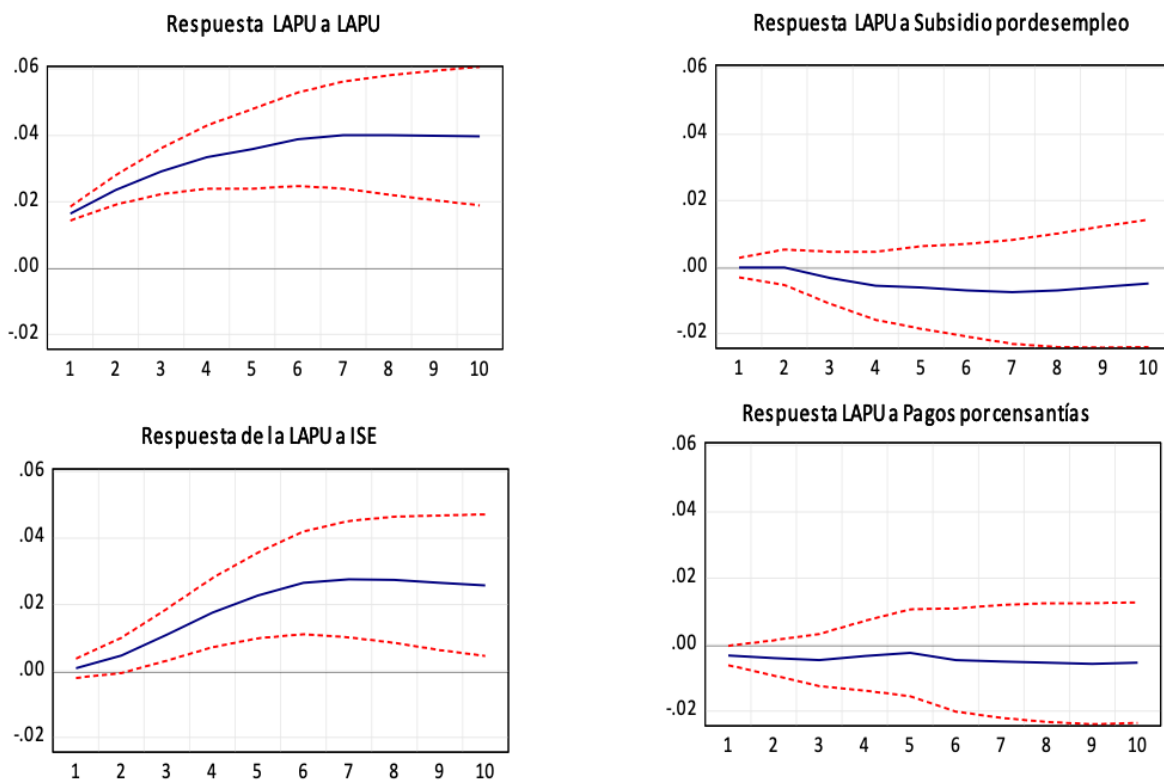


Fuente: Elaboración propia de los autores con base en la estimación VAR1. T=20 periodo en el que la varianza se estabiliza. Orden de Cholesky del sistema: ISE, Ingresos no laborales, Personas Sindicalizadas, Brecha de contratos, Subsidio por desempleo, Personas Sindicalizadas, LAPU. Nota: Datos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares-GEIH. DANE y Sistema de Cuentas Nacionales (DANE, 2022). variables integradas de orden I(1), LAPU integrada de orden I(0).

A continuación se presentan los resultados del modelo de regulación por transferencias monetarias. Los resultados sugieren que el subsidio al desempleo y los pagos

por cesantías no ejercen efecto alguno sobre la persistencia en la duración del desempleo en Colombia medida a través de la LAPU. Cabe destacar que el efecto nulo del subsidio por desempleo en la LAPU puede obedecer a la poca cobertura que tiene este beneficio de protección al desempleados sobre el total de desempleados. En el presente estudio se ha realizado el cálculo del porcentaje medio que desempleados que han recibido subsidios por desempleo frente al total de desempleados reportados por la GEIH, la media es del 0.04%, el valor máximo del 1% y el valor mínimo es de 0.002% para un total de 142 observaciones en la serie de tiempo calculada.

Figura 20. Funciones impulso-respuesta generalizadas acumuladas de la LAPU a una desviación S.D en variables de regulación por transferencias monetarias



Fuente: Elaboración propia de los autores con base en la estimación VAR 2. Datos de la

Gran Encuesta Integrada de Hogares-GEIH. DANE y Sistema de Cuentas Nacionales (DANE, 2022). variables integradas de orden I(1), LAPU integrada de orden I(0).

Teniendo en cuenta los resultados del modelo VAR 2, el proceso de descomposición de la varianza concuerda de manera robusta con los resultados de las funciones de impulso respuesta ya que no evidencian efectos significativos en la LAPU las variables que corresponden a transferencias monetarias tales como pagos por cesantías y subsidios por desempleo, es correcto indicar que el porcentaje de la varianza de la LAPU que es explicado por el crecimiento en las personas que reciben subsidio por desempleo y crecimiento de personas que reciben pagos por cesantías es muy bajo, esto es un 4.63% y 2.29%, respectivamente, mientras que el crecimiento del ISE en este caso explica cerca del 21.09% mostrando que coyunturalmente impacta mayoritariamente la actividad económica cíclica a la LAPU que las variables que corresponden a transferencias monetarias.

Las contribuciones pioneras de (Taylor, 1979), (Blanchard, 1982) y (Calvo, 1983) sobre las decisiones escalonadas en la determinación de precios y salarios como consecuencia de la existencia de contratos, constituyen un avance frente al planteamiento neoclásico que suponía que precios y salarios se ajustaban de forma sincronizada e instantánea, una vez establecidos los contratos y son estos fijos durante varios períodos contractuales, las decisiones de precios y de salarios no tienen porque establecerse de manera simultáneamente, respondiendo más bien a la inercia misma de las condiciones del mercado laboral y de los mercados fijadores de precios. La presencia de este tipo de contratos plenamente establecidos serían el factor que por un lado impide el ajuste inmediato de salarios a su nivel de equilibrio pero si potencia la reducción de asimetrías de información, aspecto que demuestra la compatibilidad entre la formalización en los procesos de contratación con la mejora de los mercados laborales

apoyada en la hipótesis analítica de las expectativas racionales y la existencia de desempleo involuntario (Torres López & Montero Soler, 2005, p. 15).

La existencia de salarios fijos resultantes de procesos de contratación explícitos pueden generar externalidad muy positivas en la productividad y en los mercados de trabajo, según (Romer, 2002) un salario fijo y creciente en el tiempo incrementa el consumo de alimentos de los trabajadores, haciendo que éstos estén mejor alimentados y sean más productivos, 2) puede contribuir a incrementar el esfuerzo de los trabajadores en aquellas situaciones en las que la empresa no puede controlar fácilmente su rendimiento, 3) puede contribuir a mejorar las capacidades de los trabajadores de una empresa al incidir sobre determinados aspectos que ésta no puede controlar porque se desenvuelve en un contexto de información imperfecta y asimétrica y, por último, 4) pueden estimular un sentimiento de lealtad en los trabajadores e inducir a un mayor esfuerzo.

Finalmente es importante recordar las conclusiones del informe de la Misión de Empleo para Colombia, elaborado por Meléndez, Alvarado y Pantoja (2021), explican que el diseño ineficiente del sistema contributivo de la seguridad social y de la regulación del mercado laboral tiene origen los problemas estructurales asociados a la alta informalidad, en Colombia la cifra media de informalidad para el total nacional 2021-2022 es del 59% de la población ocupada, siendo por posición ocupacional, el empleado particular y el trabajador por cuenta propia quienes componen mayoritariamente la población ocupada informal, de igual forma por ramas de actividad económica, predominan comercio, Agricultura, Alojamiento y servicio de acuerdo con cifras del DANE (2022) Es así como cabe esperar que periodos pronlogados de exposición a la informalidad generen como resultado aumentos en las regulaciones laborales, aumentos de los costos laborales y no laborales que tienden a

empeorar las condiciones del mercado laboral de acuerdo con Sánchez et al (2009) y a su vez propendar por un aumento de rentas no laborales tales como las remesas, entre otros.

5. Conclusiones

El presente estudio se ha planteado el objetivo de medir el impacto de algunas variables institucionales y de regulación del mercado laboral colombiano sobre la tasa de desempleo de larga duración LAPU.

De acuerdo con los resultados en las funciones de impulso-respuesta y el proceso de descomposición de la varianza para los modelos estimados, se puede inferir que el camino hacia la formalización es pertinente; de acuerdo al crecimiento de la brecha de los contratos explícitos (contratos por escrito) vs implícitos (verbal), la LAPU responde negativamente, denotando una reducción en la persistencia de la duración del desempleo en Colombia. Adicionalmente, la respuesta positiva y significativa de la brecha de contratos ante un choque positivo en el total de otros ingresos no laborales confirma los hallazgos mostrando que la contratación menos formal presenta un co-movimiento con los ingresos no laborales, aportando evidencia a favor de la hipótesis de un proceso de profundización en las condiciones de informalidad laboral en el país

Los datos de informalidad en Colombia son un claro reflejo de un efecto combinado de fallos de mercado y baja productividad que inciden en la duración del desempleo, la evidencia proporcionada en el presente estudio revela una la relación positiva y significativa entre los ingresos no laborales y la persistencia de la duración del desempleo, sugiriendo que una importante parte de la población económicamente activa del país busca generar rentas adicionales que les permita generar los ingresos de subsistencia ante la falta de condiciones formales de trabajo, por ejemplo como el envío de remesas, dinero por intereses de préstamos o por CDTs, o bien el cobro de ingresos por concepto de cesantías y/o intereses a las cesantías ante la entrada en situación de desempleo.

Los resultados de la investigación demuestran que el crecimiento en el número de empleados sindicalizados, los ingresos no laborales, elevan la LAPU. En primer lugar es posible concluir que el efecto que tiene sobre este indicador un choque positivo en el número de trabajadores sindicalizados guarda relación los procesos de negociación sindical colectiva que pueden generar rigideces en el contexto del mercado laboral colombiano, y que a su vez inciden en la persistencia de la duración del desempleo, aspecto que deberá ser estudiado con mayor profundidad en futuras investigaciones para encontrar el canal causal de dicho efecto. Entre tanto, la contratación por escrito permite reducir la persistencia de la duración del desempleo, aspecto a favor de la formalización laboral debido a la rigurosidad del cumplimiento normativo del contrato por escrito, que desde la perspectiva de la teoría la información genera confianza, y por lo tanto, condiciones favorables de empleabilidad a la mano de obra cualificada y con mayor experiencia.

Por otro lado, una conclusiones de interés en el presente estudio es que el efecto nulo del subsidio por desempleo en la LAPU obedece a la baja cobertura que tiene este beneficio de protección al desempleados sobre el total de desempleados siendo cercano al 0.04% para el período 2010M1-2021M10, aspecto que revela el poco impacto que tiene esta regulación del mercado laboral en la dinámica propia del desempleo y su duración.

A su vez resulta evidente, que la crisis del COVID-19 ha empeorado las condiciones del mercado laboral debido al cierres de escuelas, lugares de trabajo, transporte público, restricciones de movilidad en lugares públicos, en reuniones, en viajes y cancelaciones de eventos durante el periodo de confinamiento estricto, esto teniendo en cuenta que PIB del país proporcionalmente mayor en el componente del sector terciario y de servicios, sector de la economía con mayor impacto negativo y pérdida de puestos trabajo debido a la imposibilidad de poder realizar actividades comerciales con normalidad en espacio físicos.

Finalmente, cabe destacar que el mayor valor agregado que deja el presente trabajo radica en la posibilidad de formular políticas públicas que comprendan el rol de los ingresos no laborales como expresión de la informalidad, la incidencia de los procesos de negociación sindical y la dinámica de los contratos para comprender de forma más estrecha el comportamiento de la duración del desempleo en Colombia.

Bibliografía

- Açıkgöz, Ö. T., y Kaymak, B. (2014). The rising skill premium and deunionization. *Journal of Monetary Economics*, 63, 37-50. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2014.01.002>
- Arango, L. E., y Flórez, L. A. (2020). Determinants of structural unemployment in Colombia: a search approach. *Empirical Economics*, 58(5), 2431-2464. <https://doi.org/10.1007/s00181-018-1572-y>
- Azaradis, C. (1975). Implicit contracts and unemployment equilibria, *The Journal of Political Economy*, n. 83.
- Blanchard, O., y Landier, A. (2002) The Perverse Effects of Partial Labour Market Reform: Fixed-Term Contracts in France, *The Economic Journal*, 112(480), F214–F244. URL: <http://doi:10.1111/1468-0297.00047>
- Blanchard, O. (1982). Price Asynchronization and Price Level Inertia. *National Bureau of Economic Research* (900).
- Bhattacharyya, C., y Gupta, M. R. (2021). Unionized labour market, environment and endogenous growth. *International Review of Economics y Finance*, 72, 29-44. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2020.10.005>
- Boeri, T. (1999). Enforcement of employment security regulations, on-the-job search and unemployment duration. *European Economic Review*, 43(1), 65–89. [https://doi:10.1016/s0014-2921\(98\)00026-9](https://doi:10.1016/s0014-2921(98)00026-9)
- Calvo, G. (1983). Staggered Prices in a Utility - Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics* , 12 (3), 383-398.
- McConnell, C. R., y Brue, S. (2017). *Contemporary labor economics*. McGraw-Hill Education.

Carling, K., Edin, P.-A., Harkman, A., y Holmlund, B. (1996). Unemployment duration, unemployment benefits, and labor market programs in Sweden. *Journal of Public Economics*, 59(3), 313–334. [https://doi:10.1016/0047-2727\(95\)01499-3](https://doi:10.1016/0047-2727(95)01499-3)

Castellar, C., y Uribe, J. (2003). Determinantes de la duración del desempleo en el área metropolitana de Cali 1988 - 1999. *Sociedad y economía*, (11),8-38.[fecha de Consulta 8 de Octubre de 2021]. ISSN: 1657-6357. Retrieved from <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=99616177001>

Chodorow-Reich, G., y Coglianesi, J. (2021). Projecting unemployment durations: A factor-flows simulation approach with application to the COVID-19 recession. *Journal of Public Economics*, 197, 104398. <http://doi:10.1016/j.jpubeco.2021.104398>

Clark, A., Knabe, A., y Rätzel, S. (2009). Boon or bane? Others' unemployment, well-being and job insecurity. *Labour Economics*, 17(1), 52–61. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2009.05.007>

Clavijo-Cortes, P. (2021). How persistent is unemployment in major Latin American economies? *Economics Bulletin*, 41(2), 342-360. Retrieved from: <http://www.accessecon.com/Pubs/EB/2021/Volume41/EB-21-V41-I2-P31.pdf>

Colombia, Congreso de Colombia. Ley 789, por la cual se dictan normas para apoyar el empleo y ampliar la protección social y se modifican algunos artículos del Código Sustantivo de Trabajo (2002 dic. 27)

Colombia, Congreso de la República. Ley 1636, por medio de la cual se crea el mecanismo de protección al cesante en Colombia (2013 jun. 18)

Dawkins, C. J., Shen, Q., y Sanchez, T. W. (2005). Race, space, and unemployment duration. *Journal of Urban Economics*, 58(1), 91–113. <http://doi:10.1016/j.jue.2005.02.001>

Departamento Administrativo Nacional de Estadística- DANE. (2022). Departamento Administrativo Nacional de Estadística. URL:

<https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/cuentas-nacionales/cuentas-nacionales-departamentales>

Departamento Administrativo Nacional de Estadística- DANE. (2022). Empleo informal y seguridad social - 07 de octubre de 2021. URL: <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/mercado-laboral/empleo-informal-y-seguridad-social>

Departamento Administrativo Nacional de Estadística- DANE. (2022). Gran Encuesta Integrada de Hogares - Microdatos - Desocupados. Obtenido de Archivo Nacional de Datos URL: http://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/MICRODATOS/about_collection/23/1

Departamento Administrativo Nacional de Estadística- DANE. (2022). Empleo informal y seguridad social. Obtenido de Archivo Nacional de Datos URL: [https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/mercado-laboral/empleo-informal-y-seguridad-social#:~:text=Para%20el%20total%20nacional%2C%20en,anterior%20\(60%2C1%25\).](https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/mercado-laboral/empleo-informal-y-seguridad-social#:~:text=Para%20el%20total%20nacional%2C%20en,anterior%20(60%2C1%25).)

Departamento Administrativo Nacional de Estadística- DANE. (2021). Gran Encuesta Integrada de Hogares - Microdatos - Ingresos. Obtenido de Archivo Nacional de Datos URL: http://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/MICRODATOS/about_collection/23/1

Devicienti, F., Manello, A., y Vannoni, D. (2017). Technical efficiency, unions and decentralized labor contracts. *European Journal of Operational Research*, 260(3), 1129-1141. <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2017.01.022>

Ehrenberg, R. G., Smith, R. S., y Hallock, K. F. (2021). *Modern labor economics: Theory and public policy*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780429327209>

Estevão, M. (2007). Labor policies to raise employment. *IMF Staff Papers*, 54(1), 113-138. <https://doi.org/10.1057/palgrave.imfsp.9450004>

- Freeman, R. B. (2007). Labor market institutions around the world. *The Handbook of Industrial and Employment Relations*. London Chapter 34. <https://www.nber.org/papers/w13242>
- Flora, P., y Heidenheimer, A. J. (1981). *The Development of welfare states in Europe and America*. New Brunswick. <https://doi.org/10.4324/9781351304924>
- Güell, Maia.(2003). Fixed-Term Contracts and the Duration Distribution of Unemployment. IZA Discussion Paper No. 791. URL: <https://ssrn.com/abstract=311581>
- Hernández, E, y García, G. (2017). Determinantes por cuantiles de la duración del desempleo en Cali y su área metropolitana en el periodo 2012-2014. *Estudios Gerenciales*, 33(143), 177–186. <https://doi:10.1016/j.estger.2017.05.001>
- Hirsch, Barry T. 2008. ‘Sluggish institutions in a dynamic world: Can unions and industrial competition coexist?’. *Journal of Economic Perspectives* 22 (1) (February): pp. 153–176. <https://pubs.aeaweb.org/doi/pdfplus/10.1257/jep.22.1.153>
- Howell, D. R., Baker, D., Glyn, A., & Schmitt, J. (2007). Are protective labor market institutions at the root of unemployment? A critical review of the evidence. *Capitalism and Society*, 2(1). <https://doi.org/10.2202/1932-0213.1022>
- Kupets, O. (2006). Determinants of unemployment duration in Ukraine. *Journal of Comparative Economics*, 34(2), 228–247. <https://doi:10.1016/j.jce.2006.02.006>
- Kyyrä, T., Parrotta, P., y Rosholm, M. (2013). The effect of receiving supplementary UI benefits on unemployment duration. *Labour Economics*, 21, 122–133. <https://doi:10.1016/j.labeco.2013.02.002>
- Krussell, P., y Rudanko, L. (2016). Unions in a frictional labor market. *Journal of Monetary Economics*, 80, 35-50. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2016.04.006>
- Layard, R., y Nickell, S. (1986). Unemployment in Britain. *Economica*, 53(210), S121. <https://doi.org/10.2307/2554377>

- Lindbeck, A. (1994) Unemployment and Macroeconomics, (Vol. 1). MIT Press, edition 1.
<https://ideas.repec.org/b/mtp/titles/0262121751.html>
- Layard, R., y Nickell, S., 1990. Is unemployment lower if unions bargain over employment? Quarterly Journal of Economics 105, 773 – 787. <https://ora.ox.ac.uk/objects/uuid:1acda6b7-f9a2-466a-84cc-4268e4db9392>
- Londoño, L., y Mejía, L. (2019). Desempleo y protección social: el caso colombiano. Revista Facultad Nacional de Salud Pública, 37(3), 54-63.
<https://doi.org/10.17533/udea.rfnsp.v37n3a07>
- MacLeod, W.B. and Malcomson, J.M. (1989) Implicit Contracts, Incentive Compatibility, and Involuntary Unemployment. Econometrica, 57, 447-480. <http://dx.doi.org/10.2307/1912562>
- Machin, S., y Manning, A. (1999). The causes and consequences of long-term unemployment in Europe. *Handbook of labor economics*, 3, 3085-3139. [https://doi.org/10.1016/S1573-4463\(99\)30038-9](https://doi.org/10.1016/S1573-4463(99)30038-9)
- Martínez, H. (2003). ¿Cuánto duran los colombianos en el desempleo y el empleo?: un análisis de supervivencia. Repositorio UniAndes. URL: <http://hdl.handle.net/1992/8635>
- Martins, P. S. (2021). Working to get fired? Unemployment benefits and employment duration. Journal of Policy Modeling, 43(5), 1016–1030. <https://doi:10.1016/j.jpolmod.2021.03.004>
- Meléndez, M., Alvarado, F., y Pantoja, M. (2021). Mercados laborales fragmentados y el Sistema de Protección Social en Colombia. UNDP LAC Working Paper No. 14. Documento de Antecedentes para el Informe Regional de Desarrollo Humano 2021 de PNUD ALC. <https://www.misionempleo.gov.co/Paginas/index.aspx>
- Ministerio de Trabajo. (2021). Gov. CO. Obtenido de Datos Abiertos : <https://www.datos.gov.co/browse?q=Ministerio+de+TrabajosortBy=relevance>

- Murtin, F., y Robin, J.-M. (2018). Labor market reforms and unemployment dynamics. *Labour Economics*, 50, 3–19. <https://doi:10.1016/j.labeco.2016.05.025>
- Narendranathan, W., Nickell, S., y Stern, J. (1985). Unemployment Benefits Revisited. *The Economic Journal*, 95(378), 307. <https://doi.org/10.2307/2233212>
- Nickell, S. (1997). Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America. *The Journal of Economic Perspectives*, 11(3), 55–74. URL: <http://www.jstor.org/stable/2138184>
- Núñez, J., y Bernal, R. (1997). El desempleo en Colombia: tasa natural, desempleo cíclico y estructural y la duración del desempleo, (1976-1998) *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 16(32), pages 7-74. <https://doi.org/10.32468/Espe.3201>
- Organization for Economic Co-operation and Development - OECD, (1991). *Employment Outlook*, Paris. <https://doi.org/10.1787/19991266>
- Organization for Economic Co-operation and Development - OECD, (1993). *Employment Outlook*, Paris. <https://doi.org/10.1787/19991266>
- OCDE/CEPAL/CIAT/BID (2016), *Estadísticas tributarias en América Latina y el Caribe 2016*, OECD Publishing, París, http://dx.doi.org/10.1787/rev_lat_car-2016-en-fr
- Organization for Economic Co-operation and Development - OECD, (2020). *Taxing Wages 2020*, OECD Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/047072cd-en>
- International Labor Organization - ILO (2015) *Key Indicators of the Labor Market: Long-term unemployment*. Retrieved from https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---dcomm/documents/publication/wcms_422091.pdf
- International Labor Organization - ILO (2022) *Statistics on unemployment and supplementary measures of labour underutilization*. Retrieved from <https://ilostat.ilo.org/topics/unemployment-and-labour-underutilization/>

- Pencavel, J., y Hartsog, C. E. (1984). A reconsideration of the effects of unionism on relative wages and employment in the United States, 1920-1980. *Journal of Labor Economics*, 2(2), 193-232. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/298031>
- Oxford Martin School. (2021). Our World in Data. Obtenido de Coronavirus Pandemic-Policy Responses: <https://ourworldindata.org/covid-stringency-index>
- Rogers, C. L. (1997). Job Search and Unemployment Duration: Implications for the Spatial Mismatch Hypothesis. *Journal of Urban Economics*, 42(1), 109–132. <https://doi:10.1006/juec.1996.2017>
- Rosenzweig M.R. (1998) Labor markets in low-income countries: Urban labor markets. H. Chenery y T.N Srinivasan (Eds.), *Handbook of development economics* (pp.3-848). Elsevier.<https://ezproxy.autonoma.edu.co:2065/handbook/handbook-of-development-economics>
- Sánchez Torres, F. J., Duque Londoño, V., & Ruiz Valdivieso, M. (2009). Costos laborales y no laborales y su impacto sobre el desempleo, la duración del desempleo y la informalidad en Colombia, 1980-2007.
- Szydłowski, A. (2017). Endogenously censored median regression with an application to benefit elasticity of US unemployment duration. *Economics Letters*, 159, 42–45. <https://doi:10.1016/j.econlet.2017.07.010>
- Taylor, J. (1979). Staggered and Layoffs in Labor Markets with Flexible Wages. *American Economic Review*, 69 (2), 108-118.
- Topel, R., y Welch, F. (1980). Unemployment insurance: Survey and extensions. *Economica*, 47(187), 351-379.<https://doi.org/10.2307/2553156>
- Urrea-Giraldo, F., Hawkins, D. J., & Romero, D. F. (2020) Una mirada contemporánea del sindicalismo en Colombia. *Trabajo y Sindicatos en América Latina Frente a la Emergencia*

<http://www2.izt.uam.mx/sotraem/Documentos/trabajo16.pdf#page=122>

Viáfara, C. , y Uribe, J. (2008). Duración del desempleo y canales de búsqueda de empleo en Colombia, 2006. Revista de Economía Institucional, 11(21). URL: <http://biblioteca.clacso.edu.ar/Colombia/cidse-univalle/20121119031510/doc114.pdf>

Webster, D. (2005). Long-term unemployment, the invention of ‘hysteresis’ and the misdiagnosis of structural unemployment in the UK. Cambridge Journal of Economics, 29(6), 975–995. <https://doi.org/10.1093/cje/bei082>

World Bank. (2012). World Development Report 2013 : Jobs. Washington, DC. © World Bank. URL: <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/11843>

You, J., y Wang, S. (2018). Unemployment duration and job-match quality in urban China: The dynamic impact of 2008 Labor Contract Law. Economic Modeling, 71, 220–233. <https://doi:10.1016/j.econmod.2017.12.012>

Zamanzadeh, A., Chan, M. K., Ali Ehsani, M., y Ganjali, M. (2019). Unemployment duration, Fiscal and monetary policies, and the output gap: How do the quantile relationships look like? Economic Modelling. <https://doi:10.1016/j.econmod.2019.12.003>

Anexos del capítulo 4

Anexo A. Pruebas de raíz unitaria y orden de integración de las series

Augmented Dickey-Fuller test statistic				Phillip-Perron test statistic				Orden
ADF in levels		ADF in first differences		PP in levels		PP in first differences		Integración
T-stat.	Prob.	T-stat.	Prob.	T-stat.	Prob.	T-stat.	Prob.	I(ρ)
Trend and intercept.								
Número de persona con contratos laborales								
-3,2	0,088*	-14,823	0,000***	-3,626	0,031**	-14,849	0,000***	I(1)
Número de personas laborando sin contrato								
-3,007	0,134	-14,127	0,000***	-2,817	0,193	-14,315	0,000***	I(1)
Número de personas laborando con contrato escrito								
-0,234	0,991	-13,322	0,000***	-0,818	0,96	-24,843	0,000***	I(1)
Número de personas laborando con contrato verbal								
-4,705	0,001***	-11,971	0,000***	-4,993	0,000***	-11,971	0,000***	I(0)
LAPU								
-3,956	0,012**	-16,592	0,000***	-5,397	0,000***	-23,333	0,000***	I(0)
Promedio de semanas de los DLD								
-2,629	0,268	-9,27	0,000***	-3,984	0,011**	-67,639	0,000***	I(1)
Número de personas que no reciben subsidios al desempleo								
-1,874	0,662	-11,673	0,000***	-2,206	0,481	-11,789	0,000***	I(1)
Número de personas en Desempleo de larga duración DLD								
-0,569	0,979	-12,244	0,000***	-0,635	0,975	-12,247	0,000***	I(1)
Desempleados								
-3,202	0,088*	-14,17	0,000***	-3,244	0,08*	-14,137	0,000***	I(1)
Número de personas que reciben subsidios al desempleo								

-3,601	0,033**	-16,453	0,000***	-3,444	0,010***	-16,453	0,000***	I(1)
Número de personas con contratos laborales								
-3,124	0,104	-9,523	0,000***	-2,929	0,156	-9,476	0,000***	I(1)
Total otros ingresos no laborales								
-2,069	0,557	-8,899	0,000***	-3,521	0,040**	-20,807	0,000***	I(1)
Número de personas que reciben pagos por cesantías y/o intereses.								
-1,923	0,637	-14,77	0,000***	-1,372	0,864	-17,432	0,000***	I(1)
Número de personas que pertenecen a algún gremio o sindicato laboral								
-2.044	0.571	-14.142	0.000	-1.881	0.658	-14.286	0.000	I(1)
Índice de seguimiento a la economía - ISE								
-3.661	0.028	-9.499	0.000	-3.229	0.083	-10.934	0.000	I(1)

Fuente: Elaboración propia de los autores. **Nota:** (P-value)-Prob con base en MacKinnon (1996), one-sided P-values. Hipótesis nula: Tiene una raíz unitaria, Lag Length: Automatic Schwartz Info Criterion, (Automatic-base on SIC, maxlag=13). significancia individual al 99% (***), 95% (**) y 90% (*). Datos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares-GEIH. DANE y Sistema de Cuentas Nacionales (DANE, 2022). LAPU medida como tasa, la variable pagos por concepto en ingresos no laborales medido en miles de pesos, subsidio al desempleo medido en número de personas que reciben subsidio, número de contratos por escrito y verbal medido en miles, número de personas sindicalizadas para los meses de marzo, abril, mayo, junio y julio de 2020 y para las variables (desempleados y desempleados de larga duración) para los meses de marzo y abril de 2020 no hay datos disponibles debido a que la encuesta no pudo realizarse a causa de la pandemia provocada por el virus COVID-19 de acuerdo con respuesta del DANE, Por esta razón, se procedió a realizar una imputación a la media mediante el método NNI (Nearest Neighbor Imputation). La información de las siguientes variables es proporcionado por el DANE (2022): El ISE corresponde al índice de seguimiento a la economía, número de desempleados que reciben subsidio por desempleo medido en miles, total de desempleo medido en miles, personas que reciben pagos por cesantías medido en miles, número de trabajadores sindicalizados medido en miles, media semanas en situación de desempleo de larga duración medido como el promedio de semanas.

Anexo B Test de información de akaike para inclusión de rezagos VAR 1 y VAR 2

Test de información de akaike para inclusión de rezagos VAR 1

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LAPU_SA DLOG(PERSONAS_SINDICALIZADAS_SA) DLOG(C_ESCRITO_6450_SA) DLOG(C_VEBAL_P6450_SA) DLOG(SI_SUBSIDIU_P9460_SA) DLOG(TOTAL_OTROS_INGRESOS_SA)

Exogenous variables: C

Sample: 2010M01 2021M10

Included observations: 114

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
-----	------	----	-----	-----	----	----

0	1118.229	NA	1.35e-16	-19.51279	-19.36878	-19.45435
1	1208.718	169.8655	5.20e-17*	-20.46874	-19.46067*	-20.05962*
2	1238.905	53.48818*	5.79e-17	-20.36675	-18.49461	-19.60695
3	1263.007	40.17099	7.22e-17	-20.15802	-17.42182	-19.04755
4	1290.120	42.33349	8.65e-17	-20.00210	-16.40184	-18.54096
5	1306.523	23.88581	1.27e-16	-19.65830	-15.19398	-17.84648
6	1325.047	25.02363	1.84e-16	-19.35171	-14.02332	-17.18921
7	1359.680	43.13931	2.06e-16	-19.32772	-13.13527	-16.81455
8	1379.230	22.29403	3.11e-16	-19.03913	-11.98262	-16.17529
9	1402.639	24.23021	4.57e-16	-18.81823	-10.89766	-15.60371
10	1443.046	37.57168	5.28e-16	-18.89555	-10.11092	-15.33036
11	1496.235	43.85700	5.23e-16	-19.19710	-9.548401	-15.28123
12	1557.572	44.11973	4.92e-16	-19.64161	-9.128851	-15.37507
13	1616.443	36.14879	5.47e-16	-20.04286	-8.666031	-15.42564
14	1710.721	47.96595	3.89e-16	-21.06528*	-8.824388	-16.09739

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Test de información de akaike para inclusión de rezagos VAR 2

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LAPU_SA DLOG(PERSONAS_PAGOS_CESANTIAS_SA)

DLOG(SI_SUBSIDIOU_P9460_SA)

Exogenous variables: C

Sample: 2010M01 2021M10

Included observations: 118

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	378.1457	NA	3.48e-07	-6.358401	-6.287960	-6.329800
1	431.2776	102.6617	1.65e-07	-7.106400	-6.824635*	-6.991995*

2	440.9167	18.13460	1.63e-07*	-7.117232*	-6.624144	-6.917024
3	446.2939	9.843002	1.73e-07	-7.055829	-6.351418	-6.769817
4	450.8146	8.045303	1.87e-07	-6.979908	-6.064174	-6.608093
5	456.4736	9.783382	1.99e-07	-6.923282	-5.796223	-6.465663
6	464.0531	12.71814	2.04e-07	-6.899205	-5.560824	-6.355783
7	475.5139	18.64798*	1.97e-07	-6.940913	-5.391208	-6.311687
8	479.3808	6.095292	2.16e-07	-6.853911	-5.092883	-6.138882
9	485.2435	8.943107	2.30e-07	-6.800737	-4.828385	-5.999904
10	488.9343	5.442451	2.54e-07	-6.710751	-4.527076	-5.824115

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Anexo C. Test de autocorrelación serial Breusch -Godfrey LM-Test VAR 1, VAR 2 LM TEST VAR 1

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Sample: 2010M01 2021M10

Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	44.20057	36	0.1638	1.271235	(36, 112.5)	0.1718
2	25.06065	36	0.9144	0.667236	(36, 112.5)	0.9175
3	28.11985	36	0.8229	0.757885	(36, 112.5)	0.8285
4	35.06997	36	0.5127	0.971962	(36, 112.5)	0.5230
5	33.93628	36	0.5671	0.936253	(36, 112.5)	0.5770
6	30.96082	36	0.7069	0.844007	(36, 112.5)	0.7150
7	30.26012	36	0.7377	0.822590	(36, 112.5)	0.7452
8	31.59956	36	0.6779	0.863631	(36, 112.5)	0.6865
9	35.17480	36	0.5077	0.975279	(36, 112.5)	0.5180
10	20.42300	36	0.9828	0.533833	(36, 112.5)	0.9835

11	33.08423	36	0.6080	0.909621	(36, 112.5)	0.6175
12	33.88436	36	0.5696	0.934626	(36, 112.5)	0.5795
13	46.18260	36	0.1191	1.339034	(36, 112.5)	0.1258
14	37.22344	36	0.4125	1.040657	(36, 112.5)	0.4232
15	24.84085	36	0.9195	0.660805	(36, 112.5)	0.9224

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

LM TEST VAR 2

LM TEST

VAR 2

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 2010M01 2021M10

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	8.020464	9	0.5321	0.892742	(9, 277.6)	0.5321
2	8.928748	9	0.4439	0.995457	(9, 277.6)	0.4439
3	4.666940	9	0.8623	0.516367	(9, 277.6)	0.8623
4	9.323466	9	0.4080	1.040197	(9, 277.6)	0.4080

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

CAPÍTULO 5: CONCLUSIONES, LIMITACIONES Y RECOMENDACIONES

El presente trabajo ha sido motivado por la necesidad de comprender la naturaleza del comportamiento del desempleo desde una perspectiva de equilibrio y desde una perspectiva de persistencia en la duración del desempleo. La gran mayoría de los estudios realizados para analizar el mercado laboral – especialmente aquellos enfocados al equilibrio del mercado de trabajo– se ocupan de hacerlo desde una perspectiva de una medida constante y estática, sin embargo, son pocos los estudios que lo hacen teniendo en cuenta una medida del equilibrio que es variable en el tiempo en el contexto de los países latinoamericanos.

El contexto mencionado es de interés ya que su historia reciente ha estado caracterizada por recurrentes crisis económicas de carácter regional, el surgimiento de movimientos sociales en oposición al proceso de globalización, creciente tensión entre segmentos de población con diferentes condiciones socioeconómicas y una relativa inestabilidad política y económica asociada a la dependencia del comportamiento de los precios internacionales de los bienes commodities. Estos elementos encuentran reflejo en una condición de exclusión social en el fenómeno del desempleo y su duración en el tiempo. De tal forma que los objetivos que se plantean en el capítulo dos, tres y cuatro respectivamente son:

Objetivo capítulo 1: El primero es medir el impacto de la política monetaria en el equilibrio macroeconómico de los mercados de trabajo para los países de la Alianza del Pacífico en el periodo 1995-2018.

Objetivo capítulo 2: Medir el impacto que tienen las remesas y los ingresos no laborales en la duración del desempleo y por tanto en el fenómeno de histéresis en Colombia para el periodo M1:2010-M1:2021.

Objetivo capítulo 3: Medir el impacto que tienen las variables institucionales y de regulaciones laborales en la duración del desempleo y su persistencia en Colombia en el periodo M1:2010-M1:2021.

Los objetivos de investigación enunciados se encuentran articulados en primer lugar desde el marco conceptual basado en el análisis de economía laboral, la principal categoría de análisis es el desempleo desde la perspectiva de análisis de equilibrio y desde la perspectiva de análisis de persistencia en la duración del desempleo. Seguir este enfoque le ha permitido proveer una imagen del comportamiento endógeno del mercado de trabajo que tiene en cuenta las fricciones del mercado que son explicadas por el desempeño de las remesas, los ingresos no laborales, los sindicatos, los subsidios al desempleo, y la tipología de contratos.

A partir de lo anterior, en el capítulo dos de la presente tesis realizó un acercamiento al análisis del equilibrio macroeconómico del mercado de trabajo destacando las implicaciones de política monetaria en dicho equilibrio para los países de la Alianza del Pacífico y el análisis de los determinantes de la duración del desempleo en Colombia. La aproximación inicial a los cuatro países miembros de la Alianza del Pacífico obedece a la intención de aportar a la comprensión de la flexibilidad de los mercados de trabajo y su resiliencia ante de escenarios de variabilidad del ciclo económico, escenarios caracterizados

por cambios en la postura de la política monetaria, cambios en la persistencia en la duración de desempleo. Teniendo en cuenta la revisión de literatura realizada en la presente tesis doctoral, se ha podido deducir que una de las principales limitaciones de la literatura científica relacionada con el primer objetivo de este trabajo se refiere al hecho de no abordar una perspectiva del equilibrio variable en el tiempo y desde una perspectiva comparada entre países que presentan fuertes rigideces del mercado laboral, tales como son aquellos que presentan cierta inelasticidad de los salarios a cambios en la tasa de desempleo, ejemplo países de la alianza del pacífico¹⁷. Respecto al objetivo del capítulo tres a la fecha no se ha identificado ningún trabajo que analice el impacto de las remesas y de los ingresos no laborales. Este aspecto motiva profundizar aún más en la literatura sobre determinantes de la duración del desempleo encontrando que la literatura que relaciona variables institucionales y de regulación laboral en la persistencia duración del desempleo es casi inexistente, tan solo se ha abordado desde los modelos búsqueda y frente al desempleo en sí mismo.

Como se ha indicado en el primer capítulo de este documento correspondiente a la introducción, la magnitud de la tasa natural de desempleo -TND- solo se hace observable a través de la estimación empírica de la NAIRU. Siguiendo el fundamento teórico macroeconómico en general las estimaciones empíricas de la NAIRU constituyen un medio esencial a la hora de evaluar los efectos de la política monetaria que buscan garantizar el objetivo de estabilidad de precios, así pues, las políticas de inflación objetivo resultan ser un mecanismo por el cual la respuesta de la tasa de interés termina impactando el equilibrio del

¹⁷ Según Blanchard (2018) en países con rigideces en el mercado laboral, la variación de la tasa de desempleo tiene poca influencia en la variación de los salarios. Nota: Se ha calculado la elasticidades de los salarios reales a cambios en la tasa de desempleo para el conjunto de países de la alianza del pacífico, disponible a solicitud del autor.

mercado de trabajo debido a la respuesta endógena de la NAIRU a cambios en la postura de la política monetaria.

Teniendo en cuenta estos argumentos para el alcance del primer objetivo planteado en el capítulo dos de esta tesis, se ha calculado una medida de la NAIRU variable en el tiempo con el propósito de proveer una imagen más completa del equilibrio en los mercados de trabajo de Chile, Colombia, Perú y México. Los resultados de este primer capítulo demuestran que la NAIRU variable media estimada para Chile, Colombia, Perú y México en el periodo de análisis es del 7.75%, 13.10%, 7.93%, 4.88% respectivamente. A su vez, los shocks inducidos por la política monetaria a través de la tasa de interés de intervención, elevan la NAIRU para el conjunto de países analizados, con excepción de México en donde el efecto es nulo y no es estadísticamente significativo. Es destacable observar cómo la NAIRU de México resulta ser la más exógena comparativamente con el conjunto de países y la NAIRU de Colombia es la más endógena del grupo ya que más del 45% de su varianza es explicada por la tasa de interés de política monetaria.

Si se tiene en cuenta que la hipótesis general del esquema de inflación objetivo plantea que los bancos centrales (suponiendo que sigan una regla de Taylor o que tengan objetivos de inflación) reaccionan a la espiral de precios y salarios elevando las tasas de interés. En general, se supone que el Banco Central puede aumentar las tasas de interés reales (a corto plazo) a través de la variación de las tasas de interés nominales (a corto plazo). El aumento de las tasas de interés afecta negativamente la demanda agregada, y genera un aumento en el desempleo. El aumento del desempleo deteriora la posición negociadora de

los trabajadores y reduce los salarios monetarios haciendo compatibles las expectativas salariales de los trabajadores y los empleadores.

Lo descrito anteriormente, plantea un importante dilema ya que en teoría dicha medida de equilibrio del mercado laboral debe ser exógena de acuerdo con la visión monetarista de neutralidad del dinero (efecto que no puede ser pasado por alto). Ahora bien, ¿porqué la NAIRU no es una medida exógena del mercado laboral?,

De acuerdo con la literatura macroeconómica reciente en cabeza de Olivier Blanchard, ha demostrado que en los mercados laborales en los que existen profundas rigideces, los shocks de política pueden presentar impactos significativos en el mercado de trabajo y su equilibrio a medio y largo plazo debido a la co-existencia de un sistema de precios como una función decreciente del desempleo (desde la perspectiva de la curva de phillips), por lo tanto, cabe esperar que los precios y los salarios nominales tienden a subir muy lentamente en la medida en que la tasa efectiva de desempleo se encuentre por debajo de su nivel de equilibrio, por lo que el ingreso real y el empleo se verán afectados por los cambios en la demanda agregada provocados por ejemplo por cambios en la tasa de interés de política monetaria.

Por otro lado, en los casos donde la tasa efectiva de desempleo sea superior a su nivel de equilibrio ya que en dicho escenario, los salarios nominales fijos no tienden a la baja introduciendo mayores costos relativos a la nómina que en el marco de un mercado laboral rígido no se traducen instantáneamente en aumentos en la tasa de desempleo, pero sí en la duración del mismo. Así pues, mientras el crecimiento económico se ve afectado por los cambios en la demanda agregada, la rigidez de salarios no provocan una respuesta inmediata en la tasa de desempleo, aspecto que sigue hoy en día un tema de discusión en Colombia y

donde éste trabajo aporta evidencia que motiva futuras investigaciones desde el análisis de la duración del desempleo. En síntesis, los resultados del segundo capítulo de esta tesis doctoral aportan significativamente en la comprensión de los efectos persistentes que ocurren en el mercado de trabajo ante la presencia de shocks de política monetaria que desvían la tasa efectiva de desempleo de su senda de equilibrio original. Esta perspectiva de análisis, surge del estudio de la configuración de mecanismos que pueden determinar la persistencia de un comportamiento específico de la tasa de desempleo en el tiempo, es decir un fenómeno de histéresis, siendo el mejor indicador para analizar dicha persistencia de la duración del desempleo en el tiempo teniendo en consideración las recomendaciones de Olivier Blanchard y la Nueva economía keynesiana.

Lo anterior implica asumir el comportamiento persistente del desempleo como una expresión de las rigideces el mercado laboral, o lo que es aún más importante, es comprender la persistencia del desempleo desde la perspectiva de su duración ya que una tasa de desempleo de larga duración persistentemente alta, es un claro indicio de histéresis en el desempleo. De acuerdo a la literatura existente sobre el fenómeno de histéresis, una causa y resultado de dicho fenómeno es el aumento en la duración del desempleo, por tanto, un problema de interés es determinar las variables que impactan los cambios en la duración del desempleo, y de esta manera comprender las causas generadoras del fenómeno de histéresis en el desempleo en Colombia.

La duración del desempleo actúa como un mecanismo de selección negativo para nuevas contrataciones ya que se reduce la capacidad que tiene una empresa para pagar por una fuerza laboral en la que su calidad es degenerativa en el tiempo, esto como resultado del prolongado periodo de tiempo en situación de paro. Al mismo tiempo, la mano de obra recién

contratada, está temporalmente menos calificada (lo que implica que los costos de despido y contratación son más bajos que los beneficios tardíos de la mano de obra que eventualmente ganará experiencia). En consecuencia, surge un efecto de histéresis en el que los salarios que incentiven la contratación son más bajos en comparación con salarios de los trabajadores despedidos, esto trae como consecuencia que las perturbaciones transitorias del mercado laboral pueden tener efectos permanentes sobre el desempleo y sobre la tasa natural de desempleo que puede afectar los salarios de reserva ya que el ejército de reserva aceptará salarios menores cuando el periodo de tiempo en situación de desempleo es mayor.

Con lo anterior, queda claro que todo aquello que pueda afectar los salarios de reserva directa o indirectamente puede generar un efecto de histéresis en desempleo, por ejemplo, quienes logran percibir salarios de reserva más elevados a causa de ingresos no laborales, tales como las remesas, rentas, transferencias entre otros, tienden a prolongar cada vez más su búsqueda de trabajo si se encuentran en situación de paro, en el agregado esto impacta la duración del desempleo y propicia el fenómeno de histéresis. Motivados por este propósito, el capítulo tres de esta tesis midió el impacto que tienen las remesas y los ingresos no laborales en la duración del desempleo y por tanto en el fenómeno de histéresis en Colombia para el periodo M1:2010-M1:2021. Cabe destacar que en este punto de la investigación se produce la llegada de la crisis COVID-19 a Colombia (para ser precisos el día 06 de marzo de 2020), por lo que implicó un desafío introducir el efecto de la crisis ya que se debía considerar al afectar los niveles de desempleo en Colombia de manera significativa y con gran magnitud. De acuerdo con los resultados de las estimaciones para los modelos VAR 1 (incorporando el año de pandemia:2020) y VAR 2 (sin incluir el 2020), se puede concluir que al incluir el año de inicio de la crisis pandémica COVID-19 en la muestra temporal, las

variables remesas e ingresos no laborales han impactado positivamente la tasa de desempleo de larga duración - LAPU -, indicador construido a partir de la información de desempleados y duración del desempleo de los microdatos de la GEIH (indicador de persistencia duración del desempleo). Esto demuestra que la crisis ha propiciado un cambio en la magnitud del impacto que genera los ingresos no laborales y remesas en la LAPU y, por lo tanto, se ha generado un efecto de histéresis en el desempleo. Este resultado es de especial interés ya que demuestra como un evento natural exógeno tal como la crisis COVID-19, puede afectar las condiciones de duración del desempleo no sólo en sus características coyunturales sino también sus características estructurales.

El efecto de la crisis COVID-19 se traduce en una recomposición de los ingresos de los hogares que tienen la posibilidad de tener miembros que migren o bien que ya se encuentren en el extranjero y puedan enviar remesas para hacer menos doloroso el periodo de tiempo en situación de paro en el marco de la crisis, el efecto ha sido identificado en el presente estudio a través del impacto generado en la LAPU, demostrando que la LAPU es más sensible a las variables de ingresos no laborales y remesas en el periodo de la crisis. Por otro lado, los resultados a partir del modelo VAR 2 (sin incluir el 2020) demuestran que la LAPU no responde significativamente a un choque positivo en el crecimiento de las remesas, por lo que, en condiciones de relativa normalidad económica, estas no inciden en la LAPU en Colombia.

Este importante hallazgo nos abre más interrogantes que implican seguir profundizando en los determinantes de la duración del desempleo, y presenta el desafío de elegir la ruta teórica que permita identificar dichos determinantes y evaluar su impacto en la duración del desempleo. Teniendo en cuenta estas necesidades, se han considerado diversas

interpretaciones del fenómeno de histéresis basadas en la revisión de literatura, entre estas, el fenómeno significa que la tasa de desempleo sigue un “path dependence” o, en otras palabras, depende de su trayectoria. De esta manera, el desempleo es una combinación lineal de sus valores pasados con coeficientes que suman uno, esto es equivalente a un proceso de raíz unitaria por lo que shocks temporales inducidos por la política monetaria pueden ejercer efectos persistentes en la NAIRU tal como ya se ha demostrado en el primer capítulo y que generalmente se asocian a una inelasticidad de los salarios a cambios en la tasa de desempleo como se demostró en el segundo capítulo al ver como los salarios reales no responden a choques inducidos en la LAPU.

Quedando claro que existe suficiente evidencia a favor del fenómeno de histéresis en Colombia evaluado a partir del comportamiento de la LAPU, se procede a analizar los tres determinantes de la duración del desempleo analizados por Olivier Blanchard, entre estos: las leyes de protección al empleo, el seguro al desempleo y los ingresos no laborales, en el presente trabajo incorpora algunas variables institucionales del mercado laboral como determinante de la duración del desempleo. En el tercer capítulo se ha probado que los ingresos no laborales impactan el indicador de persistencia en la duración del desempleo calculando y denominado LAPU, ahora bien debemos analizar los determinantes restantes (instituciones y regulaciones del mercado laboral), para esto el tercer capítulo se ha planteado el objetivo de medir el impacto de algunas variables institucionales del mercado laboral colombiano y la reciente crisis del COVID-19 en la tasa de desempleo de larga duración LAPU.

El enfoque de análisis elegido es pertinente para Colombia y en general para países en vías de desarrollo, ya que las medidas las regulaciones laborales, resultan ser costosas para las empresas y los esfuerzos por implementar regulaciones sin incurrir en sobrecostos de

nómina suelen ser infructuosos, además, que tienden a introducir rigideces al mercado laboral que afectan la duración del desempleo y como resultado de esto surgen las instituciones del mercado laboral con la intención de corregir en parte dichos fallos, o bien las externalidades negativas generadas por las mismas regulaciones.

Teniendo en cuenta lo anterior, para el cuarto capítulo se han analizado los microdatos de la gran encuesta integrada de hogares - GEIH- para 23 ciudades principales y sus áreas metropolitanas y 11 ciudades intermedias de Colombia, la base de datos construidas comprende a las personas sindicalizadas, personas con contratos verbales y por escrito, ingresos no laborales, desempleados con subsidio y personas que reciben pagos por cesantías. Los resultados de la investigación demuestran que el crecimiento en el número de empleados sindicalizados, los ingresos no laborales, elevan LAPU (indicador de persistencia duración del desempleo), entre tanto, el crecimiento en la brecha de personas con contratos por escrito versus verbal permite reducir la persistencia de la duración del desempleo, si se tiene en cuenta que dicho crecimiento obedece a dos condiciones, la primera crecimiento de personas con contrato por escrito y la segunda reducción de personas con contrato verbal, aspectos a favor de la formalización laboral.

De acuerdo con los resultados en las funciones de impulso respuesta y el proceso de descomposición de la varianza para los modelos estimados se puede inferir que el camino hacia la formalización es pertinente ya que de acuerdo al crecimiento de la brecha de contratos, es decir contratos por escrito frente a verbales, la LAPU responde negativamente evidenciando de esta forma una reducción en la persistencia de la duración del desempleo en Colombia. Si bien es una aseveración estricta, la evidencia demuestra que la informalidad está ganando la batalla en Colombia, muestra de ello radica en la relación positiva entre los

ingresos no laborales y la persistencia de la duración del desempleo, así como la respuesta positiva y significativa de la brecha de las personas con contrato por escrito respecto a personas con contrato verbal ó implícito, ante un choque positivo en el total de otros ingresos no laborales.

Los resultados de la investigación demuestran que el crecimiento en el número de empleados sindicalizados, los ingresos no laborales y la respuesta del Gobierno ante el Covid-19 en cuanto al confinamiento y cierre temporal de lugares de trabajo, elevan LAPU (indicador de persistencia duración del desempleo). Es importante destacar el efecto que tiene un choque positivo en el número de trabajadores sindicalizados en la LAPU, ésta relación sugiere que pueden los procesos de negociación sindical colectiva pueden generar rigideces en el contexto colombiano que inciden en la persistencia de la duración del desempleo, un aspecto que deberá ser estudiado con mayor profundidad en futuras investigación para encontrar el canal causal de dicho efecto. Entre tanto, la reducción brecha entre el número de personas con contrato por escrito frente al número de personas con contrato verbal permite reducir la persistencia de la duración del desempleo analizada desde la LAPU, conclusión que provee valiosa evidencia sobre las externalidades positivas que se derivan de elevar la formalización laboral mediante contratos formales por escrito. Por otro lado, la crisis del COVI-19 ha elevado la persistencia de la duración del desempleo en Colombia a corto plazo, como era de esperarse, esto es una clara respuesta del mercado laboral.

Colombia es un país caracterizado por presentar niveles de desempleo persistentemente altos y el acuerdo común que la persistencia del desempleo obliga a corregir fallas de mercado subyacentes que son difíciles de identificar ya que en general la teoría económica del desempleo ha prestado poca atención a los choques endógenos o exógenos

que pueden incidir en la duración del desempleo y ciertamente la evidencia empírica ha sido insuficiente en este sentido, y de hecho ha estado más centrada en contrastar los modelos de búsqueda de empleo, más problemático resulta el hecho de que política pública orientada a reducir la duración carece de antecedentes investigativos en los cuales basar las diferentes estrategias de intervención.

Teniendo en cuenta este aspecto, cabe destacar que el mayor valor agregado que deja el presente trabajo radica en la posibilidad de formular política pública que comprenda el rol de los ingresos no laborales, el rol de las instituciones del mercado laboral, la incidencia de los procesos de negociación sindical y de la dinámica de los contratos para comprender de forma más estrecha el comportamiento de la persistencia de la duración del desempleo en Colombia. Con el ánimo de lograr una mirada amplia y detallada, es recomendable ampliar el análisis en investigaciones futuras sobre la tipología de contratación y su relación con el sindicalismo.

En este sentido como propuestas de política el presente trabajo propone, basado en los resultados, algunas propuestas de política pública que sirvan en el propósito de reducir en primer lugar las rigideces del mercado laboral y la duración del desempleo en Colombia, aspectos que deberán traducirse en una mejora de las condiciones de la estructura de los mercados de trabajos.

Ahora bien, a partir del trabajo empírico y de la revisión de literatura queda claro que existen dos formas para salir del desempleo: obtener un empleo o transitar a la inactividad, es decir, salir de la fuerza laboral. La visión tradicional explica que el tiempo que tardan los desempleados en salir del desempleo depende fundamentalmente de la demanda de trabajo que se ve afectada por ejemplo por los sobre-costos laborales sobre la nómina ó bien por la productividad de los sectores intensivos en mano obra, una propuesta de política es incentivar

la demanda de trabajo en sectores manufactureros donde sea posible observar mejores prácticas de innovación, calidad y productividad por medio de programas de capacitación en competencias laborales y cerrar las brechas entre las necesidades de la demanda y las características de la oferta de trabajo. Adicionalmente, es sabido que las políticas y regulaciones laborales de protección al empleado tienden a aumentar los costos salariales para los empresarios

Por otro lado, nuestros resultados sugieren que otros factores son de igual forma determinantes de la duración del desempleo, por ejemplo los sindicatos: una explicación de esta relación subyace en la rigidez de los salarios monetarios, ya que el crecimiento de los empleadores sindicalizados sugiere que la reducción de los salarios nominales es cada vez más improbable, aún en fases recesivas del ciclo económico, esto tiene sentido ya que existen múltiples procesos administrativos que deben surtirse para lograr obtener aprobación con el fin de hacer efectivos despidos en presencia de sindicatos, por lo tanto, los derechos de los trabajadores para impugnar el despido desde el marco jurídico también constituyen obstáculos para lograr una relación desempleo - salarios más flexibles. Así pues este trabajo propone un marco de contratación formal mediante contratos explícitos acompañados de instrumentos de seguimiento a la productividad y con figuras de protección al empleo concertadas entre los gremios, sindicatos y estado colectivamente que permitan elevar la velocidad de los flujos entre empleados y desempleados, es decir, políticas que reduzcan la duración del desempleo aún cuando eso implique un aumento del desempleo friccional, el cual es menos costoso y doloroso para una sociedad.

Para lo anterior, se puede pensar en un costo de oportunidad de capacitación al trabajador que será despedido, asumido por el empleador que incurrirá en los costos de capacitación, durante el tiempo de capacitación el trabajador tendrá la oportunidad de

demostrar una mejoría en sus competencias que pueden incentivar al empleador a retenerlo o bien demostrar que la mejor decisión será el despido, de cualquier manera el futuro desempleado tendrá mayores posibilidades de emplearse si ha transitado previamente por un proceso de capacitación en competencias laborales.

Por otro lado, los resultados de este capítulo destacan la importancia de avanzar en la legislación de formalización de las actividades de trabajo doméstico, los trabajadores por cuenta propia, el trabajo rural y agrícola, mediante enfoques específicos de contratación que incorporen mecanismos de flexibilidad laboral conjunto a instrumentos de protección social basados en principios de equidad, por ejemplo: derecho a un contrato claro y comprensible, pago en especie, cotización al sistema sistema de seguridad social mediante la sumatoria de horas trabajadas por contrato verbal o escrito y de los ingresos provenientes por diferentes fuentes bajo la figura de ingreso laborales de origen multipatrono.

Cabe destacar que como líneas futuras de investigación se encuentra el análisis duración del desempleo e incentivos del mercado laboral, dentro de estos incentivos analizar por ejemplo el efecto que tienen cambios los beneficios tributarios en las empresas para la generación de empleo en la duración del desempleo. De igual forma se abre una línea de investigación para comprender que lleva al desánimo del cesante y que decide transitar a la inactividad después de períodos prolongados en situación de paro, esta línea brindará valiosa información para la formulación de política pública de protección al cesante también desde una perspectiva de salud pública.

De igual forma, se tienen en cuenta las limitaciones y bondades del enfoque metodológico abordado en estimación de los modelos VAR, se ha querido conversar una línea

metodológica consistente con los objetivos y problemas planteados. No obstante, como posibles líneas futuras de investigación desde la perspectiva metodológica se deja enunciada la necesidad de implementar modelos que incorporen transitividad causal tal como los VAR estructural o modelos probabilísticos con inclusión de variables instrumentales. De igual forma, es necesario ampliar el espectro de análisis para incorporar más unidades transversales con observaciones longitudinales, esto es la implementación de un enfoque panel con microdatos para capturar efectos que pueda estar influenciados por el espacio y el tiempo, así como la implementación de enfoques bayesianos dada las características de las series de tiempo que por lo general en el mercado laboral presentan fuertes inercias

