

VARIABLES QUE INCIDEN EN LA SOSTENIBILIDAD DEL SISTEMA DE PENSIONES: EL CASO DEL ECUADOR PARA EL PERIODO 1970-2023

Marco Naranjo¹ y Daniela Ruiz²

Escuela Politécnica Nacional - Departamento de Economía Cuantitativa
Quito, Ecuador

Información

Recibido:

25 de septiembre de 2024

Aceptado:

25 de noviembre de 2024

Palabras clave:

Sistema de pensiones
Ahorro previsional
Rupturas estructurales
ARDL
Ecuador

JEL:

H55, C22, J11, O54, E27

DOI:

<https://doi.org/10.47550/RCE/34.2.4>

Resumen

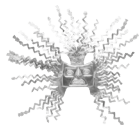
Este artículo emplea series de tiempo anuales desde el año 1970 al 2023 para determinar las variables que inciden en la sostenibilidad del sistema de pensiones ecuatoriano. Se consideraron como variables explicativas: la tasa de sostenimiento, la migración neta, la población total, la tasa de participación global, la tasa de subempleo y desempleo, la esperanza de vida al nacer, la tasa de fecundidad y el producto interno bruto. La variable utilizada para medir la sostenibilidad del sistema fue el ahorro previsional, resultante de la diferencia entre los ingresos y egresos que recibe el sistema de pensiones. Además, se consideraron los cambios estructurales, coincidentes con acontecimientos importantes en la economía ecuatoriana, como el año en el que el país instauró el sistema monetario de dolarización oficial en el año 2000 o decisiones gubernamentales radicales respecto al sistema de pensiones como en el año 2015. Tras aplicar el modelo autorregresivo de rezagos distribuidos se determinó la relación entre las variables; en particular, se empleó la versión de corrección de errores para especificar los determinantes de corto y largo plazo del ahorro previsional en presencia de rupturas estructurales. Los resultados mostraron que, a excepción del producto interno bruto, todas las variables guardan una relación de cointegración; es decir, el ahorro previsional fue influenciado por cada uno de los indicadores aquí considerados tanto a corto como a largo plazo, sin embargo, cada variable lo hace de forma diferente.

¹ORCID: 0000-0001-6398-1078. CRediT: conceptualización, análisis formal, investigación, metodología, supervisión, validación, redacción borrador - original, redacción - revisión y edición

²ORCID: 0000-0002-3487-5812. CRediT: curación de datos, análisis formal, investigación, metodología, validación, redacción borrador original, redacción - revisión y edición

E-mail: marco.naranjo@epn.edu.ec; daniela.ruiz@epn.edu.ec

Copyright © 2024 Naranjo y Ruiz. Los autores conservan los derechos de autor del artículo. El artículo se distribuye bajo la licencia Creative Commons Attribution 4.0 License.



VARIABLES THAT AFFECT THE SUSTAINABILITY OF THE PENSION SYSTEM: THE CASE OF ECUADOR FOR THE PERIOD 1970-2023

Marco Naranjo¹ and Daniela Ruiz²

National Polytechnic School of Ecuador - Department of Quantitative Economics
Quito, Ecuador

Article Info

Received:

25th September 2024

Accepted:

25th November 2024

Keywords:

Pension System
Pension Savings
Structural Breaks
ARDL
Ecuador

JEL:

H55, C22, J11, O54, E27

DOI:

<https://doi.org/10.47550/RCE/34.2.4>

Abstract

This paper uses annual time series from 1970 to 2023 to determine the variables that affect the sustainability of the Ecuadorian pension system. We considered explanatory variables: sustainability rate, net migration, total population, overall participation rate, underemployment and unemployment rate, life expectancy at birth, fertility rate, and gross domestic product. The variable used to measure the system's sustainability was pension savings, resulting from the difference between the income and expenses received by the pension system. In addition, structural changes were considered, coinciding with important events in the Ecuadorian economy, such as the year in which the country established the official dollarization monetary system in 2000 or radical government decisions regarding the Pension system as in 2015. After using the distributed lag autoregressive model, the relationship between the variables was determined. The error correction version was used to specify the short and long-term determinants of pension savings in the presence of structural breaks. The results showed that, except for the Gross Domestic Product, all variables are cointegrated, i.e., pension savings were influenced by each of the indicators considered here in both the short and long term; however, each variable does so differently.

¹ORCID: 0000-0001-6398-1078. CRediT: Conceptualization, Formal Analysis, Research, Methodology, Supervision, Validation, Draft - Original, Writing - Review and Editing

²ORCID: 0000-0002-3487-5812. CRediT: Data Curation, Formal Analysis, Research, Methodology, Validation, Draft - Original, Writing - Review and Editing

E-mail: marco.naranjo@epn.edu.ec; daniela.ruiz@epn.edu.ec

Copyright © 2024 Naranjo and Ruiz. Authors retain the copyright of this article. This article is published under the terms of the Creative Commons Attribution Licence 4.0.

1. INTRODUCCIÓN

La Declaración Universal de los Derechos Humanos es un documento mundial e intocable que reconoce los derechos de cada persona como inherentes y que, en consecuencia, otorga la dignidad que poseen todos los individuos tan solo por el hecho de serlo. El documento describe derechos económicos, sociales y culturales que se refieren, sobre todo, al derecho al trabajo, a la educación, a un nivel de vida adecuado, a la maternidad e infancia, a participar en la vida cultural y, en particular, a la seguridad social (Naciones Unidas, 1948; Talavera, 1998).

Pese a que este y el resto de los artículos fueron aprobados por la Asamblea General de la Organización de las Naciones Unidas (ONU) en el año 1948, ya para el año 1900 diecisiete países contaban con un sistema de protección social; es decir, una forma de seguro en el que se respetaban los derechos básicos, como el derecho a la atención médica o el derecho a la seguridad financiera de personas que no pueden obtener los ingresos o recursos necesarios para cubrir un nivel de vida mínimo socialmente aceptable (Naciones Unidas, 2018; OIT, 2012).

En general, el ente regulador del sistema es el Estado; el cual, a través de sus instituciones, tiene la capacidad de tomar decisiones con respecto a su organización y gestión, reduciendo la vulnerabilidad social y económica entre los grupos y, en consecuencia, redistribuyendo el ingreso (Jimon et al., 2021).

El sistema de protección y seguridad social está constituido sobre todo por los sistemas de pensiones y los servicios de asistencia social. Específicamente, el sistema de pensiones, también conocido como sistema previsional, se diseñó bajo dos principios: por un lado, proporcionar el ingreso necesario para satisfacer las necesidades básicas de los adultos mayores y, por el otro, asegurar la capacidad del consumo durante la vejez o invalidez de un trabajador y el de su familia al evitar la pérdida de ingresos futuros (Bosch et al., 2013; Schwarz, 2006).

De acuerdo con Velín-Fárez (2021), los sistemas de pensiones se diseñaron bajo un principio contributivo; es decir, el derecho de pensión de cada persona depende de sus contribuciones durante su vida laboral. Sin embargo, además de contar con estos ingresos, los gobiernos aportan al sistema o exigen la participación de empleadores en algunos planes de pensiones (Schwarz, 2006).

En el Ecuador, el principal programa que compone es el sistema de protección del ingreso de las personas mayores es el Seguro General Obligatorio (SGO), administrado por el Instituto Ecuatoriano de Seguridad Social (IESS), que cubre a los trabajadores del sector formal a través de las aportaciones obligatorias de los empleadores, los trabajadores y de la contribución financiera del Estado (Ley de Seguridad Social, 2001; Rofman, 2008). Mientras que sus egresos se basan en los gastos administrativos del Instituto y los montos asignados a los programas de entrega de prestaciones por seguros.

El Art. 54 de la Ley de Seguridad Social (2001) establece, además, que la estimación de los egresos no podría ser superior a la estimación de los ingresos. La diferencia entre ambos se nombra *ahorro* o *fondo previsional*; es decir, este se define como el excedente generado por el sistema de pensiones cuando los aportes son mayores a los gastos por contingencias. Su administración, junto con otras provisiones establecidas en la Ley de Seguridad Social (2001) constituyen fondos propios del IESS.

Sin embargo, al considerar la situación demográfica actual, su sostenibilidad se considera uno de los temas causantes de un continuo debate en el ámbito público, político y académico, pues, a pesar de las grandes modificaciones implementadas durante los años 90, la cobertura del sistema, al menos en América Latina y el Caribe, aún es deficiente (Bosch et al., 2013; Jimon et al., 2021).

Factores relacionados con el envejecimiento de la población, el mercado laboral y la migración constituyen elementos que influyen en el sistema de pensiones de cada nación y en su sostenibilidad (Jimon et al., 2021), entendiendo esta última como la capacidad del sistema para enfrentar sus obligaciones o de mantener en forma indefinida los compromisos de cobertura, y suficiencia de las prestaciones sin dejar de ser solventes (Arenas, 2019).

La provisión del beneficio que otorga el sistema de pensiones se ve condicionado, sobre todo, por el ingreso o el empleo que un trabajador posee, así como los impuestos necesarios para financiarlo, lo que crea deficiencias que resultan del cambio de comportamiento de la población de edad avanzada y de la más joven (Feldstein & Liebman, 2002). Asimismo, según la OECD et al. (2014), los bajos niveles de contribución en los planes de pensiones en los países de América Latina y el Caribe se correlacionan con una serie de características sociales y económicas, como el nivel de educación; el género; la diferencia de ingresos entre hogares, y, principalmente, el tipo de empleo.

El sistema de pensiones ecuatoriano ha estado sujeto a numerosos y continuos cambios y reformas desde su inicio, a pesar de que el IESS es una entidad autónoma, la sostenibilidad del sistema también depende de las decisiones gubernamentales sobre las contribuciones (Rofman, 2008). Por ejemplo, en el año 2015, cuando el Gobierno eliminó la contribución del Estado al fondo de pensiones, el sistema fue deficitario (Gaibor, 2019). Sin embargo, tras declararse inconstitucional, este sistema continuó siendo superavitario, es decir, sus ingresos superaron a sus gastos en la mayoría de los años del periodo considerado.

En consecuencia, es importante investigar la estructura del sistema de pensiones y, sobre todo, determinar las variables que inciden en el ahorro previsional. Por tanto, la presente investigación, además de considerar varios indicadores del mercado laboral y sus posibles cambios estructurales, incluye otros que, según Jimon et al. (2021), Rofman (2008), Han (2013), y entre otros autores, inciden en la sostenibilidad de un sistema de pensiones. Para esto, se usan datos disponibles para el periodo 1970-2023 y, a través de un modelo

autorregresivo de rezagos distribuido, se estiman las relaciones a corto y largo plazo entre las variables estudiadas y el ahorro previsional.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

2.1. Determinación de las variables que inciden en el ahorro previsional y fuente de datos

La decisión de contribuir o no al sistema de pensiones de una persona depende sobre todo de su interés por los beneficios que el sistema concede; sin embargo, al formar parte de una comunidad e interactuar con otros sujetos, su motivación se correlaciona con los objetivos comunes que la sociedad considera importantes, y que, en la mayoría de las ocasiones, se manifiestan a través del Estado (Gómez, 2021; Jimon et al., 2021). El Estado, a través de sus instituciones, controla e implementa las leyes que rigen la ejecución del sistema de pensiones. Por lo tanto, la situación personal de cada individuo no es el único aspecto que incide en el ahorro previsional, pues a este se suman factores socioculturales, políticos, económicos, etc.

La tabla 1 enlista las variables que se discutirán en la siguiente sección, de acuerdo a los niveles (temas) y subniveles (variables).

Tabla 1. Niveles (temas) y subniveles (variables) del estudio

Tema	Variables
2.1.1 Indicadores demográficos	2.1.1.1 Tasa de sostenimiento
	2.1.1.2 Población total
	2.1.1.3 Migración neta
2.1.2 Indicadores del mercado laboral	Tasa de participación global
	Tasa de subempleo
	Tasa de desempleo
2.1.3 Indicadores sociomédicos	2.1.3.1 Tasa de natalidad y tasa de fecundidad
	2.1.3.2 Esperanza de vida
2.1.4 Indicadores relativos al desarrollo de la economía nacional	2.1.4.1 Producto interno bruto

2.1.1. Indicadores demográficos

2.1.1.1. Tasa de sostenimiento

Uno de los principales conceptos relacionados con la sostenibilidad del sistema de pensiones y con el ahorro previsional es la tasa de sostenimiento, también conocida como *tasa de apoyo a la vejez*, que se define como el número de personas que son capaces de brindar apoyo económico al número de personas mayores que pueden depender materialmente del apoyo de otros (OECD, 2011).

Los cambios en este indicador dependen de la mortalidad presente y pasada, las tasas de fecundidad y de la migración neta. Sin embargo, y por los principios actuariales general e internacionalmente aceptados, una tasa de sostenimiento adecuada corresponde a la relación 7:1; es decir, 7 activos por cada pensionista en un sistema solidario de jubilación (Actuaría Consultores S.A., 2023).

Para el caso ecuatoriano, la tasa de sostenimiento se construye a partir de la proporción de la población afiliada y de las pensiones del seguro IVM, información proveniente y construida a partir de los boletines estadísticos que publica el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INEC) cada año y desde 1985. Su histórico, junto con sus componentes, se muestran en las figuras 1 y 2.

Población afiliada

La Población Afiliada cotizante al IESS, durante el periodo 1970-1991, se constituyó por las personas afiliadas al Seguro General (Sección A y B), por artesanos, por constructores y por domésticos, sin considerar a los asegurados voluntarios, la Caja Militar y Policial y el Seguro Social Campesino. Sin embargo, durante el periodo 1990-2011 se consideró la primera categoría (afiliaciones voluntarias). Tras este año, el número de afiliados al Seguro Voluntario se reporta fuera del Seguro General Obligatorio (SGO) que, a partir del año 2015, se compone de los Trabajadores no remunerados del Hogar, y Trabajadores con y sin Relación de Dependencia.

Actualmente, y según lo establecido en la Ley de Seguridad Social (2001), son sujetos de protección social, en calidad de afiliados, todas las personas que perciben ingresos por la ejecución de una obra o la prestación de un servicio físico o intelectual, con relación laboral o sin ella.

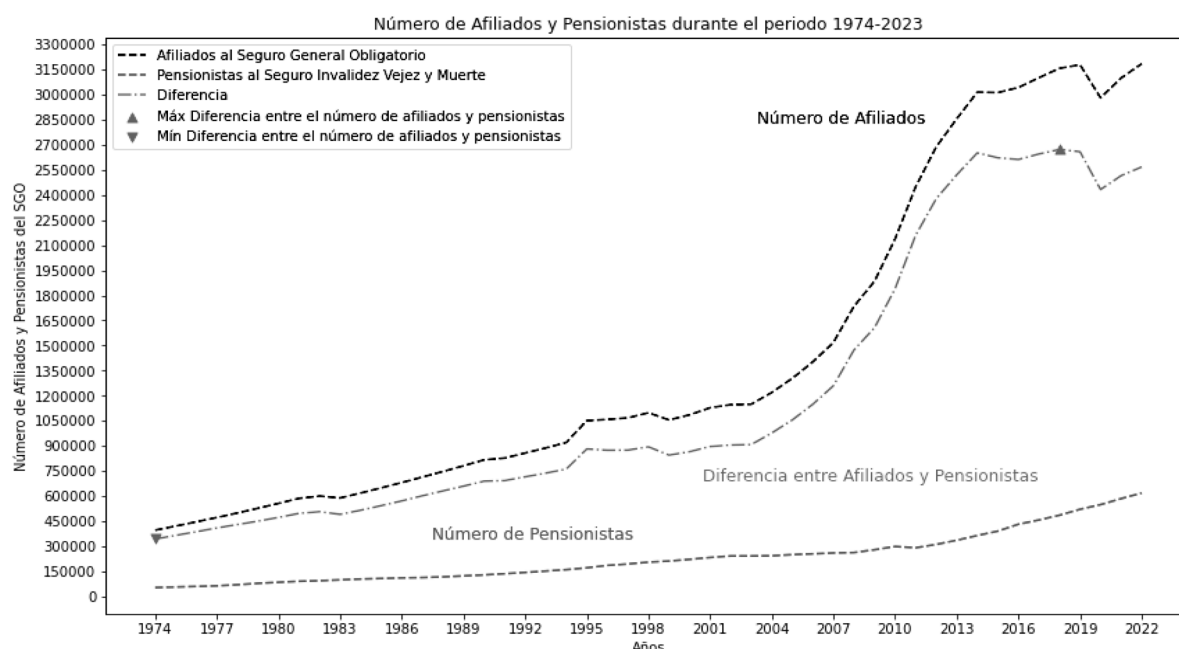
Pensionistas del Seguro IVM

Con respecto a las pensiones, éstas se distinguen por Pensionistas del Seguro General (invalidez, vejez y pensionistas de montepío), y del Seguro Social

Campesino. Para las Fuerzas Armadas y la Policía Nacional existen regímenes especiales de protección social. En el primer caso, el Instituto de Seguridad Social de las Fuerzas Armadas (ISSFA) es quien concede prestaciones al personal militar; mientras que, para la Policía Nacional, el organismo encargado de la cobertura de este tipo de contingencias es el Instituto de Seguridad Social de la Policía Nacional (ISSPOL).

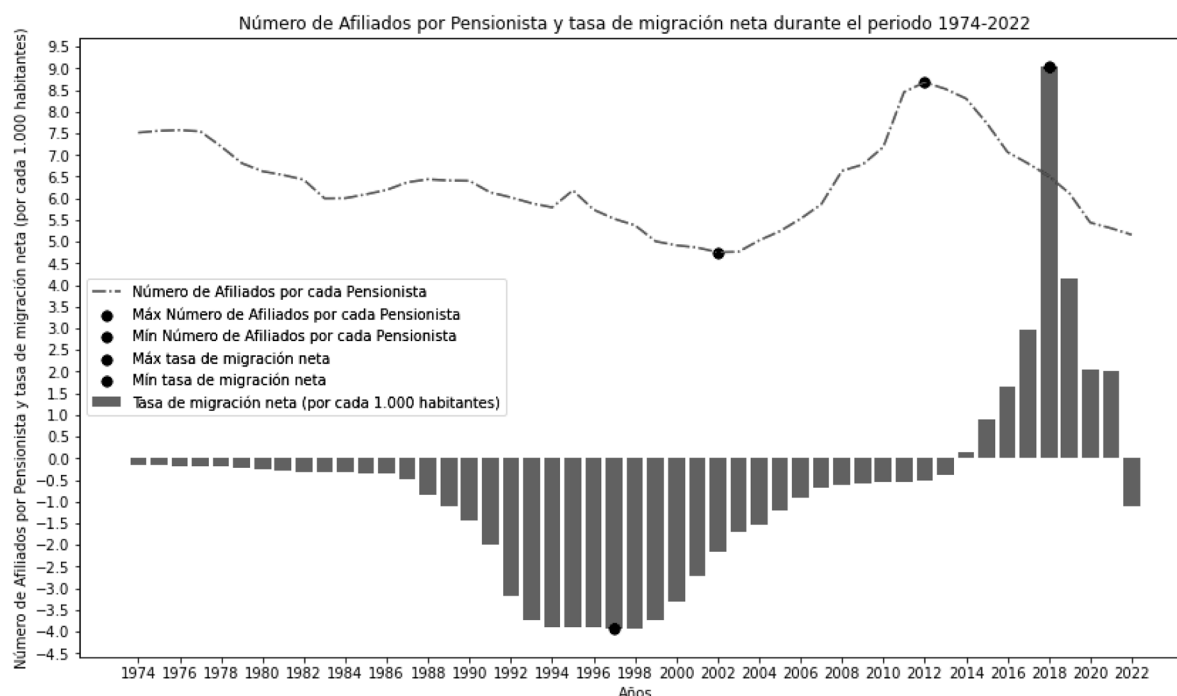
Para este estudio, solo se consideran los pensionistas pertenecientes al SGO; es decir, aquellos cubiertos por el Seguro de Invalidez, Vejez y Muerte (IVM), sistema que se financia a través del aporte mensual personal y patronal y los ingresos generados por la inversión de la reserva.

Figura 1. Número de afiliados y pensionistas durante el periodo 1974-2023



Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INEC)

Figura 2. Tasa de sostenimiento y de migración neta durante el periodo 1974-2022

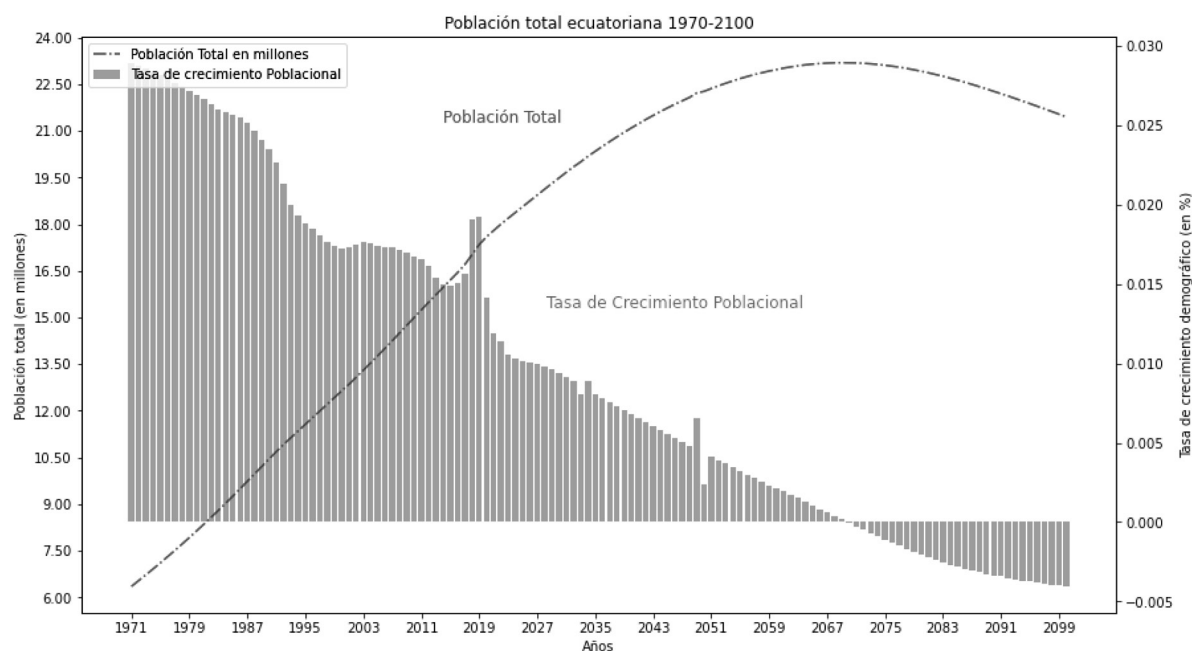


Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INEC)

2.1.1.2. Población total

Según Jimon et al. (2021), la población representa la fuerza que asegura el desarrollo socioeconómico de un Estado. Sin embargo, y pese a que la población mundial aún se extiende, su ritmo de crecimiento se desacelera conforme transcurren los años (Naciones Unidas, 2022).

De acuerdo con las proyecciones de las Naciones Unidas (2022), la población mundial podría crecer de 9.300 millones de personas en el año 2050 a 10.400 millones en el año 2100. La población ecuatoriana, por su parte, contó con 16,9 millones de personas para el año 2022, lo que es tres veces mayor a lo que fue a mediados del siglo xx (5,5 millones de personas), y se predice que, para el año 2100, será de 21,45 millones de personas. Tal crecimiento y la velocidad con que lo hace se justifica por la disminución de los niveles de natalidad y de la tasa de fecundidad, así como al aumento de la esperanza de vida al nacer (Lisenkova & Bornukova, 2017).

Figura 3. Población total ecuatoriana 1970-2100

Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INEC)

2.1.1.3. Migración neta

En el Ecuador, la migración neta, definida como la diferencia entre el número de inmigrantes y el de emigrantes durante un periodo (Naciones Unidas, 2024a), ha sido predominantemente negativa, pues el país se ha caracterizado por ser emisor de emigrantes, principalmente durante el periodo 1980-2000, cuando entre el 10 % y 15 % de la población total emigró al exterior. Sin embargo, desde hace algunos años, su posición cambió, transformándose en una nación de acogida y de tránsito de refugiados (Mercier et al., 2016; Velín-Fárez, 2021).

Según Razin & Sadka (1998), la migración influye de forma significativa en la sostenibilidad de un sistema de pensiones, pues, a pesar de que los inmigrantes puedan ser poco calificados y adquieran los beneficios del sistema de seguridad social, todos los grupos de edad e ingreso existentes al momento de su llegada mejoran su situación. Esta conclusión se respalda por lo señalado por Han (2013), donde se muestra, empíricamente, que la migración laboral alivia la presión sobre los sistemas públicos de pensiones.

2.1.2. Indicadores del mercado laboral

En el país, las instituciones responsables de proveer datos estadísticos sobre el mercado laboral no han mantenido los estándares necesarios para estudiar su comportamiento a lo largo del tiempo. Según el INEC (2024), entre 1830 y 1973, se instauraron varios organismos encargados de las estadísticas y los censos en el país. Sin embargo, la falta de continuidad y la inconsistencia de algunos conceptos impiden conocer la conducta de la mayoría de los indicadores de la fuerza de trabajo.

Por ejemplo, desde el año 1985, la organización encargada de levantar información referente al tema fue el Instituto Nacional de Empleo; sin embargo, años más tarde, quien se hizo cargo de este trabajo fue el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC). Así, tanto el diseño de la muestra como la cobertura y los resultados obtenidos a través de la encuesta de mercado laboral se han ajustado conforme a la disponibilidad de recursos. Pese a estos cambios, aún se pueden considerar algunos conceptos relativamente importantes para estudiar el sistema de pensiones.

En este trabajo se toman tres indicadores. En primer lugar, se considera la tasa de participación global, que se define como el cociente entre la población económicamente activa (PEA)¹ y la población en edad de trabajar (PET)² (INEC, 2020). En segundo, la tasa de subempleo se define como la relación entre el número de personas catalogadas como subempleadas y la PEA; y, finalmente, la tasa de desempleo, que resulta de la relación entre el número de desempleados y la PEA (INEC, 2020).

La PEA, influenciada por la estructura del mercado laboral, es uno de los factores que determina e incide en la cantidad del ahorro previsional. En particular, las contribuciones de los trabajadores de este sector generan y podrían generar los ingresos presupuestarios necesarios para cubrir los beneficios de jubilación (Jimon et al., 2021).

Incluso, Dieppe & Guarda (2015) señalan que, para afrontar los cambios demográficos y fortalecer los sistemas de pensiones, las reformas deben fomentar una mayor tasa de empleo en el mercado del trabajo.

¹ Según el INEC (2020), la población económicamente activa se define como las «personas de 15 años y más que trabajaron al menos 1 hora en la semana de referencia o aunque no trabajaron, tuvieron trabajo (empleados); y personas que no tenían empleo, pero estaban disponibles para trabajar y buscan empleo (desempleados)».

² La población en edad de trabajar «comprende a todas las personas de 15 años y más» (INEC, 2020).

2.1.3. Indicadores sociomédicos

2.1.3.1. Tasa de natalidad y tasa de fecundidad

La tasa bruta de natalidad (nacimientos por cada 1.000 habitantes) se define como el número de nacidos vivos que se producen en una población durante un periodo de tiempo determinado, normalmente un año civil; es decir, el número de nacidos vivos que se producen entre la población de una zona geográfica determinada durante un año determinado, por cada 1.000 habitantes totales.

Este concepto se relaciona con la tasa de fecundidad, que se define como la suma de las tasas de natalidad específicas por edad en todas las edades reproductivas, y puede interpretarse como el número esperado de hijos que tendrá una mujer que sobrevive hasta el final de la edad reproductiva (entre 15 y 49 años), durante su vida (Naciones Unidas, 2024b).

Según Cremer et al. (2011), uno de los factores que contribuye a la falta de solvencia fiscal en los sistemas de seguridad social es la disminución de la fecundidad. En los sistemas de reparto, la decisión del tener o no hijos/hijas incide en la tasa de crecimiento demográfico, que se relaciona directamente con el número de trabajadores futuros que asegurarán el beneficio de jubilación.

Además, de acuerdo con Fenge & Scheubel (2017), una mayor contribución al plan de pensiones, que se traduce en una tasa de cotización más alta, se asocia a la disminución de la tasa de fecundidad; es decir, el estudio determina la relación inversa entre el seguro legal por vejez y la fecundidad. Este resultado es consistente con los obtenidos por Boldrin et al. (2015) y Ehrlich & Kim (2007), donde se evidencia que las contribuciones y beneficios por seguridad social generan incentivos para reducir la fecundidad. Sin embargo, Wang (2015) sostiene que la distribución de las pensiones podría actuar de forma positiva sobre esta variable, principalmente cuando se otorgan condiciones preferenciales para acceder a beneficios por el número de nacimientos.

Esperanza de vida

La esperanza de vida al nacer se define como el número de años que viviría un recién nacido si los patrones prevalecientes de mortalidad en el momento de su nacimiento se mantuvieran iguales durante toda su vida.

En general, el hecho de alcanzar edades más altas, además de ser atribuido a mejores servicios de salud, se explica por el aumento en el nivel de vida (OECD, 2017). Asimismo, se considera que, al aumentar la esperanza de vida, los agentes dedican mucho más tiempo a la acumulación de capital humano y, por tanto, se jubilan años después, aumentando el crecimiento agregado (Dieppe & Guarda, 2015).

Sin embargo, Kunze (2014) muestra que un aumento en la esperanza de vida implica una disminución en el crecimiento económico, pues, mientras

mayor es una persona, menos productivo se vuelve. Así, si la población envejece demasiado, la tasa de crecimiento se desacelera, pues una proporción de la fuerza laboral es cada vez menos productiva.

2.1.4. Indicadores relativos al desarrollo de la economía nacional

2.1.4.1. Producto interno bruto (PIB)

El indicador de la producción agregada de una economía durante un determinado periodo de tiempo se denomina producto interno bruto (PIB) y puede medirse de tres formas distintas: desde la perspectiva de la producción, donde se define como el valor de los bienes y servicios finales producidos; desde la perspectiva de la renta, que considera la suma de los ingresos o rentas de los factores de la producción; y desde la perspectiva del gasto, donde se suman todos los gastos finales o demanda agregada de los distintos agentes económicos (Blanchard et al., 2012).

El PIB se relaciona con el índice del ahorro previsional porque el asegurar la pensión de una persona en el futuro depende del crecimiento de la productividad, pues, mientras más productiva resulte ser la sociedad, mayor será su capacidad para generar ingresos y pagar impuestos y aportes (Cremer et al., 2011).

3. MATERIALES Y MÉTODOS

3.1. Estadística descriptiva de las variables

Todas las variables descritas en este estudio se establecen en unidades diferentes. Por tanto, y para que sean comparables, se decide transformar cada serie en índices con base 1000, donde cada variable se interpreta de forma relativa con respecto a su periodo base. Es decir, se optó por la siguiente transformación:

$$Ix_t = \left(\frac{x_t}{x_0} \right) * 1000 \quad (1)$$

Donde x_0 representa el año base considerado, en este caso, el valor de la variable en el año 1970.

La tabla 2 presenta las medidas que caracterizan a las variables aquí introducidas, es decir, series de tiempo anuales de 1970-2023, donde cada serie es un índice con base 1000.

Tabla 2. Estadística descriptiva de las variables y fuente de datos

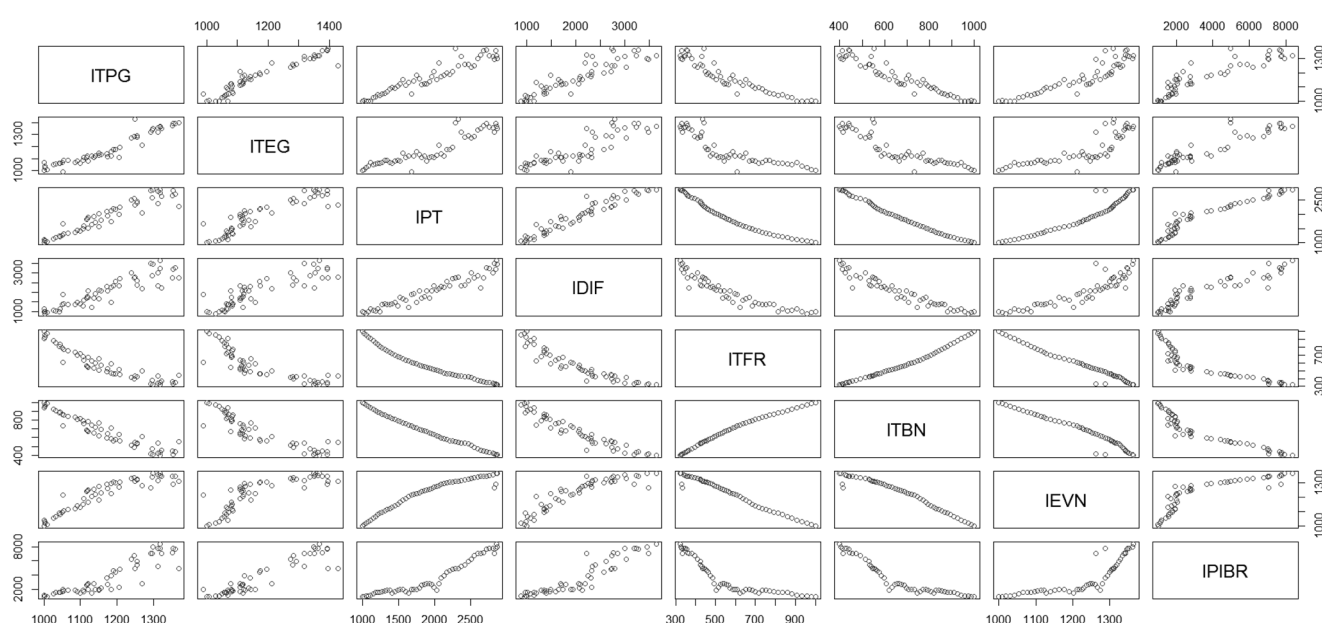
Variable	Nombre	Fuente	Mínimo	Máximo	Asimetría	Curtosis
IAP	Índice ahorro previsional	IESS	-17.838,06	53.720,63	2,6	9,61
ITS	Índice tasa de sostenimiento	IESS	628,77	1.206,92	0,27	-0,62
IPT	Índice población total	Naciones Unidas	1.000	2.862,82	0,08	-1,29
IDIF	Índice diferencia edad de población	Naciones Unidas	889,25	3.644,31	0,27	-1,07
IMN	Índice migración neta	Banco Mundial	-140.065,75	43.834,7	-2,35	9,05
ITPG	Índice tasa de participación global	INEC	1.000	1.368,84	0,16	-1,19
ITEG	Índice tasa de empleo global	INEC	988,13	1.428,26	0,56	-1,15
ITSTD	Índice tasa de desempleo y subempleo	INEC	934,65	1.957,72	0,52	-0,76
ITFR	Índice tasa total de fecundidad	Naciones Unidas	325,02	1.000	0,56	-0,83
ITBN	Índice tasa bruta de natalidad	Naciones Unidas	400,23	1.000	0,16	-1,19
IEVN	Índice esperanza de vida al nacer	Naciones Unidas	1.000	1.366,17	-0,55	-1,01
IPIBR	Índice producto interno bruto	Banco Central del Ecuador	998,04	8.388,4	0,67	-1,12

3.1.1. Coeficiente de correlación

La figura 4 presenta los diagramas de dispersión que muestran la correlación entre cada par de variables predictoras, todas medidas durante el mismo periodo de tiempo, y donde la posición de cada par ordenado (n, m) se refiere a la relación entre la variable que se encuentra en el n -ésima fila y la m -ésima columna; por ejemplo, el gráfico en la posición $(2,1)$ se refiere a la relación entre la variable ITEG y ITPG.

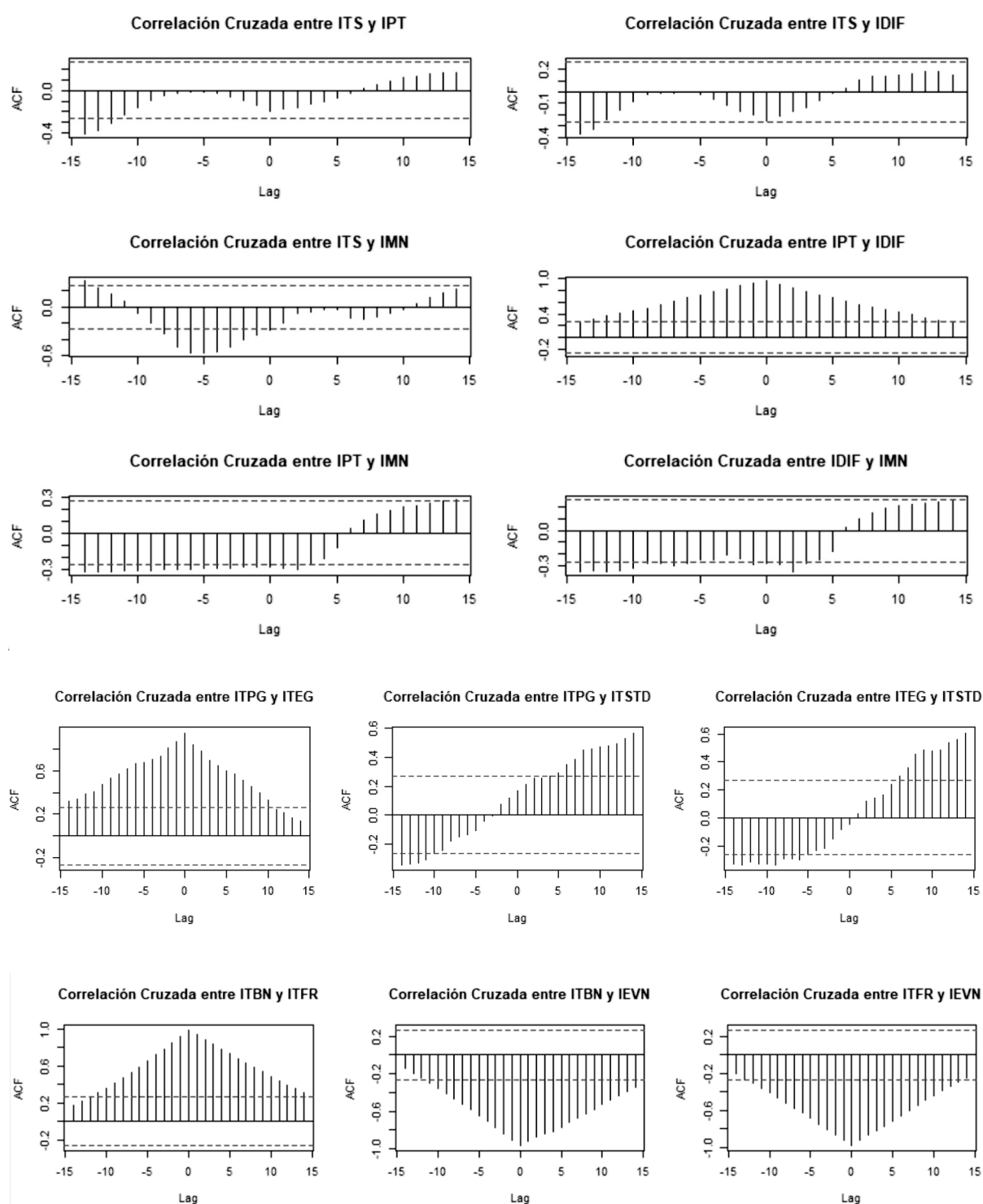
En algunos casos, la ausencia de correlación es visualmente evidente. No obstante, muchos de los indicadores del mercado laboral, demográficos y sociomédicos presentan una alta dependencia lineal entre sí. Por ejemplo, el ITPG muestra una fuerte correlación negativa con el ITFR, es decir que, mientras aumenta la participación laboral, disminuye la tasa de fecundidad; asimismo, el IEVN se relaciona de forma inversa con el ITBN, lo que indica que, mientras mayor es la esperanza de vida, menor es la tasa de natalidad.

Figura 4. Gráficas de dispersión por cada par de variables



3.1.2. Correlación cruzada para cada par de variables

La función de correlación cruzada (CCF) se define como el conjunto de correlaciones muestrales entre x_{t+h} y y_t , en particular identifica los rezagos de la variable x_t que podrían predecir a y_t . La figura 5 presenta la correlación cruzada entre cada par de series explicativas consideradas en este estudio. En este caso, y_t corresponde a la primera variable nombrada, mientras que, x_t corresponde a la segunda.

Figura 5. Correlación cruzada para cada par de variables

Por lo expuesto anteriormente, y según Alin (2010), incluir todas estas variables causaría «serias dificultades con respecto a la fiabilidad de

la estimación de los parámetros», pues puede introducir serios problemas de multicolinealidad.

Así, es necesario estudiar la inclusión de cada variable en modelos diferentes, capturando su influencia en la variable de respuesta, pero sin añadir al modelo variables redundantes que contribuyan con muy poca información, tal como lo hizo Jimon et al. (2021).

Por tanto, se decide tomar como variables el índice del ahorro previsional (IAP); el índice de la tasa de sostenimiento (ITS); el índice de la población total (IPT); el índice de migración neta (IMN); el índice de la tasa de participación global (ITPG); el índice de la tasa de subempleo y desempleo (ITSTD); el índice de la esperanza de vida al nacer (IEVN); el índice de la tasa total de fecundidad (ITFR), y el índice del producto interno bruto (PIBR).

3.2. Estacionariedad

Lo siguiente es estudiar la estacionariedad de cada una de las series. Para esto, se usan tres pruebas: la función de autocorrelación simple y parcial (FAS y FAP), la prueba de Dickey Fuller aumentada y la prueba de Philips-Perron. Sin embargo, se deben tener presente los cambios estructurales, pues, en caso de que existan rupturas temporales y no se consideren, las pruebas se sesgan hacia el no rechazo de la hipótesis nula; es decir, hacia el no rechazo de la existencia de raíz unitaria (Enders, 2014).

En estos casos, el pensar que no existe un cambio estructural en al menos una de las series es erróneo, pues la mayoría de las variables macroeconómicas se ven influenciadas por choques externos como crisis económicas, políticas institucionales, acuerdos políticos, etc. (Pahlavani et al., 2005). En particular, el Ecuador es un caso especial, al considerar que la instauración del sistema monetario de dolarización oficial y otros periodos de crisis forman parte de la muestra en este estudio y, por tanto, influyen la mayoría de las series que aquí se introducen.

Los puntos de quiebre en una regresión se refieren a los momentos en los que la relación entre la variable dependiente e independiente cambia de forma significativa; es decir, prueba o evalúa las desviaciones de estabilidad del modelo de regresión lineal clásico (ecuación 2).

$$y_i = x_i^T \beta + u_i \quad (2)$$

Y a través del criterio de información bayesiano (BIC) se decide el número de rupturas estructurales para todas las segmentaciones de la muestra.

En consecuencia, al confirmar la existencia de rupturas temporales en la mayoría de las series (ni IPT ni ITPG presentaron ninguna clase de cambio significativo), es necesario aplicar otros enfoques, además de los habituales, para confirmar la presencia de raíz unitaria (Pahlavani et al., 2005). Aquí se

usará el procedimiento de Lumsdaine & Papell (1997), una extensión de la prueba de Dickey Fuller aumentada que introduce los cambios estructurales como variables endógenas dentro de la regresión (Pahlavani et al., 2005).

Para determinar el número de rezagos óptimo se consideraron cuatro criterios de información: i) error de predicción final (FPE); ii) el criterio de información Akaike (AIC); iii) el criterio de información Hannan-Quinn (HQIC), y iv) el criterio de información Schwarz Bayesian (SBIC). La decisión de su elección se basó en el número de rezagos que minimizaba su valor.

Los resultados de las tres pruebas convencionales se resumen en las tablas 14, 15 y 16 (anexo 2). En todos los casos, no se rechaza la existencia de raíz unitaria, por tanto, todas las series son no estacionarias. Sin embargo, al diferenciarlas resultan serlo.

Mientras que el procedimiento de Lumsdaine y Papell (LP) introduce los cambios estructurales como variables endógenas en la prueba DFA, es decir, se estima la ecuación:

$$\Delta y_t = \alpha + \delta t + \sum_{i=1}^q (\theta_i DU_{it} + \gamma_i DT_{it}) + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \zeta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (3)$$

Donde, $DU_{it} = 1$ si $t \geq CE_i$, y 0 si $t < CE_i$; mientras que $DT_{it} = t - CE_i$. En este caso, se permiten cambios tanto en la deriva como en la tendencia, que corresponden a los términos asociados con las dummies dentro de la ecuación, y donde los términos q y k se refieren al número de cambios estructurales para cada una de las series y al número de rezagos de su diferencia, respectivamente.

Como era de esperarse, la mayoría de los cambios estructurales suceden a finales del siglo XX, y a comienzos del siglo XXI, etapa donde la economía ecuatoriana se dolarizó. En la tabla 3 se resumen los resultados de la ecuación 3, donde el coeficiente asociado al rezago y_{t-1} determina la existencia o no de una raíz unitaria.

Tabla 3. Prueba de raíz unitaria considerando los cambios estructurales para cada variable

Variable	CE5	CE4	CE3	CE2	CE1	t-test para β	p-valor	k	Resultado H_0 : existe raíz unitaria
IAP					2.015	-2,68**	0,011	3	Se rechaza H_0
ITS	1.977	1.986		2.004	2.012	-4,34****	0,000	4	Se rechaza H_0
IMN		1.991			2.015	-3,06***	0,004	1	Se rechaza H_0
ITSTD	1.982		1.998	2.009		-4,13****	0,000	1	Se rechaza H_0
IEVN		1.992			2.015	-7,45****	0,000	5	Se rechaza H_0
ITFR	1.980	1.990		2.004	2.013	0,5247**	0,083	3	Se rechaza H_0
IPIBR			1993	2.001	2.012	-4,71****	0,000	1	Se rechaza H_0

Nota: ****, ***, ** y * indican que la hipótesis nula de no significancia estadística es rechazada al 0,1 %, 1 %, 5 %, y 10 % respectivamente.

En todas las series se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria. Por tanto, y al obtener resultados contradictorios, aplicar el modelo autorregresivo de rezagos distribuidos es la forma más eficiente para determinar la relación a largo plazo entre la variable de respuesta, sus rezagos y las variables explicativas (Pahlavani et al., 2005).

3.3. Metodología de investigación: modelo autorregresivo de rezagos distribuidos y cointegración

El modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL), introducido como una técnica de cointegración alternativa por Pesaran & Shin (1996) y Pesaran & Pesaran (1997), se define como:

$$\phi(L, p)y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + \delta^T w_t + u_t \quad (4)$$

Donde

$$\begin{aligned} \phi(L, p) &= 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p \\ \beta_i(L, q_i) &= 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \dots - \beta_{iq_i} L^{q_i} \\ i &= 1, 2, \dots, k \end{aligned}$$

En la ecuación 4, y_t denota la variable dependiente; x_{it} representa la i -ésima variable independiente; L es el operador de rezagos, u_t es el término de perturbación; y w_t es un vector $S \times 1$ que representa variables determinísticas, como los términos del intercepto, variables *dummy*, tendencias de tiempo y otras variables exógenas (Pahlavani et al., 2005).

En particular, y siguiendo a Pesaran et al. (2001), la representación de corrección de errores del modelo ARDL, para cada uno de los modelos, es:

$$\Delta IAP_t = \alpha_{10} + \sum_{j=1}^{n_1} \beta_{1j} \Delta IAP_{t-j} + \sum_{j=0}^{p_1} \gamma_{1j} \Delta ITS_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \rho_{1j} \Delta IPT_{t-j} + \sum_{j=0}^{s_1} \theta_{1j} \Delta IMN_{t-j} + \delta_{11} IAP_{t-1} + \delta_{12} ITS_{t-1} + \delta_{13} IPT_{t-1} + \delta_{14} IMN_{t-1} + \sigma_1^T w_{1t} + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta IAP_t = \alpha_{20} + \sum_{j=1}^{n_2} \beta_{2j} \Delta IAP_{t-j} + \sum_{j=0}^{p_2} \gamma_{2j} \Delta ITSTD_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \rho_{2j} \Delta ITPG_{t-j} + \delta_{21} IAP_{t-1} + \delta_{22} ITSTD_{t-1} + \delta_{23} ITPG_{t-1} + \sigma_2^T w_{2t} + \varepsilon_{2t} \quad (6)$$

$$\Delta IAP_t = \alpha_{30} + \sum_{j=1}^{n_3} \beta_{3j} \Delta IAP_{t-j} + \sum_{j=0}^{p_3} \gamma_{3j} \Delta IEVN_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \rho_{3j} \Delta IFR_{t-j} + \delta_{31} IAP_{t-1} + \delta_{32} IEVN_{t-1} + \delta_{33} IFR_{t-1} + \sigma_3^T w_{3t} + \varepsilon_{3t} \quad (7)$$

$$\Delta IAP_t = \alpha_{40} + \sum_{j=1}^{n_4} \beta_{4j} \Delta IAP_{t-j} + \sum_{j=0}^{p_4} \gamma_{4j} \Delta IPIBR_{t-j} + \delta_{41} IAP_{t-1} + \delta_{42} IPIBR_{t-1} + \sigma_4^T w_{4t} + \varepsilon_{4t} \quad (8)$$

Los coeficientes δ_{kj} con $k = 1, 2, 3, 4$, y $\beta_{kj}, \gamma_{kj}, \rho_{ij}, \theta_{1j}$ corresponden a los multiplicadores de largo y corto plazo respectivamente. Los primeros parámetros capturan la relación entre las variables cuando todos los efectos transitorios se ajustaron, mientras que los coeficientes de corto plazo se refieren a la respuesta de la variable dependiente ante un cambio en la variable independiente en el mismo periodo o periodos cercanos. Además, en cada ecuación, se añaden los cambios estructurales $\sigma_i^T w_{it}, i = 1, 2, 3, 4$ como variables ficticias de impulso o desplazamiento (Pahlavani et al., 2005).

4. RESULTADOS Y LIMITACIONES

Los siguientes resultados se obtuvieron a partir de la estimación de los modelos propuestos.

4.1. Modelo 1: el impacto demográfico en el ahorro previsional

En primer lugar, es necesario comprobar si existe una relación a largo plazo. Para esto se usa la prueba F de límites (Wald), donde H_0 implica la ausencia de cointegración y la alternativa sugiere lo contrario. Además, se establecen tres casos diferentes. En el primero, el modelo incluye la tendencia; en el

segundo se considera la constante; y en el tercero no se incluye una constante o una tendencia. Sin embargo, al incluir una constante en el modelo, el tercer caso no puede ser considerado. Los resultados del caso 1 y 2 se presentan en la tabla 4.

Tabla 4. Resultados Prueba F de límites (Wald) para no cointegración

F/t-estadístico	p-valor	Resultado H_0 : No existe cointegración
Caso 1		
7,7264	0,000****	Se rechaza H_0
Caso 2		
-4,6076	0,004***	Se rechaza H_0

En ambos casos, se confirma la cointegración de las series.

Dado que las observaciones son anuales y su número es limitado se escogen como máximo 5 retardos. Los resultados de su estimación se muestran en la tabla 5; mientras que la estimación de los coeficientes del modelo 1 de rezagos distribuidos autorregresivos se muestra en la tabla 17 (anexo 3). Al añadir la corrección del término de error, se obtiene:

Tabla 5. Resultados estimados de los coeficientes de largo y corto plazo

MCE-ARDL(1)				
Modelo 1: ARDL (5,5,5,5)				
Regresor	Estimación	Error est.	t-est.	Pr(> t/)
Resultados estimados de los coeficientes de largo plazo				
α_{10}	1.528,33	6.984,94	0,218	0,829
IAP_{t-1}	-5,5880****	1,2130	-4,608	0,0002
ITS_{t-1}	-56,34*	27,78	-2,028	0,0568
IPT_{t-1}	69,55**	27,52	2,527	0,0205
IMN_{t-1}	-0,9152***	0,2478	-3,693	0,0016
Resultados estimados de los coeficientes de corto plazo				
α_{10}	8.541	37.880	0,225	0,824
ΔIAP_{t-1}	4,093****	1,047	3,908	0,001
ΔIAP_{t-2}	3,269****	0,7946	4,114	0,001
ΔIAP_{t-3}	2,135***	0,603	3,541	0,0022
ΔIAP_{t-4}	0,7821**	0,2788	2,805	0,0113
ΔITS_t	31,8	36,91	0,861	0,3998
ΔITS_{t-1}	-17,52	38,51	-0,455	0,6544
ΔITS_{t-2}	36,01	46,11	0,781	0,4444
ΔITS_{t-3}	-27,54	45,02	-0,612	0,5479
ΔITS_{t-4}	-5,048	44,2	-0,114	0,9103
ΔIPT_t	1.989	1.537	1,294	0,2112
ΔIPT_{t-1}	-2.138	1.965	-1,088	0,2901
ΔIPT_{t-2}	4.508**	1.817	2,481	0,0226
ΔIPT_{t-3}	-994	2.009	-0,495	0,6264
ΔIPT_{t-4}	-4.129**	1.808	-2,284	0,034
ΔIMN_t	0,06107	0,1283	0,476	0,6394
ΔIMN_{t-1}	1,069**	0,442	2,417	0,0258
ΔIMN_{t-2}	1,227**	0,5105	2,403	0,0266
ΔIMN_{t-3}	1,682***	0,4652	3,616	0,0018
ΔIMN_{t-4}	1,417****	0,3447	4,111	0,001
Variables fijas que controlan el cambio estructural				
DU2015	-25.630*	14.490	-1,769	0,093
DU2012	-21.750	14.690	-1,481	0,1551
DU2004	-5.982	6.446	-0,928	0,3650
DU1986	-15.110**	5.391	-2,803	0,0113

DU1977	3.669	5.074	0,723	0,4784
DU1991	-10.610*	5.480	-1,936	0,0678
Error estándar residual: 4419				
R^2 múltiple: 0,9303		R^2 ajustado: 0,8238		
F-estadístico: 8,74		p-valor: 0,0000		

Nota: ****, ***, ** y * indican que la hipótesis nula de no significancia estadística es rechazada al 0,1 %, 1 %, 5 %, y 10 %, respectivamente.

Tal como se presentan, muchos de los coeficientes de largo y corto plazo son estadísticamente significativos. En primer lugar, el índice del ahorro previsional se relaciona sobre todo con su pasado, tanto a corto como a largo plazo, lo que parece ser coherente al considerar que esta variable resulta ser un excedente de los ingresos y gastos del seguro de pensiones; sin embargo, los signos son contrarios en el corto y largo plazo.

A corto plazo, un aumento en el índice del ahorro previsional en los años anteriores, tal vez por altas contribuciones o ahorro, implica aumentos subsecuentes. No obstante, a largo plazo, cuando el sistema tiende a ajustarse al equilibrio, el superávit generado en el pasado disminuye por ajustes estructurales como cambios en las contribuciones, beneficios o porque la rentabilidad obtenida por su administración no se capitaliza. Además, durante este periodo, las autoridades pueden tomar decisiones con respecto al sistema y, por lo tanto, afectar su comportamiento, cosa que no ocurre en el corto plazo.

Por ejemplo, y como se mostró en la sección anterior, en el año 2015, momento del cambio estructural en el índice del ahorro previsional, el gobierno de Rafael Correa tomó dos decisiones importantes con respecto a la seguridad social. Por un lado, «decidió eliminar el aporte del 40 % del Estado para el pago de pensiones», y por el otro, «decidió reformar el esquema de distribución al disminuir el porcentaje del aporte de los afiliados al fondo del 9,44 % al 5,76 %» (Gaibor, 2019). Así, el hecho de que la dinámica de corto y largo plazo sea diferente es posible, y más aún cuando una variable depende de las políticas establecidas por las autoridades.

Mientras que el índice de la tasa de sostenimiento tiene un efecto positivo y estadísticamente significativo en el índice del ahorro previsional a largo plazo, pues, mientras más afiliados por pensionista existan, mayores son los ingresos que recibe el sistema por concepto de aportes. Sin embargo, a corto plazo, los coeficientes asociados a esta variable no son estadísticamente significativos.

Por otra parte, el coeficiente de largo plazo asociado al índice de la población es estadísticamente significativo y positivo, lo que se traduce en que, al aumentar este, el ahorro previsional también lo hace en 69,55 unidades. Mientras que, a corto plazo, tan solo dos rezagos resultan ser estadísticamente diferentes de cero. El primero impacta de forma positiva, y en el segundo, lo hace de forma negativa. El primer caso puede explicarse al considerar que, al

aumentar la población dos periodos atrás, más personas pueden contribuir al sistema de seguridad social, lo que implica que el índice de ahorro previsional aumente; sin embargo, mientras más lejano es el periodo, este aumento podría conllevar una mayor demanda en los servicios públicos y beneficios sociales, reduciendo el índice del ahorro previsional.

Finalmente, los parámetros asociados al índice de migración neta afectan de forma positiva al índice del ahorro previsional. Como se indicó en la sección anterior, la migración neta se define como «el número de inmigrantes menos el de emigrantes» (Naciones Unidas, 2024a). Un aumento en este indicador puede responder a que el número de inmigrantes aumentó o el número de emigrantes disminuyó; en cualquiera de los dos casos, la base de contribuyentes podría aumentar, y con esto, el ahorro previsional.

En cuanto a las rupturas temporales se tiene que solo los coeficientes de las variables *dummies* asociadas a los años 2015, 1986, y 1991 representan cambios significativos en la serie temporal.

De forma general, el modelo es estadísticamente significativo a nivel global, es decir, al menos una de las variables independientes tiene un efecto significativo en la variable dependiente (IAP). Además, el valor *p* asociado con el F-estadístico indica la probabilidad de que los resultados observados sean por el azar; en este caso, al tomar el valor de 0,000, se verifica que es poco probable que el ajuste del modelo se justifique por esta razón, lo que refuerza la significancia estadística del modelo.

4.2. Modelo 2: el impacto del mercado laboral en el ahorro previsional

La prueba F de límites (Wald) para no cointegración en este caso es:

Tabla 6. Resultados prueba F de límites (Wald) para no cointegración

F/t-estadístico	p-valor	Resultado
H_0 : No existe cointegración		
Caso 1		
5,4312**	0,005	Se rechaza H_0
Caso 2		
-4,0968*	0,028	Se rechaza H_0

En ambos casos, se rechaza la hipótesis nula; por tanto, las series están cointegradas. Los resultados al añadir la corrección del término de error se presentan en la tabla 7; mientras que los resultados del modelo ARDL se presentan en la tabla 18 (anexo 3).

Tabla 7. Resultados estimados de los coeficientes de largo y corto plazo

MCE-ARDL(2)				
Modelo 2: ARDL (2,5,5)				
Regresor	Estimación	Error est.	t-est.	Pr(> t)
Resultados estimados de los coeficientes de largo plazo				
α_{20}	935.503,22	768.491,43	1,2173	0,2397
IAP_{t-1}	0,2244	0,1854	1,211	0,2355
$ITSTD_{t-1}$	-43,94***	13,23	-3,322	0,0024
$ITPG_{t-1}$	250***	69,3	3,608	0,0011
Resultados estimados de los coeficientes de corto plazo				
α_{20}	-210.000***	65.220	-3,219	0,0031
ΔIAP_{t-1}	-0,2831	0,1916	-1,477	0,1500
$\Delta ITSTD_t$	-0,1717	11,39	-0,015	0,9881
$\Delta ITSTD_{t-1}$	-156,6***	50,13	-3,124	0,0039
$\Delta ITSTD_{t-2}$	-168,3****	38,55	-4,365	0,0001
$\Delta ITSTD_{t-3}$	-100,3***	32,88	-3,052	0,0047
$\Delta ITSTD_{t-4}$	-93,3***	26,64	-3,502	0,0015
$\Delta ITPG_t$	0,7899	11,5	0,069	0,9457
$\Delta ITPG_{t-1}$	38,99***	13,12	2,971	0,0058
$\Delta ITPG_{t-2}$	30,92**	11,53	2,682	0,0118
$\Delta ITPG_{t-3}$	17,09	9,659	1,769	0,0870
$\Delta ITPG_{t-4}$	15,79	9,741	1,621	0,1156
Variables fijas que controlan el cambio estructural				
DU2015	-15.580**	7.348	-2,121	0,0423
DU1982	-7.917	5.824	-1,359	0,1842
DU1998	-1.826	5.365	-0,340	0,7359
DU2009	-35.590****	8.997	-3,956	0,0004
Error estándar residual: 6365				
R^2 múltiple: 0,678		R^2 ajustado: 0,4848		
F-estadístico: 3,509		p-valor: 0,0012		

A largo plazo, todos los coeficientes, a excepción del intercepto y del parámetro asociado al índice del ahorro previsional en el periodo anterior, resultan ser estadísticamente significativos. En primer lugar, y como se esperaba, mientras mayor es el índice de la tasa de subempleo y desempleo en el periodo anterior, menor es el índice del ahorro previsional en el largo plazo (disminuye en 43,94 unidades). En segundo, mientras mayor es la tasa de

participación global, mayor resulta el índice del ahorro previsional (aumenta en 250 unidades).

Mientras que, en el corto plazo, los patrones son los mismos. Por un lado, el coeficiente asociado al intercepto es significativo y negativo, lo que sugiere una tendencia a la baja en este periodo. Además, los coeficientes de las variaciones pasadas del índice de la TSTD (tasa de subempleo y tasa de desempleo) son estadísticamente significativos y negativos, lo que significa que mientras aumenta la tasa de desempleo y subempleo, el índice del ahorro previsional disminuye. Por el otro, y como los coeficientes de las variaciones del ITPG (índice de la tasa de participación global) son significativos, y positivos, el hecho de que esta aumente causa que el ahorro previsional también lo haga.

Por último, las variables DU2015 y DU2009 indican que ambos cambios estructurales se asocian de forma significativa y negativa con el índice del ahorro previsional. En el año 2009, a causa de la «crisis financiera internacional, el descenso de los precios del petróleo, la reducción de las remesas y la pérdida de dinamismo de la demanda interna», la tasa de desocupación aumentó significativamente hasta alcanzar el 9,1 %; la tasa de desempleo aumentó hasta el 8.5 %, mientras que la participación laboral descendió del 60.1 %, en 2008, hasta el 59.8 % en el 2009 (CEPAL, 2009).

En este caso, el modelo es estadísticamente significativo a nivel global; es decir, al menos una de las variables independientes tiene un efecto significativo en la variable dependiente (IAP). Además, el valor p asociado con el F-estadístico indica que el ajuste del modelo no se justifica por el azar, lo que refuerza la significancia estadística del modelo.

4.3. Modelo 3 y 4: el impacto sociomédico en el ahorro previsional

La prueba F de límites (Wald) para no cointegración para el modelo 3 se resume en la tabla 8:

Tabla 8. Resultados prueba F de límites (Wald) para no cointegración

F/t-estadístico	p-valor	Resultado H_0 : No existe cointegración
Caso 1		
6,9818****	0,001	Se rechaza H_0
Caso 2		
-4,9056****	0,001	Se rechaza H_0

En ambos casos se rechaza H_0 . Así, los resultados al añadir el término de error se muestran en la tabla 9. Mientras que los resultados del modelo ARDL se presentan en la tabla 19 (anexo 3).

Tabla 9. Resultados estimados de los coeficientes de largo y corto plazo

MCE-ARDL(3)				
Modelo 3: ARDL (4,5,5)				
Regresor	Estimación	Error est.	t-est.	Pr(> t)
Resultados estimados de los coeficientes de largo plazo				
α_{30}	820.000	498.400	1,645	0,1119
IAP_{t-1}	-3,004****	0,6123	-4,906	0,0000
$IEVN_{t-1}$	-494,1	326,6	-1,513	0,1424
$ITFR_{t-1}$	-340,3*	187,9	-1,811	0,0817
Resultados estimados de los coeficientes de corto plazo				
α_{20}	272.985,08	169.442,93	1,611	0,1192
ΔIAP_{t-1}	1,664***	0,4967	3,350	0,0023
ΔIAP_{t-2}	1,441***	0,3992	3,610	0,0013
ΔIAP_{t-3}	0,4122	0,3318	1,242	0,2252
$\Delta IEVN_t$	-272,6**	116,3	-2,344	0,0269
$\Delta IEVN_{t-1}$	292,7	343,3	0,853	0,4017
$\Delta IEVN_{t-2}$	-260,4	367,6	-0,708	0,4851
$\Delta IEVN_{t-3}$	-712*	381,2	-1,868	0,0731
$\Delta IEVN_{t-4}$	665,2	615,2	1,081	0,2895
$\Delta ITFR_t$	923,3	1.085	0,851	0,4025
$\Delta ITFR_{t-1}$	-831,5	1.282	-0,648	0,5224
$\Delta ITFR_{t-2}$	1.992**	942	2,115	0,0442
$\Delta ITFR_{t-3}$	-3.879*	1.991	-1,949	0,0622
$\Delta ITFR_{t-4}$	1.339	1.170	1,144	0,2629
Variables fijas que controlan el cambio estructural				
DU1992	-5.992	7.217	-0,830	0,4139
DU2015	-29.950*	17.270	-1,734	0,0947
DU1980	-3.425	5.856	-0,585	0,5638
DU1990	726.3	6.879	0,106	0,9167
DU2004	8.651	5.282	1,638	0,1135
DU2013	-12.410	13.470	-0,922	0,3652
Error estándar residual: 6278				
R^2 múltiple: 0,7077		R^2 ajustado: 0,4989		
F-estadístico: 3,389		p-valor: 0,0016		

La mayoría de los coeficientes en este modelo no son estadísticamente significativos. La decisión de añadir la esperanza de vida y la tasa de

fecundidad como factores sociomédicos se basó en la literatura referente a la influencia de estas variables sobre la sostenibilidad de un sistema de pensiones, específicamente se siguió a Jimon et al. (2021); Cremer et al. (2011), Fenge & Scheubel (2017), Boldrin et al. (2015) y Ehrlich & Kim (2007). Sin embargo, en el contexto ecuatoriano, una de las razones que justifica «la crisis de liquidez del IESS» es el «incremento de la esperanza de vida en el país» (González, 2024). Por tanto, en lugar de considerar ambas variables, solo se tomará la primera, obteniendo los resultados que se presentan en la tabla 10.

Tabla 10. Resultados prueba F de límites (Wald) para no cointegración

F/t-estadístico	p-valor	Resultado
		H_0 : No existe cointegración
		Caso 1
8,0529****	0,001	Se rechaza
		Caso 2
-4,8114****	0,001	Se rechaza

Tras verificar la cointegración, los resultados del cuarto modelo se muestran en la Tabla 11.

A largo plazo, el coeficiente del índice de la esperanza de vida no es estadísticamente significativo; sin embargo, a corto plazo, los parámetros sí resultan ser significativos y negativos, los que sugiere una relación inversa en el corto plazo entre IEVN y IAP.

La falta de significancia a largo podría justificarse por la adaptación del sistema ante cambios inminentes. Según Celis (2015), «el proceso de transición demográfica que ha caracterizado al Ecuador» es un «proceso paulatino de envejecimiento de la población». En el año 2022, el país se consideró como «el tercer país de Sudamérica con la mayor esperanza de vida» (Machado, 2022). Así, en enero de 2024, Eduardo Peña, presidente del Consejo Directivo del IESS, indicó que «la seguridad social actual está concatenada a los parámetros de vida pasados», en particular, a la esperanza de vida, por tanto, se han propuesto «reformas para mejorar la situación de la institución» (Redacción Web, 2024).

Por el contrario, que las personas vivan más tiempo después de la jubilación supone que los pagos del sistema de pensiones aumenten y, por tanto, que el índice del ahorro previsional disminuya a corto plazo.

Con respecto a los cambios estructurales, las estimaciones sugieren que, durante los años 1992 y 2015, eventos específicos o reformas influyeron de forma significativa sobre el ahorro previsional. En el año 1992, por ejemplo, «se implementaron reformas neoliberales desde el gobierno de Sixto Durán Ballén y Alberto Dahik, que promovían la apertura comercial, la disminución

del tamaño del Estado, los intentos de privatización, la desregulación y la flexibilización financiera» (Muñoz López, 2006).

En cuanto a la significancia conjunta, ambos modelos son estadísticamente significativos a nivel global. Además, por el valor p , se puede concluir que el ajuste del último modelo no se justifica por el azar.

Tabla 11. Resultados estimados de los coeficientes de largo y corto plazo

MCE-ARDL(4)				
Modelo 4: ARDL (4,5)				
Regresor	Estimación	Error est.	t-est.	$Pr(> t)$
Resultados estimados de los coeficientes de largo plazo				
α_{30}	-11.630,13	15502,16	-0,7502	0,4579
IAP_{t-1}	-1,763****	0,3665	-4,811	0,0000
$IEVN_{t-1}$	34,96	25,21	1,387	0,1740
Resultados estimados de los coeficientes de corto plazo				
α_{20}	-20.510	28.330	-0,724	0,4739
ΔIAP_{t-1}	0,6743**	0,2676	2,520	0,0163
ΔIAP_{t-2}	0,8028***	0,2471	3,248	0,0025
ΔIAP_{t-3}	0,3528*	0,2086	1,691	0,0995
$\Delta IEVN_t$	-160,7**	75,07	-2,140	0,0392
$\Delta IEVN_{t-1}$	-216,4**	83,43	-2,594	0,0136
$\Delta IEVN_{t-2}$	-632,3****	124,3	-5,087	0,0000
$\Delta IEVN_{t-3}$	-960,7****	166,5	-5,769	0,0000
$\Delta IEVN_{t-4}$	1.128**	473,3	2,384	0,0225
Variables fijas que controlan el cambio estructural				
DU1992	-10.570**	4.634	-2,282	0,0285
DU2015	-14.450***	4.914	-2,941	0,0057
Error estándar residual: 5815				
R^2 múltiple: 0,6775		R^2 ajustado: 0,57		
F-estadístico: 6,303		p-valor: 0,0000		

4.4. Modelo 5: el impacto económico en el ahorro previsional

Finalmente, la prueba F de límites (Wald) para no cointegración para las series IAP y IPIBR muestra que las series no están cointegradas (tabla 13); es decir, no existe una relación a largo plazo, y las series no se mueven conjuntamente

a lo largo del tiempo. Aunque puede resultar contraintuitivo, varias razones explican por qué estas series no guardan una relación de cointegración.

En el sistema de pensiones ecuatoriano, tanto las contribuciones y los beneficios como el porcentaje de los aportes están fijados por ley y, por tanto, no varían con el ciclo económico.

Tabla 12. Resultados prueba F de límites (Wald) para no cointegración

F/t-estadístico	p-valor	Resultado H_0 : No existe cointegración
Caso 1		
0,5765	0,9608	No se rechaza
Caso 2		
0,9118	0,9929	No se rechaza

4.5. Diagnóstico y pruebas de estabilidad

En este estudio se consideran las pruebas de diagnóstico de autocorrelación, normalidad, heterocedasticidad y estabilidad estructural para cada uno de los modelos. Por un lado, y como se presenta en la tabla 15, no existe evidencia de autocorrelación; además, la prueba de Jarque Vera comprueba que los residuos se distribuyen de forma normal. Este resultado, se verifica con el gráfico Q-Q (cuantil-cuantil), donde la mayoría de los residuos se alinean a la línea roja que representa la distribución normal teórica (figuras 6, 7, y 8). Por otro lado, la prueba de Breusch-Pagan comprueba que los residuos en cada uno de los modelos sean homocedásticos.

Tabla 13. Resultados de la prueba de Breusch-Godfrey, Jarque Bera y Breusch-Pagan

Prueba de Breusch-Godfrey para correlación serial			
Modelos	LM test	p-valor	Resultado No hay autocorrelación serial
Modelo 1	4,7271	0,3165	No se rechaza H_0
Modelo 2	2,0069	0,1566	No se rechaza H_0
Modelo 4	3,2075	0,5237	No se rechaza H_0
Prueba de Jarque Bera			
Modelos	X-cuadrado	p-valor	Resultado H_0 : Los residuos se distribuyen normalmente
Modelo 1	0,29527	0,8627	No se rechaza H_0
Modelo 2	0,49394	0,7812	No se rechaza H_0
Modelo 4	0,68647	0,7095	No se rechaza H_0
Prueba de Breusch-Pagan			
Modelos	X-cuadrado	p-valor	Resultado H_0 : Homocedasticidad
Modelo 1	4,9593	0,9593	No se rechaza H_0
Modelo 2	14,879	0,5335	No se rechaza H_0
Modelo 4	20,225	0,2102	No se rechaza H_0

Figura 6. Gráfico Q-Q (cuantil-cuantil) de los residuos del modelo 1

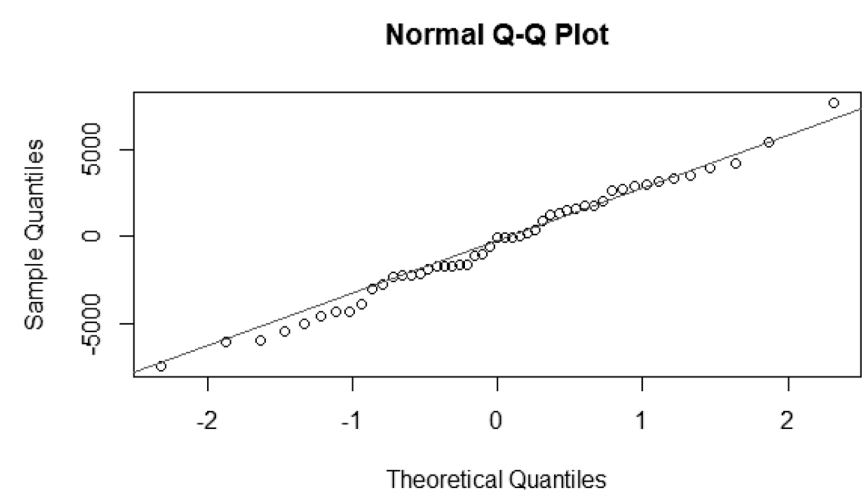
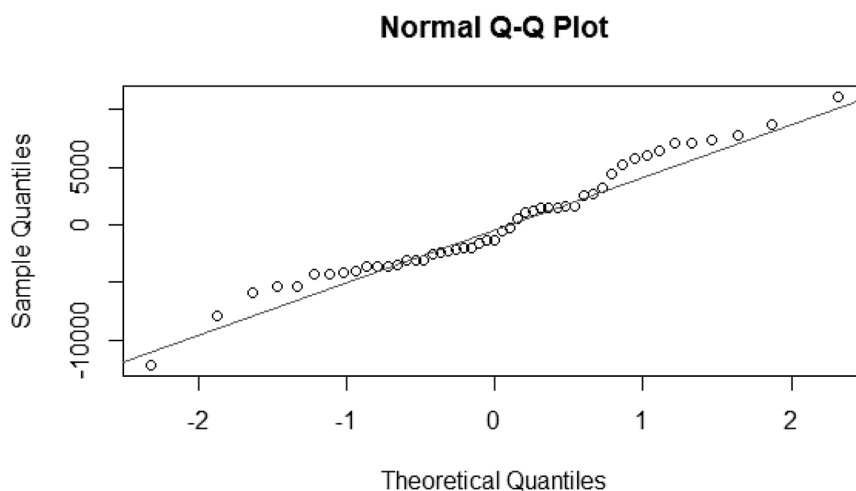
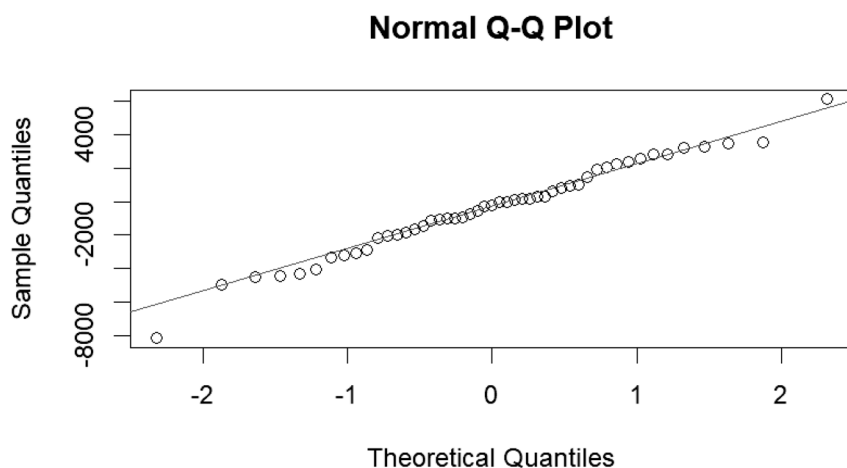


Figura 7. Gráfico Q-Q (cuantil-cuantil) de los residuos del modelo 2**Figura 8. Gráfico Q-Q (cuantil-cuantil) de los residuos del modelo 4**

Finalmente, para conocer la estabilidad de los coeficientes de largo y corto plazo, se aplica la suma acumulada (CUSUM). En las figuras 9, 10, y 11, se muestra la representación gráfica de la suma y, como se observa, en todos los modelos los valores no sobrepasan los límites, por lo tanto, los coeficientes son estables.

Figura 9. Prueba de CUSUM para el modelo 1

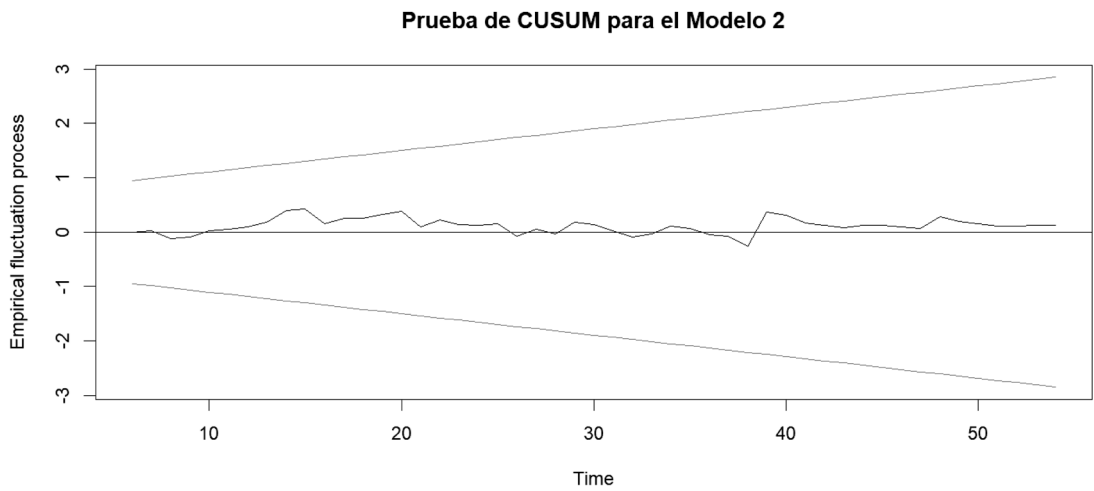


Figura 10. Prueba de CUSUM para el modelo 2

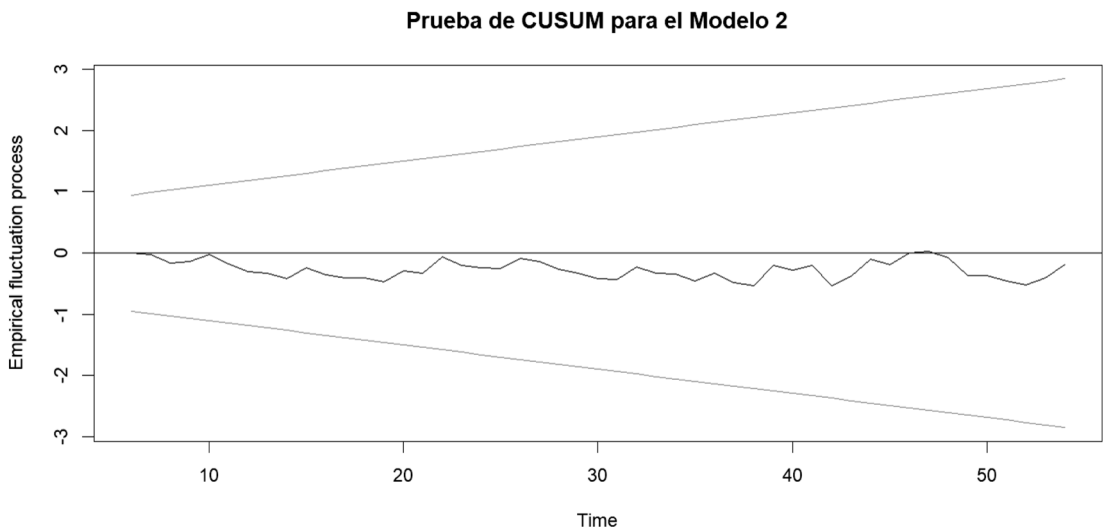
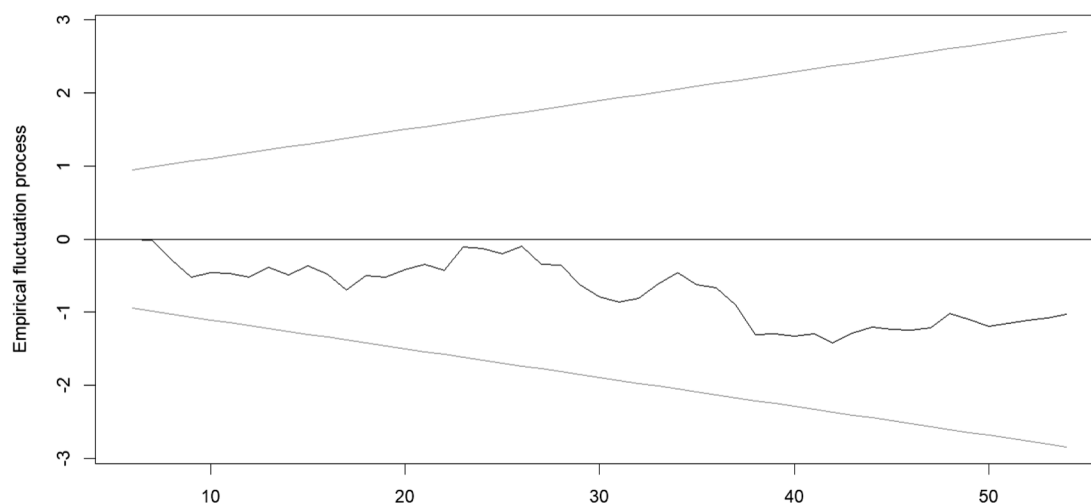


Figura 11. Prueba de CUSUM para el modelo 4

5. CONCLUSIONES Y DISCUSIÓN

El objetivo del estudio fue identificar las variables que inciden en la sostenibilidad del sistema de pensiones del Ecuador para el periodo 1970-2023, utilizando modelos autorregresivos de rezagos distribuidos. Al analizar la estacionariedad de las series y al considerar cada cambio estructural como una variable *dummie*, se determinó que el índice de la tasa de sostenimiento, el índice de la migración neta, el índice de la población total, el índice de la tasa de participación global, el índice de la tasa de subempleo y desempleo, y el índice de la esperanza de vida al nacer inciden en el índice del ahorro previsional; sin embargo, cada variable lo hace de forma diferente.

Por un lado, a largo plazo, tanto el índice de la tasa de sostenimiento como el índice de la población total inciden de forma positiva en el índice del ahorro previsional. No obstante, a corto plazo, la tasa de sostenimiento no influye de forma significativa sobre el ahorro previsional, por el contrario, el efecto del índice de la población total en este periodo es ambiguo. En cuanto a la migración neta, esta influye de forma positiva en el corto y largo plazo. Por esto, para aumentar el ahorro previsional, el aumento de la población, así como de la tasa de sostenimiento y la reducción de la emigración, desempeñan papeles relevantes y significativos. Por una parte, para aumentar el número de contribuyentes se podrían adoptar políticas que estimulen a los jóvenes a alcanzar al menos el pago mínimo de jubilación. Por otra, retener a los ecuatorianos dentro del país y atraer personas provenientes de otros lugares requiere de la existencia de un marco socioeconómico y político que permita su integración.

Por otro lado, el índice de la tasa de participación global incide de forma positiva y significativa sobre el índice del ahorro previsional, tanto a corto

como a largo plazo. El índice de la tasa de subempleo y desempleo inciden de forma negativa en ambos periodos. Así, para fortalecer la sostenibilidad presupuestaria del sistema de pensiones, se podría priorizar el aumento de la tasa de actividad y disminuir la tasa de desempleo y subempleo. En este sentido, la política social debería estar vinculada a las regulaciones del mercado laboral, donde se prioricen los derechos de los trabajadores y se fomente el trabajo formal. En consecuencia, una política que favorezca el desempleo, como el otorgar prestaciones específicas para aquellas personas que padecen esta clase de situación, sería insostenible en el largo plazo.

Con respecto a la esperanza de vida, pese a que esta se relaciona a corto plazo con el ahorro previsional, no lo hace a largo plazo. Así, sería necesario que esta variable sea considerada en el cálculo de la pensión del sistema de IVM.

La mayoría de los cambios estructurales asociados a los años 1986, 1991, 1992, 2009, y 2015 incidieron de forma significativa sobre el índice del ahorro previsional. Estos años corresponden a periodos donde el país enfrentó alguna clase de crisis económica o se implantó alguna clase de reforma con respecto al sistema de seguridad social.

Finalmente, el producto interno bruto no guarda una relación de cointegración con el ahorro previsional. Sin embargo, y como se mostró en la mayoría de los modelos, los resultados de la aplicación de una política o de alguna clase de reforma, afecta de forma significativa al ahorro previsional. Por ende, las decisiones que tomen las autoridades con respecto a su uso deberían estar asociadas a estudios que cuantifiquen su impacto tanto a corto como a largo plazo.

BIBLIOGRAFÍA

- Actuarial Consultores S.A. (2023). *Estudio actuarial fideicomiso de inversión PUCE*.
- Alin, A. (2010). Multicollinearity. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics*, 2(3), 370-374. <https://doi.org/10.1002/wics.84>
- Arenas, A. (2019). *Los sistemas de pensiones en la encrucijada: Desafíos para la sostenibilidad en América Latina*. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Blanchard, O., Amighini, A., & Giavazzi, F. (2012). *Macroeconomía*. Pearson Educación.
- Boldrin, M., De Nardi, M., & Jones, L. E. (2015). Fertility and Social Security. *Journal of Demographic Economics*, 81(3), 261-299. <https://doi.org/10.1017/dem.2014.14>
- Bosch, M., Melguizo Esteso, A., & Pagés, C. (2013). *Mejores pensiones, mejores trabajos: Hacia la cobertura universal en América Latina y el Caribe*. Banco Interamericano de Desarrollo.
- Celis, K. (2015). *El envejecimiento y el sistema general de pensiones del Ecuador*. Universidad de Chile.
- CEPAL. (2009). *Ecuador: Rasgos generales de la evolución reciente*. Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Cremer, H., Gahvari, F., & Pestieau, P. (2011). Fertility, Human Capital Accumulation, and the Pension System. *Journal of Public Economics*, 95(11-12), 1272-1279. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2010.09.014>
- Dieppe, A., & Guarda, P. (2015). *Public Debt, Population Ageing and Medium-Term Growth* (Occasional Paper Series No. 165). Banco Central Europeo.
- Ehrlich, I., & Kim, J. (2007). Social Security and Demographic Trends: Theory and Evidence from the International Experience. *Review of Economic Dynamics*, 10(1), 55-77. <https://doi.org/10.1016/j.red.2006.09.002>
- Enders, W. (2014). *Applied Econometric Time Series* (4^a ed.). Wiley.
- Feldstein, M., & Liebman, J. B. (2002). Social Security. En A. J. Auerbach & M. Feldstein (Eds.), *Handbook of Public Economics* (Vol. 4, pp. 2245-2324). Elsevier.
- Fenge, R., & Scheubel, B. (2017). Pensions and Fertility: Back to the Roots-Bismarck's Pension Scheme and the First Demographic Transition. *Journal of Population Economics*, 30(1), 93-139. <https://doi.org/10.1007/s00148-016-0608-x>

- Gaibor, I. (2019, 21 de diciembre). Así se perdieron USD 8.927 millones en el IESS, en tres años. *Primicias*. <https://www.primicias.ec/noticias/economia/perdida-8927-millones-iess-fondo-pensiones/>
- Gómez, M. (2021). El Estado desde la perspectiva organizacional. *Revista Argentina de Ciencia Política*, 1, 295-313.
- González, P. (2024, 5 de enero). Así se calcula la pensión de jubilación en Ecuador que el IESS quiere cambiar. *Primicias*. <https://www.primicias.ec/noticias/economia/pension-jubilacion-iess-seguro-aportes-salarios/>
- Han, K. J. (2013). Saving Public Pensions: Labor Migration Effects on Pension Systems in European Countries. *The Social Science Journal*, 50(2), 152-161. <https://doi.org/10.1016/j.soscij.2012.12.001>
- Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC). (2020). *Indicadores laborales marzo 2018*. INEC.
- Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC). (2024). *Historia*. <https://www.ecuadorencifras.gob.ec/historia/>
- Jimon, S., Dumiter, F., & Baltes, N. (2021). Financial Sustainability of Pension Systems: Empirical Evidence from Central and Eastern European Countries. En N. L. Bilan & A. S. Rajnoha (Eds.), *Proceedings of the 8th International Conference on Applied Economics and Business*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-030-74454-0>
- Kunze, L. (2014). Life Expectancy and Economic Growth. *Journal of Macroeconomics*, 39, 54-65. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2013.12.004>
- Ley de Seguridad Social. Registro Oficial Suplemento 465 de 30 de noviembre de 2001 (Ecuador).
- Lisenkova, K., & Bornukova, K. (2017). Effects of Population Ageing on the Pension System in Belarus. *Baltic Journal of Economics*, 17(2), 103-118. <https://doi.org/10.1080/1406099X.2017.1318000>
- Lumsdaine, R. L., & Papell, D. H. (1997). Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218.
- Machado, J. (2022, 28 de noviembre). Ecuador es el tercer país de la región con mayor esperanza de vida. *Primicias*. <https://www.primicias.ec/noticias/sociedad/esperanza-vida-ecuador-crece-cepal/>
- Mercier, M., David, A., Mahía, R., & De Arce, R. (2016). Reintegration upon Return: Insights from Ecuadorian Returnees from Spain. *International Migration*, 54(6), 56-73. <https://doi.org/10.1111/imig.12288>
- Muñoz López, P. (2006). Ecuador: Reforma del Estado y crisis política, 1992-2005. *Anuario de Estudios Americanos*, 63(1), 101-110.

- Naciones Unidas. (1948). *Universal Declaration of Human Rights* (Documento de la ONU No. A/810). <https://www.un.org/en/about-us/universal-declaration-of-human-rights>
- Naciones Unidas. (2018, 1 de diciembre). *Artículo 22: Derecho a la Seguridad Social*. Noticias ONU. <https://news.un.org/es/story/2018/12/1447441>
- Naciones Unidas. (2022). *World Population Prospects: Summary of Results*. United Nations Department of Economic and Social Affairs.
- Naciones Unidas. (2024a). *UNdata | Glosario*. <https://data.un.org/Glossary.aspx?q=life+>
- Naciones Unidas. (2024b). *UNdata | Glosario*. [https://data.un.org/Glossary.aspx?q=Total+fertility+rate+\(live+births+per+woman\)](https://data.un.org/Glossary.aspx?q=Total+fertility+rate+(live+births+per+woman))
- OECD. (2011). *Society at a Glance 2011: OECD Social Indicators-Old Age Support Rate*. <https://doi.org/10.1787/888932381760>
- OECD. (2017). Life Expectancy. En *Pensions at a Glance 2017: OECD and G20 Indicators* (pp. 120-121). OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/pension_glance-2017-en
- OECD, IDB, & The World Bank. (2014). *Pensions at a Glance: Latin America and the Caribbean*. OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/pension_glance-2014-en
- Organización Internacional del Trabajo (OIT). (2012). *The Protection of the Right to Social Security in European Constitutions*. https://www.ilo.org/global/standards/WCMS_205337/lang--en/index.htm
- Pahlavani, M., Wilson, E., & Worthington, A. C. (2005). Trade-GDP Nexus in Iran: An Application of the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Model. *American Journal of Applied Sciences*, 2(7), 1158-1165.
- Pesaran, M. H., & Pesaran, B. (1997). *Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*. Oxford University Press.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1996). Cointegration and Speed of Convergence to Equilibrium. *Journal of Econometrics*, 71(1-2), 117-143. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01697-6](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01697-6)
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Razin, A., & Sadka, E. (1998). Migration and Pension (IMF Working Paper No. WP/98/28). International Monetary Fund.
- Redacción Web. (2024, enero). Cambios en las jubilaciones y prestaciones de salud para hijos, algunos cambios en la seguridad social. *El Telégrafo*.

<https://www.eltelegrafo.com.ec/noticias/nacionales/44/cambios-jubilaciones-prestaciones-salud-hijos-cambios-seguridad-social>

Rofman, R. (2008). The Pension System. En *Revisiting Ecuador's Economic and Social Agenda in an Evolving Landscape* (pp. 251-263). Banco Mundial.

Schwarz, A. M. (2006). *Pension System Reforms* (Social Protection Discussion Paper No. 0608). The World Bank.

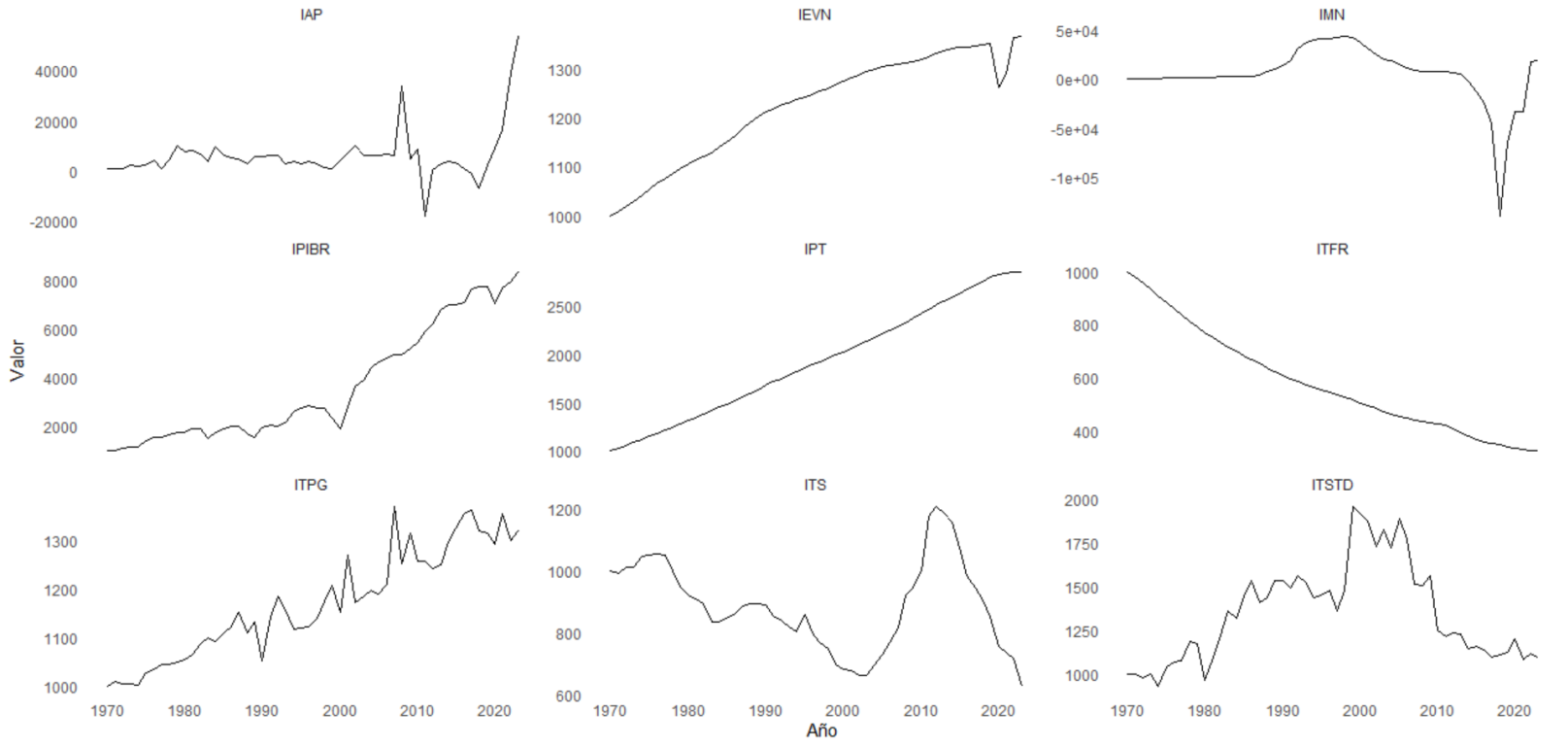
Talavera, F. N. (1998). *La Declaración Universal de Derechos Humanos cincuenta años después*.

Velín-Fárez, M. (2021). Population and Labor Dynamics in Large Informal Markets: Implications for Pension Systems with Evidence from Ecuador. *Contemporary Economics*, 15(2), 164-186. <https://doi.org/10.5709/ce.1897-9254.442>

ANEXOS

Anexo 1

Figura 13. Gráfica de las series



Anexo 2

Tabla 14. Resultados de la FAS y FAP para cada variable

Variables	FAS y FAP
<i>IAP</i>	No estacionaria
ΔIAP	Serie estacionaria
<i>ITS</i>	No estacionaria
ΔITS	Serie estacionaria
<i>IPT</i>	No estacionaria
ΔIPT	Serie estacionaria
<i>IMN</i>	No estacionaria
ΔIMN	Serie estacionaria
<i>ITPG</i>	No estacionaria
$\Delta ITPG$	Serie estacionaria
<i>ITSTD</i>	No estacionaria
$\Delta ITSTD$	Serie estacionaria
<i>IEVN</i>	No estacionaria
$\Delta IEVN$	Serie estacionaria
<i>ITFR</i>	No estacionaria
$\Delta ITFR$	Serie estacionaria
<i>IPIBR</i>	No estacionaria
$\Delta IPIBR$	Serie estacionaria

Tabla 15. Resultados prueba de DFA

Variable	Prueba de Dickey Fuller Aumentada (DFA)					
	Sin deriva ni tendencia		Sin tendencia		Con o sin deriva y con tendencia	
	t-est.	Respuesta H_0 : Existe RU	t-est.	Respuesta Existe RU	t-est.	Respuesta H_0 : Existe RU
<i>IAP</i>	-0,099	No se rechaza	-1,383 (0,5903)	No se rechaza	-1,405 (0,8596)	No se rechaza
ΔIAP	-3,167***	Se rechaza	-3,241** (0,0177)	Se rechaza	-3,407* (0,0505)	Se rechaza
<i>ITS</i>	-1,113	No se rechaza	-2,92** (0,0431)	Se rechaza	-2,943 (0,1486)	No se rechaza
ΔITS	-2,776**	Se rechaza	-2,835* (0,0534)	Se rechaza	-2,836 (0,1841)	No se rechaza
<i>IPT</i>	-1,589	No se rechaza	-1,416 (0,5744)	No se rechaza	-2,034 (0,5826)	No se rechaza
ΔIPT	-1,291	No se rechaza	-2,956** (0,0491)	Se rechaza	-3,641** (0,0265)	Se rechaza
<i>IMN</i>	-2,216	No se rechaza	-2,267 (0,1828)	No se rechaza	-2,328 (0,4184)	No se rechaza
ΔIMN	-7,847***	Se rechaza	-7,773 (0,0000)	Se rechaza	-7,697 (0,0000)	Se rechaza
<i>ITPG</i>	1,549	No se rechaza	-1,067 (0,7279)	No se rechaza	-4,374*** (0,0024)	Se rechaza
$\Delta ITPG$	-6,186***	Se rechaza	-6,510**** (0,0000)	Se rechaza	-6,449**** (0,0000)	Se rechaza
<i>ITSTD</i>	-0,202	No se rechaza	-1,661 (0,4513)	No se rechaza	-1,393 (0,8631)	No se rechaza

$\Delta ITSTD$	-7,465***	Se rechaza	-7,393 (0,0000)	Se rechaza	-7,556 (0,0000)	Se rechaza
$IEVN$	-1,228	No se rechaza	-1,161 (0,6903)	No se rechaza	1,720 (1,0000)	No se rechaza
$\Delta IEVN$	-2,912***	Se rechaza	-4,545**** (0,0002)	Se rechaza	-6,600**** (0,0000)	Se rechaza
$ITFR$	-2,130***	Se rechaza	-3,189** (0,0207)	Se rechaza	-2,546 (0,3054)	No se rechaza
$\Delta ITFR$	-1,708*	Se rechaza	-1,198 (0,6743)	No se rechaza	-2,910 (0,1590)	No se rechaza
$IPIBR$	2,575**	Se rechaza	0,788 (0,9914)	No se rechaza	-1,511 (0,8252)	No se rechaza
$\Delta IPIBR$	-4,850***	Se rechaza	-5,742**** (0,0000)	Se rechaza	-5,972**** (0,0000)	Se rechaza
Nota: ****, ***, ** y * indican que la hipótesis nula de no significancia estadística es rechazada al 0,1 %, 1 %, 5 %, y 10 %, respectivamente.						

Tabla 16. Resultados Prueba de PP

Variable	Prueba de Philips Perron (PP)					
	Sin deriva ni tendencia H_0 : Existe RU		Sin tendencia H_0 : Existe RU		Con o sin deriva y con tendencia H_0 : Existe RU	
	t-est.	Respuesta H_0 : Existe RU	t-est.	Respuesta Existe RU	t-est.	Respuesta H_0 : Existe RU
<i>IAP</i>	-0,642	No se rechaza	-1,724 (0,4188)	No se rechaza	-1,991 (0,6063)	No se rechaza
ΔIAP	-8,976***	Se rechaza	-9,04**** (0,0000)	Se rechaza	-9,25**** (0,0000)	Se rechaza
<i>ITS</i>	-0,929	No se rechaza	-1,48 (0,5434)	No se rechaza	-1,584 (0,7985)	No se rechaza
ΔITS	-3,648***	Se rechaza	-3,69*** (0,0043)	Se rechaza	-3,704** (0,0221)	Se rechaza
<i>IPT</i>	10,805***	Se rechaza	0,020 (0,9602)	No se rechaza	-2,115 (0,5379)	No se rechaza
ΔIPT	-1,826**	Se rechaza	0,587 (0,9873)	No se rechaza	3,418** (0,048)	Se rechaza
<i>IMN</i>	-2,493**	Se rechaza	-2,55 (0,1038)	No se rechaza	-2,605 (0,2777)	No se rechaza
ΔIMN	-7,842***	Se rechaza	-7,7**** (0,0000)	Se rechaza	-7,692**** (0,0000)	Se rechaza
<i>ITPG</i>	1,480*	Se rechaza	-1,261 (0,6468)	No se rechaza	-6,355**** (0,0000)	Se rechaza
$\Delta ITPG$	-12,62***	Se rechaza	-13,6**** (0,0000)	Se rechaza	-13,498**** (0,0000)	Se rechaza

<i>ITSTD</i>	-0,173	No se rechaza	-1,626 (0,4698)	No se rechaza	-1,29 (0,8904)	No se rechaza
<i>ΔITSTD</i>	-7,522***	Se rechaza	-7,44*** (0,0000)	Se rechaza	-7,694*** (0,0000)	Se rechaza
<i>IEVN</i>	3,406***	Se rechaza	-2,019 (0,2785)	No se rechaza	-1,924 (0,6421)	No se rechaza
<i>ΔIEVN</i>	-6,141***	Se rechaza	-7,23*** (0,0000)	Se rechaza	-7,554*** (0,0000)	Se rechaza
<i>ITFR</i>	-19,99***	Se rechaza	-10,2*** (0,0000)	Se rechaza	-3,013 (0,1285)	No se rechaza
<i>ΔITFR</i>	-1,533	No se rechaza	-0,805 (0,8178)	No se rechaza	-2,586 (0,2866)	No se rechaza
<i>IPIBR</i>	3,544***	Se rechaza	1,176 (0,9958)	No se rechaza	-1,348 (0,8756)	No se rechaza
<i>ΔIPIBR</i>	-4,816***	Se rechaza	-5,65*** (0,0000)	Se rechaza	-5,879*** (0,0000)	Se rechaza

Anexo 3

Tabla 17. Resultados de la estimación del modelo 1 de rezagos distribuidos autorregresivos

Modelo 1: ARDL (5,5,5,5)				
Regresor	Estimación	Error estándar	t-valor	Pr(> t)
α_{10}	8.541	37.880	0,225	0,824
IAP_{t-1}	-0,4949	0,2278	-2,172	0,0427**
IAP_{t-2}	-0,8243	0,4412	-1,868	0,0772**
IAP_{t-3}	-1,1340	0,4918	-2,305	0,0326**
IAP_{t-4}	-1,3530	0,4208	-3,216	0,0045***
IAP_{t-5}	-0,7821	0,2788	-2,805	0,0113**
ITS_t	31,8	36,91	0,861	0,3998
ITS_{t-1}	-105,6	48,96	-2,158	0,0439**
ITS_{t-2}	53,5	48,63	1,101	0,2848
ITS_{t-3}	-63,6	49	-1,297	0,2101
ITS_{t-4}	22,5	50,4	0,446	0,6604
ITS_{t-5}	5,048	44,2	0,114	0,9103
IPT_t	1.989	1.537	1,294	0,2112
IPT_{t-1}	-4.058	3.073	-1,32	0,2024
IPT_{t-2}	6.646	3.273	2,031	0,0565*
IPT_{t-3}	-5.502	3.403	-1,617	0,1224
IPT_{t-4}	-3.135	2.859	-1,097	0,2865
IPT_{t-5}	4.129	1.808	2,284	0,034**
IMN_t	0,0611	0,1283	0,476	0,6394
IMN_{t-1}	0,0923	0,1776	0,52	0,6094
IMN_{t-2}	0,1585	0,2049	0,773	0,4488
IMN_{t-3}	0,4551	0,2269	2,006	0,0593*
IMN_{t-4}	-0,2651	0,2939	-0,902	0,3784
IMN_{t-5}	-1,417	0,3447	-4,111	0,000****
DU2015	-25.630	14.490	-1,769	0,0923*
DU2012	-21.750	14.690	-1,481	0,1551
DU2004	-5.982	6.446	-0,928	0,3650
DU1986	-15.110	5.391	-2,803	0,0113**
DU1977	3.669	5.074	0,723	0,4784
DU1991	-10.610	5.480	-1,936	0,0678*
Error estándar residual: 4.419				
R^2 múltiple: 0,9303		R^2 ajustado: 0,8238		
F-estadístico: 8,74		p-valor: 0,0000		

Nota: ****, ***, ** y * indican que la hipótesis nula es rechazada al 0,1 %, 1 %, 5 %, y 10 %, respectivamente.

Tabla 18. Resultados de la estimación del modelo 2 de rezagos distribuidos autorregresivos

Modelo 2: ARDL (5,5,5)				
Regresor	Estimación	Error estándar	t-valor	Pr(> t)
α_{10}	-135.900	48.020	-2,830	0,0085***
IAP_{t-1}	0,9703	0,1583	6,129	0,0000****
IAP_{t-2}	0,4772	0,2208	2,161	0,0394**
IAP_{t-3}	-0,25	0,1997	-1,252	0,2211
IAP_{t-4}	0,2014	0,1977	1,019	0,3169
IAP_{t-5}	0,4576	0,2013	2,273	0,0309**
$ITSTD_t$	-0,1717	11,39	-0,015	0,9881
$ITSTD_{t-1}$	-5,699	11,75	-0,485	0,6314
$ITSTD_{t-2}$	-4,291	12,96	-0,331	0,743
$ITSTD_{t-3}$	-8,11	12,47	-0,650	0,5207
$ITSTD_{t-4}$	-3,748	11,85	-0,316	0,7541
$ITSTD_{t-5}$	-9,597	9,189	-1,044	0,3053
$ITPG_t$	-21,66	28,35	-0,764	0,4513
$ITPG_{t-1}$	82,8	27,56	3,004	0,0056***
$ITPG_{t-2}$	-17,72	34,82	-0,509	0,6147
$ITPG_{t-3}$	32,5	33,28	0,976	0,3372
$ITPG_{t-4}$	12,56	31,95	0,393	0,6971
$ITPG_{t-5}$	75,51	29,5	2,560	0,0162 *
DU2015	-6.999	5.885	-1,189	0,2443
DU2012	1.729	5.159	0,335	0,74
DU2004	-31.030	7.864	-3,945	0,0005****
Error estándar residual: 6.278				
R^2 múltiple: 0,7926			R^2 ajustado: 0,6444	
F-estadístico: 5,349			p-valor: 0,0000	

Tabla 19. Resultados de la estimación del modelo 3 de rezagos distribuidos autorregresivos

Modelo 3: ARDL (4,5,5)				
Regresor	Estimación	Error estándar	t-valor	$Pr(> t)$
α_{10}	820.000	498.400	1,645	0,1119
IAP_{t-1}	-0,3397	0,2032	-1,672	0,1066
IAP_{t-2}	-0,2233	0,2097	-1,065	0,2967
IAP_{t-3}	-1,029	0,2369	-4,342	0,0002 ***
IAP_{t-4}	-0,4122	0,3318	-1,242	0,2252
$IEVN_t$	-272,6	116,3	-2,344	0,0269 *
$IEVN_{t-1}$	71,21	117,3	0,607	0,5489
$IEVN_{t-2}$	-553,1	116	-4,769	0,0000 ***
$IEVN_{t-3}$	-451,6	128,4	-3,519	0,0016 **
$IEVN_{t-4}$	1.377	844,1	1,632	0,1148
$IEVN_{t-5}$	-665,2	615,2	-1,081	0,2895
$ITFR_t$	923,3	1.085	0,851	0,4025
$ITFR_{t-1}$	-2.095	1.879	-1,115	0,275
$ITFR_{t-2}$	2.824	1.939	1,456	0,1573
$ITFR_{t-3}$	-5.872	2.598	-2,26	0,0324*
$ITPG_{t-4}$	5.218	3.082	1,693	0,1023
$ITPG_{t-5}$	-1.339	1.170	-1,144	0,2629
DU1992	-5.992	7.217	-0,83	0,4139
DU2015	-29.950	17.270	-1,734	0,0947
DU1980	-3.425	5.856	-0,585	0,5638
DU1990	726,3	6.879	0,106	0,9167
DU2004	8.651	5.282	1,638	0,1135
DU2013	-12.410	13.470	-0,922	0,3652
Error estándar residual: 6,278				
R^2 múltiple: 0,7926			R^2 ajustado: 0,6444	
F-estadístico: 5,349			p-valor: 0,0000	

Tabla 20. Resultados de la estimación del modelo 4 de rezagos distribuidos autorregresivos

Modelo 4: ARDL (4,5)				
Regresor	Estimación	Error estándar	t-valor	<i>Pr(> t)</i>
α_{10}	-20.510	28.330	-0,724	0,4739
IAP_{t-1}	-0,08888	0,1816	-0,489	0,6276
IAP_{t-2}	0,1284	0,1486	0,864	0,3931
IAP_{t-3}	-0,45	0,1484	-3,032	0,0045***
IAP_{t-4}	-0,3528	0,2087	-1,691	0,0995*
$IEVN_t$	-160,7	75,07	-2,140	0,0392**
$IEVN_{t-1}$	-20,76	79	-0,263	0,7942
$IEVN_{t-2}$	-415,9	95,9	-4,337	0,0001****
$IEVN_{t-3}$	-328,3	109,2	-3,006	0,0048***
$IEVN_{t-4}$	2.089	572,5	3,649	0,0008****
$IEVN_{t-5}$	-1.128	473,3	-2,384	0,0225**
DU2004	-10.570	4.634	-2,282	0,0285**
DU2013	-14.450	4.914	-2,941	0,0057*
Error estándar residual: 5.815				
R^2 múltiple: 0,7712			R^2 ajustado: 0,6949	
F-estadístico: 10,11			p-valor: 0,0000	

