

UNIVERSIDAD NACIONAL PEDRO RUÍZ GALLO
FACULTAD DE CIENCIAS FÍSICAS Y MATEMÁTICAS
ESCUELA PROFESIONAL DE ESTADÍSTICA



TESIS

Modelo de cointegración de los Productos Brutos Internos del sector

Construcción según el sector Agropecuario. Perú. 1922 – 2021

Para Optar el Título Profesional de Licenciado(a) en Estadística

Presentado por:

Bach. Díaz Cabrera, Gyan Marco

Bach. Llanos Arrunategui, Jhyna Roccio

Asesora

Dra. Mejía Pacheco, Débora Esther

Lambayeque, 2025



UNIVERSIDAD NACIONAL PEDRO RUÍZ GALLO
FACULTAD DE CIENCIAS FÍSICAS Y MATEMÁTICAS
ESCUELA PROFESIONAL DE ESTADÍSTICA



TESIS

“Modelo de cointegración de los Productos Brutos Internos del sector

Construcción según el sector Agropecuario. Perú. 1922 – 2021”

Para optar por el título profesional de:

Licenciado (a) en Estadística

Presentado por:

Bach. Díaz Cabrera Gyan Marco

Bach. Llanos Arrunátegui Jhyna Roccio

Asesora:

Dra. Mejía Pacheco Débora Esther

Lambayeque, 2025



UNIVERSIDAD NACIONAL PEDRO RUÍZ GALLO
FACULTAD DE CIENCIAS FÍSICAS Y MATEMÁTICAS
ESCUELA PROFESIONAL DE ESTADÍSTICA



TESIS

“Modelo de cointegración de los Productos Brutos Internos del sector

Construcción según el sector Agropecuario. Perú. 1922 – 2021”

Para optar por el título profesional de:

Licenciado(a) en Estadística

Aprobada por:

Dr. Wilver Omero Rodríguez López
Presidente

Dr. José Luis Rodas Cabanillas
Secretario

M. Sc. Manuel Francisco Hurtado Sánchez
Vocal

Lambayeque, 2025



UNIVERSIDAD NACIONAL PEDRO RUIZ GALLO
FACULTAD DE CIENCIAS FÍSICAS Y MATEMÁTICAS
DECANATO

Ciudad Universitaria - Lambayeque

LICENCIADA - RESOLUCIÓN DEL CONSEJO DIRECTIVO N° 015 - 2023-SUNEDU / CD



0151



ACTA DE SUSTENTACIÓN N° 45-2023-D/FACFyM

Siendo las 12:30 horas del día 01 de Julio del 2023, se reunieron los miembros del jurado evaluador de la Tesis titulada:

"Modelo de Integración de los Productos Brutos Internos del Sector Construcción según Sector Agropecuario Peruano 1922-2021"

Designados por Resolución N° 1076-2023 Virtual D/FACFyM de fecha 27 de noviembre de 2023. Con la finalidad de evaluar y calificar la sustentación de la tesis antes mencionada, conformada por los siguientes docentes:

Dr. Lic. Est. Wilver Omaro Rodríguez López Presidente
Dr. Lic. Est. José Luis Rodas Chumilla Secretario
Mg. Lic. Est. Manuel Francisco Hurtado Sancha Vocal

La tesis fue asesorada por (el) (la) Dr. Est. Deborah Esther Mejía Pacheco, nombrado por Resolución N° 579-2024 D/FACFyM de fecha 22 de Mayo de 2024

El Acto de Sustentación fue autorizado por Resolución N° 585-2025 D/FACFyM de fecha 23 de junio de 2025

La Tesis fue presentada y sustentada por (el) (los) Bachiller (es): Alamos Arromategui Jimmy, Rocio y Diaz Cabrera Gian Marco y tuvo una duración de 90 minutos.

Después de la sustentación, y absueltas las preguntas y observaciones de los miembros del jurado se procedió a la calificación respectiva, otorgándole el Calificativo de diecrocho (18) en la escala vigesimal, mención (Muy bueno).

Por lo que queda(n) apto(s) para obtener el Título Profesional de Licenciado(a) en Estadística, de acuerdo con la Ley Universitaria 30220 y la normatividad vigente de la Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas y la Universidad Nacional Pedro Ruiz Gallo.

Siendo las 13:35 horas se dio por concluido el presente acto académico, dándose conformidad al presente acto con la firma de los miembros del jurado.

Wilver Omaro Rodríguez López
Dr. Lic. Est. Wilver Omaro Rodríguez López
Presidente

José Luis Rodas Chumilla
Dr. Lic. Est. José Luis Rodas Chumilla
Secretario

Manuel Francisco Hurtado Sancha
Mg. Lic. Est. Manuel Francisco Hurtado Sancha
Vocal

Deborah Esther Mejía Pacheco
Dr. Lic. Est. Deborah Esther Mejía Pacheco
Asesor

CONSTANCIA DE VERIFICACIÓN DE ORIGINALIDAD

CONSTANCIA DE VERIFICACIÓN DE ORIGINALIDAD

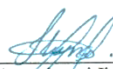
Yo, Dra. Débora Esther Mejía Pacheco, usuario revisor del documento titulado: "Modelo de cointegración de los Productos Brutos Internos del sector Construcción según el sector Agropecuario. Perú. 1922 – 2021"; cuyos autores son Díaz Cabrera Gyan Marco y Llanos Arrunátegui Jhyna Roccio, identificados con DNI 76753932 y 77276544, respectivamente, declaran que la evaluación realizada por el programa informático Turnitin, ha arrojado un porcentaje de similitud de 13%, verificable en el resumen de reporte automatizado de similitudes que se acompaña.

La suscrita analizó dicho reporte y concluyó que cada una de las coincidencias detectadas dentro del porcentaje de similitud permitido no constituyen plagio y que el documento cumple con la integridad científica y con las normas para el uso de citas y referencias establecidas en los protocolos respectivos. Se cumple con adjuntar el recibo digital a efectos de la trazabilidad respectiva del proceso.

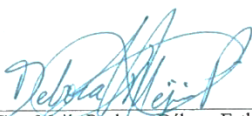
Lambayeque, 13 de junio de 2025



Díaz Cabrera Gyan Marco
Investigador Principal



Llanos Arrunátegui Jhyna Roccio
Investigadora Principal



Dra. Mejía Pacheco, Débora Esther
Asesora

Modelo de cointegración de los Productos Brutos Internos del sector Construcción según el sector Agropecuario. Perú. 1922 – 2021

INFORME DE ORIGINALIDAD

13%

INDICE DE SIMILITUD

12%

FUENTES DE INTERNET

9%

PUBLICACIONES

5%

TRABAJOS DEL
ESTUDIANTE

FUENTES PRIMARIAS

1	Ghiggo Gonzalez, Sesy. "Plan Financiero Empresarial - Corporacion Aceros Arequipa S.A.", Pontificia Universidad Catolica del Peru - CENTRUM Catolica (Peru), 2020 Publicación	2%
2	dokumen.pub Fuente de Internet	1%
3	hdl.handle.net Fuente de Internet	1%
4	repositorio.unprg.edu.pe Fuente de Internet	1%
5	revistas.udistrital.edu.co Fuente de Internet	1%
6	1library.co Fuente de Internet	1%
7	Submitted to Universidad San Ignacio de Loyola	1%



Dra. Débora Esther Mejía Pacheco

8	www.aulavirtualusmp.pe Fuente de Internet	1 %
9	danielmorochoruiz.files.wordpress.com Fuente de Internet	<1 %
10	Submitted to Universidad Cientifica del Sur Trabajo del estudiante	<1 %
11	repositorio.ug.edu.ec Fuente de Internet	<1 %
12	repositorio.unf.edu.pe Fuente de Internet	<1 %
13	repositorio.unheval.edu.pe Fuente de Internet	<1 %
14	repositorio.undac.edu.pe Fuente de Internet	<1 %
15	archive.org Fuente de Internet	<1 %
16	idoc.pub Fuente de Internet	<1 %
17	repositorio.uta.edu.ec Fuente de Internet	<1 %
18	intra.uigv.edu.pe Fuente de Internet	<1 %



Dra. Débora Esther Mejía Pacheco

repositorio.puce.edu.ec

19

Fuente de Internet

<1 %

20

repositorio.untumbes.edu.pe

Fuente de Internet

<1 %

21

dspace.unl.edu.ec

Fuente de Internet

<1 %

22

repositorio.ucsg.edu.ec

Fuente de Internet

<1 %

23

www.researchgate.net

Fuente de Internet

<1 %

24

repositorio.ucv.edu.pe

Fuente de Internet

<1 %

25

repositorio.unac.edu.pe

Fuente de Internet

<1 %

26

tdx.cat

Fuente de Internet

<1 %

27

Submitted to Universidad Nacional de San
Cristóbal de Huamanga

Trabajo del estudiante

<1 %

28

Submitted to Universidad Politecnica
Salesiana del Ecuador

Trabajo del estudiante



Dra. Débora Ether Mejía Pacheco

<1 %

29

Submitted to Universidad Privada Antenor
Orrego 2025

Trabajo del estudiante

<1 %

30	www.congreso.es Fuente de Internet	<1 %
31	Submitted to ITESM: Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey Trabajo del estudiante	<1 %
32	dspace.uazuay.edu.ec Fuente de Internet	<1 %
33	repositorio.ucsm.edu.pe Fuente de Internet	<1 %
34	Vilca Chunga, Jorge Luis. "Planeamiento Estratégico para el Sector Construcción del Departamento de La Libertad.", Pontificia Universidad Católica del Perú - CENTRUM Católica (Peru), 2021 Publicación	<1 %

Excluir citas

Apagado

Excluir coincidencias

< 20 words

Excluir bibliografía

Activo



Dra. Débora Esther Mejía Pacheco



Recibo digital

Este recibo confirma que su trabajo ha sido recibido por **Turnitin**. A continuación podrá ver la información del recibo con respecto a su entrega.

La primera página de tus entregas se muestra abajo.

Autor de la entrega: Gyan Diaz Jhyna Llanos
Título del ejercicio: Quick Submit
Título de la entrega: Modelo de cointegración de los Productos Brutos Internos del ...
Nombre del archivo: Informe_de_tesis_D_az_Cabrera_Llanos_Arrunategui_FINAL.pdf
Tamaño del archivo: 2.47M
Total páginas: 94
Total de palabras: 18,326
Total de caracteres: 98,746
Fecha de entrega: 05-oct-2025 08:30p. m. (UTC-0500)
Identificador de la entrega: 2771944189

UNIVERSIDAD NACIONAL PEDRO RUIZ GALLO
FACULTAD DE CIENCIAS FÍSICAS Y MATEMÁTICAS
ESCUELA PROFESIONAL DE ESTADÍSTICA



TESIS

Modelo de cointegración de los Productos Brutos Internos del sector
Construcción según el sector Agropecuario. Perú. 1922 – 2021

Para Optar el Título Profesional de Licenciado(a) en Estadística

Presentado por:

Bach. Díaz Cabrera, Gyan Marco

Bach. Llanos Arrunategui, Jhyna Roccio

Asesora

Dra. Mejía Pacheco, Débora Esther

Lambayeque, 2025

Dra. Débora Esther Mejía Pacheco

DECLARACIÓN JURADA DE ORIGINALIDAD

ii

DECLARACIÓN JURADA DE ORIGINALIDAD

Nosotros, Díaz Cabrera Gyan Marco y Llanos Arrunategui Jhyna Roccio, investigadores principales, identificados con documento de identidad 76753932 y 77276544, respectivamente, junto a Dra. Mejía Pacheco Débora Esther, asesora del trabajo de investigación "Modelo de cointegración de los Productos Brutos Internos del sector Construcción según el sector Agropecuario. Perú. 1922 – 2021", declaramos bajo juramente que este trabajo no ha sido plagiado, ni contiene datos falsos. En caso se demuestre lo contrario, asumimos responsablemente la anulación de este informe y por ende el proceso administrativo a que hubiese lugar.

Lambayeque, 13 de junio de 2025



Díaz Cabrera Gyan Marco
Investigador Principal



Llanos Arrunategui Jhyna Roccio
Investigadora Principal



Dra. Mejía Pacheco Débora Esther
Asesora

DEDICATORIA

Dedico este trabajo a Dios, a mis padres y a las personas que me apoyaron y confiaron en mí durante este tiempo para culminar esta etapa profesional.

Gyan Marco Díaz Cabrera

En primer lugar, dedico este logro a Dios, porque sin él no hubiese sido posible, seguidamente a mis padres y hermano por la confianza y el apoyo brindado durante este tiempo, así también a mis familiares y amigos por incentivar me a finalizar este trabajo.

Jhyna Roccio Llanos Arrunátegui

AGRADECIMIENTOS

Iniciamos dándole las gracias principalmente a Dios por darnos salud, fortaleza y sabiduría para la culminación de esta etapa universitaria tan importante en nuestras vidas.

Seguidamente, agradeciendo a nuestros padres, hermanos y familiares que siempre estuvieron brindándonos consejos, apoyo emocional y confianza desde el inicio de la carrera para perseverar en el objetivo de convertirnos en unos profesionales, siendo nuestro pilar y motivación constante.

A nuestra querida asesora, Débora Esther Mejía Pacheco, por su dedicación, paciencia, guía constante, enseñanzas que fomentaron y fue fundamental para el desarrollo de esta investigación.

A la plana docente de nuestra facultad y a nuestra alma mater, Universidad Nacional Pedro Ruiz Gallo, por el acompañamiento y asistencia de herramientas académicas necesarias en nuestra formación profesional.

A nuestros queridos amigos y demás personas que, directa e indirectamente, compartieron su tiempo, palabras de aliento, vivencias en este largo camino de aprendizaje y contribuyeron a la realización de este trabajo para cumplir este objetivo.

¡Gracias infinitas!

Gyan Marco Díaz Cabrera

Jhyna Roccio Llanos Arrunátegui

ÍNDICE DE CONTENIDO

RESUMEN.....	xvi
ABSTRACT	xvii
INTRODUCCIÓN	1
CAPÍTULO I. DISEÑO TEÓRICO	5
1.1. Antecedentes.....	5
1.2. Integración y Co-integración	12
1.2.1. <i>Series de tiempo</i>	12
1.2.2. <i>Procesos estocásticos</i>	12
1.2.3. <i>Transformaciones de datos</i>	13
1.2.4. <i>Pruebas de autocorrelación</i>	14
1.2.5. <i>Prueba de Dickey - Fuller Aumentada</i>	15
1.2.6. <i>Prueba de Phillips – Perron (PP)</i>	16
1.2.7. <i>Series integradas</i>	17
1.2.8. <i>Co-integración</i>	18
1.2.9. <i>Proceso de validación del modelo de cointegración</i>	20
1.3. Prueba de Causalidad de Granger	23
1.4. Producto Bruto Interno del sector Agropecuario.....	25
1.5. Producto Bruto Interno del sector Construcción	25
1.6. Operacionalización de Variables.....	26
CAPÍTULO II. DISEÑO METODOLÓGICO	27
2.1. Tipo y Diseño de investigación.....	27
2.2. Población y muestra	28
2.3. Técnicas e instrumentos de recolección de datos	28
2.4. Análisis y procesamiento estadístico de los datos	28

CAPÍTULO III. RESULTADOS	30
3.1. Descripción de las series históricas del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario.....	30
3.1.1. Análisis descriptivo de la serie PBI del sector Construcción.....	30
3.1.2. Análisis descriptivo de la serie PBI del sector Agropecuario	36
3.2. Suavización de las series históricas del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario.....	42
3.2.1. Comportamiento del PBI del sector Construcción transformado	42
3.2.2 Comportamiento del PBI del sector Agropecuario transformado.	45
3.3. Relación a largo plazo entre las series de tiempo PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario	48
3.4. Modelo de cointegración a corto plazo entre las series de tiempo PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario	51
3.4.1. Estimación del modelo de cointegración a corto plazo	51
3.4.2. Validación del modelo de cointegración	53
3.4.3. PBI del sector Agropecuario en términos del PBI del sector Construcción.	56
CAPÍTULO IV. DISCUSIONES	57
CAPÍTULO V. CONCLUSIONES	59
RECOMENDACIONES	60
BIBLIOGRAFÍA	61
ANEXOS.....	73

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 1 Perú: Distribución del PBI del sector Construcción 1922 – 2021	30
Tabla 2 Perú: Indicadores del PBI del sector Construcción 1922 – 2021.....	31
Tabla 3 Perú: Indicadores del PBI del sector Construcción transformado 1922 – 2021.	33
Tabla 4 Perú: Distribución del PBI del sector Agropecuario 1922 - 2021	36
Tabla 5 Perú: Indicadores del PBI del sector Agropecuario 1922 - 2021.....	37
Tabla 6 Perú: Indicadores del PBI del sector Agropecuario transformado 1922 - 2021.	39
Tabla 7 Estimación del modelo de cointegración a largo plazo de las series del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario, 1922 a 2021	48
Tabla 8 Estimación del modelo a corto plazo de las series del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario, 1922 a 2021.....	51
Tabla 9 Análisis de los residuos del modelo de corrección de errores del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario, 1922 – 2021.....	53
Tabla 10 PBI del sector Construcción: valores reales y estimaciones del modelo de cointegración, 2022 – 2024	55
Tabla 11 Prueba de Causalidad de Granger del PBI del sector Construcción en sentido al PBI del sector Agropecuario	56

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1 Perú: PBI del sector Construcción durante 1922 – 2021	31
Figura 2 Perú: Evolución del PBI del sector Construcción 1922 – 2021	32
Figura 3 Evolución de los residuos estandarizados del PBI Construcción y sus observaciones	33
Figura 4 Perú: Evolución del PBI del sector Construcción transformado, 1922 – 2021.	34
Figura 5 Evolución de los residuos estandarizados del PBI Construcción transformado y sus observaciones.....	35
Figura 6 Perú: PBI del sector Agropecuario durante 1922 – 2021.....	37
Figura 7 Perú: Evolución del PBI del sector Agropecuario 1922 – 2021	38
Figura 8 Evolución de los residuos estandarizados del PBI Agropecuario y sus observaciones	39
Figura 9 Perú: Evolución del PBI del sector Agropecuario transformado, 1922–2021 ..	40
Figura 10 Evolución de los residuos estandarizados del PBI Agropecuario transformado y sus observaciones.....	41
Figura 11 Análisis de autocorrelación del PBI del sector Construcción transformado, 1922 – 2021.....	42
Figura 12 Comportamiento de la primera diferencia del PBI del sector Construcción transformado, 1922 – 2021.....	43
Figura 13 Análisis de autocorrelación de la primera diferencia del PBI del sector Construcción transformado, 1922 – 2021.....	44
Figura 14 Análisis de autocorrelación del PBI del sector Agropecuario transformado, 1922 – 2021.....	45

Figura 15 Comportamiento de la primera diferencia del PBI del sector Agropecuario transformado, 1922 – 2021	46
Figura 16 Análisis de autocorrelación de la primera diferencia del PBI del sector Agropecuario transformado, 1922 – 2021	47
Figura 17 Residuos del modelo a largo plazo de las series del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario, 1922 a 2021	49
Figura 18 Análisis de autocorrelación de los residuos del modelo a largo plazo de las series del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario, 1922 – 2021	50
Figura 19 Residuos del modelo de Cointegración a corto plazo de las series del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario, 1922 – 2021	52
Figura 20 Análisis de autocorrelación de los residuos del modelo de Cointegración a corto plazo de las series del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario, 1922 – 2021	53
Figura 21 PBI del sector Construcción: valores reales y estimaciones del modelo de cointegración, 1922 – 2021	54
Figura 22 PBI del sector Construcción: valores reales y estimaciones del modelo de cointegración, 2022 - 2024	55

RESUMEN

Esta investigación tuvo como objetivo determinar el modelo de cointegración del PBI del sector Construcción según el PBI del sector Agropecuario durante el periodo 1922 – 2021. El estudio se llevó a cabo mediante un enfoque Cuantitativo, no experimental de corte longitudinal. Los datos se recolectaron mediante la observación de los registros electrónicos del Banco Central de Reserva del Perú, considerando una muestra de 100 registros anuales desde 1922 hasta 2021. Los resultados manifestaron que los datos originales requerían una transformación de raíz cuadrada, evidenciándose con las pruebas de Dickey – Fuller Aumentada (ADF) y Phillips – Perron (PP) que las variables ostentan el mismo orden de integración, $I(1)$, presentando una relación a largo plazo validada y con el método de Engle Granger a través del Mecanismo de Corrección de Errores se determinó el siguiente modelo de cointegración:

$$\widehat{\Delta \text{rc_Construcción}}_t = 0.3354 + 1.02828 \Delta \text{rc_Agropecuario}_{t-1} - 0.1856 U_{t-1}$$

Donde sus residuales tienen un comportamiento estacionario ($p=0.01$), tienden a distribuirse normalmente ($p=0.48$), son independientes entre sí ($p=0.08$) y mantienen una varianza constante ($p=0.08$). No obstante, se encontró que el PBI del Sector Agropecuario no es descrito estadísticamente por el PBI del sector Construcción ($p=0.43$); concluyendo que existe cointegración entre los PBI's de los sectores Construcción y Agropecuario durante el periodo estudiado.

Palabras Claves: Cointegración, Producto Bruto Interno del sector Agropecuario, Producto Bruto Interno del sector Construcción.

ABSTRACT

This research aimed to determine the cointegration model of the GDP of the Construction sector according to the GDP of the Agricultural sector during the period 1922 - 2021. The study was carried out using a quantitative, non-experimental longitudinal approach. The data was collected by observing the electronic records of the Central Reserve Bank of Peru, considering a sample of 100 annual records from 1922 to 2021. The results showed that the original data required a square root transformation, with the Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips – Perron (PP) tests demonstrating that the variables have the same integration order, $I(1)$, presenting a validated long-term relationship and with the Engle Granger method through the Error Correction Mechanism, the following cointegration model was determined:

$$\Delta \widehat{\text{Arc_Construcción}}_t = 0.3354 + 1.02828 \Delta \text{Arc_Agropecuario}_{t-1} - 0.1856 U_{t-1}$$

Where the residuals exhibit stationary behavior ($p=0.01$), tend to be normally distributed ($p=0.48$), are independent of each other ($p=0.08$), and maintain a constant variance ($p=0.08$). However, it was found that the GDP of the agricultural sector is not statistically described by the GDP of the construction sector ($p=0.43$); it was concluded that there is cointegration between the GDPs of the construction and agricultural sectors during the period studied.

Key words: Cointegration, Gross Domestic Product of the Agricultural sector, Gross Domestic Product of the Construction sector.

INTRODUCCIÓN

El Producto Bruto Interno (PBI) es el valor final de los bienes y servicios producidos en un país durante un periodo de tiempo (Instituto Peruano de Economía [IPE], 2021). De acuerdo con el estudio del Programa de Comparación Internacional, de la cual formó parte la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), Latinoamérica y el Caribe constituyen el 8% del PBI global. Se informó además que, mundialmente la tercera parte del PBI global ha sido representada por China y Estados Unidos y, más del 50% del PBI provino de las economías de ingreso bajo, mediano bajo y mediano alto (CEPAL, 2020). Dentro de la región latinoamericana, en el 2022, las economías con mayor PBI fueron Brasil y México, con más de un billón de dólares cada uno (Statista, 2023).

Dentro del país el PBI, sirve como indicador esencial para evaluar detalladamente el desempeño económico del país (Instituto Nacional de Estadística e Informática [INEI], 2023); siendo los sectores más importantes del PBI, la agricultura, la manufactura, la minería y los servicios, los cuales tienen alta demanda en los mercados internacionales favoreciendo significativamente al PBI y al empleo dentro del país (Banco Central de Reserva del Perú [BCRP], 2023).

Si bien el PBI total en cada país es diferente, el sector construcción al ser transversal en todas las economías, ha estado inmerso en el avance y desarrollo de la tecnología de las civilizaciones del mundo (Ortega et al., 2016), y esto se debe a que genera empleos tanto de forma directa como indirecta, contribuyendo así en buen porcentaje al capital de los países

(Construdata21, 2017). Por otro lado, el sector agropecuario de Latinoamérica y el Caribe es fundamental para la producción y los servicios alimenticios que benefician a todos los países del planeta. Dentro de la región, representa entre el 5 y 18% del PBI en 20 países, pudiendo incrementar los porcentajes si se toma en cuenta todos los sistemas alimenticios. (Banco Mundial, 2020)

En el Perú, el sector construcción comprende compañías dedicadas a la realización de nuevas obras, reparaciones y reformas de viviendas y edificios, entre varias construcciones como puentes, aeropuertos, carreteras, y diferentes obras para el mejoramiento de tierras como desvío de cauces, drenaje de tierras, desecación e irrigación, involucrando a otras industrias. Su performance es realizada por corporaciones tanto privadas como públicas, a través de contratos y/o subcontratos (INEI, s.f). Esta actividad o sector es uno de los pilares fundamentales del crecimiento nacional, es así que INEI informó que en abril del 2018 registró un aumento del 10.55% (Correo, 2018), y para octubre del 2019, creció en un 1.18%, según lo reportado por el Ministerio de Vivienda, Construcción y Saneamiento (2019).

El sector agropecuario, está compuesto por el sector agrícola y el sector ganadero o pecuario, que representa el 5.4% del PBI, logrando ser la segunda actividad que genera mayor empleo, ya que uno de cuatro puestos de trabajo urbano informal está en este sector; además concentra el 24.2% de la Población Económicamente Activa (PEA) total, siendo las regiones de San Martín, Arequipa, Ica, La Libertad y Lima las que reúnen el 48% del PBI del sector, según lo señalado por Óscar Chávez, jefe del Instituto de Economía y Desarrollo Empresarial de la Cámara de Comercio de Lima (Andina, 2019). Así también, el Instituto Peruano de Economía (2019), informó que durante el 2018 las exportaciones agroindustrias y agropecuarias llegaron a tener un crecimiento de 17% respecto al 2017.

Por lo expresado anteriormente, se espera que el sector agropecuario se siga expandiendo y generando ingresos monetarios, puestos de trabajos y mejoras en la calidad de vida de los peruanos, sobre todo en las zonas rurales, ya que, mediante el aumento de trabajo e inversión agroindustrial, se requiere mayores infraestructuras desde viviendas, hasta construcciones que permiten el desarrollo y el transporte de productos agrícolas a los mercados (BCRP, 2023). En tanto, se hace necesario realizar estudios que relacionen ambos aspectos, como son el del sector Agropecuario con el sector Construcción, considerando que en el Perú no existen este tipo de investigaciones, se formuló el siguiente problema de investigación ¿Cuál es el modelo de cointegración del PBI del sector Construcción según el PBI del sector Agropecuario en el Perú durante el periodo 1922 - 2021?

Para llevar a cabo el estudio se estableció como **Objetivo general**: Determinar el modelo de cointegración del PBI del sector Construcción según el PBI del sector Agropecuario durante el periodo 1922 – 2021. Para un mejor alcance se plantearon los siguientes **Objetivos específicos**: Describir el comportamiento de las series históricas del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario durante el periodo 1922 – 2021; Suavizar las series históricas del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario durante el periodo 1922 – 2021; Establecer la relación entre las series históricas del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario durante el periodo 1922 – 2021; Evaluar la relación a corto plazo de las series históricas del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario durante el periodo 1922 – 2021.

El estudio se inicia por la necesidad de utilizar desde un enfoque estadístico, la teoría de cointegración en dos variables macroeconómicas relacionadas y que aún no ha sido investigadas entre ellas, proporcionando evidencia empírica sobre la relación entre estos sectores, entender su resistencia y recuperación pese a crisis económicas o desastres naturales, y planificar recursos que cubran sus demandas. Esto conlleva a que la

investigación sea importante para promover un crecimiento económico sostenido y equilibrado, y brindar información pertinente para la toma de decisiones gubernamentales en beneficio de la población en general.

Finalmente, el proceso de esta investigación presenta en su estructura una introducción y cinco capítulos. El CAPÍTULO I, DISEÑO TEÓRICO expone las teorías y los antecedentes de investigación, el cual consta sobre los conceptos de las variables en estudio. En el CAPÍTULO II, DISEÑO METODOLÓGICO, se detalla el tipo y diseño de la investigación, población de estudio, técnicas e instrumentos de recolección de datos, el análisis y procesamiento estadístico de los datos y los materiales que se requieren. El CAPÍTULO III, RESULTADOS, manifiesta los hallazgos obtenidos. En el CAPÍTULO IV, DISCUSIONES, se explica las semejanzas o diferencias con algunos antecedentes y/o teorías expresadas. Posteriormente, en el CAPÍTULO V, CONCLUSIONES, se muestran las soluciones para cada objetivo propuesto.

CAPÍTULO I. DISEÑO TEÓRICO

1.1. Antecedentes

Para el análisis del estudio se revisaron investigaciones en el ámbito internacional como:

Bhavsar y Sangapurkar (2018); en su artículo “¿De qué manera contribuye el sector de la construcción al crecimiento económico? Datos empíricos de la India”, analizaron la relación de equilibrio a largo plazo entre los subsectores de la construcción y el crecimiento económico, utilizando los datos de series temporales anuales en el periodo 1970-2011 mediante la prueba de límites autoregresivo con retardos distribuidos (ARDL) de cointegración, mínimos cuadrados ordinarios modificados (FMOLS) y las pruebas de causalidad de Granger. En los resultados se encontró una causalidad bidireccional entre el crecimiento económico y la nueva construcción, mientras que la causalidad unidireccional fue entre el crecimiento económico y reparación y mantenimiento. Se concluyó que, en la tendencia al crecimiento de los países en desarrollo, la estructura de la industria de la construcción tiende a ajustarse a la de la economía general.

Abubakar et al. (2018) en su trabajo de investigación “Análisis de los vínculos de causalidad entre el crecimiento de la industria de la construcción y el crecimiento de la economía nigeriana”, examinaron la relación causal entre el crecimiento de la economía nigeriana y del sector de la construcción, utilizando veintiséis datos anuales desde 1990 al 2015, obtenidos de la base de datos estadísticos del Banco Central de Nigeria (BCN). Para

el análisis econométrico emplearon la prueba de raíz unitaria, la prueba de cointegración de Johansen y la prueba de causalidad de Granger. Los resultados revelaron que existe una relación bidireccional entre el Sector de la Construcción y el PIB de Nigeria donde cada uno precede al otro en un año; sin embargo, la prueba de cointegración de Johansen reveló que no existe una relación de largo plazo entre la producción de construcción y el PIB, señalando que, el crecimiento del Sector Construcción influye significativamente en el crecimiento del PIB y viceversa. Por ello se concluyó que la industria de la construcción nigeriana estratégicamente aún es importante en el reposicionamiento de la economía de este país.

Niyazi y Sabriye (2018) en su estudio titulado “Causalidad entre el sector de la construcción y el crecimiento del PIB en los países emergentes: El caso de Turquía”, investigaron si existe una relación sistemática entre la inversión en construcción y el crecimiento económico del PIB en los países emergentes, utilizando la prueba de causalidad de Granger para 63 observaciones comprendidos desde el primer trimestre del 2000 al segundo trimestre del 2016. Los resultados señalaron que tres series (DGFCF, DCPRS, DCPUS) son estacionarias después de la primera diferenciación; la prueba de causalidad de Granger indicó que, en el caso de la DGFCF como variable dependiente, existe una relación de causalidad unidireccional de DGPUS a DGFCF, aun así, existiendo una relación de causalidad entre estas variables. En el caso de la DCPRS como variable dependiente, existe una relación de causalidad DGPUS y DGFCF como variables independientes de forma separada. Por ello, se concluyó que existe una relación de causalidad entre el sector de la construcción y el Producto Bruto Interno.

Olanipekun y Saka (2019), publicaron su investigación “Respuesta del sector de la construcción nigeriano a las crisis económicas”, con el fin de investigar el impacto de los choques económicos (medidos con el Producto Interno Bruto) en el desempeño del sector de la construcción; utilizando una metodología econométrica que incluye una transformación

logarítmica, la prueba de raíz unitaria, pruebas de causalidad de Granger, prueba de cointegración de Johansen y exogeneidad, aplicados a los 47 datos anuales extraídos de la base de datos de la División de Estadística de las Naciones Unidas, desde 1970 al 2016. Encontrándose en los resultados que la producción del sector de la construcción es causada significativamente por el PIB, en todas las pruebas investigadas, llegando a contribuir en el 10% del PBI, el 20% en el empleo y hasta en un 50% dentro de la formación de capital fijo nacional. Concluyendo que, el sector de la construcción tiene un impacto significativo en los choques económicos tanto a corto como a largo plazo.

Chandio et al. (2019), en su artículo titulado “¿La inversión extranjera directa del sector agrícola promueve el crecimiento económico de Pakistán? Evidencia del análisis de cointegración y causalidad”, examinaron el vínculo entre la inversión extranjera directa en el sector agrícola y el crecimiento económico en Pakistán durante el período de 1991 a 2013, usando pruebas de raíz unitaria de mínimos cuadrados, la técnica de cointegración de Johansen y la prueba de causalidad VECM Granger para las 23 observaciones anuales. Los resultados evidenciaron que el sector agrícola tiene efecto fuerte positivo y significativo en el crecimiento económico a largo plazo, además de existir causalidad bidireccional a corto como a largo plazo entre ambas variables. Concluyéndose que, el crecimiento económico de Pakistán y la inversión extranjera directa en el sector agrícola tiene un significativo vínculo a largo plazo durante el periodo de 1991 a 2013.

Kuzu (2019) en su estudio titulado “El sector de la construcción y el crecimiento económico: ¿una relación sostenible?”, examinó la relación entre el crecimiento del sector de la construcción y el crecimiento económico en Turquía, empleando los datos del índice de facturación total de la construcción y del PIB desde el primer trimestre del 2005 hasta el cuarto trimestre del 2017 obtenidos desde el sitio web oficial del Instituto de Estadística de Turquía. Se aplicó una transformación logarítmica, la prueba de raíz unitaria convencional,

así como la prueba de raíz unitaria de Lee-Strazicich, utilizando además el análisis de cointegración Hatemi-J, así como una prueba de coeficiente de Wald. Los resultados arrojaron dos grandes quiebres durante el cuarto trimestre del 2009 y el tercer trimestre del 2013, sin embargo, se determinó la relación a largo plazo entre el crecimiento tanto en el sector de la construcción como en la economía, pero se rechazó la fuerte sostenibilidad de la relación; concluyéndose que, si bien el sector de la construcción es una parte importante del desarrollo sostenible en Turquía, no es adecuado por sí solo.

Awoke et al. (2019), en su artículo “Impacto de los sectores agrícola y manufacturero en el crecimiento económico en Nigeria (1981-2017)”, examinaron la relación causal entre la agricultura, los sectores manufactureros y el crecimiento económico en Nigeria, utilizando transformaciones logarítmicas, el método ordinario de mínimos cuadrados, la prueba de raíz unitaria Dickey – Fuller aumentada, así como las pruebas de cointegración de Engle - Granger y de Johansen, en 34 observaciones. Los resultados arrojaron que, existe una relación de causalidad unidireccional desde el sector agrícola hacia el crecimiento económico de Nigeria y un bidireccional entre el sector manufacturero y el crecimiento económico de Nigeria, complementándose que ambos sectores se causan mutuamente. Se concluyó que, los sectores agrícola y manufacturero tienen un efecto significativo para determinar el crecimiento económico de Nigeria.

Odunayo y Sardar (2020) en su trabajo titulado “El rendimiento de la industria de la construcción y el crecimiento de la economía sudafricana: ¿Alguna relación causal?”, se examinó la relación causal entre el rendimiento de las industrias de la construcción y el Producto Interior Bruto en Sudáfrica durante el período 1995-2018. Los datos fueron tomados de Bloomberg, de McGregor y del Banco Mundial, utilizando en su análisis la prueba de raíz unitaria, de cointegración y la de causalidad de Granger. Los resultados revelaron que las variables eran estacionarias, estableciendo una relación de equilibrio a

corto y largo plazo. Además, se evidenció que existe una relación bidireccional entre el Producto Interior Bruto y el rendimiento de la industria de la construcción en Sudáfrica; concluyéndose que el sector de la construcción desempeña un papel crucial en el crecimiento de la economía.

Agboola et al. (2020), en su artículo “Revisión del nexo entre el crecimiento económico y la agricultura en Nigeria: Evidencia de los enfoques de cointegración asimétrica y causalidad en el dominio de la frecuencia”, investigaron la contribución de los diferentes subsectores agrícolas (la silvicultura, la producción de cultivos, la ganadería y la pesca) al crecimiento económico en Nigeria, empleando datos anuales desde 1981 a 2016 obtenidos del Boletín Estadístico de Nigeria, a los cuales se le aplicó las pruebas de cointegración de Johansen y de Gregory – Hansen, además el VECM, DOLS, FMOLS, la causalidad de Granger y causalidad en el dominio de la frecuencia. Los resultados arrojaron que a largo plazo la silvicultura, la producción de cultivos y la pesca tienen efecto positivo y significativo sobre el crecimiento económico, además de existir una causalidad unidireccional que se dirige desde estos subsectores hacia el crecimiento económico; expresando la importancia de estos subsectores para predecir el crecimiento económico del país. Concluyendo que el sector agrícola influye significativamente en el crecimiento económico de Nigeria luego del petróleo.

Zuchelkowski (2020), en su investigación titulada “Un análisis de series temporales de la relación entre la agricultura y el crecimiento económico en el sudeste asiático de 1960 a 2018”, examinó la relación a largo plazo entre la agricultura y el crecimiento económico de cuatro países sudeste asiático: Indonesia, Filipinas, Malasia y Tailandia entre 1960 y 2018, empleando la prueba de Dickey – Fuller aumentada y las técnicas de cointegración de Engle Granger y de Johansen. Los resultados manifestaron que, la agricultura no ha sido un pilar fundamental en el crecimiento económico de los países sudeste asiático a como lo ha

sido en los países del noreste asiático durante el periodo de estudio. Concluyéndose que, no existe relación entre la agricultura y el crecimiento económico de países del sudeste asiático.

Alaloul et al. (2021), en su artículo “Contribución del sector de la construcción a la estabilidad económica: distribución del PIB de Malasia”, se evaluó como el sector de la construcción de Malasia contribuye en la economía del país y su variación de crecimiento influiría en el comportamiento de otros sectores. Mediante un enfoque cuantitativo, se analizaron datos desde 1970 hasta 2019, utilizando la prueba de correlación de Pearson, la prueba de cointegración de Johansen y la prueba de causalidad de Granger, el VECM y la función de respuesta de impulso. Los resultados revelaron que el sector de la agricultura y de los servicios influyen en el sector de la construcción, además de que la economía de Malasia le va otorgando mayor énfasis al sector construcción. Concluyéndose que el sector construcción es interdependiente de otros sectores e impacta significativamente en el PBI total de Malasia.

Gómez et al. (2023), en su trabajo de investigación “El sector de la construcción en el departamento del Cauca: ¿una locomotora de crecimiento en el corto y largo plazo?”, indagó si el sector de la construcción influye en el corto y largo plazo en nivel de actividad económica en este departamento de Colombia, utilizando un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL), de corrección del error vectorial (VMCE) y de vectores autorregresivos (VAR) y con variables exógenas (VARX) de ciclos económicos en el periodo 2005-1 a 2019-4 con ayuda del filtro de Kalman. En los resultados se evidenció que las variables de estudio, PBI caucano y PBI de la construcción son series integradas de orden 1, no hubo evidencia de cointegración a largo plazo, solo es significativo al corto plazo. Además, la causalidad se dirige desde el PBI departamental hacia el PBI construcción. Concluyendo que el sector construcción no impulsa al PBI en el departamento del Cauca.

Por otro lado, en el ámbito nacional se revisó la siguiente investigación:

Ruiton et al. (2018), en su artículo “La inversión pública en riego y el crecimiento económico del sector agrario en el Perú, en el periodo 2001 – 2015”, se determinó la relación entre la inversión pública en infraestructura de riego y el crecimiento económico del producto agrario en el Perú, en el periodo 2001-2015; mediante una investigación no experimental longitudinal de análisis descriptivo, correlacional y explicativo, aplicadas a las 105 observaciones del estudio. Encontrándose que existía una relación positiva y significativa entre el crecimiento económico del producto agrario y la inversión pública en infraestructura de riego en el Perú, en el periodo 2011 – 2015, donde al aumentar 1% de la inversión pública de infraestructura en riesgo, incrementa en 0.21% el PBI agrario, explicándolo en un 90.76%. Concluyéndose que el crecimiento económico del sector agrario, especialmente el crédito agrario y las agro exportaciones no tradicionales, requiere de la inversión pública en infraestructura de riego.

Chang y Castro (2018), en su investigación buscaron determinar la relación causal y medir el impacto entre la inversión en infraestructura portuaria y el crecimiento económico regional para los países de la costa oeste del pacífico sur durante el periodo 2004 – 2016, empleando un análisis cuantitativo - explicativo con la Prueba de causalidad de Granger a 10 macro-regiones del Perú y Chile. Los resultados arrojaron que al corto plazo existe una causalidad bidireccional entre la inversión en infraestructura portuaria y el crecimiento económico además, una relación unidireccional a largo plazo de la inversión en infraestructura portuaria hacia el crecimiento económico. Concluyeron que el impacto del sector de infraestructura portuaria no se refleja inmediatamente en el PBI per cápita debido a los retrasos de las inversiones, el cual afecta al crecimiento de las macro-regiones.

1.2. Integración y Co-integración

1.2.1. Series de tiempo

Mauricio (2007), define a una serie temporal (o serie de tiempo) como una secuencia de N valores equidistantes medidos de forma cronológica y ordenada sobre una o varias características, serie univariante (escalar) o serie multivariante (vectorial) respectivamente. Estas series están presentes en cualquier área de la ciencia, sobre todo en la economía, donde se busca analizar el comportamiento de una o varias variables y la relación que tiene a través del tiempo (González, 2009).

García (2016), relata que el estudio clásico de series de tiempo considera cuatro componentes: Tendencia (T), manifiesta la evolución de la serie a largo plazo; Componente cíclico (C), refleja las oscilaciones periódicas de amplitud superior a un año de la serie; Componente estacional (S), muestra oscilaciones en la serie producidas en periodos de repetición iguales o inferiores a un año y, Componente aleatorio o irregular (I), indica las fluctuaciones causadas por eventos imprevisibles. Asimismo, Anderson et al. (2008), describe que cada valor Y_t de la serie de tiempo puede ser determinado a través del siguiente modelo multiplicativo:

$$y_t = T_t \times S_t \times I_t$$

Donde T_t se mide en las unidades de la variable dependiente, mientras que la medición de los componentes S_t e I_t se dan en términos relativos (efectos superiores a la tendencia cuando los valores son mayores a 1 y efectos inferiores a la tendencia cuando los valores son menores a 1).

1.2.2. Procesos estocásticos

O llamados también procesos aleatorios, son una recopilación de variables aleatorias $\{y_t\}_{t \in T}$, siendo T un conjunto de índices arbitrarios; además la frecuencia de valores

observados varía con respecto al evento de interés (años, meses, días, horas, minutos e incluso segundos). Es así que, una serie de tiempo es un proceso estocástico en tiempo discreto, donde los elementos del conjunto de índices T están ordenados. (González, 2009)

Según Pérez (2007), para describir un proceso estocástico se necesita particularmente los momentos poblacionales de primer y segundo orden, esto para especificar como la media, la varianza y la covarianza dependen del tiempo.

$$E(y_t) = \mu_t, \forall t$$

$$V(y_t) = \sigma_t^2, \forall t$$

$$\gamma_{t,s} = Cov(y_t, y_s) = E[(y_t - \mu_t)(y_s - \mu_s)], \forall t, s$$

Los procesos estocásticos se clasifican en estacionarios y no estacionarios. Para que cumpla la estacionariedad debe satisfacer las siguientes propiedades:

- $E(y_t) = \mu_t, \forall t$; la media de Y_t es constante.
- $V(y_t) = \sigma_t^2 < \infty, \forall t$; la variabilidad del proceso es constante y finito.
- $Cov(y_t, y_{t-k}) = \gamma_k$; la covarianza entre y_t y y_{t-k} solo depende de la distancia que hay entre t y $t-k$, y no del tiempo en el cual se calcula.

Si no cumple con al menos una propiedad, el proceso es considerado como no estacionario de segundo orden.

Gujarati y Porter (2010), manifiestan que el proceso estocástico es directamente aleatorio o de ruido blanco, que presenta un promedio igual a cero, una varianza constante y no está autocorrelacionado.

1.2.3. Transformaciones de datos

Las transformaciones de datos se realizan cuando no se cumple con el requisito de varianza constante en un análisis de regresión, porque dejando pasar este problema, los

estimadores de mínimos cuadrados eluden la propiedad de la varianza mínima presentando coeficientes de regresión con mayor error estándar. Las transformaciones estabilizadoras de varianza suelen proporcionar parámetros más precisos y de mayor sensibilidad a las pruebas estadísticas, siendo las más utilizadas las siguientes según Montgomery et al. (2006):

Relación entre σ^2 y $E(y)$	Transformación
$\sigma^2 \propto \text{constante}$	$y' = y$ (sin transformación)
$\sigma^2 \propto E(y)$	$y' = \sqrt{y}$
$\sigma^2 \propto E(y)[1 - E(y)]$	$y' = \sin^{-1}(\sqrt{y})$ (arco seno; proporciones binomiales $0 \leq y_i \leq 1$)
$\sigma^2 \propto [E(y)]^2$	$y' = \ln(y)$ (logarítmica)
$\sigma^2 \propto [E(y)]^3$	$y' = y^{-1/2}$ (raíz cuadrada recíproca)
$\sigma^2 \propto [E(y)]^4$	$y' = y^{-1}$ (recíproca)

Acota además que los datos de las variables estimadas deben ser transformados a sus unidades originales para evitar sesgos.

1.2.4. Pruebas de autocorrelación

Aguirre (1994), cita que existen dos pruebas que muestran y miden la existencia de correlación el tipo y grado de intensidad.

Función de autocorrelación simple

Esta función mide la correlación entre los valores de una serie temporal, Y_t , separados por un periodo de tiempo denominado retardo o rezago, k , sobre el cual se evalúa el grado y tipo de autocorrelación de la variable. El coeficiente de autocorrelación simple, ρ_k , para una serie Y_t con n valores en los intervalos $t(t = \overline{1, \dots, n})$ se obtiene a través del siguiente estimador insesgado para ρ_k :

$$r_k = \frac{\sum_{i=1}^{n-k} (y_i - \bar{y})(y_{k+i} - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$

Donde $\bar{y}$ es el promedio de la variable. El resultado manifiesta la medida de correlación de la variación de los valores de la serie respecto a la variación de los valores observados de y en periodos de k unidades de tiempo previo, donde el valor de ρ_k varía entre -1 y 1.

Función de autocorrelación parcial

Esta función también es el conjunto de coeficientes de autocorrelación parcial que parte desde el retardo $k = 1$ hasta un retardo máximo posible igual a la mitad de valores contenidos en la serie. Para estimar el coeficiente de autocorrelación parcial en el retardo k, ρ_{kk} , se realiza el siguiente estadístico insesgado de ρ_{kk} :

$$r_{kk} = \frac{r_k - \sum_{j=1}^{k-1} r_{k-j}(r_{k-1j} - r_k * r_{k-1 k-j})}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} r_j(r_{k-1j} - r_k * r_{k-1 k-j})}$$

Donde $r_{11} = r_1$. Esta estimación elimina el efecto producido de las correlaciones acumuladas hasta el retardo k , brindando las correlaciones para la diferencia exacta en k periodos de tiempo.

1.2.5. Prueba de Dickey - Fuller Aumentada

Zivot y Want (2003), describen que Said y Dickey (1984) aumentan la prueba de raíz unitaria autorregresiva básica para acomodar modelos ARMA (p,q) generales con órdenes desconocidos, conocida como prueba de Dickey - Fuller aumentada (ADF). Esta prueba asume que una serie de tiempo y está integrada en cero $I(0)$ en la hipótesis nula mientras que, la hipótesis alternativa señala $I(1)$. Se basa en la estimación del modelo de regresión

$$\Delta y_t = \beta' D_t + \pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \psi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Donde:

Δy_{t-j} : rezagos para aproximar la estructura de los errores

D_t : vector de términos deterministas (constante, tendencia, etc.)

π : coeficiente de y_{t-1} , se prueba si es estadísticamente es igual a cero ($\pi = 0$)

p : número de términos de diferencia rezagados,

ε_t : término de ruido blanco

La hipótesis nula manifiesta Δy_t es $I(0)$, utilizando a t-student como estadístico de la prueba para probar la significancia del coeficiente y_{t-1} , pero utiliza su propia tabla de valores críticos obtenidos por simulación, simulación de Monte Carlo. (Hamilton, 1994)

1.2.6. Prueba de Phillips – Perron (PP)

Enders (1995), manifiesta que Phillips y Perron (1988) mediante las siguientes ecuaciones, desarrollaron una generalización del procedimiento de Dickey - Fuller:

$$y_t = \beta + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad e$$

$$y_t = \beta + \rho y_{t-1} + \alpha \left(t - \frac{N}{2}\right) + \varepsilon_t$$

Donde:

N : número de observaciones

ε_t : término de perturbación, el cual en esta prueba puede presentar una débil autocorrelación y no ser homogéneo.

Para probar hipótesis sobre los coeficientes ρ caracterizan las distribuciones y derivan estadísticas de pruebas, utilizando como hipótesis nula que los datos provienen de:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Esta prueba modifica el estadístico de prueba de Dickey – Fuller considerando con menos restrictiva la naturaleza del proceso de error. Asimismo, los valores críticos de este estadístico son dados por la simulación de Dickey - Fuller.

1.2.7. Series integradas

Los procesos integrados son procesos estocásticos, siendo un caso específico, el modelo de caminata aleatoria (MCA). El MCA es llamado proceso integrado de orden 1, $I(1)$. Por ello este modelo sin derivación no es estacionario, mientras que su serie de primeras diferencias, si lo es. Algo parecido sucede, si una serie temporal y_t (no estacionaria) para volverse estacionaria debe ser diferenciada d veces, denominando que la serie es integrada de orden d , $I(d)$, denotándose $y_t \sim I(d)$. En caso la serie temporal sea estacionaria desde el principio, se dirá que es integrada de orden cero, ya que no requiere ninguna diferenciación, estando denota como $y_t \sim I(0)$.

Propiedades de las series integradas

Se observa algunas propiedades de tres series de tiempo con integración: x_t , y_t , z_t

- Si $x_t \sim I(0)$ y $y_t \sim I(1)$, $z_t = (x_t + y_t) = I(1)$; es decir, la suma de series temporales estacionaria y no estacionaria resulta una serie no estacionaria.
- Si $x_t \sim I(d)$, $z_t = (a + bx_t) = I(d)$; donde a, b son constantes. La combinación lineal de una serie $I(d)$ resulta $I(d)$. Por lo cual, si $x_t \sim I(0)$, $z_t = (a + bx_t) = I(0)$.
- Si $x_t \sim I(d_1)$ y $y_t \sim I(d_2)$, $z_t = (ax_t + by_t) \sim I(d_2)$; donde $d_1 < d_2$.
- Si $x_t \sim I(d)$ y $y_t \sim I(d)$, $z_t = (ax_t + by_t) = I(d^*)$; d^* es por lo general igual a d , sin embargo hay ocasiones donde $d^* < d$. (Gujarati y Porter, 2010)

1.2.8. Co-integración

Novales (1996), señala que un contraste de cointegración es comparable con un contraste de raíz unitaria en los residuales de la ecuación de cointegración, ya que si las variables y_t y x_t están ambas $I(1)$, estuviesen cointegradas, entonces los residuos del modelo $y_t = \alpha + x_t' \beta + \varepsilon_t$, deberían ser estacionarios, no teniendo por ende ninguna raíz unitaria.

Mauricio (2007) cita que, la cointegración es un proceso multivariante $(y_t) \sim I(d)$, donde

$$y_t \equiv [y_{t1}, y_{t2}, \dots, y_{tM}]'$$

presenta cointegración de orden $(d, b; \text{con } 1 \leq b \leq d)$ si y sólo si existe al menos un vector de cointegración $\beta \equiv [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_M]'$ que tenga mínimo dos componentes diferentes de cero, donde el proceso de error $(\varepsilon_t) \equiv (\beta_0 + \beta' y_t) \sim I(d - b)$; en tal caso, se denota $(y_t) \sim CI(d, b)$.

Ante esto, dice que la cointegración hace referencia a una combinación lineal de 2 a más procesos univariantes $M \geq 2$ integrados del mismo orden $I(d)$, es decir, si $(y_{t1}) \sim I(d_1)$ e $(y_{t2}) \sim I(d_2)$, donde $d_1 \neq d_2$, entonces (y_{t1}) e (y_{t2}) no pueden estar cointegrados, salvo que, existiesen funciones no lineales de estos procesos que fuesen $I(d - b)$. Así también manifiesta que el orden de integración de un proceso (ε_t) es constante y dentro del vector de cointegración, β_0 al ser un término constante puede ser igual a cero y al ser β_1 casi siempre relevante se iguala a 1 para identificar el vector de cointegración en forma única.

Asimismo, en términos económicos, se considera que dos o más variables no estacionarias están cointegradas, en caso exista una relación de largo plazo o de equilibrio, bajo el supuesto que los residuos del modelo sean estacionarios, y pese a no coincidir al corto plazo, siendo útil para evitar regresiones espurias y establecer pronósticos (Gujarati y Porter (2010), Trujillo (2010)).

Procedimiento de Engle – Granger

Si las variables x_t y y_t están integradas con el mismo orden, se estima la siguiente relación de equilibrio a largo plazo:

$$y_t = b_0 + b_1x_t + \varepsilon_t$$

Donde los Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) originarán estimadores súper consistentes para los parámetros de cointegración b_0 y b_1 , respectivamente. Para detectar que las variables tienen un vector de cointegración, se denota con $\hat{\varepsilon}_t$ a los residuales estimados de la esta relación. De tal manera que x_t y y_t están cointegradas si las desviaciones de equilibrio a largo plazo son estacionarias. Para determinar el orden de integración de los residuales se utiliza la prueba de Dickey – Fuller (Asteriou, 2002). Además, profundizando la teoría que manifiesta Hamilton (1994), en esta posible relación no es necesario que los residuos cumplan con los clásicos supuestos del modelo pero, sí es importante que en los residuales del modelo de corrección de errores se verifique y se valide estos supuestos por los pronósticos e inferencias que se realiza.

Montero (2013), expone que el procedimiento de Engle Granger tiene 3 fases, la primera, la estimación de la estacionariedad, la segunda, el modelo de cointegración y, por último, el modelo de corrección de errores.

Modelo de Vector de Corrección del Error (VECM)

Es un teorema importante que corrige el desequilibrio, conocido como teorema de representación de Granger, asegurando que, el Mecanismo de Corrección de Errores expresa la relación de dos o más variables cointegradas. (Gujarati y Porter, 2010)

Lütkepohl (2005) señala que “las propiedades asintóticas de los estimadores para modelos no estacionarios difieren de manera importante de los procesos estacionarios”.

Según Mata (2004), el mecanismo de corrección de errores está dado por:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 \hat{U}_{t-1} + \varepsilon_t$$

Donde:

Δ : Símbolo de la primera diferencia

y_t : Variable dependiente

x_t : Variable independiente

$\hat{U}_{t-1}$: mecanismo de corrección de errores

α_0 : Constante del modelo a corto plazo

α_1 : Intersección del modelo a corto plazo que acompaña a Δx_t

α_2 : Coeficiente del modelo a corto plazo, esperándose que sea negativo para que Δy_t restablezca el equilibrio.

ε_t : Término de error

La corrección de error es expresada por los residuales rezagados en un periodo ($\hat{U}_{t-1}$) obtenidos del modelo de cointegración, que muestra el desequilibrio en la relación entre las variables y su coeficiente, α_2 , el cual debe ser negativo y menor a la unidad (en valor absoluto) con el fin de restablecer el equilibrio. (Mendoza y Quintana, 2016)

1.2.9. Proceso de validación del modelo de cointegración

Este proceso se realizará mediante el análisis de la normalidad, de la homocedasticidad y de la autocorrelación de los residuales del modelo anterior.

Prueba de normalidad de Chi-cuadrado de Pearson

Siguiendo la recopilación de D'Agostino y Stephens (1986), para saber si la muestra aleatoria $X_1, \dots, X_n$ tiene la función de distribución $F(x)$, Pearson fraccionó el rango de X_j en M celdas $(E_1, \dots, E_M)$. Si $N_1, \dots, N_M$ son el número observado de X_j 's en estas celdas, entonces N_i se distribuye de forma binomial con parámetros n y

$$p_i = P(X_j \text{ cae en } E_i) = \int_{E_i} dF(x)$$

cuando no se rechaza la hipótesis nula, la cual describe que la muestra sigue la distribución $F(x)$, en este caso distribución de normalidad. Además, pensó que las diferencias de $N_i - np_i$ entre las celdas de frecuencias observadas y esperadas expresan falta de ajuste de los datos a F , buscando así una función adecuada que sirva como medida de ajuste, argumentando tres etapas:

i. En muestras grandes, las cantidades de $N_i - np_i$ deben aproximarse a una distribución normal multivariada, y ésta si solo consideran $M-1$ celdas no es singular.

ii. Si $Y = (Y_1, \dots, Y_p)'$ sigue una distribución normal p -variable no singular, $N_p(\mu, \Sigma)$, entonces la forma cuadrática $(Y - \mu)' \Sigma^{-1} (Y - \mu)$ que se muestra en el exponente de la función de densidad sigue una distribución $X^2(p)$ en función de Y . Donde μ es el p -vector de medias, y Σ es la matriz de covarianza $p \times p$ de Y .

iii. Ello conlleva que si $Y = (N_1 - np_1, \dots, N_{M-1} - np_{M-1})'$, la forma cuadrática es:

$$X^2 = \sum_{i=1}^M \frac{(N_i - np_i)^2}{np_i}$$

La cual, en muestras grandes se aproxima a una distribución $X^2(M - 1)$ nula; siendo esta la llamada estadística Chi-cuadrado de Pearson. Esta estadística no depende si F

es univariado o multivariado, discreto o continuo, pero en caso F sea continuo, no se usa completamente la información disponible en las observaciones X_j , ya que solo se considera las frecuencias de N_j ; proviniendo la flexibilidad y la relativa falta de poder de X^2 de la misma fuente.

Prueba de Heterocedasticidad de Breusch – Pagan

Wooldridge (2010), considera que para esta prueba primero se debe estimar un modelo de regresión lineal con k variables:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + \varepsilon_i,$$

Mediante el MCO y obtener sus residuales cuadrados $\hat{\varepsilon}^2$ para cada uno. Luego, se ejecuta la regresión:

$$\hat{\varepsilon}^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \dots + \delta_k x_k + error$$

Conservando el R de determinación, $R_{\hat{\varepsilon}^2}^2$, se prueba si la varianza del error es homoscedástica (constante). Esta prueba utiliza el estadístico F ($F_{k,n-k-1}$) o el estadístico de Multiplicadores de LaGrange (X_k^2) y calcula el p_valor. Este último valor rechaza la hipótesis nula de varianza constante si es menor al nivel de significancia escogida; de ser así, se toma algunas medidas de corrección como, usar los errores estándar y los estadísticos de prueba robustos a la heterocedasticidad.

Prueba de autocorrelación de Breusch – Godfrey

Novales (1996), expone que esta prueba también es conocida como prueba ML, dado que se basa en el principio multiplicador de LaGrange, interpuesta por Breusch y Godfrey. Su procedimiento empieza estimando mediante MCO el modelo de regresión de dos o más variables y obtener los residuos $\hat{\varepsilon}_t$. Además, es posible incluir valores rezagados de la variable endógena, sin cambiar las propiedades de este contraste. Es decir, se estima

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_k x_k + \varepsilon_t$$

Y ε_t sobre un p retardos del tal modo:

$$\varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2} + \cdots \rho_p \varepsilon_{t-p} + error$$

Donde $\hat{\varepsilon}_t$ son valores rezagados de los residuos estimados ($\hat{\varepsilon}_{t-1}, \hat{\varepsilon}_{t-2}, \dots, \hat{\varepsilon}_{t-p}$), coincidiendo el número de retardos (p) con el número de estadísticos (r_k). Por lo que se obtiene el coeficiente de determinación (R^2) de esta regresión.

Luego se compara el resultado con las tablas de la distribución chi - cuadrado con p grados de libertad. La hipótesis nula señala la no autocorrelación en los residuos y es rechazada en caso el valor del resultado es mayor al valor de la tabla o el p_valor es menor al nivel de significancia escogido. Al no rechazar esta hipótesis, se dice que los residuos son independientes ($R^2 \rightarrow 0$).

1.3. Prueba de Causalidad de Granger

De acuerdo a Girón (2017), esta prueba determina la información proporcionada entre dos variables para saber y/o mejorar su predicción. En otras palabras, permite comprobar la dirección de la causalidad, si la variable x causa a la variable y , si la variable y causa a la variable x , si ambas se causan recíprocamente o si son independientes.

Al expresar a manera de Granger, si la variable x causa a la variable y , los cambios de y deben ser precedidos por los cambios en x . Por lo tanto, en una regresión de y en función de sus valores pasados y de los valores pasados o rezagados de x , si la predicción de y mejora significativamente se puede decir que x causa a y . Para saber si la variable y causa a la variable x se sigue la definición similar, tal como se muestra en las siguientes ecuaciones:

$$y_t = \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \cdots + \alpha_n x_{t-n} + \beta_1 y_{t-1} + \cdots + \beta_2 y_{t-2} + \cdots + \beta_n y_{t-n} + \varepsilon_1 t$$

$$x_t = \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 y_{t-2} + \cdots + \theta_n y_{t-n} + \lambda_1 x_{t-1} + \cdots + \lambda_2 x_{t-2} + \cdots + \lambda_n x_{t-n} + \varepsilon_2 t$$

Para ello se consideran las siguientes hipótesis:

$$H_{0x}: \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_n = 0$$

$$H_{0y}: \lambda_1 = \lambda_2 = \cdots = \lambda_n = 0$$

Utilizando el estadístico F para probar las hipótesis

$$F = \frac{(SCR_R - SCR_{NR})/m}{scr_{NR}/(n - k)}$$

Donde la distribución F sigue con m y $(n-k)$ grados de libertad. En caso el valor F calculado excede al valor crítico F en el nivel de significancia escogido, se rechaza la hipótesis nula o cuando el p_valor es menor a la significancia.

Entonces si al utilizar el estadístico F:

Se rechaza la primera hipótesis nula, pero no se rechaza la segunda hipótesis nula; la variable x causa a la variable y .

No se rechaza la primera hipótesis nula, pero se rechaza la segunda hipótesis nula; la variable y causa a la variable x .

Se rechaza en ambas hipótesis nulas; las dos variables se causan recíprocamente.

No se rechaza en ambas hipótesis nulas; las variables x y y son independientes.

1.4. Producto Bruto Interno del sector Agropecuario

Es un indicador macroeconómico que expresa el valor monetario de los bienes y servicios finales producidos tanto por el sector agrícola como por el sector ganadero en el Perú durante un periodo de tiempo. El BCRP (2011), indica que este Producto Bruto Interno es estimado por el Ministerio de Agricultura sumando el valor de producción de 74 productos agrícolas y de 12 productos ganaderos. Para el caso de los productos agrícolas, el valor de producción de cada producto se halla mediante el volumen de la producción en toneladas métricas y su precio promedio registrado en el año base; mientras que, para los productos pecuarios, se toma en cuenta la cría y/o engorde de aves de corral, ganado y otros animales domésticos, además de la producción de sus subproductos: huevos, lana, leche y otros.

1.5. Producto Bruto Interno del sector Construcción

Es un indicador macroeconómico que refleja el valor monetario de todos los bienes y servicios finales producidos dentro del mercado inmobiliario, del mercado de cemento y, de las obras e infraestructuras públicas y privadas en el Perú durante un periodo de tiempo. Conforme el BCRP (2011), la medición de este Producto Bruto Interno proviene de la evolución del consumo interno e importaciones del cemento, especialmente, además de los montos ejecutados de las obras de construcción de caminos rurales y autopistas por el Ministerio de Transportes y Comunicaciones; asimismo se utiliza la tasa intercensal para viviendas construidas de diferente material al cemento.

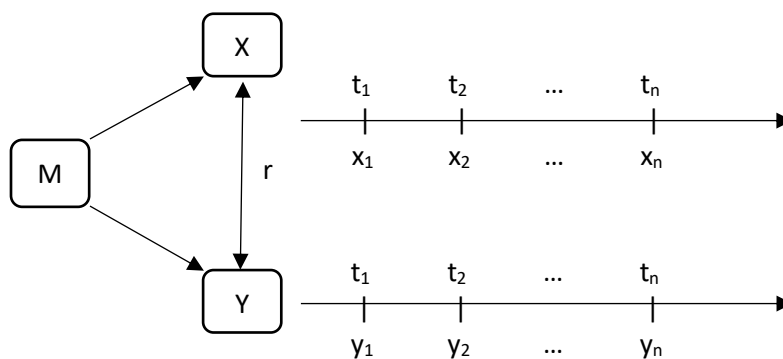
1.6. Operacionalización de Variables

Variables	Definición	Indicador	Escala de Medida
<i>Variable Dependiente</i>			
PBI del sector Construcción	Mide la evolución del mercado inmobiliario y del cemento, así como de las obras e infraestructuras públicas y privadas del consumo interno de cemento establecido por el BCRP. (BCRP, 2011)	Millones de soles (año base 2007)	Razón
<i>Variable Independiente</i>			
PBI del sector Agropecuario	Mide el valor monetario de los bienes y servicios finales procedentes por el sector agrícola y el sector ganadero. (BCRP, 2011)	Millones de soles (año base 2007)	Razón

CAPÍTULO II. DISEÑO METODOLÓGICO

2.1. Tipo y Diseño de investigación.

La investigación presentada ha utilizado un enfoque Cuantitativo, no experimental de corte longitudinal (Hernández et al., 2014), ya que los datos escogidos no fueron modificados por los investigadores, pero se hace uso de la estadística para establecer una relación de corto y largo plazo de los PBI de los sectores Construcción y Agropecuario.



Donde:

M: muestra

X: PBI del sector Agropecuario anual

Y: PBI del sector Construcción anual

t: periodo de tiempo

n: total de observaciones

r: relación entre X e Y

2.2. Población y muestra

La población en estudio estuvo conformada por los registros de índices del PBI de los sectores Construcción y Agropecuario, alojadas en la página web del Banco Central de Reserva del Perú (PBI Agropecuario: <https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/anuales/resultados/PM04986AA/html>; y PBI Construcción:

<https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/anuales/resultados/PM04997AA/html>)

La muestra estuvo conformada por 100 registros anuales del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario, mostrados en millones de soles, desde 1922 hasta 2021. La técnica de muestreo es no probabilística por conveniencia.

2.3. Técnicas e instrumentos de recolección de datos

La técnica de recolección de datos utilizada fue la observación de los registros electrónicos. El instrumento de recolección de datos es la ficha electrónica “Registro anual del PBI Construcción y PBI Agropecuario”. Para ello, se usó el formato Excel para el registro de la data (Ver ANEXO I).

2.4. Análisis y procesamiento estadístico de los datos

En una hoja electrónica se elaboró la base de datos considerando el PBI del sector Construcción y del PBI de sector Agropecuario anualmente, luego se realizó la exploración descriptiva de los datos representándolos en tablas de distribución de frecuencia y gráficas de líneas e histogramas. Además, se calcularon e interpretaron medidas descriptivas como el promedio, la mediana, la varianza, la desviación estándar y el coeficiente de variación. Debido a una tendencia creciente y a la presencia de variabilidad en ambas series, se requirió una transformación de datos empleando la raíz cuadrada. Para el análisis de las series históricas se elaboraron los correlogramas que permitieron observar en primera instancia el

comportamiento de las series y su estacionariedad, para luego corroborar con la prueba de Dickey - Fuller aumentada (ADF) su estacionariedad y orden de integración mediante la diferenciación.

Posteriormente se utilizó la metodología de cointegración de Engle - Granger, para observar la relación a largo plazo, y con el modelo de corrección de errores (MCE), la relación a corto plazo. Luego, para verificar la adecuación del modelo, se determinó la estacionariedad de los residuos, así como, la validación de sus datos usando la Prueba de normalidad de Chi-cuadrado de Pearson, el test de heterocedasticidad de Breusch – Pagan y la prueba de autocorrelación de Breusch – Godfrey. Para comprobar la eficiencia del modelo, se pronosticó el PBI del sector Construcción desde el 2022 al 2024 comparando luego los valores reales y valores predichos. Finalmente, se realizó la prueba de causalidad de Granger para probar la influencia de una variable sobre la otra, es decir si existe bidireccionalidad entre ellas.

Para el procesamiento de la información se utilizaron como soporte tecnológico la hoja de cálculo de Microsoft Excel y el entorno de lenguaje de programación R Studio.

CAPÍTULO III. RESULTADOS

3.1. Descripción de las series históricas del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario

3.1.1. Análisis descriptivo de la serie PBI del sector Construcción.

Tabla 1

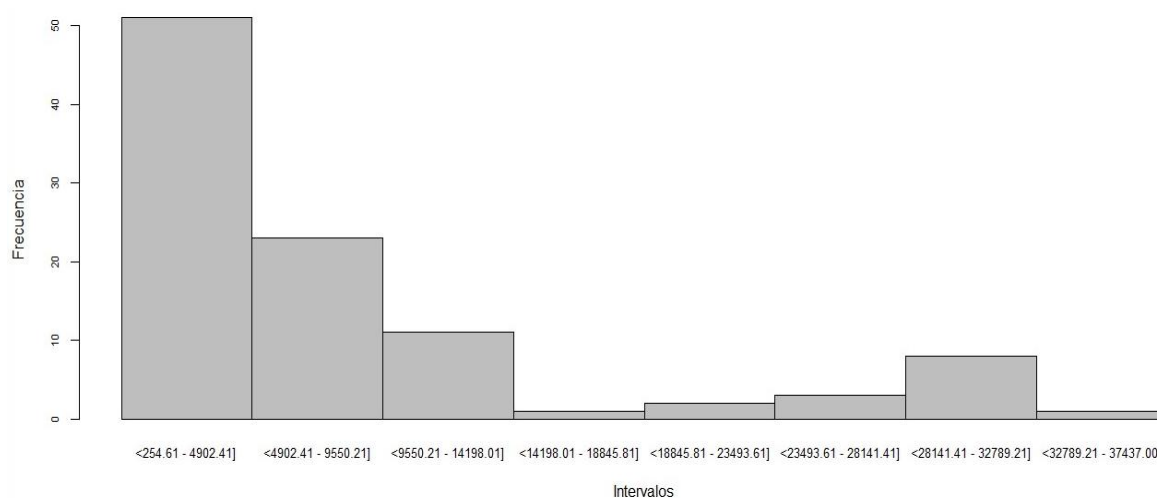
Perú: Distribución del PBI del sector Construcción 1922 – 2021.

PBI [millones de soles]	Nº de Años	Porcentaje
Hasta 4902.41	51	51.0
4902.41– 9550.21	23	23.0
9550.21 – 14198.01	11	11.0
14198.01 – 18845.81	1	1.0
18845.81 – 23493.61	2	2.0
23493.61 – 28141.41	3	3.0
28141.41 – 32789.21	8	8.0
32789.21 – 37438.00	1	1.0
Total	100	100.0

La Tabla 1 muestra que el 51 % de los años observados, el PBI del sector Construcción alcanzó hasta 49024.41 millones de soles, el 23 % se encuentra entre los 49024.41 y 9550.21 millones de soles, un 11% oscila entre 9550.21 y 14198.01 millones de soles y el 15% restante varía entre 14198.01 y 37438.00 millones de soles durante el periodo en estudio.

Figura 1

Perú: PBI del sector Construcción durante 1922 – 2021.



En la Figura 1 se observa que los datos del PBI del sector Construcción mantienen una asimetría positiva.

Tabla 2

Perú: Indicadores del PBI del sector Construcción 1922 – 2021.

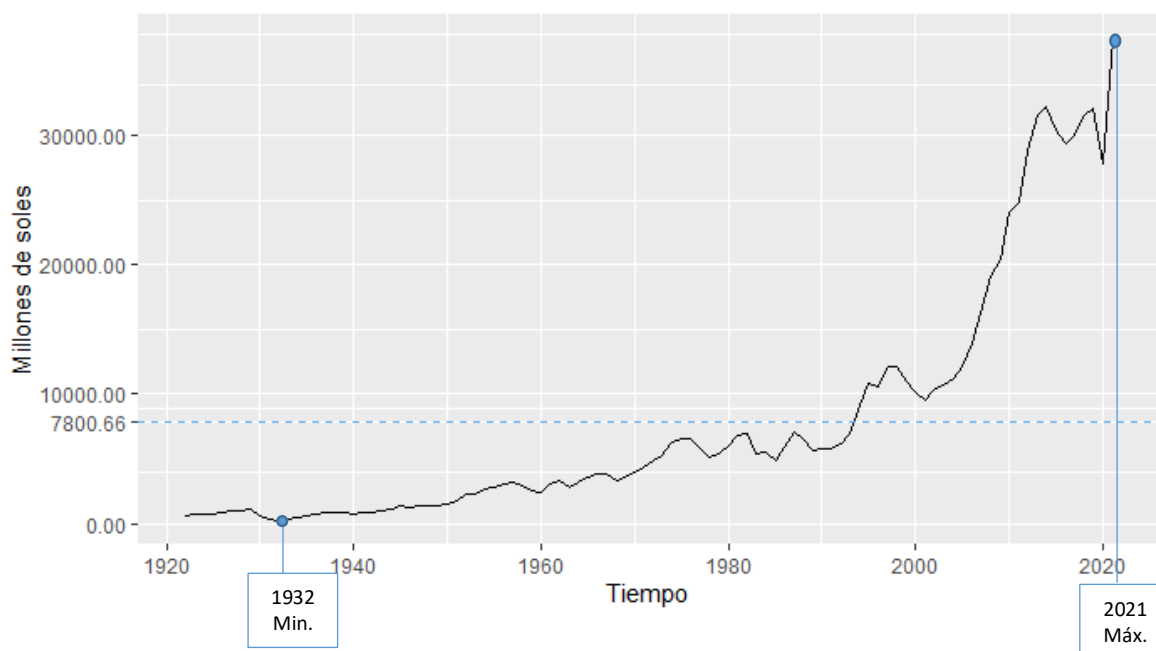
Indicadores	Valor
Valor mínimo	254.61
Valor máximo	37437
Media	7800.66
Mediana	4591
Varianza	86008205
Desviación Estándar	9274.06
Coeficiente de Variación	118.89 %

En la Tabla 2 se observa que el mínimo valor del PBI del sector Construcción fue de 254.61 millones de soles en el año 1932 y el máximo fue de 37437 millones de soles en el año 2021. Además, el 50% de los años observados presenta el PBI debajo de 4591 millones de soles mientras que, el 50% de años restante se superó este valor. En promedio, el PBI del sector Construcción generó 7800.66 millones de soles anuales, los cuales varían en 9274.06

millones de soles por año respecto al PBI promedio, lo que implica una variabilidad del 118.89% expresando heterocedasticidad entre los valores del PBI del sector construcción.

Figura 2

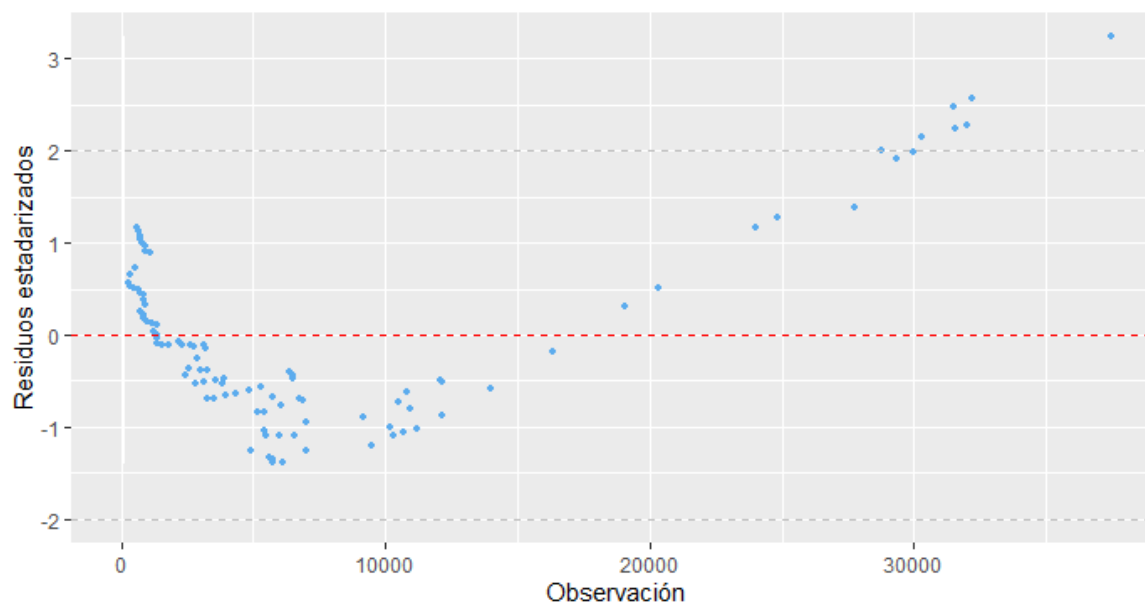
Perú: Evolución del PBI del sector Construcción 1922 – 2021.



En la Figura 2 se observa una tendencia creciente durante el periodo de 1922 a 2021 del PBI del sector Construcción en soles, pero dentro de este periodo se manifiesta un crecimiento muy acelerado a partir del año 2001 hasta llegar a el 2014, decayendo entre el 2015 y 2017 pero volviendo a incrementarse entre el 2018 y 2019, aunque en el 2020 sufre una caída esporádica debido a la pandemia por Covid-19, sin embargo, en el 2021 el PBI vuelve a incrementarse llegando a ser su punto máximo. Todos estos valores no oscilan entre su promedio.

Figura 3

Evolución de los residuos estandarizados del PBI Construcción y sus observaciones.



La figura anterior expresa que los residuos estandarizados del PBI del sector Construcción entre los años 1922 y 2021 no oscilan alrededor de su media ya que existen valores outliers fuera del rango esperado, utilizando una transformación de raíz cuadrada en los datos de este PBI por la forma que revela la dispersión (forma de abanico) de estos residuales con el paso de las observaciones.

Tabla 3

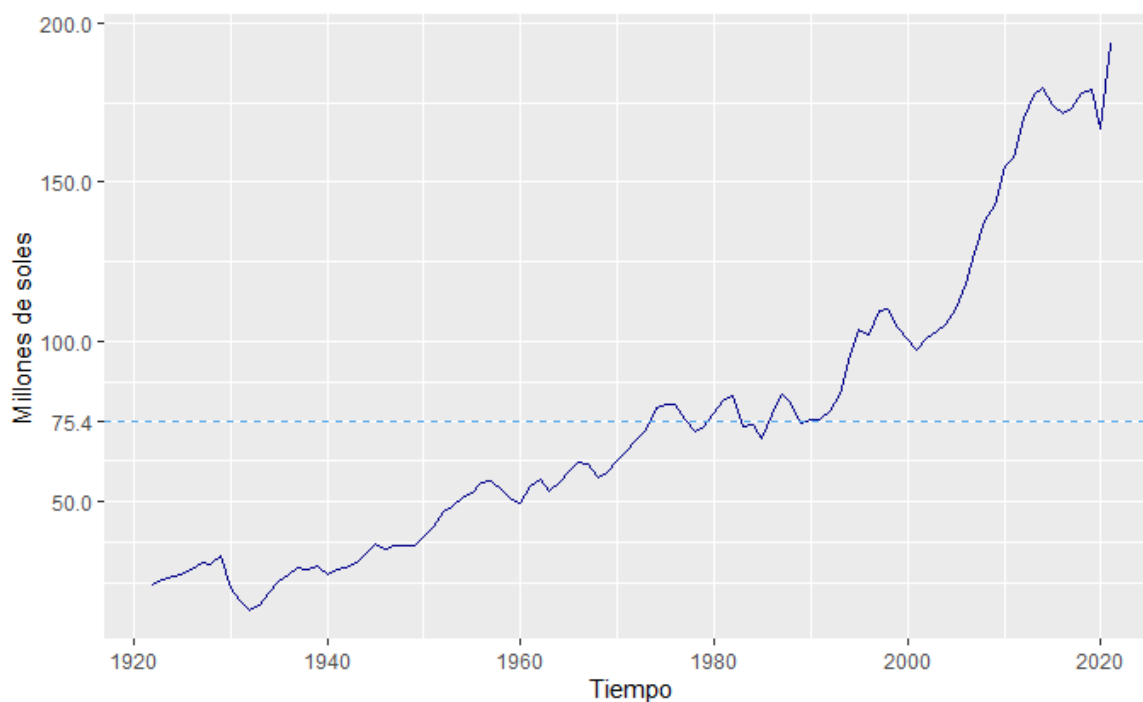
Perú: Indicadores del PBI del sector Construcción transformado 1922 – 2021.

Indicadores	Valor
Valor mínimo	15.96
Valor máximo	193.49
Media	75.40
Mediana	67.73
Varianza	2137.55
Desviación Estándar	46.23
Coefficiente de Variación	61.32 %

En la tabla anterior se observa que el mínimo valor del PBI del sector Construcción transformado fue de 15.96 millones de soles en el año 1932 y el máximo fue de 193.49 millones de soles en el año 2021. Además, el 50% de los años observados presenta el PBI debajo de 67.73 millones de soles mientras que, el 50% de años restante se superó este valor. El promedio del PBI del sector Construcción transformado fue de 75.40 millones de soles anuales, los cuales varían en 46.23 millones de soles por año respecto al PBI promedio, lo que implica una variabilidad del 61.32% expresando que se ha reducido la heterocedasticidad entre los valores del PBI del sector Construcción.

Figura 4

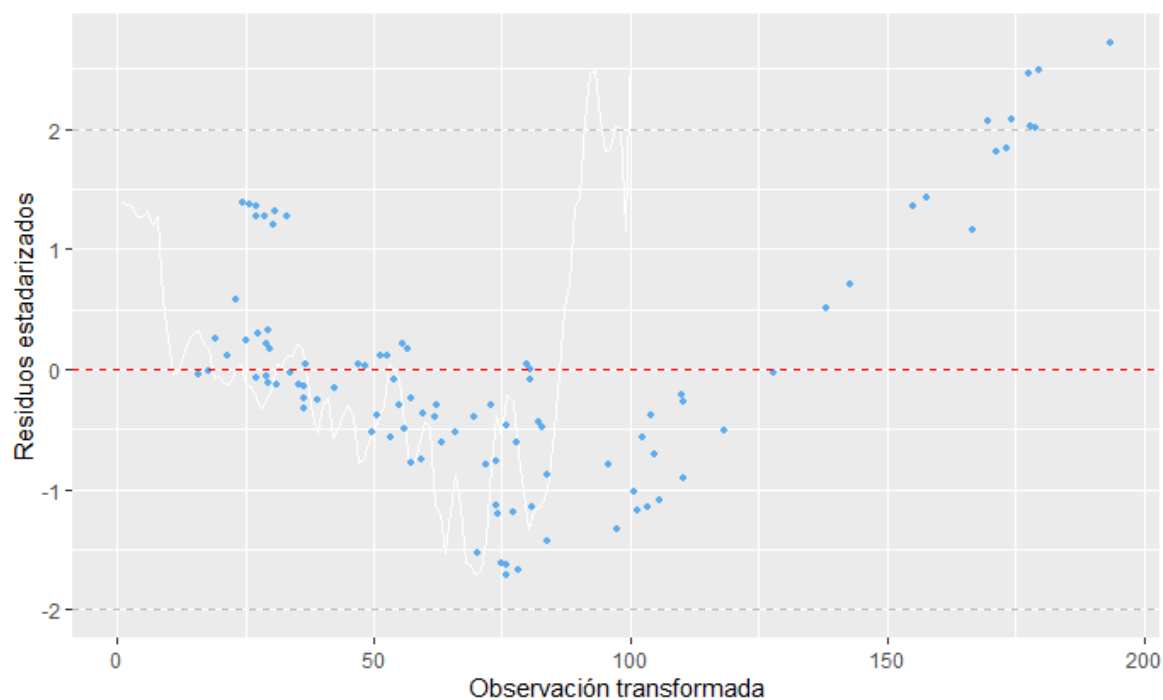
Perú: Evolución del PBI del sector Construcción transformado, 1922–2021.



En la figura anterior se observa que pese a la transformación los datos del PBI del sector Construcción en soles continuaban presentando una tendencia creciente durante el periodo de 1922 a 2021, denotando que sigue el mismo patrón de la serie original, así como que estos valores no oscilan entre su promedio.

Figura 5

Evolución de los residuos estandarizados del PBI Construcción transformado y sus observaciones.



La figura anterior muestra que los residuos estandarizados del PBI del sector Construcción transformado entre los años 1922 y 2021 siguen sobresaliendo fuera de rango límite, mantienen la forma de dispersión y no oscilan alrededor de su media.

3.1.2. *Análisis descriptivo de la serie PBI del sector Agropecuario*

Tabla 4

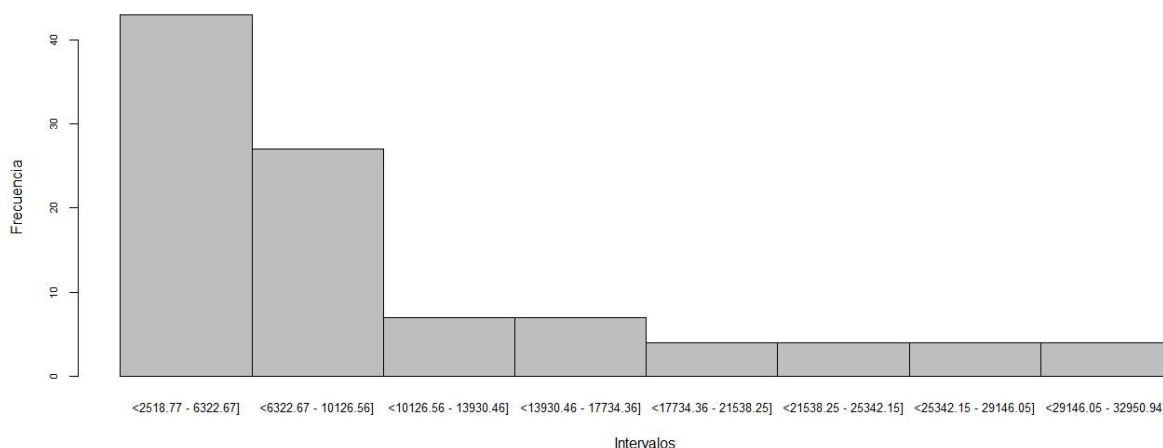
Perú: Distribución del PBI del sector Agropecuario 1922 – 2021.

PBI [millones de soles]	Nº de años	Porcentaje
Hasta 6322.67	43	43.0
6322.67 – 10126.56	27	27.0
10126.56 – 13930.46	7	7.0
13930.46 – 17734.36	7	7.0
17734.36 – 21538.25	4	4.0
21538.25 – 25342.15	4	4.0
25342.15 – 29146.05	4	4.0
29146.05 – 32950.94	4	4.0
Total	100	100.0

La Tabla 4 revela que el 43 % de los años observados del PBI del sector Agropecuario estuvo representado hasta por 6322.67 millones de soles, un 27 % osciló entre 6322.67 y 10126.56 millones de soles, un 14 % varió entre 10126.56 y 17734.36 millones de soles, los porcentajes restantes simbolizan el 16 % que van desde 17734.36 hasta 32950.94 millones de soles durante el periodo en estudio.

Figura 6

Perú: PBI del sector Agropecuario durante 1922 – 2021.



En la figura anterior se divisa que los datos del PBI del sector Agropecuario sostienen una asimetría positiva.

Tabla 5

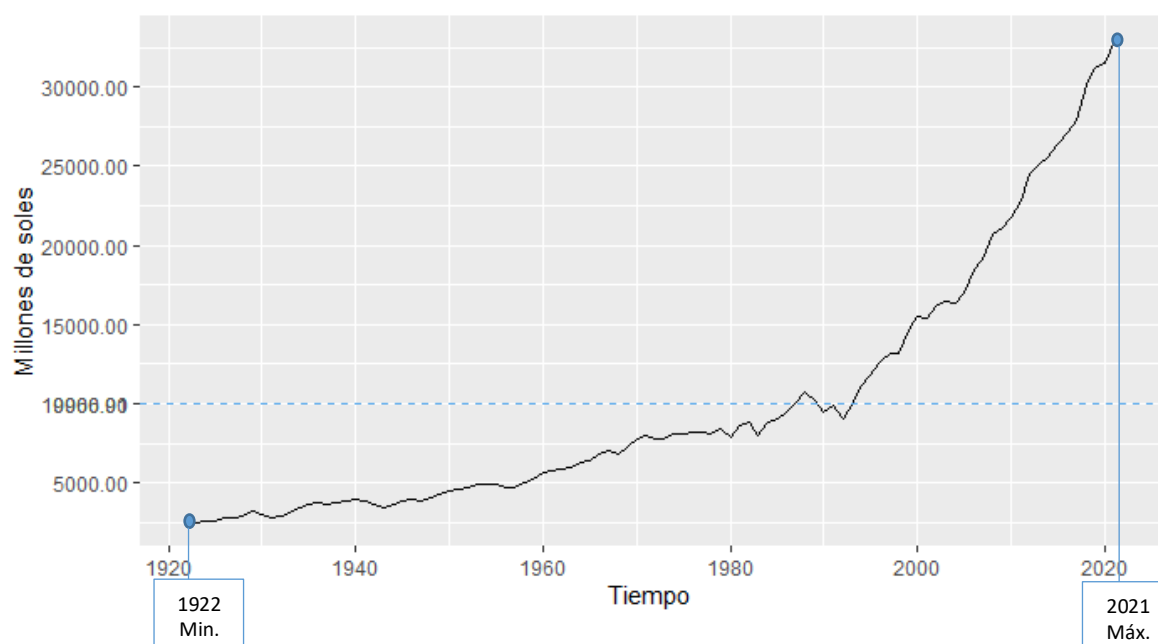
Perú: Indicadores del PBI del sector Agropecuario 1922 – 2021.

Indicaciones	Valor
Valor mínimo	2518.77
Valor máximo	32949.94
Media	9966.906
Mediana	7816.5
Varianza	61377910
Desviación Estándar	7834.406
Coefficiente de Variación	78.6042 %

En la Tabla 5, se observa que el mínimo y máximo valor del PBI del sector Agropecuario fue de 2518.77 millones de soles en el año 1922 y de 32949.94 millones de soles en el año 2021, respectivamente; además el 50% de los años observados de este sector sobrepasaron los 7816.5 millones de soles mientras que el otro 50% no superó este valor. En promedio, anualmente el PBI del sector Agropecuario generó 9966.906 millones de soles, los cuales varían en 7834.406 millones de soles por año respecto al PBI promedio, denotando una variabilidad del 78.60 %, esto refleja que los valores de este sector no son homogéneos.

Figura 7

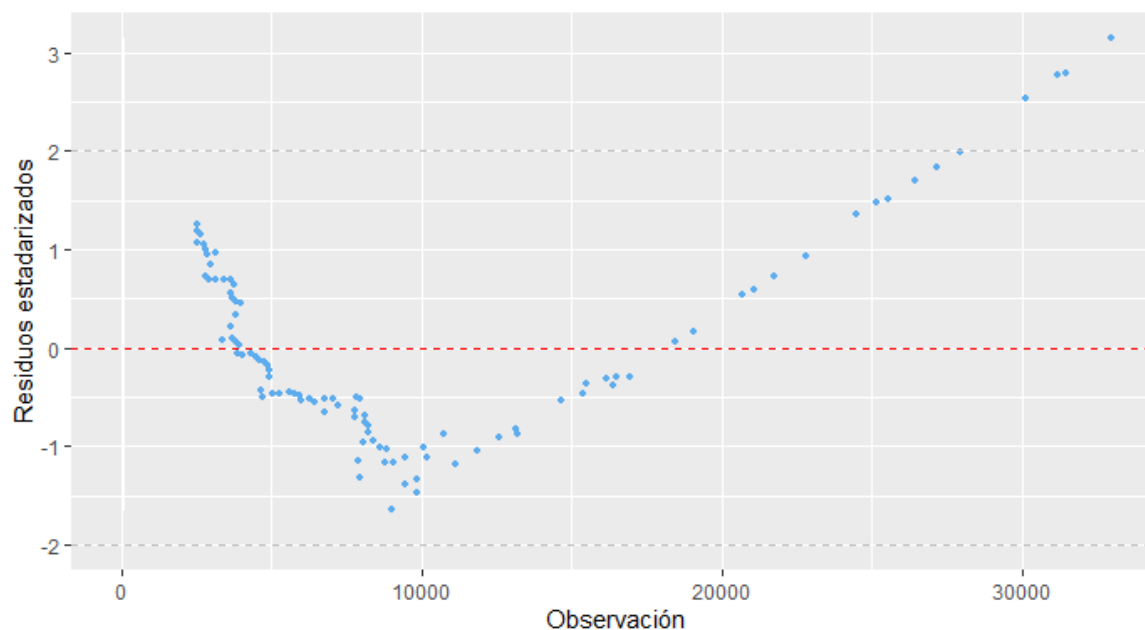
Perú: Evolución PBI del sector Agropecuario 1922 – 2021.



La Figura 7 expone una tendencia creciente durante el periodo estudiado del PBI del sector Agropecuario en millones de soles, donde a partir del año 1992 la serie empieza a crecer de forma acelerada hasta el año 2021, sin registrar una caída abrupta incluso durante la pandemia de Covid-19 en el 2020. Se percibe que estos datos no presentan un comportamiento en torno a su media.

Figura 8

Evolución de los residuos estandarizados del PBI Agropecuario y sus observaciones.



La figura anterior expone que los residuos estandarizados del PBI del sector Agropecuario entre los años 1922 y 2021 no se encuentran alrededor de su promedio debido a valores outliers, originando que por la manera en que estos residuales se dispersan con el paso de las observaciones (forma de abanico), se emplee una transformación de raíz cuadrada a los datos de este PBI.

Tabla 6

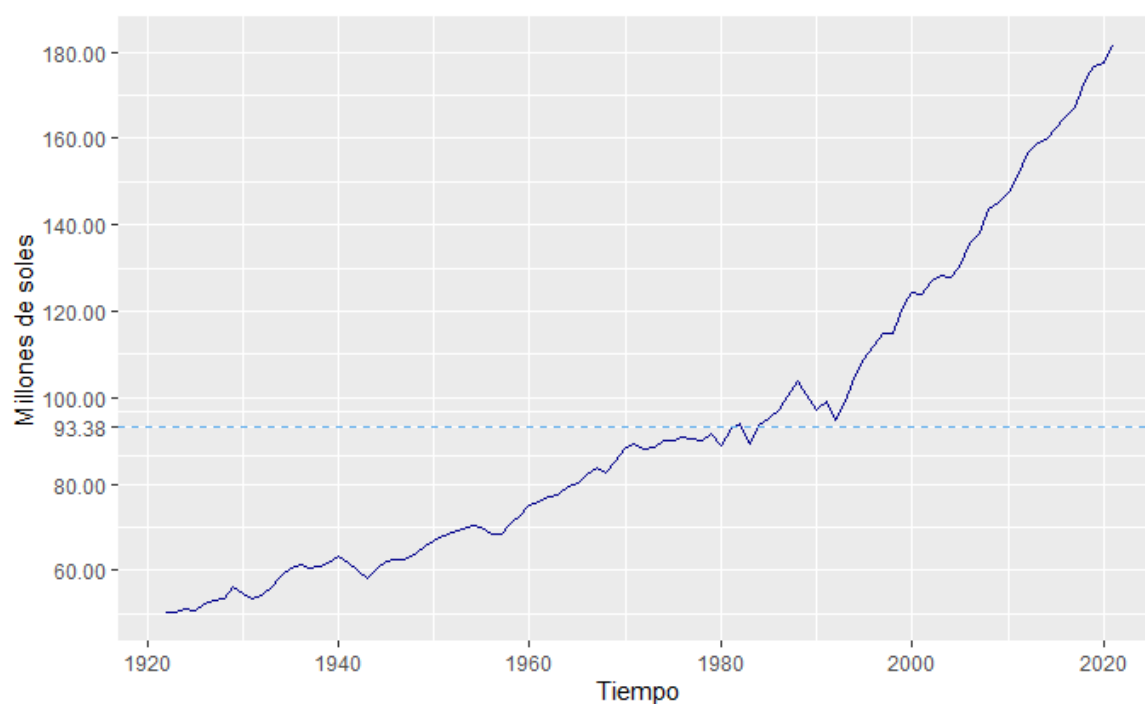
Perú: Indicadores del PBI del sector Agropecuario transformado 1922 – 2021.

Indicaciones	Valor
Valor mínimo	50.19
Valor máximo	181.52
Media	93.38
Mediana	88.41
Varianza	1260.16
Desviación Estándar	35.50
Coeficiente de Variación	38.02 %

En la Tabla 6, se observa que el mínimo y máximo valor del PBI del sector Agropecuario transformado fue de 50.19 millones de soles en el año 1922 y de 181.52 millones de soles en el año 2021, respectivamente; además el 50% de los años observados de este sector sobrepasaron los 88.41 millones de soles mientras que el otro 50% no superó este valor. El promedio anual del PBI del sector Agropecuario transformado generó 93.38 millones de soles, los cuales varían en 35.50 millones de soles por año respecto al PBI promedio, apuntando una variabilidad del 38.02 %, lo que refleja que los valores de este sector transformados podrían ser homogéneos.

Figura 9

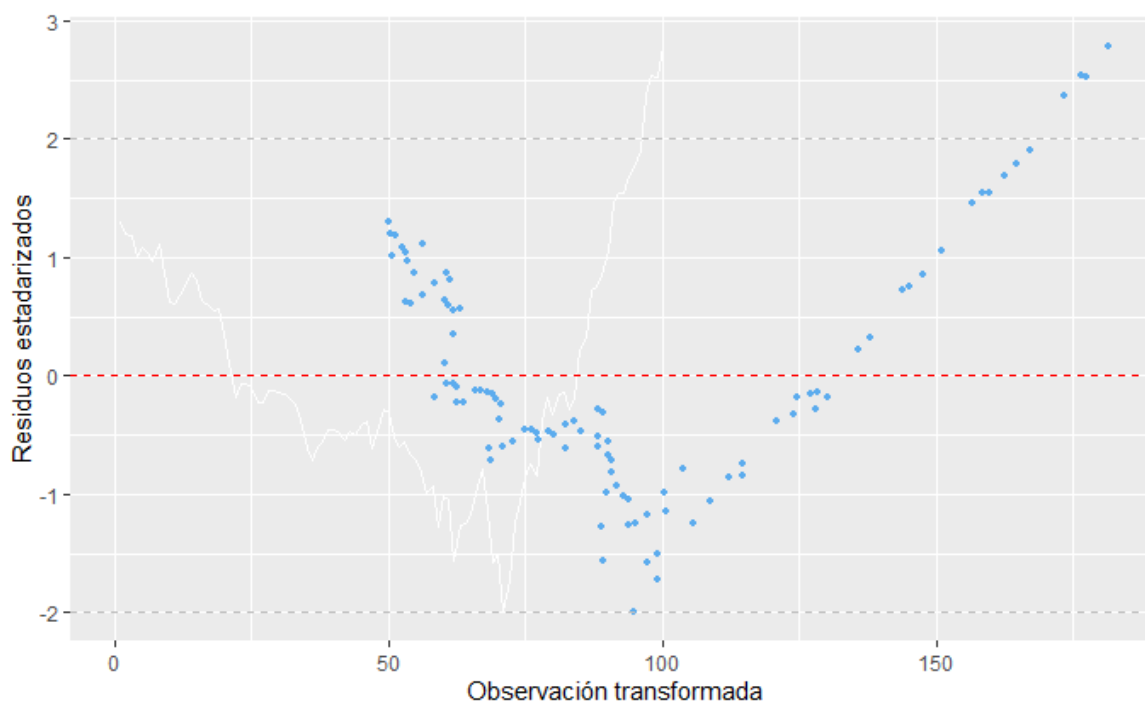
Perú: Evolución del PBI del sector Agropecuario transformado, 1922 – 2021.



La figura anterior sigue exponiendo una tendencia creciente durante el periodo estudiado del PBI del sector Agropecuario transformado en millones de soles, así también mantiene la misma distribución de la serie original, percibiéndose que estos datos tampoco presentan un comportamiento en torno a su media.

Figura 10

Evolución de los residuos estandarizados del PBI Agropecuario transformado y sus observaciones.



La figura anterior expone que los residuos estandarizados del PBI del sector Agropecuario transformado entre los años 1922 y 2021 continúa mostrando valores outliers sostienen la forma de dispersión y no se encuentran alrededor de su promedio.

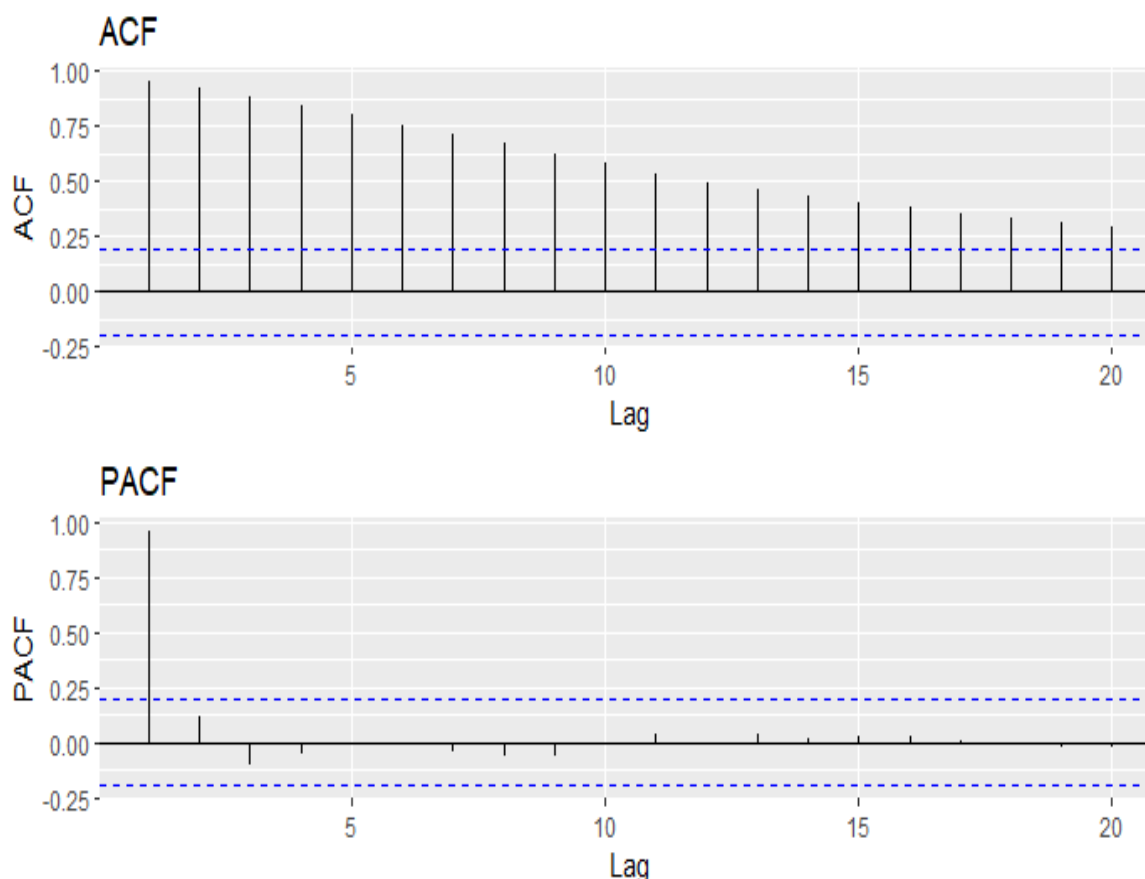
Pese a que ambas series fueron transformadas seguían manteniendo la tendencia por lo que se siguió analizando la suavización de estas series transformadas.

3.2. Suavización de las series históricas del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario

3.2.1. Comportamiento del PBI del sector Construcción transformado

Figura 11

Análisis de autocorrelación del PBI del sector Construcción transformado, 1922 – 2021.



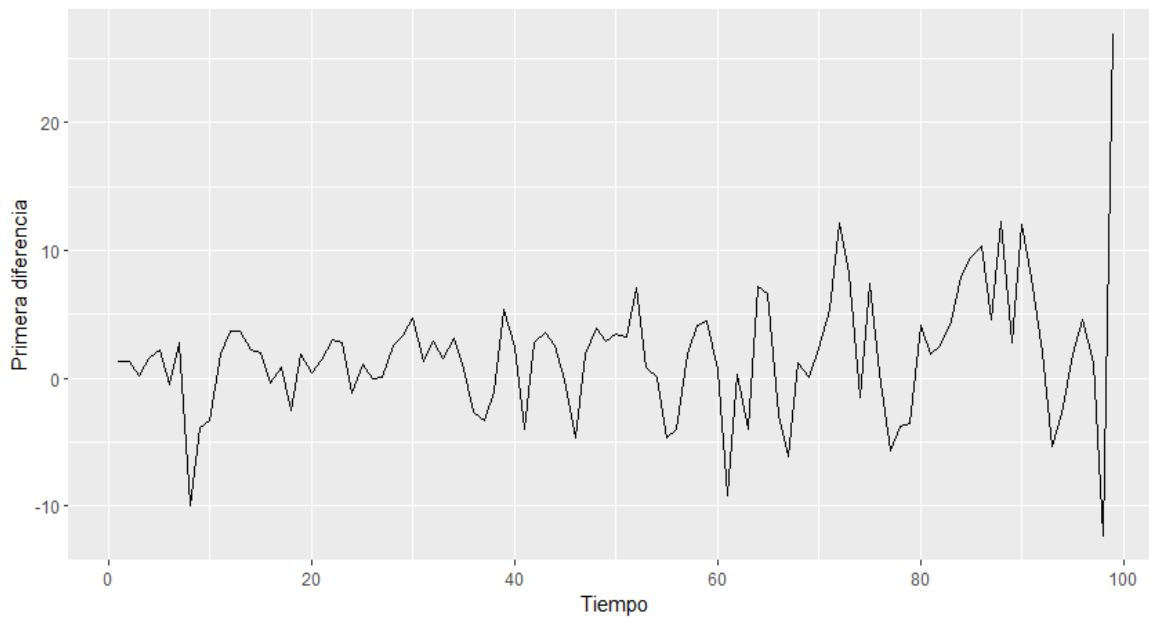
Nota. Prueba ADF: -0.6638 p: 0.971 α : 0.05
 Prueba PP: -2.4795 p: 0.954 α : 0.05

Los correlogramas presentados en la Figura 11 señalan que los coeficientes de autocorrelación del PBI del sector Construcción transformado tienden a tener decaimiento diagonalizado a lo largo de todos los rezagos (ACF), por ello la serie no seguiría un comportamiento estacionario, asimismo presenta un componente AR (1), puesto que solo sobresale un rezago en la autocorrelación parcial (PACF). Los resultados tanto de la prueba ADF ($p=0.971$) y la prueba de PP ($p= 0.954$) revelan la presencia de raíces unitarias;

indicando que la serie no es estacionaria; por ello se aplicó la diferenciación a los datos de esta serie.

Figura 12

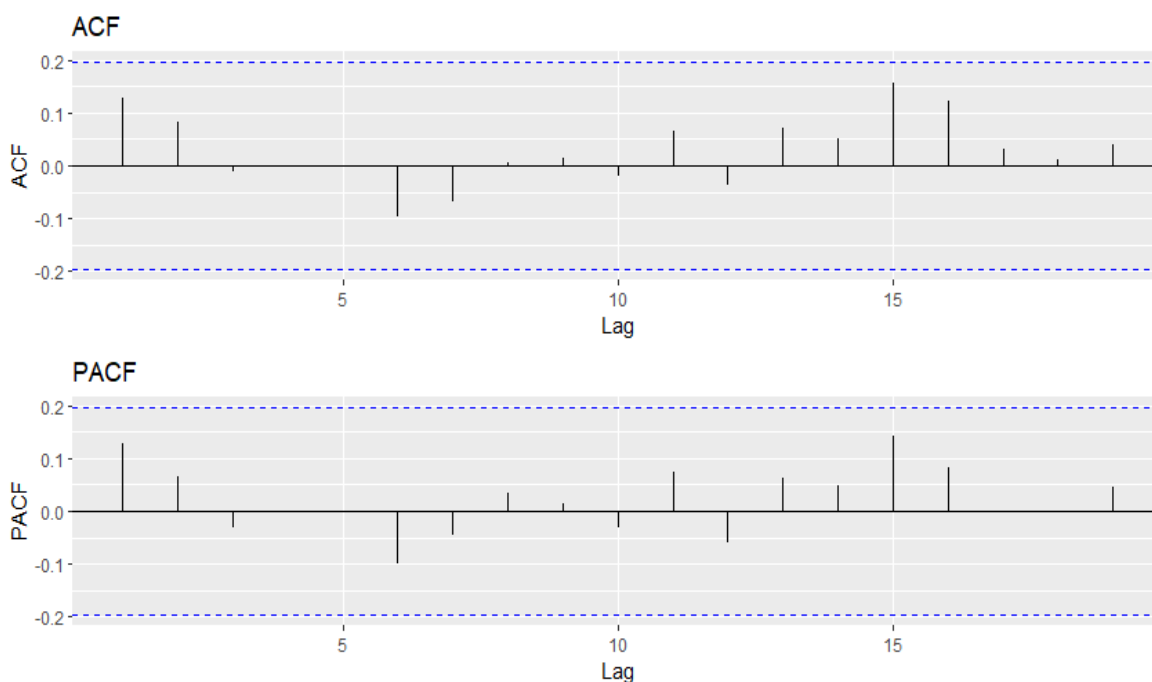
Comportamiento de la primera diferencia del PBI del sector Construcción transformado, 1922 – 2021.



La Figura 12 muestra que la serie del PBI del sector Construcción en primera diferencia presenta un comportamiento estacionario respecto a su media, así como una mayor variabilidad que incrementa con el tiempo desde el periodo de los años 2000 aproximadamente.

Figura 13

Análisis de autocorrelación de la primera diferencia del PBI del sector Construcción transformado, 1922 – 2021.



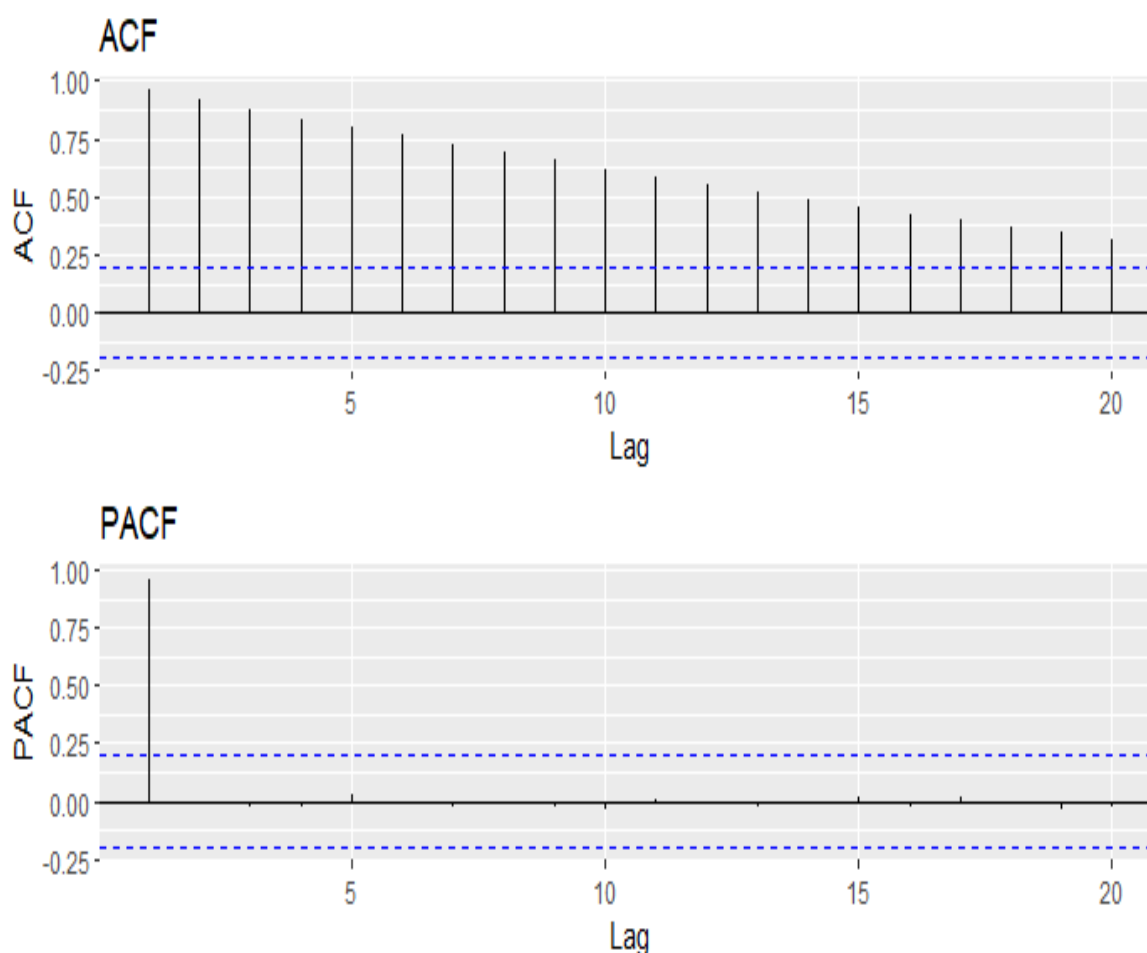
Nota: Prueba ADF: -4.41 p: 0.01 α : 0.05
 Prueba PP: -83.781 p: 0.01 α : 0.05

En la figura anterior, los correlogramas no se observa ningún decaimiento de rezago sobresaliente de los rangos límites (ACF y PACF), considerando que la serie sería estacionaria. La prueba ADF ($p=0.01$) y la prueba PP ($p=0.01$) indican que los datos no presentan raíz unitaria infiriendo que existe evidencia significativa de que esta serie en primera diferencia es estacionaria.

3.2.2 Comportamiento del PBI del sector Agropecuario transformado.

Figura 14

Análisis de autocorrelación del PBI del sector Agropecuario transformado, 1922 – 2021.

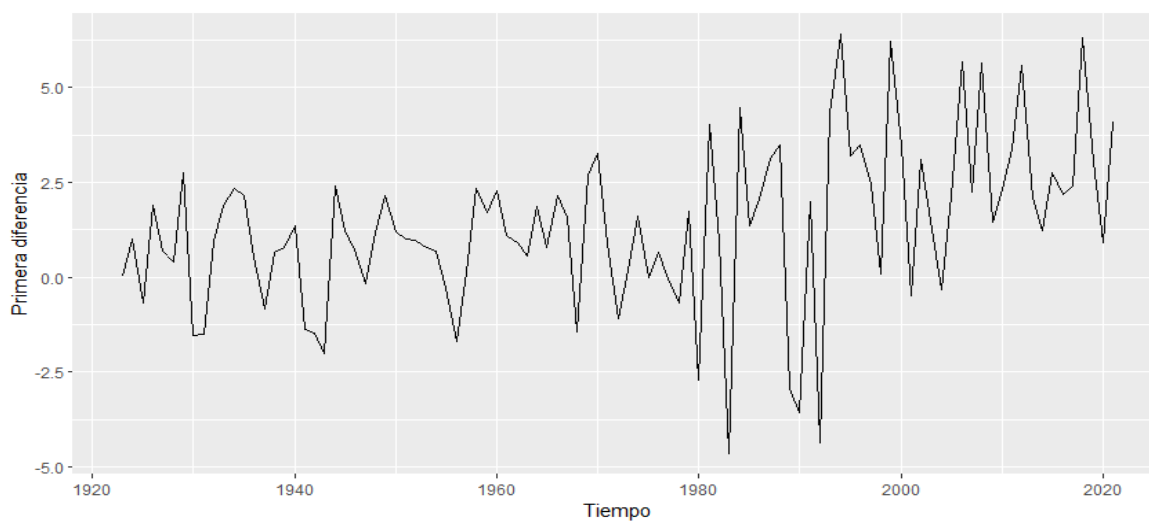


Nota.	Prueba ADF: 1.4198	p: 0.99	α : 0.05
	Prueba PP: 1.7993	p: 0.99	α : 0.05

Mediante los correlogramas presentados en la figura anterior, se observa que los coeficientes de autocorrelación de la serie del PBI del sector Agropecuario en el periodo estudiado presentan un decaimiento diagonalizado (ACF), deduciendo que la serie no sería estacionaria, y presentar un componente AR (1), pues uno de sus rezagos sobresale del rango de límite (PACF). Los valores de la prueba ADF ($p=0.99$) y de la prueba PP ($p=0.99$) manifestaron que esta serie presenta raíces unitarias, por lo cual no es estacionaria, aplicándose a los datos la diferenciación.

Figura 15

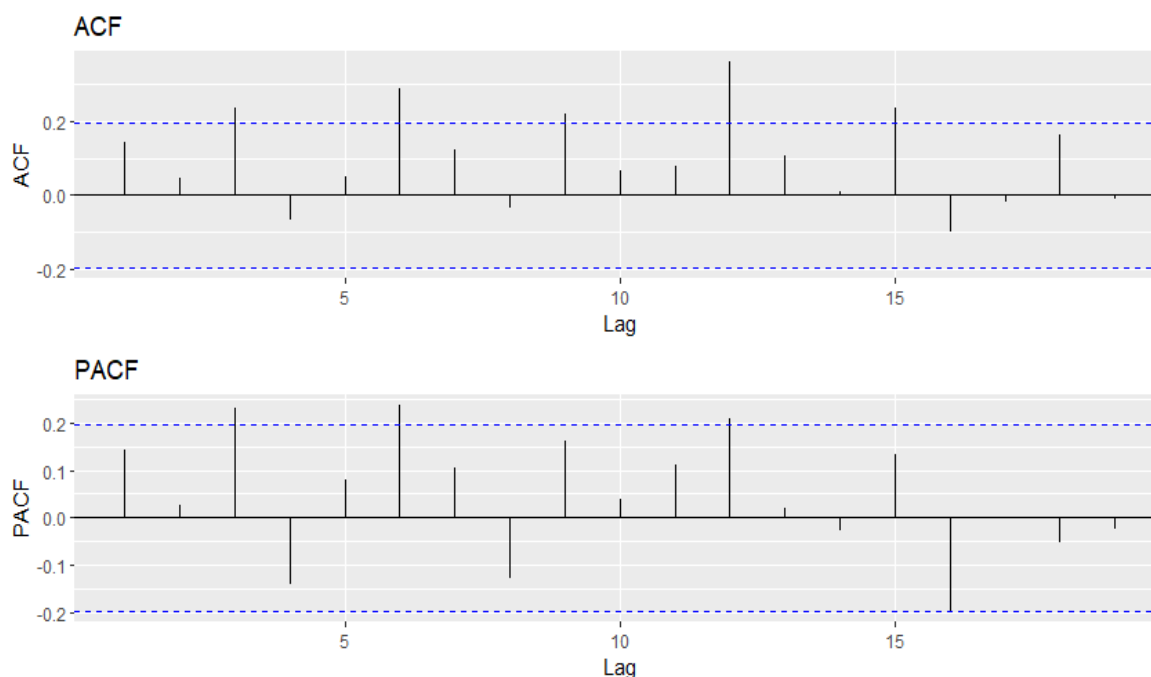
Comportamiento de la primera diferencia del PBI del sector Agropecuario transformado, 1922 – 2021.



En la Figura 15 se aprecia que la primera diferencia del PBI del sector Agropecuario transformado, tiene un comportamiento estacionario en media con una variabilidad creciente en el tiempo desde los años 1980 y 1995 aproximadamente.

Figura 16

Análisis de autocorrelación de la primera diferencia del PBI del sector Agropecuario transformado, 1922 – 2021.



Nota. Prueba ADF: -5.004 p: 0.01 α : 0.05
 Prueba PP: -94.87 p: 0.01 α : 0.05

En los correlogramas presentados en la Figura 16, algunos de los rezagos sobresalen de los rangos límites (ACF y PACF) sin embargo no inician en el primer rezago y no mantiene un decaimiento brusco ni continuo, suponiendo que la serie podría presentar un comportamiento estacionario. Esta serie al ser evaluada con las pruebas ADF y PP aseguran que los datos no presentan raíz unitaria ($p=0.01$), es decir, existen evidencias significativas de que la serie en primera diferencia es estacionaria.

Al evidenciar que ambas series son estacionarias en media y tener el mismo orden de integración $[I(1)]$; existe la posibilidad de una cointegración entre ellas.

3.3. Relación a largo plazo entre las series de tiempo PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario

Tabla 7

Estimación del modelo de cointegración a largo plazo de las series transformadas del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario, 1922 a 2021.

Coeficientes	Estimación	T-estadístico	P_valor
Constante	-44.6022	-20.89	<2e-16 ***
rc_Agropecuario	1.28508	60.09	<2e-16 ***
$R^2 = 0.9736$		R^2 ajustado = 0.9733	
F-estadístico = 3611		p = <2.2e-16	

Nota: rc: Raíz Cuadrada

En la Tabla 7 se aprecia el modelo de la relación a largo plazo estimada por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de las series transformadas del PBI del sector Construcción y PBI del sector Agropecuario, observándose que existen evidencias altamente significativas ($p < 2.2e-16$) donde la raíz cuadrada del PBI del sector agropecuario influye en la raíz cuadrada del PBI del sector Construcción, explicando las variaciones en un 97.33%.

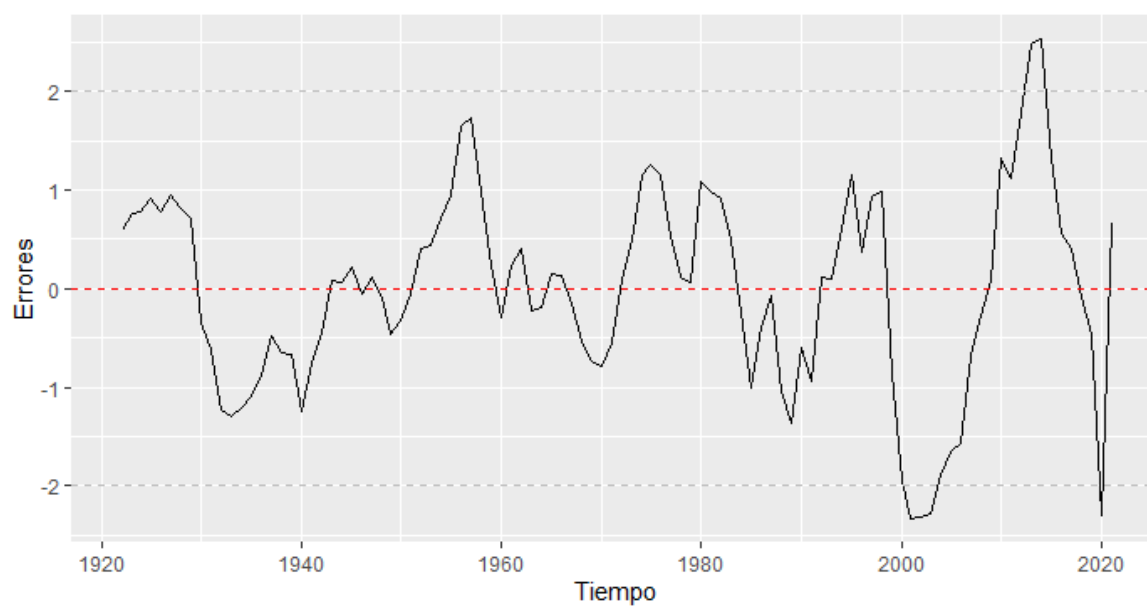
El modelo de cointegración a largo plazo es el siguiente:

$$\widehat{rc_Construcción}_t = -44.6022 + 1.28508 * rc_Agropecuario_t$$

Es decir, por cada unidad de incremento en la raíz cuadrada del PBI del sector Agropecuario, se espera que la raíz cuadrada del PBI del sector Construcción se incremente en 1.28508 unidades.

Figura 17

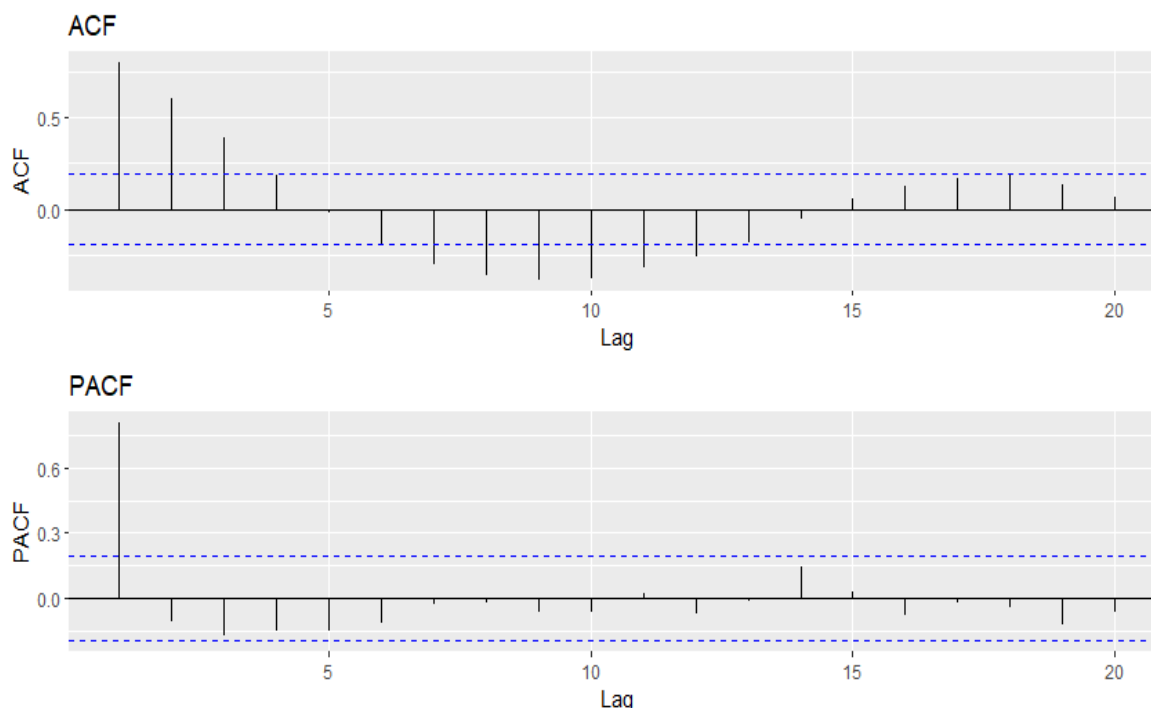
Residuos del modelo a largo plazo de las series transformadas del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario, 1922 a 2021.



Gráficamente los residuos del modelo de cointegración a largo plazo oscilan alrededor de su promedio, sin embargo, se observa algunos valores atípicos que podrían indicar una dispersión creciente a lo largo de los años.

Figura 18

Análisis de autocorrelación de los residuos del modelo a largo plazo de las series transformadas del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario, 1922 a 2021.



Nota: Prueba ADF: -4.3419 p: 0.01 α : 0.05
 Prueba PP: -23.62 p: 0.025 α : 0.05

La figura anterior muestra que los correlogramas de los residuos del modelo a largo plazo algunos de los rezagos sobresalen de los rangos límites presentan un decaimiento diagonalizado (ACF), además uno de sus rezagos en el PACF sobresale el rango de límite, presentando un componente AR (1), suponiendo que la serie no podría presentar un comportamiento estacionario. Sin embargo, al aplicar la prueba ADF ($p=0.01$) y la prueba de PP ($p=0.025$) se encontró que no tienen presencia de raíz unitarias, por ende, siguen un comportamiento estacionario. Este resultado acredita que existe evidencia significativa de una cointegración entre el PBI del sector Construcción y el PBI del sector Agropecuario durante el periodo 1922 a 2021.

3.4. Modelo de cointegración a corto plazo entre las series de tiempo PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario

3.4.1. Estimación del modelo de cointegración a corto plazo

Tabla 8

Estimación del modelo a corto plazo de las series transformadas del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario, 1922 – 2021.

Coefficientes	Estimación	T-estadístico	P_valor
Constante	0.3354	0.637	0.52537
$\Delta rc_Agropecuario_{t-1}$	1.02828	4.900	3.88e-06 ***
U_{t-1}	-0.18560	-3.111	0.00246 **
$R^2 = 0.2486$		$R^2 \text{ ajustado} = 0.2329$	
F-estadístico = 15.88		$p = 1.102e-06$	

Nota: RC: Raíz Cuadrada; U_{t-1} : error retardado en un periodo.

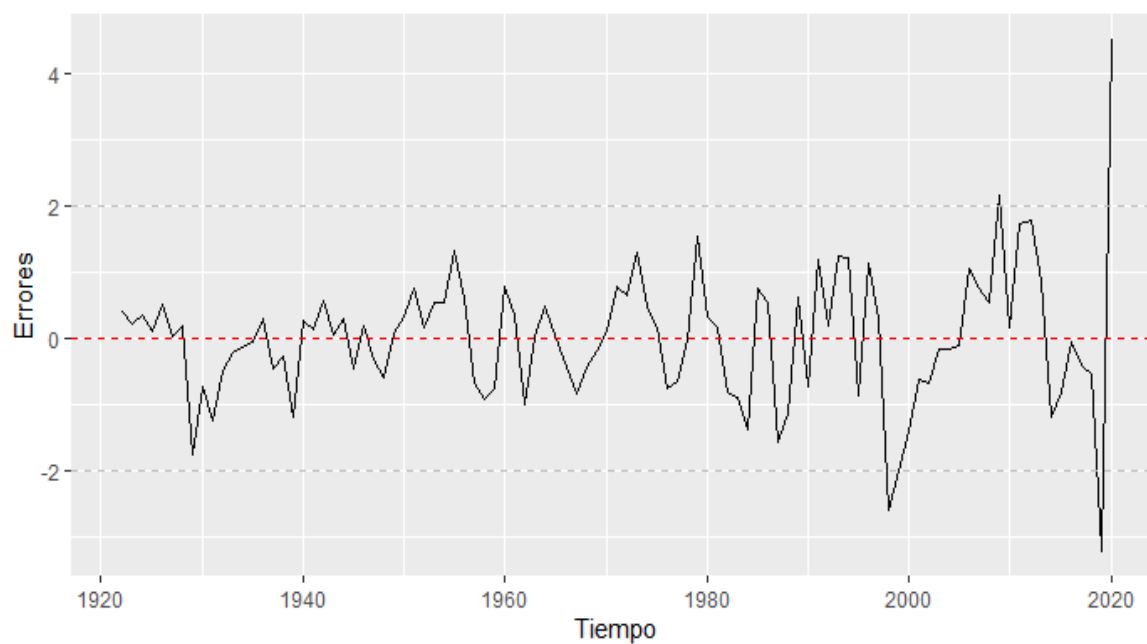
En la Tabla 8 se visualiza el modelo de cointegración a corto plazo:

$$\widehat{\Delta rc_Construcción}_t = 0.3354 + 1.02828 * \Delta rc_Agropecuario_{t-1} - 0.1856 * U_{t-1}$$

Este modelo indica que, por cada unidad porcentual incrementada en la diferencia de la raíz cuadrada del PBI del sector Agropecuario se espera que la diferencia de la raíz cuadrada del PBI del sector Construcción incremente en 1.02828 % y el término de error hará que disminuya el desequilibrio que pueda presentar este valor en el próximo año, es decir, si la diferencia de la raíz cuadrada del PBI del sector Construcción está por encima de su valor de equilibrio para el siguiente periodo comenzará a disminuir en 18% con el propósito de corregir el error de equilibrio. Estadísticamente este modelo influye de forma significativa en la diferencia de la raíz cuadrado del PBI del sector Construcción ($p=0.000$) ayudando a explicarlo en 23.29%, además que cada coeficiente del modelo es significativo ($p < 0.05$) a excepción de la constante ($p=0.52537$).

Figura 19

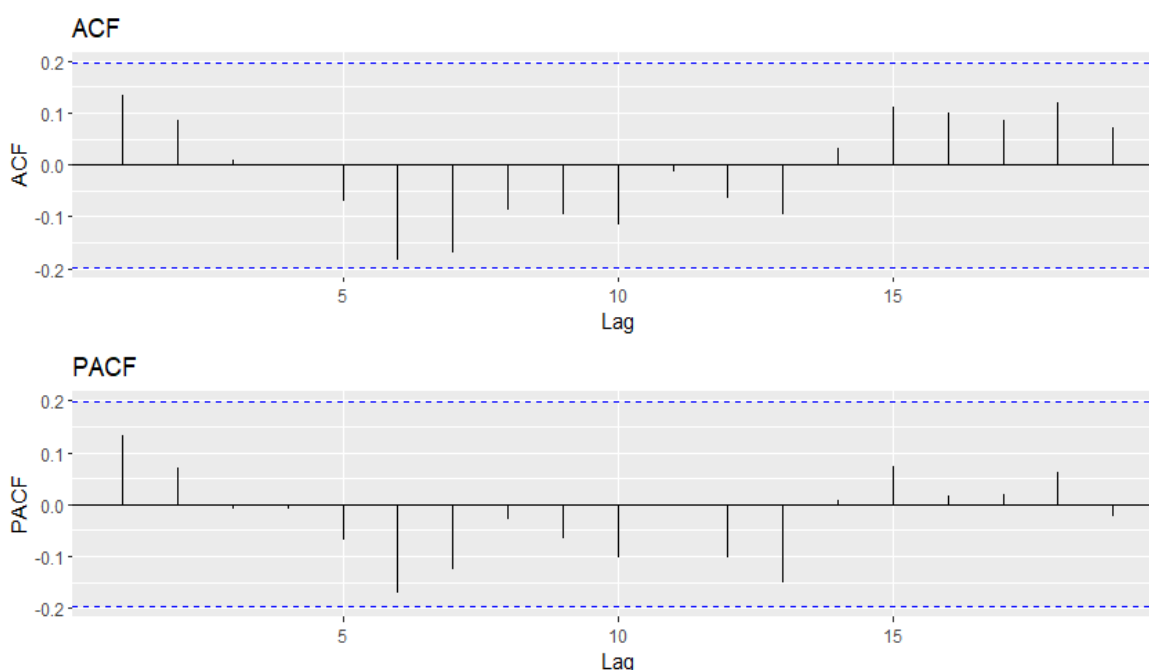
Residuos del modelo de Cointegración a corto plazo de las series del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario, 1922 – 2021.



Según la figura anterior, los residuos del modelo de cointegración a corto plazo se mantienen alrededor de su promedio pese a ciertos valores atípicos, pero con cierta dispersión a lo largo de los años, suponiendo que tendría un comportamiento estacionario.

Figura 20

Análisis de autocorrelación de los residuos del modelo de Cointegración a corto plazo de las series del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario, 1922 – 2021.



Nota. Prueba ADF: -4.383 p: 0.01 α : 0.05
 Prueba PP: -82.561 p: 0.01 α : 0.05

En la figura anterior se visualiza un comportamiento estacionario de estos residuos, puesto que ningún rezago sobresale, confirmándose con la prueba ADF y PP, donde se rechazan las hipótesis nulas de la presencia de raíz unitaria ($p=0.01$) entendiéndose que los residuos de este modelo son estacionarios. Este resultado ratifica la eficacia del modelo para describir el comportamiento dinámico del sistema a través del tiempo.

3.4.2. Validación del modelo de cointegración

Tabla 9

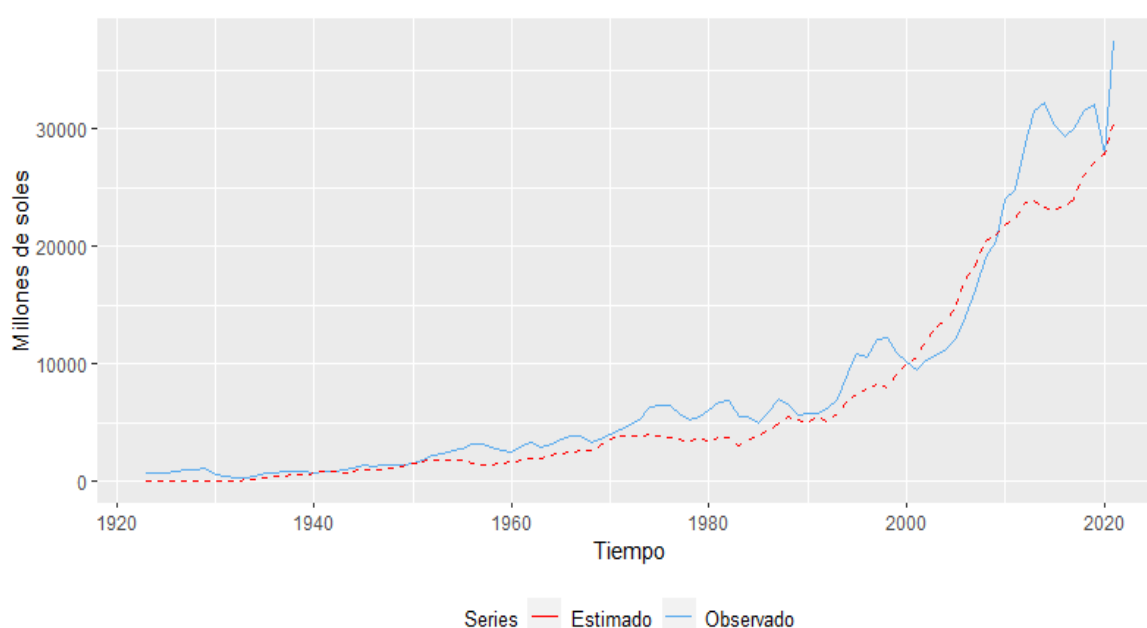
Análisis de los residuos del modelo de corrección de errores del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario, 1922 – 2021.

Prueba	Estadístico	Grados de libertad	Significancia (p)
Normalidad (Chi - Cuadrado de Pearson)	9.596	10	0.4766
Autocorrelación (Breusch – Godfrey)	6.689	3	0.0825
Heterocedasticidad (Breusch - Pagan)	5.046	2	0.0802

En la tabla anterior se determinó que, los residuales del modelo de corrección de errores siguen una distribución normal ($p=0.4766$), son independientes entre sí ($p=0.0825$) y presentan varianza constante ($p=0.0802$). Al cumplir con los supuestos, el modelo de corrección de errores es estadísticamente válido, conciso y confiable para realizar pronósticos.

Figura 21

PBI del sector Construcción: valores reales y estimaciones del modelo de cointegración, 1923 - 2021.



En la figura anterior se aprecia que a partir del año 2000 existe una tendencia pronunciada a diferencia de los años anteriores donde el modelo estima valores superiores a los valores reales hasta el año 2010 aproximadamente, para luego estimar valores inferiores y lejanos a los valores reales.

A continuación, se presenta datos reales y estimados por el modelo desde el año 2022 hasta el 2024.

Tabla 10

PBI del sector Construcción: valores reales y estimaciones del modelo de cointegración, 2022 - 2024.

Año	$\Delta rc_Agropecuario_t$	U_{t-1}	$\Delta rc_Construcción_t$	$\Delta \widehat{Construcción}_t$	$\widehat{Construcción}_t$	$Construcción_t$
2022	4.086	4.819	2.121	3.642	38859.755	38262.503
2023	-2.128	1.690	-8.156	-2.166	37419.818	35138.202
2024	5.078	-3.732	3.345	6.250	37520.279	36403.346

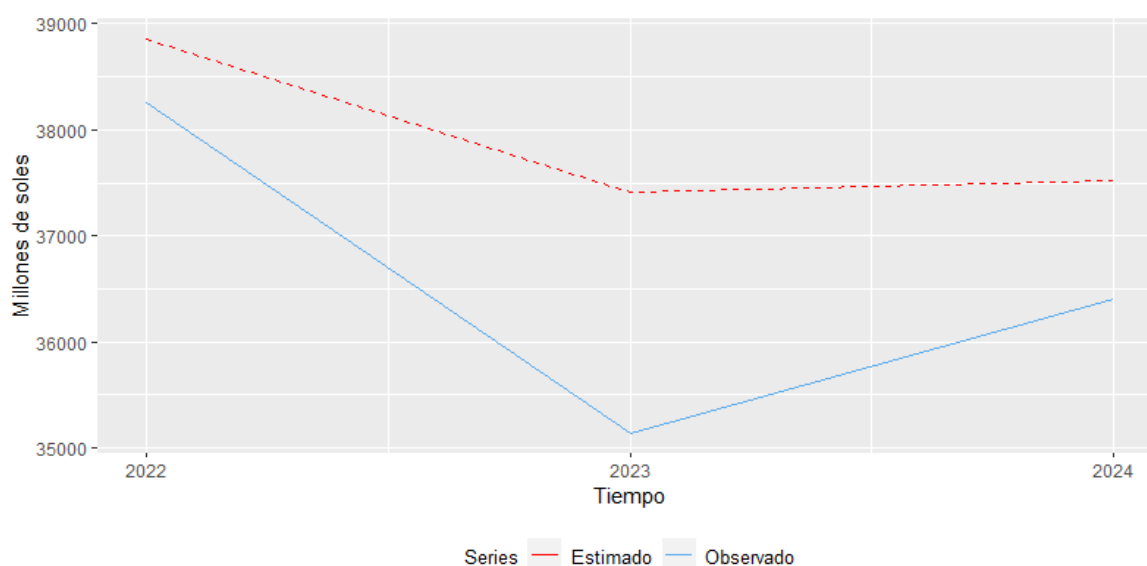
Nota: Raíz cuadrada del Error Medio Cuadrático (RMSE): 1506.653

Error Relativo Promedio: 4.12 %

La tabla anterior presenta el pronóstico de años posteriores que no estuvieron dentro de los datos de entrenamiento (2022 al 2024) el modelo estima un valor cercano superior al valor real de cada año, donde el valor del RMSE fue de 1506.65, representando un error relativo de 4.12% de la media, considerado como bueno.

Figura 22

PBI del sector Construcción: valores reales y estimaciones del modelo de cointegración, 2022 - 2024.



Nota. Tabla 10

Gráficamente se aprecia que el modelo estima valores superiores a los valores reales, siendo los años 2022 y 2023 el que más cercano y más lejano al valor real, respectivamente. Considerando además que, en el año 2023 el PBI del sector Construcción disminuyó y pese a que al año siguiente se incrementó no superó al PBI del año 2022.

3.4.3. PBI del sector Agropecuario en términos del PBI del sector Construcción.

Tabla 11

Prueba de Causalidad de Granger del PBI del sector Construcción en sentido al PBI del sector Agropecuario.

Variable Explicada	Sentido	Estadístico F	Significancia (p)
Construcción	Agropecuario → Construcción	8.5194	0.0044
Agropecuario	Construcción → Agropecuario	0.6282	0.4300

En la tabla anterior se aprecia que no se rechaza que el PBI del sector Construcción no causa en el sentido de Granger al PBI del sector Agropecuario ($p=0.43$), en este sentido, el comportamiento pasado del PBI del sector Construcción no tiene impacto significativo para estimar al comportamiento futuro del PBI del sector Agropecuario. Sin embargo, como se ha podido interpretar el PBI del sector Construcción está en función del PBI del sector Agropecuario ($p=0.004$), indicando que los retardos del PBI del sector Agropecuario tienen impacto significativo para estimar al PBI del sector Construcción en el futuro, así como los residuales retardados en un periodo del modelo a largo plazo.

CAPÍTULO IV. DISCUSIONES

En esta investigación, los PBI's de los sectores Construcción y Agropecuario durante el periodo 1922 – 2021 mostraron una tendencia creciente a largo plazo, el cual es uno de los componentes que relata García (2016), presentándose este componente en las series históricas de los antecedentes, conllevando a las variables a sufrir una transformación estabilizadora, en este caso, de raíz cuadrada debido a su variabilidad de acuerdo con Montgomery et al. (2006), difiriendo con los trabajos de Olanipekun y Saka (2019), Kuzu (2019) y Awoke et al. (2019), donde utilizaron una transformación logarítmica para sus variables.

Posterior a la transformación se expuso que ambas series son estacionarias en primera diferencia, es decir, series integradas de orden 1 $[I(1)]$, viabilizando lo citado por Novales (1996) sobre una cointegración entre ellas. El resultado coincide con en el estudio de Niyazi y Sabriye (2018), donde sus tres series de estudio son estacionarias en primera diferenciación, y con el estudio de Gómez et al. (2023), en el cual sus variables son series integradas de orden 1.

El modelo a largo plazo confirmó una cointegración debido a la estacionariedad de sus residuales ($p=0.01$), respaldadas por el fundamento teórico de Asteriou (2002) en el que las variables están cointegradas si los residuos estimados a largo plazo son estacionarios. Este resultado se asemeja a las investigaciones de Agboola et al. (2020), quienes describen en sus resultados que la silvicultura, la producción de cultivos y la pesca tienen efecto positivo y significativo sobre el crecimiento económico a largo plazo, y de Alaloul et al. (2021), donde el sector construcción de Malasia es influenciado por el sector de la agricultura y de los servicios, pese a que estos investigadores utilizaron la prueba de cointegración de Johansen. Sin embargo, difiere con las investigaciones de Abubakar et al. (2018), al demostrar que no existe relación a largo plazo entre el PIB nigeriano y el sector construcción, y la de Zuchelkowski, (2020) quien no encontró una relación a largo plazo entre

la agricultura y el crecimiento económico de cuatro países del sudeste asiático; estos autores usaron la prueba de cointegración de Engle Granger y de Johansen.

Finalmente, el modelo de corrección de errores presentó un valor de equilibrio negativo y menor a la unidad (-0.18172) en los residuales rezagados en un periodo que ayuda a corregir el error de equilibrio al siguiente periodo en el PBI del sector Construcción tal como lo manifiesta Mendoza y Quintana (2016), así como la validación de los residuales del modelo, donde se observó que existe normalidad en los datos con la prueba de Chi cuadrado de Pearson ($p=0.4766$), homocedasticidad con la prueba de Breusch – Pagan ($p=0.0802$) e independencia entre sí según la prueba de Breusch – Godfrey ($p=0.0825$) evidenciando con estos resultados la existencia de una cointegración entre los sectores de estudio, tal como lo señalan Gujarati y Porter (2010) y Hamilton (1994). Estos resultados coinciden con el estudio de Alaloul, et al. (2021), donde se verificó la homocedasticidad y autocorrelación con las mismas pruebas mencionadas sosteniendo el mismo resultado.

Consecutivamente, se comprobó que no existe bidireccionalidad entre las series, puesto que en la prueba de causalidad de Granger, el PBI del sector Construcción no impacta significativamente al comportamiento futuro del PBI del sector Agropecuario. Este resultado se relaciona con los trabajos realizados por Ruiton et al. (2018), donde se halló una relación entre la inversión pública en infraestructura de riego y el crecimiento económico del producto agrario en el Perú durante el periodo 2011 – 2015, Awoke et al. (2019), encontraron una relación de causalidad unidireccional desde el sector agrícola hacia el crecimiento económico de Nigeria y, Gómez, et al. (2023), quienes evidenciaron que el PBI del sector construcción no impulsa al PBI en el departamento del Cauca, pero difiere con los trabajos de, Bhavsar y Sangapurkar (2018), al haber causalidad bidireccional entre el crecimiento económico y el sector construcción, Odunayo, O. y Sardar, I. (2020), en el cual existe una relación bidireccional entre el Producto Interior Bruto y el rendimiento de la industria de la construcción en Sudáfrica, Abubakar, et al. (2018), en el que entre el Sector de la Construcción y el PIB de Nigeria se preceden mutuamente al otro en un año y, Chandio et al. (2019), al existir causalidad bidireccional a corto como a largo plazo entre la inversión extranjera directa en el sector agrícola y el crecimiento económico en Pakistán.

CAPÍTULO V. CONCLUSIONES

1. El PBI del sector Construcción y el PBI del sector Agropecuario presentaron tendencia creciente y variabilidad durante el periodo de 1922 a 2021, siendo transformadas con raíz cuadrada, conservando raíces unitarias (no tenían estacionariedad).
2. Se evidenció que la raíz cuadrada del PBI del sector Construcción y la raíz cuadrada del PBI del sector Agropecuario en primera diferencia presenta estacionariedad, cumpliendo con la condición de estar ambas en el mismo orden de integración, I(1).
3. El modelo a largo plazo identificado fue:

$$rc_Construcción_t = -44.6022 + 1.28508 * rc_Agropecuario_t$$

El cual al ser validado con las pruebas ADF y PP, cumplió con la estacionariedad en sus residuales ($p=0.01$).

4. El modelo de cointegración a corto plazo estimado mediante el Mecanismo de Corrección de Errores fue:

$$\Delta rc_Construcción_t = 0.3354 + 1.02828 \Delta rc_Agropecuario_{t-1} - 0.1856 U_{t-1}$$

Donde por cada millón de soles aumentado en la diferencia de la raíz cuadrada del PBI del sector Agropecuario, la diferencia de la raíz cuadrada del PBI del sector Construcción aumenta en 1.03% y su nivel de equilibrio a largo plazo anualmente es 18.56%, el cual se corrige en el corto plazo, además sus residuales presentan un comportamiento estacionario ($p=0.01$), así como de poseer una distribución normal ($p=0.48$), ser independientes entre sí ($p=0.08$) y mantener una varianza constante ($p=0.08$). También, se encontró que el PBI del Sector Agropecuario no es descrito estadísticamente por el PBI del sector Construcción.

RECOMENDACIONES

Se sugiere agregar otras variables macroeconómicas y/o evaluar otras relaciones entre estas; con ello se podrá potenciar un beneficio a largo plazo, así como analizar las variables en otra unidad de tiempo (mensuales, trimestrales) utilizando otras metodologías para contrastar el modelo de esta investigación con un modelo futuro.

Se recomienda difundir este tipo de estudios para que sean de conocimiento en entidades públicas y privadas, puesto que la integración económica entre los PBI's de cada país, a largo y corto plazo, permiten implementar políticas para optimizar riesgos y oportunidades de altas demandas macroeconómicas.

Se propone a las entidades encargadas de recolector información, un mejor control en el monitoreo y retroalimentación frecuente a las bases de datos que contribuyan al análisis continuo de indicadores relacionados entre variables cointegradas.

BIBLIOGRAFÍA

- Abubakar, M., Muhammad, A., y Bala, K. (2018). Analysis of the Causality Links between the Growth of the Construction Industry and the Growth of the Nigerian Economy. *Journal of Construction in Developing Countries*, 23(1), 103-113. Obtenido de https://www.researchgate.net/profile/Muawiya-Abubakar/publication/327421325_Analysis_of_the_Causality_Links_between_the_Growth_of_the_Construction_Industry_and_the_Growth_of_the_Nigerian_Economy/links/5b9259984585153a530083f6/Analysis-of-the-Causality-Lin
- Agboola, M. O., Bekun, F. V., Osundina, O. A., y Kirikkaleli, D. (2020). Revisión del nexo entre el crecimiento económico y la agricultura en Nigeria: Evidencia de los enfoques de cointegración asimétrica y causalidad en el dominio de la frecuencia. *Revista de Asuntos Públicos*, 22(1), 22:e2271. doi:<https://doi.org/10.1002/pa.2271>
- Aguirre Jaime, A. (1994). *Introducción al tratamiento de series temporales. Aplicación a las ciencias de la salud*. Díaz de Santos S.A. Obtenido de https://www.google.com.pe/books/edition/Introducci%C3%B3n_al_tratamiento_de_series_t/LpQdGzLNjkc?hl=es-419&gbpv=1
- Alaloul, W. S., Musarat, M. A., Rabbani, M. B., Iqbal, Q., Maqsoom, A., y Farooq, W. (2021). Contribución del sector de la construcción a la estabilidad económica: distribución del PIB de Malasia. *Sostenibilidad*, 13(9), 5012. doi:<https://doi.org/10.3390/su13095012>
- Albújar Cruz, A. R. (2015). *Medición del impacto en la economía de la inversión en infraestructura público-privada en países en vías de desarrollo. Aplicación a la economía peruana*. Tesis doctoral, Universitat Ramon Llull, Economía, Finanzas y Contabilidad y Ciencias Sociales. Recuperado el 11 de Octubre de 2020, de

<https://www.tesisenred.net/bitstream/handle/10803/352465/Tesi%20Doctoral%20Alex%20Albujar.pdf?sequence=1&isAllowed=y>

Alejo García, M. A., Venegas Martínez, F., y Cruz Aké, S. (2017). Short and Long-Term Relationships among the Surety Bond Market, the Building Sector, and Relevant Nominal Variables Related to the Construction Industry: The Mexican Case (2006-2014). *International Journal of Economics and Financial Issues*, 485-497. doi:<https://www.econjournals.com/index.php/ijefi/article/view/5646/pdf>

Anderson, D. R., Sweeney, D. J., y Williams, T. A. (2008). *Estadística para administración y economía* (10a. ed.). Cengage Learning Editores, S.A. Obtenido de <https://www.upg.mx/wp-content/uploads/2015/10/LIBRO-13-Estadistica-para-administracion-y-economia.pdf>

Andina. (27 de Noviembre de 2019). Sector agrario aporta 5.4% del PBI y emplea a más de 4 millones de peruanos. *Andina*. Obtenido de Andina: <https://andina.pe/agencia/noticia-sector-agrario-aporta-54-del-pbi-y-emplea-a-mas-4-millones-peruanos-776467.aspx>

Arnau Gras, J. (2001). *Diseño de Series Temporales: Técnicas de Análisis* (Vol. 46). Universidad de Barcelona. Obtenido de [https://books.google.com.pe/books?id=lGptN_0cXMwC&pg=PA49&lpg=PA49&dq=los+modelos+ARIMA+se+describen+en+t%C3%A9rminos+de+los+par%C3%A1metros+estructurales+p,+d,+q,+utilizando+como+notaci%C3%B3n+ARIMA\(p,+d,+q\),+lo+que+significa+que+combinan+como+muchos+tres](https://books.google.com.pe/books?id=lGptN_0cXMwC&pg=PA49&lpg=PA49&dq=los+modelos+ARIMA+se+describen+en+t%C3%A9rminos+de+los+par%C3%A1metros+estructurales+p,+d,+q,+utilizando+como+notaci%C3%B3n+ARIMA(p,+d,+q),+lo+que+significa+que+combinan+como+muchos+tres)

Asteriou, D. (24 de Julio de 2002). *Notas sobre Análisis de Series de Tiempo: Estacionariedad, Integración y Cointegración*. (H. L. Mata Brito, Ed.)

doi:<http://docplayer.es/37429157-Notas-sobre-analisis-de-series-de-tiempo-estacionariedad-integracion-y-cointegracion.html>

Awoke, C. F., Awoke, C., y Obaji, S. I. (2019). Impacto de los sectores agrícola y manufacturero en el crecimiento económico de Nigeria (1981-2017). *Revista de Economía e investigación aliada*, 3(1), 116-133. Obtenido de <https://jearecons.com/index.php/jearecons/article/view/26>

Ayllon Chambergo, J. A., Herrera Chinchay, V. E., y Palomino Huamán, Y. R. (2019). *Impacto del Sector Construcción en el crecimiento económico del Perú, periodo 2006-2016*. Obtenido de http://repositorio.uigv.edu.pe/bitstream/handle/20.500.11818/4332/TESIS_%20AYLLON_HERRERA%20_PALOMINO.pdf?sequence=1&isAllowed=y

Bala Subrahmanya, M., Balachandra, P., Srinivasan, R., Akhilesh, K., Iyer, P. P., Chiranjit Mukhopadhyay, . . . Mathirajan, M. (2014). *Driving the Economy through Innovation and Entrepreneurship: Emerging Agenda for Technology Management*. India: Springer. Obtenido de <https://static1.squarespace.com/static/569fb9965a566845d503a4e1/t/56bbd89e86db4356e3606491/1455151273691/Driving+the+Economy+Through+Innovation+and+Entrepreneurship+IISc+Book+%282012%29.pdf>

Banco Central de Reserva del Perú [BCRP]. (2023). *Memoria*. Obtenido de Banco Central de Reserva del Perú: <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Memoria/2023/memoria-bcrp-2023-1.pdf>

Banco Central de Reserva del Perú. (2011). *Glosario de Términos Económicos*. Recuperado el 2023, de <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Glosario/Glosario-BCRP.pdf>

Banco Mundial. (12 de Noviembre de 2020). *Noticias: Los sistemas agropecuarios y alimentarios de América Latina y el Caribe están listos para una profunda transformación*. (S. Romig, & F. Seminario, Productores) Obtenido de Banco Mundial BIRF + AIF: <https://www.bancomundial.org/es/news/press-release/2020/11/12/agriculture-food-systems-latin-america-caribbean-changes#:~:text=La%20agricultura%20es%20importante%20para,de%20todos%20los%20sistemas%20alimentarios>.

BCRP. (11 de Octubre de 2020). *Publicaciones y Seminarios*. Obtenido de Glosario - S: <https://www.bcrp.gob.pe/publicaciones/glosario/s.html>

BCRP. (11 de Octubre de 2020). *Seminarios y Publicaciones*. Obtenido de Glosario - P: <https://www.bcrp.gob.pe/publicaciones/glosario/p.html>

BCRP. (2025). *BCRPData*. Obtenido de Categorías: <https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/index>

Bhavsar, V., y Sangapurkar, A. (2018). In what way does the construction sector contribute to economic growth? Empirical evidence from India. *Int. J. Economic Policy in Emerging Economies*, 11(1/2), 141-158. Obtenido de sci-hub.st/10.1504/ijepee.2018.091041

Castillo, M. G., Fernández Mena, S. J., Grossi Plesniak, R. N., y Gulo, C. (2016). *El comportamiento del sector Construcción y su relación con los excedentes agropecuarios*. Obtenido de <https://repositorio.uade.edu.ar/xmlui/bitstream/handle/123456789/4483/Gulo%20->

%20TIF%202016%20-

%20Sector%20Construcci%c3%b3n.pdf?sequence=1&isAllowed=y

Chandio, A. A., Mirani, A. A., y Shar, R. U. (31 de julio de 2019). ¿La inversión extranjera directa del sector agrícola promueve el crecimiento económico de Pakistán? Evidencia del análisis de cointegración y causalidad. *Revista mundial de ciencia, tecnología y desarrollo sostenible*, 16(4), 196-207. doi:<https://doi.org/10.1108/WJSTSD-05-2019-0025>

Chang Rojas, V. A., y Castro Muro, F. M. (2018). Infraestructura portuaria y crecimiento económico regional en la Costa Oeste del Pacífico Sur: Un análisis de causalidad de Granger. *Análisis Económico y Financiero*, I(1), 43-522. Obtenido de <https://repositorio.usmp.edu.pe/bitstream/handle/20.500.12727/8619/VOL%201%20-%20N1%20-%203%20-%20Victor%20Chang.pdf?sequence=1&isAllowed=y>

Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL]. (19 de Mayo de 2020). *América Latina y el Caribe representa el 8% del PIB global y de la población mundial, según nuevo informe multilateral*. Obtenido de CEPAL: <https://www.cepal.org/es/comunicados/america-latina-caribe-representa-8-pib-global-la-poblacion-mundial-segun-nuevo-informe>

Construdata21. (2017). *Situación actual y previsiones del sector de la Construcción a nivel internacional, europeo y nacional*. Recuperado el Octubre de 2020, de https://www.construdata21.com/cont/uploads/2017/03/informe_sectorial.pdf

Correo. (15 de Junio de 2018). Sector Construcción creció 10.55% y acumula 11 meses ininterrumpido. (F. Tesén, Ed.) *Diario Correo*. Recuperado el Septiembre de 2020, de <https://diariocorreo.pe/economia/sector-construccion-crecio-1055-acumula-11-meses-ininterrumpido-824776/?ref=dc>

- D'Agostino, R. B., y Stephens, M. A. (1986). *Goodness of fit techniques (Statistics: A Series of Textbooks and Monographs)* (Vol. 68). (M. Dekker, Ed.) Obtenido de <https://www.hep.uniovi.es/sscruz/Goodness-of-Fit-Techniques.pdf>
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. Jhon Wiley & Sons. Obtenido de https://new.mmf.lnu.edu.ua/wp-content/uploads/2018/03/enders_applied_econometric_time_series.pdf
- García Osorio, N. E., y Tobar Cazares, X. (Junio de 2019). La construcción en el Producto Interno Bruto del Ecuador; 2000 - 2018. *Podium*(35), 57-68. Obtenido de <https://revistas.uees.edu.ec/index.php/Podium/article/view/275/205>
- García-Regalado, J., Freire-Quintero, C., y Moscoso-Miranda, H. (Junio de 2015). Modelo Econométrico del sector de la construcción en Ecuador. *Ciencia UNEMI*, 8(14), 37-47. Obtenido de <https://editorial.ucsg.edu.ec/ojs-alternativas/index.php/alternativas-ucsg/article/view/31/31>
- Girón Cruz, L. E. (2017). *Econometría Aplicada usando Stata 13*. Santiago de Cali, Colombia: Sello Editorial Javeriano. Obtenido de https://www.google.com.pe/books/edition/Econometr%C3%ADa_aplicada_usando_stata_13/4bl9DwAAQBAJ?hl=es-419&gbpv=1&dq=causalidad+de+granger&printsec=frontcover
- Gómez Sánchez, A. M., Ramírez Gutiérrez, Z., y Rivadeneira Daza, J. L. (2023). El sector de la construcción en el departamento del Cauca: ¿una locomotora de crecimiento en el corto y largo plazo? *Tecnura*, 27(75), 113-139. doi:<https://doi.org/10.14483/22487638.18539>
- González Casimiro, M. P. (2009). *Análisis de Series Temporales: Modelos ARIMA*. Universidad del País Vasco. Obtenido de

<https://addi.ehu.es/bitstream/handle/10810/12492/04->

[09gon.pdf;jsessionid=35A681FC01A1E65DE655C39C9A08EC70?sequence=1](https://addi.ehu.es/bitstream/handle/10810/12492/04-09gon.pdf;jsessionid=35A681FC01A1E65DE655C39C9A08EC70?sequence=1)

Gujarati, D. N., y Porter, D. C. (2010). *Econometría* (Quinta ed.). (P. Carril Villarreal, Trad.)

México D.F: McGraw Hill. Obtenido de

<https://fvela.files.wordpress.com/2012/10/econometria-damodar-n-gujarati-5ta-ed.pdf>

Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Nueva Jersey: Princeton University Press.

Obtenido de [https://agorism.dev/book/finance/time-](https://agorism.dev/book/finance/time-series/James%20Douglas%20Hamilton%20-%20Time%20Series%20Analysis%20%281994%2C%20Princeton%20University%20Press%29%20-%20libgen.lc.pdf)

[series/James%20Douglas%20Hamilton%20-](https://agorism.dev/book/finance/time-series/James%20Douglas%20Hamilton%20-%20Time%20Series%20Analysis%20%281994%2C%20Princeton%20University%20Press%29%20-%20libgen.lc.pdf)

[%20Time%20Series%20Analysis%20%281994%2C%20Princeton%20University](https://agorism.dev/book/finance/time-series/James%20Douglas%20Hamilton%20-%20Time%20Series%20Analysis%20%281994%2C%20Princeton%20University%20Press%29%20-%20libgen.lc.pdf)

[%20Press%29%20-%20libgen.lc.pdf](https://agorism.dev/book/finance/time-series/James%20Douglas%20Hamilton%20-%20Time%20Series%20Analysis%20%281994%2C%20Princeton%20University%20Press%29%20-%20libgen.lc.pdf)

Hernández Sampieri, R., Fernández Collado, C., & Baptista Lucio, M. (2014). *Metodología*

de la Investigación (Sexta ed.). México D.F.: McGraw Hill. Recuperado el 10 de

2020, de [http://observatorio.epacartagena.gov.co/wp-](http://observatorio.epacartagena.gov.co/wp-content/uploads/2017/08/metodologia-de-la-investigacion-sexta-edicion.compressed.pdf)

[content/uploads/2017/08/metodologia-de-la-investigacion-sexta-](http://observatorio.epacartagena.gov.co/wp-content/uploads/2017/08/metodologia-de-la-investigacion-sexta-edicion.compressed.pdf)

[edicion.compressed.pdf](http://observatorio.epacartagena.gov.co/wp-content/uploads/2017/08/metodologia-de-la-investigacion-sexta-edicion.compressed.pdf)

INEI. (s.f.). *Metodología de Cálculo del Producto Bruto Interno Anual*. Obtenido de

<https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/metodologias/pbi02.pdf>

Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2023). *Publicaciones digitales*. Obtenido de

Biblioteca General:

[https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib194](https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1940/index.html)

[0/index.html](https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1940/index.html)

Instituto Peruano de Economía. (28 de Mayo de 2019). *Rubro agropecuario aporta la mitad*

del PBI de la región. Recuperado el 19 de Octubre de 2020, de IPE Instituto Peruano

- de Economía: <https://www.ipe.org.pe/portal/rubro-agropecuario-aporta-la-mitad-del-pbi-de-la-region/>
- IPE. (2020). *¿Qué es el Producto Bruto Interno?* Obtenido de <https://www.ipe.org.pe/portal/producto-bruto-interno/>
- Jiang, Y., Ali Chandio, A., Rehman, A., y Rauf, A. (2019). Short and long-run impacts of climate change on agriculture: an empirical evidence from China. *International Journal of Climate Change Strategies and Management*, 12(2), 201-221. Obtenido de <https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1108/IJCCSM-05-2019-0026/full/pdf?title=short-and-long-run-impacts-of-climate-change-on-agriculture-an-empirical-evidence-from-china>
- Kuzu Yildirim, S. (2019). The construction sector and economic growth: a sustainable relationship. *International Journal of Economic & Social Research*, 85-94. Obtenido de <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/849060>
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer. Obtenido de https://doc.lagout.org/science/0_Computer%20Science/3_Theory/Mathematics/New%20Introduction%20to%20Multiple%20Time%20Series%20Analysis.pdf?fbclid=IwAR1FUVhWoEEFOdFFMJ5414AQg2Xk1BxA-a6HvNYTK50Gc_7Y0FotY2fLZeE
- Masaquiza Masaquiza, L. J. (2017). *Producción agrícola y desarrollo económico de los productores agrícolas de la parroquia El Rosario del cantón Pelileo*. ambato. Obtenido de <http://repositorio.uta.edu.ec/bitstream/123456789/24521/1/T3850e.pdf>
- Mata Brito, H. L. (2004). *Nociones Elementales de Cointegración Enfoque de Engle-Granger*. Notas de clase, Universidad de Los Andes, Departamento de Economía.

Obtenido de Web del profesor: <https://pdfslide.net/documents/nociones-elementales-de-cointegracion-enfoque-de-engle-granger.html>

Mauricio Arias, J. A. (2007). *Introducción al Análisis de Series Temporales* (Vol. 13). Madrid: CERSA. Obtenido de <https://www.ucm.es/data/cont/docs/518-2013-11-11-JAM-IASST-Libro.pdf>

Ministerio de Vivienda, Construcción y Saneamiento. (2019). *PERÚ: Evolución Mensual de la Actividad del Sector Construcción (PBI de Construcción): 2014 - 2019*. Obtenido de http://www3.vivienda.gob.pe/Destacados/estadistica/62_PBI-CONSTRUCCION.pdf

Montero Granados, R. (2013). *Variables no estacionarias y cointegración*. España: Universidad de Granada.

Montgomery, D. C., Peck, E. A., y Vining, G. G. (2006). *Introducción al Análisis de Regresión Lineal* (Tercera ed.). México: Compañía Editorial Continental.

Moyen Uddin, M. M. (2015). Causal Relationship between Agriculture, Industry and Services Sector for GDP Growth in Bangladesh: An Econometric Investigation. *IISTE*, 8, 124-129. Obtenido de <https://core.ac.uk/download/pdf/234695164.pdf>

Niyazi, B., y Sabriye, B. (2018). Causality between the Construction Sector and GDP Growth in Emerging Countries: The Case of Turkey. *Athens Journal of Mediterranean Studies*, 4(1), 19-36. Obtenido de <https://www.athensjournals.gr/mediterranean/2018-4-1-2-Berk.pdf>

Novales Cinca, A. (1996). *Econometría* (Segunda ed.). Madrid: McGraw-Hill. Recuperado el 25 de Octubre de 2020, de

<https://econometria.files.wordpress.com/2011/04/econometric2a1a-2c2a6-ed-2000-alfonso-novales-mcgraw-hill.pdf>

Odunayo Magret, O., y Sardar Shaker , I. (May-June de 2020). Construction Industry Performance and the Growth of South African Economy: Any Causal Relationship? *Test Engineering and Management*, 83, 22508 – 22521. Obtenido de https://www.researchgate.net/profile/Sardar-Ibrahim-2/publication/342449569_Construction_Industry_Performance_and_the_Growth_of_South_African_Economy_Any_Causal_Relationship/links/5ef4d723299bf18816e7c823/Construction-Industry-Performance-and-the-Growth-o

Olanipekun, A. O., y Saka, N. (2019). Response of the Nigerian construction sector to economic shocks. *Construction Economics and Building*, 19(2), 160-180. doi:10.5130/AJCEB.v19i2.6667

Ortega Burgos, K., Sarmiento G, V., y Villegas, A. M. (Diciembre de 2016). La Construcción alrededor del mundo ¿qué ha pasado y qué podemos esperar? *Cámara Colombiana de la Construcción*(84). Obtenido de <https://asogravas.org/wp-content/uploads/2017/11/Informe-econ%C3%B3mico-No-84.pdf>

Palomino Silva, J., Hennings Otoyá, J., y Echevarría Alvarado, V. R. (2017). Análisis Macroeconómico del sector Construcción en el Perú. *QUIPUKAMAYOC*, 25(47), 95-101. doi:<https://doi.org/10.15381/quipu.v25i47.13807>

Pérez Ramírez, F. O. (2007). *Introducción a las Series de Tiempo* (Primera ed.). Medellín. Recuperado el 06 de octubre de 2020, de <https://books.google.com.pe/books?id=KvLhxFPwvsUC&printsec=frontcover&dq=series+de+tiempo+pdf&hl=es&sa=X&ved=2ahUKEwjkhrrzI6Z7sAhWNm1kKHS8BBs4Q6AEwAnoECAIQAg#v=onepage&q&f=false>

- Rodríguez Caballero, C. (2011). *Ensayos sobre la Granger Causalidad*. Tesis Maestría, Universidad de Guanajuato, DEpartamento de Economía. Obtenido de <http://c-vladimir-rodriguez-caballero.weebly.com/uploads/6/6/5/9/66590417/master2.pdf>
- Ruiton Cabanillas, J., Hidalgo Romero, H. I., y Figueroa Sánchez, A. E. (4 de julio de 2018). La inversión pública en riego y el crecimiento económico del sector agrario en el Perú, en el periodo 2001 – 2015. *Gobierno y Gestión Pública - Universidad de San Martín de Porres*, 5(1). Obtenido de <https://www.aulavirtualusmp.pe/ojs/index.php/RevistaGobiernoyG/article/view/2337/2789>
- Singariya, M., y Sinha, N. (enero de 2015). Relationships among Per Capita GDP, Agriculture and Manufacturing Sectors in India. *International Journal of Finance & Economics*, 3(2), 36-43. Obtenido de https://www.researchgate.net/profile/Manak-Singariya/publication/276060411_Relationships_among_Per_Capita_GDP_Agriculture_and_Manufacturing_Sectors_in_India/links/5a0c44480f7e9b9e33a8b8b2/Relationships-among-Per-Capita-GDP-Agriculture-and-Manufacturing-Se
- Statista. (1 de Junio de 2023). *Producto Interno Bruto en América Latina y el Caribe en 2022, por país*. (Statista Research Department) Obtenido de Statista: <https://es.statista.com/estadisticas/1065726/pib-por-paises-america-latina-y-caribe/>
- Trujillo Calagua, G. (2010). *Econometría con Eviews*. Cajamarca.
- Tsay, R. S. (2014). *Multivariate Time Series Analysis With R and Financial Applications* (Primera ed.). (U. o. Chicago, Ed.) Chicago: WILEY.
- Vascones Gavica, B. C., y Villena Izurieta, N. P. (2018). La industria de la construcción: su participación en el PIB TOTAL del Ecuador durante el periodo 2012 - 2016.

ESPACIOS, 39(16). Obtenido de
<https://www.revistaespacios.com/a18v39n16/a18v39n16p44.pdf>

Wooldridge, J. M. (2010). *Introducción a la econometría. Un enfoque moderno* (4a. edición ed.). CENGAGE LEARNING EDITORES. Obtenido de
<https://herioscarlanda.wordpress.com/wp-content/uploads/2018/10/wooldridge-2009-introduccion-a-la-econometria-un-enfoque-moderno.pdf>

Zivot, E., & Andrews, J. (2003). *Modeling Financial Time Series with S-Plus*. Springer New York. Obtenido de
https://www.google.com.pe/books/edition/Modeling_Financial_Time_Series_with_S_PL/SGhHRQSPbBIC?hl=es-419&gbpv=0

Zuchelkowski, D. E. (2020). Un análisis de series temporales de la relación entre la agricultura y el crecimiento económico en el sudeste asiático de 1960 a 2018. *Tesis de Estudios Superiores Independientes*. Obtenido de
<https://openworks.wooster.edu/independentstudy/8964/>

ANEXOS

ANEXO I

Series de tiempo del PBI del sector Construcción y del PBI del sector Agropecuario

(Millones de soles)

ID	Año	Construcción	Agropecuario	ID	Año	Construcción	Agropecuario
1	1922	592.418	2518.770	51	1972	4825.000	7784.000
2	1923	659.557	2521.894	52	1973	5285.000	7815.000
3	1924	729.334	2625.063	53	1974	6353.000	8104.000
4	1925	736.228	2555.262	54	1975	6488.000	8101.000
5	1926	819.947	2752.178	55	1976	6493.000	8222.000
6	1927	949.529	2825.522	56	1977	5763.000	8214.000
7	1928	918.685	2867.928	57	1978	5169.000	8091.000
8	1929	1097.847	3170.437	58	1979	5439.000	8406.000
9	1930	538.441	3000.915	59	1980	6064.000	7917.000
10	1931	372.856	2839.767	60	1981	6772.069	8650.150
11	1932	254.615	2942.870	61	1982	6880.000	8824.000
12	1933	319.153	3153.846	62	1983	5447.000	7974.000
13	1934	463.542	3423.693	63	1984	5491.000	8790.000
14	1935	633.367	3679.020	64	1985	4915.000	9046.000
15	1936	749.251	3744.775	65	1986	5966.000	9438.000
16	1937	860.658	3643.210	66	1987	7024.000	10060.000
17	1938	839.224	3722.126	67	1988	6549.000	10772.000
18	1939	890.338	3819.016	68	1989	5587.000	10169.000
19	1940	743.830	3988.436	69	1990	5764.000	9463.000
20	1941	849.822	3816.472	70	1991	5769.088	9856.719
21	1942	873.382	3636.704	71	1992	6119.000	9010.000
22	1943	958.409	3398.381	72	1993	6996.000	9845.000
23	1944	1149.192	3685.394	73	1994	9171.650	11155.376
24	1945	1344.696	3834.865243	74	1995	10804.004	11841.749

ID	Año	Construcción	Agropecuario	ID	Año	Construcción	Agropecuario
25	1946	1255.660	3924.040	75	1996	10501.312	12610.273
26	1947	1334.329	3901.661	76	1997	12066.251	13160.322
27	1948	1330.559	4049.755	77	1998	12162.947	13177.292
28	1949	1331.740	4327.300	78	1999	10933.775	14646.091
29	1950	1527.000	4486.000	79	2000	10168.661	15495.870
30	1951	1794.000	4621.000	80	2001	9466.525	15373.870
31	1952	2216.000	4755.000	81	2002	10281.090	16152.308
32	1953	2336.000	4865.000	82	2003	10671.652	16472.299
33	1954	2623.000	4962.000	83	2004	11194.830	16391.659
34	1955	2778.000	4922.000	84	2005	12168.023	16948.310
35	1956	3111.000	4686.000	85	2006	13993.859	18462.000
36	1957	3195.000	4705.000	86	2007	16317.001	19074.002
37	1958	2901.000	5030.000	87	2008	19061.001	20669.035
38	1959	2556.000	5276.000	88	2009	20359.999	21091.894
39	1960	2453.000	5614.000	89	2010	23993.001	21771.773
40	1961	3015.000	5782.000	90	2011	24848.000	22783.128
41	1962	3289.000	5921.000	91	2012	28795.340	24496.040
42	1963	2842.000	6010.000	92	2013	31504.229	25157.100
43	1964	3143.000	6305.000	93	2014	32210.007	25553.126
44	1965	3552.000	6431.000	94	2015	30317.281	26438.628
45	1966	3868.000	6778.000	95	2016	29349.567	27151.910
46	1967	3845.000	7042.000	96	2017	29987.543	27952.066
47	1968	3291.000	6803.000	97	2018	31580.001	30100.497
48	1969	3512.000	7252.000	98	2019	32014.725	31166.060
49	1970	3989.000	7818.000	99	2020	27759.190	31487.844
50	1971	4357.000	7975.000	100	2021	37437.004	32949.944

Nota: Página web del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP)

ANEXO II

Prueba de Dickey – Fuller aumentado**1. Planteamiento de hipótesis**

$H_0: \rho = 1$ (Tiene raíz unitaria. No es estacionaria).

$H_1: \rho < 1$ (No tienen raíz unitaria. Es estacionaria)

2. Nivel de significancia

$\alpha = 0.05$

3. Estadístico de prueba

$$t = \frac{(\pi + 1) - 1}{(\sigma_\varepsilon / \sqrt{\sum (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1})^2}} = -0.6638$$

4. Decisión

Si $p > \alpha \rightarrow$ no se rechaza H_0

Si $p < \alpha \rightarrow$ se rechaza H_0

$p = 0.971$

5. Conclusión

Al no rechazar la H_0 , los datos del PBI del sector Construcción presentan raíz unitaria por lo que no son estacionarias.

Prueba de Phillips - Perron

1. Planteamiento de hipótesis

$H_0: \rho = 1$ (No contiene raíz unitaria. Es estacionaria).

$H_1: \rho < 1$ (Contiene raíz unitaria. No es estacionaria)

2. Nivel de significancia

$\alpha = 0.05$

3. Estadístico de prueba

$$t = \frac{(\pi + 1) - 1}{(\sigma_\varepsilon / \sqrt{\sum y_{t-1}^2})} = -2.4795$$

4. Decisión

Si $p > \alpha \rightarrow$ no se rechaza H_0

Si $p < \alpha \rightarrow$ se rechaza H_0

$p = 0.954$

5. Conclusión

Al no rechazar la H_0 , los datos del PBI del sector Construcción presentan raíz unitaria por lo que no son estacionarias.

Prueba de normalidad de Chi-cuadrado de Pearson

1. Planteamiento de hipótesis

H_0 : Los errores residuales siguen una distribución normal.

H_1 : Los errores residuales no siguen una distribución normal.

2. Nivel de significancia

$\alpha = 0.05$

3. Estadístico de prueba

$$X^2 = \sum_{i=1}^M \frac{(N_i - np_i)^2}{np_i} = 9.596$$

4. Decisión

Si $p > \alpha \rightarrow$ no se rechaza H_0

Si $p < \alpha \rightarrow$ se rechaza H_0

g.l.=10 $p = 0.4766$

5. Conclusión

Al no rechazar la H_0 , se concluye que los errores del modelo de corrección de errores siguen una distribución normal.

Prueba de autocorrelación de Breusch – Godfrey

1. Planteamiento de hipótesis

$H_0: \rho = 0$ (Los errores residuales no presentan autocorrelación, es decir, son independientes entre sí).

$H_1: \rho \neq 0$ (Los errores residuales presentan autocorrelación, es decir, no son independientes entre sí).

2. Nivel de significancia

$$\alpha = 0.05$$

3. Estadístico de prueba

$$(n - p) \cdot \left(1 - \frac{SSR}{SST}\right) = 6.689$$

4. Decisión

Si $p > \alpha \rightarrow$ no se rechaza H_0

Si $p < \alpha \rightarrow$ se rechaza H_0

$$g.l.=3 \quad p=0.0825$$

5. Conclusión

Al no rechazar la H_0 , se concluye que los errores del modelo de corrección de errores son independientes entre sí.

Prueba de heterocedasticidad de Breusch – Pagan

1. Planteamiento de hipótesis

$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \dots = \sigma_n^2$ (La varianza de los errores residuales son iguales).

$H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_n^2$ (Al menos una de las varianzas de los errores residuales es diferente).

2. Nivel de significancia

$$\alpha = 0.05$$

3. Estadístico de prueba

$$n \cdot (1 - \frac{SSR}{SST}) = 5.046$$

4. Decisión

Si $p > \alpha \rightarrow$ no se rechaza H_0

Si $p < \alpha \rightarrow$ se rechaza H_0

$$g.l. = 2 \quad p = 0.0802$$

5. Conclusión

Al no rechazar la H_0 , se concluye que los errores del modelo de corrección de errores presentan una varianza constante.

Prueba de Causalidad de Granger

1. Planteamiento de hipótesis

H_{01} : *X no causa a Y en el sentido de Granger* (El PBI del sector Agropecuario no causa en sentido de Granger al PBI del sector Construcción).

H_{02} : *Y no causa a X en el sentido de Granger* (El PBI del sector Construcción no causa en sentido de Granger al PBI del sector Agropecuario).

H_{a1} : *X causa a Y en el sentido de Granger* (El PBI del sector Agropecuario causa en sentido de Granger al PBI del sector Construcción).

H_{a2} : *Y causa a X en el sentido de Granger* (El PBI del sector Construcción causa en sentido de Granger al PBI del sector Agropecuario).

2. Nivel de significancia

$$\alpha = 0.05$$

3. Estadístico de prueba

$$F_1 = \frac{(SCR_R - SCR_{NR})/m}{scr_{NR}/(n-k)} = 8.5194$$

$$F_2 = \frac{(SCR_R - SCR_{NR})/m}{scr_{NR}/(n-k)} = 0.6282$$

4. Decisión

Si $p > \alpha \rightarrow$ no se rechaza H_0

Si $p < \alpha \rightarrow$ se rechaza H_0

$$g.l. = (1, 97) \quad p_1 = 0.0044 \quad p_2 = 0.43$$

5. Conclusión

Se encontró que la primera hipótesis nula (H_{01}) debe ser rechazada mientras que la segunda hipótesis nula (H_{02}) no lo es, por lo que se concluye que existe evidencia de una causalidad unidireccional, el PBI del sector Agropecuario causa al PBI del sector Construcción en sentido de Granger.