



UNIVERSIDAD TÉCNICA DE AMBATO

FACULTAD DE CONTABILIDAD Y AUDITORÍA

CARRERA DE ECONOMÍA

Proyecto de Investigación, previo a la obtención del Título de Economista

Tema:

**“Transmisión de precios VAR en el mercado de la papa del mercado mayorista
Ambato a Riobamba, período enero 2013 - abril 2020”**

Autora: Carvajal Villacrés, María Belén

Tutor: Eco. Argothy Almeida, Luis Anderson

Ambato – Ecuador

2021

APROBACIÓN DEL TUTOR

Yo, Eco. Luis Anderson Argothy Almeida, con cédula de identidad No. 100263583-5, en mi calidad de Tutor del proyecto de investigación sobre el tema: “**TRANSMISIÓN DE PRECIOS VAR EN EL MERCADO DE LA PAPA DEL MERCADO MAYORISTA AMBATO A RIOBAMBA, PERÍODO ENERO 2013 - ABRIL 2020**”, desarrollado por María Belén Carvajal Villacrés, de la Carrera de Economía, modalidad presencial, considero que dicho informe investigativo reúne los requisitos, tanto técnicos como científicos y corresponde a las normas establecidas en el Reglamento de Graduación de Pregrado, de la Universidad Técnica de Ambato y en el normativo para presentación de Trabajos de Graduación de la Facultad de Contabilidad y Auditoría.

Por lo tanto, autorizo la presentación del mismo ante el organismo pertinente, para que sea sometido a evaluación por los profesores calificadores designados por el H. Consejo Directivo de la Facultad.

Ambato, agosto 2021

TUTOR



.....
Eco. Luis Anderson Argothy Almeida

C.I. 100263583-5

DECLARACIÓN DE AUTORÍA

Yo, María Belén Carvajal Villacrés con cédula de identidad No. 180475704-3, tengo a bien indicar que los criterios emitidos en el proyecto de investigación, bajo el tema: **“TRANSMISIÓN DE PRECIOS VAR EN EL MERCADO DE LA PAPA DEL MERCADO MAYORISTA AMBATO A RIOBAMBA, PERÍODO ENERO 2013 - ABRIL 2020”**, así como también los contenidos presentados, ideas, análisis, síntesis de datos, conclusiones, son de exclusiva responsabilidad de mi persona, como autora de este Proyecto de Investigación.

Ambato, agosto 2021

AUTORA



.....
María Belén Carvajal Villacrés

C.I. 180475704-3

CESIÓN DE DERECHOS

Autorizo a la Universidad Técnica de Ambato, para que haga de este proyecto de investigación, un documento disponible para su lectura, consulta y procesos de investigación.

Cedo los derechos en línea patrimoniales de mi proyecto de investigación, con fines de difusión pública; además apruebo la reproducción de este proyecto de investigación, dentro de las regulaciones de la Universidad, siempre y cuando esta reproducción no suponga una ganancia económica potencial; y se realice respetando mis derechos de autora.

Ambato, agosto 2021

AUTORA



.....
María Belén Carvajal Villacrés

C.I. 180475704-3

APROBACIÓN DEL TRIBUNAL DE GRADO

El Tribunal de Grado, aprueba el Proyecto de Investigación con el tema: **“TRANSMISIÓN DE PRECIOS VAR EN EL MERCADO DE LA PAPA DEL MERCADO MAYORISTA AMBATO A RIOBAMBA, PERÍODO ENERO 2013 - ABRIL 2020”**, elaborado por María Belén Carvajal Villacrés, estudiante de la Carrera de Economía, el mismo que guarda conformidad con las disposiciones reglamentarias emitidas por la Facultad de Contabilidad y Auditoría de la Universidad Técnica de Ambato.

Ambato, agosto 2021



.....
Dra. Mg. Tatiana Valle
PRESIDENTE



.....
Eco. Elsy Álvarez
MIEMBRO CALIFICADOR



.....
Ing. María del Carmen Gómez
MIEMBRO CALIFICADOR

DEDICATORIA

A Dios por haberme dado sabiduría y fuerza guiándome en el trayecto de mi vida, ya que gracias a él he logrado concluir mi carrera.

A mis padres Marco y Silvia, porque siempre estuvieron a mi lado brindándome su apoyo y sus consejos para hacer de mí una mejor persona, muchos de mis logros se los debo a ustedes.

A mi hermana Lisett que ha sido mi ejemplo para alcanzar mis metas, a mi familia por su apoyo incondicional en especial para mi primo Andresito.

A Jonathan por brindarme su amor y apoyo, su ayuda ha sido fundamental para que alcance mis objetivos.

En especial esta dedicatoria es en memoria de mis abuelitos, sin su educación, sin sus sacrificios, sin sus consejos, sin su ayuda desinteresada. Yo no estaría aquí, les amo.

María Belén Carvajal Villacrés

AGRADECIMIENTO

A Dios por bendecir mi vida, por guiarme a lo largo de mi existencia, por ser la fortaleza en aquellos momentos de dificultad.

A mis padres Marco y Silvia por ser mi pilar fundamental y haberme apoyado incondicionalmente en mi desarrollo personal y profesional.

A los docentes de la Facultad de Contabilidad y Auditoría de la Universidad Técnica de Ambato, por haber compartido sus conocimientos a lo largo de la preparación de mi profesión, de manera especial, al Econ. Anderson Argothy quien, con su dirección, conocimiento, enseñanza y colaboración permitió el desarrollo de la investigación.

María Belén Carvajal Villacrés

UNIVERSIDAD TÉCNICA DE AMBATO

FACULTAD DE CONTABILIDAD Y AUDITORÍA

CARRERA DE ECONOMÍA

TEMA: “TRANSMISIÓN DE PRECIOS VAR EN EL MERCADO DE LA PAPA DEL MERCADO MAYORISTA AMBATO A RIOBAMBA, PERÍODO ENERO 2013 - ABRIL 2020”

AUTORA: María Belén Carvajal Villacrés

TUTOR: Eco. Luis Anderson Argothy Almeida

FECHA: Agosto 2021

RESUMEN EJECUTIVO

La presente investigación tiene como objetivo determinar la presencia de transmisión de precios en el mercado de la papa para los mercados mayoristas Ambato y Riobamba para el periodo enero 2013 – abril 2020. Se utilizó información oficial del Ministerio de Agricultura y Ganadería a través del Sistema de Información Pública Agropecuaria SIPA. Con un total de 88 observaciones se realizan pruebas de cointegración de Engle y Granger y Johansen, un modelo de correcciones de errores, pruebas de causalidad de Granger por medio de un modelo de Vectores Autoregresivos VAR y funciones de impulso-respuesta. Se concluye que existe una relación de largo plazo entre los precios de los mercados estudiados, evidenciando la existencia de una integración espacial. Se encuentra que los movimientos en el precio de Ambato anteceden temporalmente al precio de Riobamba, por lo que el mercado Ambato actúa como el mercado “centro” para la Zona 3 del Ecuador. En el periodo de un mes solamente se corrige un 57 por ciento de los desequilibrios ocurridos en el mercado mayorista Riobamba ante cambios en el mercado mayorista Ambato, sin embargo, si se consideran periodos mayores de dos meses, es decir mediano y largo plazo la relación puede volver al equilibrio.

PALABRAS DESCRITORAS: INTEGRACIÓN ESPACIAL, COINTEGRACIÓN, VECTORES AUTOREGRESIVOS, CAUSALIDAD DE GRANGER.

TECHNICAL UNIVERSITY OF AMBATO

FACULTY OF ACCOUNTING AND AUDIT

ECONOMICS CAREER

TOPIC: “TRANSMISSION OF VAR PRICES IN THE POTATO MARKET FROM THE AMBATO WHOLESALE MARKET TO RIOBAMBA, PERIOD JANUARY 2013 - APRIL 2020”

AUTHOR: María Belén Carvajal Villacrés

TUTOR: Eco. Luis Anderson Argothy Almeida

DATE: August 2021

ABSTRACT

The objective of this research is to determine the presence of price transmission in the potato market for the wholesale markets Ambato and Riobamba for the period January 2013 - April 2020. Official information from the Ministry of Agriculture and Livestock was used through the Information System Agricultural Public SIPA. With a total of 88 observations, Engle and Granger and Johansen cointegration tests, an error correction model, Granger causality tests using an Autoregressive Vectors model VAR and impulse-response functions are performed. It is concluded that there is a long-term relationship between the prices of the studied markets, evidencing the existence of a spatial integration. It is found that the movements in the Ambato price temporarily precede the Riobamba price, so the Ambato market acts as the “center” market for Zone 3 of Ecuador. In the period of one month, only 57 percent of the imbalances that occurred in the Riobamba wholesale market are corrected due to changes in the Ambato wholesale market, however, if periods greater than two months are considered, that is, medium and long term, the relationship may return to balance.

KEYWORDS: SPATIAL INTEGRATION, COINTEGRATION, REGRESSIVE VECTORS, GRANGER CAUSATION.

ÍNDICE GENERAL

CONTENIDO	PÁGINA
PÁGINAS PRELIMINARES	
PORTADA.....	i
APROBACIÓN DEL TUTOR.....	ii
DECLARACIÓN DE AUTORÍA.....	iii
CESIÓN DE DERECHOS.....	iv
APROBACIÓN DEL TRIBUNAL DE GRADO.....	v
DEDICATORIA.....	vi
AGRADECIMIENTO.....	vii
RESUMEN EJECUTIVO.....	viii
ABSTRACT.....	ix
ÍNDICE GENERAL.....	x
ÍNDICE DE TABLAS.....	xiv
ÍNDICE DE GRÁFICOS.....	xv
CAPÍTULO I.....	1
INTRODUCCIÓN.....	1
1.1. Justificación.....	1
1.1.1. Justificación teórica.....	1
1.1.2. Justificación metodológica.....	2
1.1.3. Justificación práctica.....	3
1.1.4. Formulación del problema de investigación.....	3
1.2. Objetivos.....	3
1.2.1. Objetivo general.....	3
1.2.2. Objetivos específicos.....	3
CAPÍTULO II.....	4

MARCO TEÓRICO	4
2.1. Revisión de la literatura.....	4
2.1.1. Antecedentes investigativos.....	4
2.1.1.1. Importancia de la integración de mercados y la ley del precio único	4
2.1.1.2. Transmisión de precios vertical y espacial de los productos agrícolas..	6
2.1.1.3. Velocidad de ajuste de la cadena de distribución ante choques inesperados	9
2.1.2. Fundamentos teóricos	11
2.1.2.1. Transmisión de precios y sus dos principales enfoques.....	11
2.1.2.2. Características de la transmisión espacial y vertical de precios.....	12
2.1.2.3. Integración de los mercados.....	14
2.1.2.4. Ley del precio único.....	15
2.1.3. Hipótesis	17
CAPÍTULO III.....	18
METODOLOGÍA	18
3.1. Recolección de la información.....	18
3.1.1. Población, muestra y unidad de análisis	18
3.1.1.1. Población y muestra	18
3.1.2. Fuentes secundarias	18
3.1.3. Instrumentos y métodos para recolectar información.....	19
3.2. Tratamiento de la información	19
3.2.1. Tipo de investigación.....	20
3.2.2. Estudio descriptivo	20
3.2.2.1. Medidas de tendencia central	21
3.2.2.2. Medidas de dispersión.....	21
3.2.2.3. Tasa de crecimiento o variación.....	21
3.2.2.4. Diagramas de barras, histogramas, diagramas de líneas	22

3.2.3.	Estudio explicativo	22
3.2.4.	Pruebas de estacionariedad	22
3.2.4.1.	Representación gráfica de las series.....	22
3.2.4.2.	Correlograma	23
3.2.4.3.	Prueba Dickey-Fuller aumentada (ADF)	23
3.2.4.4.	Prueba de Phillips-Perron (PP)	24
3.2.4.5.	Prueba Kwiatkowski, Phillips, Smichdt y Shin (KPSS)	25
3.2.5.	Serie integrada de orden 1	25
3.2.6.	Modelo de mínimos cuadrados ordinarios.....	25
3.2.6.1.	Evaluación de autocorrelación y heteroscedasticidad.....	25
3.2.7.	Prueba de cointegración de Engle-Granger	26
3.2.8.	Contraste de cointegración de Johansen	26
3.2.9.	Modelo de corrección de errores	27
3.2.10.	Modelo de vectores autorregresivos VAR	27
3.2.10.1.	Criterio de información Akaike (CIA)	28
3.2.10.2.	Criterio de información Schwarz (CIS).....	29
3.2.10.3.	Criterio de información de Hannan-Quinn (HQ)	29
3.2.11.	Causalidad de Granger	29
3.2.12.	Función impulso-respuesta	30
3.2.13.	Serie integrada de orden 0.....	31
3.2.13.1.	Modelo autorregresivo distribuido rezagado (ADR).....	31
3.3.	Operacionalización de las variables	33
CAPÍTULO IV		35
RESULTADOS.....		35
4.1.	Resultados y discusión	35
4.1.1.	Análisis descriptivo de la producción agrícola en el Ecuador	35
4.1.2.	Pruebas de estacionariedad y aplicación del test de raíz unitaria	43

4.1.2.1.	Representación gráfica de las series de precios	43
4.1.2.2.	Prueba Dickey Fuller, Phillips-Perron y KPSS.....	44
4.1.3.	Estimación del modelo de mínimos cuadrados ordinarios	47
4.1.4.	Evaluación de autocorrelación y heteroscedasticidad	48
4.1.5.	Contraste de cointegración de Engle y Granger	51
4.1.6.	Contraste de cointegración de Johansen	53
4.1.7.	Modelo de corrección de errores	54
4.1.8.	Estimación del modelo de vectores autorregresivos VAR	55
4.1.8.1.	Análisis de autocorrelación, heterocedasticidad y normalidad	57
4.1.9.	Test de causalidad de Granger	62
4.1.10.	Función impulso-respuesta	64
4.2.	Fundamentación de la pregunta de investigación.....	64
CAPÍTULO V.....		66
CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES.....		66
5.1.	Conclusiones	66
5.2.	Recomendaciones.....	68
BIBLIOGRAFÍA.....		69
ANEXOS		75

ÍNDICE DE TABLAS

CONTENIDO	PÁGINA
Tabla 1: Tipos de transmisión de precios.....	12
Tabla 2: Tabla de datos para el desarrollo de la investigación.....	19
Tabla 3: Variable independiente: Precio de papa en el mercado mayorista Ambato	33
Tabla 4: Variables dependientes: Precio de papa en el mercado mayorista Riobamba	34
Tabla 5: Prueba Dickey Fuller aumentada	44
Tabla 6: Prueba Phillips-Perron.....	45
Tabla 7: Prueba Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin	46
Tabla 8: Modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios.....	47
Tabla 9: Prueba de Breusch-Godfrey	48
Tabla 10: Corrección de la autocorrelación	49
Tabla 11: Prueba de Breusch-Pagan-Godfrey.....	50
Tabla 12: Prueba de Dickey-Fuller Aumentado de los residuos.....	51
Tabla 13: Contraste de Cointegración de Engle y Granger	52
Tabla 14: Contraste de Cointegración de Johansen.....	53
Tabla 15: Corrección de errores	54
Tabla 16: Criterio de Información para el modelo VAR	55
Tabla 17: Modelo de Vectores Autoregresivos VAR	56
Tabla 18: Pruebas LM de correlación serial residual en el modelo VAR.....	58
Tabla 19: Pruebas de heterocedasticidad residual en el modelo VAR.....	58
Tabla 20: Pruebas de normalidad residual en el modelo VAR	59
Tabla 21: Pruebas LM de correlación serial residual en el modelo VAR.....	60
Tabla 22: Prueba de heterocedasticidad residual en el modelo VAR	60
Tabla 23: Pruebas de normalidad residual en el modelo VAR	61
Tabla 24: Test de Causalidad de Granger.....	62
Tabla 25: Test de Causalidad de Granger a partir de un modelo VAR.....	63
Tabla 26: Cuadro Resumen.....	65

ÍNDICE DE GRÁFICOS

CONTENIDO	PÁGINA
Gráfico 1: Participación del PIB Agrícola en el PIB Nacional Real-Anual en (%)...35	
Gráfico 2: Participación del PIB agricultura ampliada en el PIB Nacional Real-Anual (%).....36	
Gráfico 3: Participación del VAB Agropecuario en el PIB Nacional (%).....37	
Gráfico 4: Valor Agregado Bruto (VAB) Agropecuario Real-Anual en miles USD 37	
Gráfico 5: Participación del Sector Agrícola, Pecuario y Silvícola en el VAB Agropecuario Real-Anual (%)38	
Gráfico 6: Participación del Empleo Agropecuario en el Empleo Total.....39 (miles de personas).....39	
Gráfico 7: Evolución de la pobreza Nacional, Urbano y Rural en Ecuador (%)40	
Gráfico 8: Participación de la papa (tubérculo fresco) en la Producción Nacional ...40	
Gráfico 9: Producción de papa (tubérculo fresco) en toneladas en las Provincias de Tungurahua y Chimborazo41	
Gráfico 10: Precio Promedio de la papa super chola del mercado mayorista Ambato y Riobamba (USD)/Kg42	
Gráfico 11: Tendencia de las variables, precio en el mayorista Ambato y Riobamba43	
Gráfica 12: Respuesta de los precios Riobamba a un impulso de los precios Ambato64	

CAPÍTULO I

INTRODUCCIÓN

1.1. Justificación

1.1.1. Justificación teórica

La papa es el cuarto principal producto alimenticio en el mundo, después del trigo, el arroz y el maíz. Este producto es uno de los cultivos más importantes en el Ecuador y su producción se destina principalmente al mercado interno (Ministerio de Agricultura, 2003). En estudios recientes muestran que, la papa representa el 7% de la canasta básica familiar nacional representando la base de la alimentación de gran parte de la población, su producción se concentra en la región Sierra (norte-centro) y es considerado en el país el segundo cultivo más importante después del maíz (Ministerio de Agricultura, Ganadería, Acuacultura y Pesca, 2013).

La transmisión de precios es la forma y rapidez con que se ajustan los precios de un mercado a otro (Balcombe & Morrison, 2002). Varios estudios se han realizado para determinar la relación entre los precios de dos eslabones diferentes en la cadena de comercialización (ejemplo, mayorista y minorista) en un mismo lugar geográfico (Alonso & Gallego, 2010). Otros estudios analizan la integración espacial de los mercados, con el objetivo de indagar la diferencia de los precios de un mismo bien entre diferentes espacios geográficos (Acosta & Ortega, 2006).

Barrett & Jau (2001) en su investigación afirman que la integración de mercados es de gran importancia para los gobiernos porque afecta el crecimiento económico e induce a cambios estructurales, de igual forma permite a los consumidores adquirir bienes a precios competitivos. Investigaciones recientes muestran que, si existe restricciones temporales a las exportaciones, la integración con los mercados internacionales se ve afectada, los mercados internos pierden su equilibrio y la inestabilidad doméstica crece (Troncoso, 2019). Además Dutoit, Hernández, & Urrutia (2010) menciona que es importante conocer la naturaleza de la transmisión de precios que existe entre diferentes mercados para la formulación de políticas públicas, en especial las que están orientadas a mejorar la eficiencia de los mercados.

Boshnjaku , Ben & Gil (2003) en su investigación afirman que un análisis de las relaciones de precios en un determinado sector, permite tener una idea del funcionamiento de los mercados y además anticipar respuestas ante shocks inesperados de cambios de precios. Además Dutoit, Hernández, & Urrutia (2010) menciona que el grado de integración entre los mercados es de gran importancia en el bienestar de los productos agrícolas, porque permite tener información objetiva y puede llevar a los productores a tomar decisiones óptimas.

Jaramillo & Benítez (2016) afirma que la velocidad de ajuste de un mercado a otro ante cambios en el precio de un bien dependerá de la eficiencia del mercado, porque los mercados eficientes generan respuestas rápidas. Así mismo, Alonso & Estrada (2016) en su investigación menciona que los factores que afectan la eficiencia del mercado están relacionados con los altos costos del transporte, tasa de cambio y poder de mercado. De igual forma Acosta & Ortega (2006) afirma que los factores que afectan la transmisión de precios son los aranceles a las importaciones, contingentes arancelarios, impuestos a las exportaciones y políticas relativas al tipo de cambio.

1.1.2. Justificación metodológica

La presente investigación es factible por la disposición de información, los cuales se recopilaron de las bases de datos de la página del Ministerio de Agricultura, el análisis contó con 88 datos mensuales y se llevó a cabo desde enero del 2013 hasta abril del 2020 para determinar la presencia de la transmisión de precios del mercado mayorista Ambato a Riobamba. Para el análisis de las variables, la metodología que se utilizó tiene un enfoque explicativo, debido a que primero se comprobó si los mercados están cointegrados en el corto y largo plazo y finalmente se estableció la relación causal entre dichos mercados, para analizar los modelos econométricos se utilizó el software EViews.

Es importante mencionar que se tuvo acceso a la base de artículos científicos y académicos de la Universidad Técnica de Ambato como: Scopus, Wiley, Taylor an Frances y otras páginas de acceso libre como Scielo y Redalyc, los cuales permitieron una investigación profunda sobre la transmisión de precios.

1.1.3. Justificación práctica

La elaboración del presente estudio fue de gran importancia ya que aportó conocimiento sobre el funcionamiento de los mercados mayoristas Ambato y Riobamba, los resultados de esta investigación beneficiarán a los productores de papa porque podrán tomar decisiones más óptimas y anticipar su respuesta ante cambios inesperados de precios. Además, le interesaría esta investigación al Ministerio de Agricultura, Ganadería, Acuacultura y Pesca porque es necesario conocer la naturaleza de la transmisión de precios entre los diferentes mercados para formular políticas públicas con resultados eficientes.

Esta investigación me ayudó a fortalecer los conocimientos en Macroeconomía y Microeconomía las cuales son fundamentales en la carrera de Economía, además la investigación realizada podrá utilizarse como base para nuevas investigaciones, las cuales podrán utilizar información más actualizada de los diferentes mercados para conocer las condiciones del mismo y poder tomar decisiones.

1.1.4. Formulación del problema de investigación

¿Existe presencia de transmisión de precios en el producto agrícola papa súper chola, desde el mercado mayorista Ambato hacia el mercado mayorista Riobamba?

1.2. Objetivos

1.2.1. Objetivo general

- Determinar la presencia de la transmisión de precios en el producto agrícola: papa súper chola, desde el mercado mayorista Ambato hacia el mercado mayorista Riobamba.

1.2.2. Objetivos específicos

- Describir la importancia de la producción agrícola en la economía ecuatoriana.
- Analizar el comportamiento de los precios en los mercados mayorista Ambato y Riobamba y sus efectos en el mercado.

CAPÍTULO II

MARCO TEÓRICO

2.1. Revisión de la literatura

2.1.1. Antecedentes investigativos

2.1.1.1. Importancia de la integración de mercados y la ley del precio único

Barrett & Jau (2001) en su investigación afirman que la integración de mercados es de gran importancia para los gobiernos pues afecta el crecimiento económico, de igual forma permite que los consumidores adquieran bienes a precios competitivos. Los investigadores concuerdan que los estudios de la transmisión de precios agrícolas pueden resultar un buen indicador de la competitividad y eficiencia de los mercados. Además, es útil tener estimaciones de la transmisión de precios y la respuesta de los agentes económicos ante cambios en los precios para medir el impacto de políticas comerciales.

La ausencia de la integración de mercados tiene consecuencias importantes para el bienestar económico. Una transmisión incompleta de las variaciones de precios de un mercado a otro puede deberse a los costos de transacción, debido a que las infraestructuras en materia de transporte y comunicaciones son deficientes, dando como resultado que los agentes económicos por la falta de información tomen decisiones que no son eficientes (Rapsomanikis, Hallam, & Conforti, 2004). De igual manera la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (2004) menciona que cuando los aranceles de importación permanecen invariables se transmitirán los precios de forma completa del mercado internacional al mercado local, por el contrario si el arancel es alto no se transmitirán los precios de una forma adecuada.

La transmisión de precios agrícolas se ha utilizado para analizar el comercio internacional y regional, para probar dos teorías, la integración de mercados y la ley del precio único. La primera teoría señala que los cambios de precios son transmitidos de un mercado a otro (Acosta & Ortega, 2006). Mientras que la ley de un solo precio manifiesta que, dados dos mercados separados espacialmente, la diferencia de precios

entre el mercado 1 y 2 no debe ser mayor que el costo de transporte. En otras palabras, si p_{1t} y p_{2t} son los precios en los dos mercados y c representa los costos de transporte, la ecuación de la ley del precio único estaría dada por: $p_{1t} = p_{2t} + c$, si esta condición se cumple, se dice que los mercados están integrados y que la transmisión de precios es perfecta (Rapsomanikis, Hallam, & Conforti, 2004).

El mecanismo que permite que la ley del precio único se cumpla es el arbitraje espacial, cuando el precio de un producto es diferente en dos mercados, los comerciantes se beneficiarán al comprar el producto en el mercado donde el precio es bajo y venderlo en el mercado donde el precio es alto, hasta que los precios en los dos mercados se igualen, es decir, lleguen a su precio de equilibrio (Dutoit, Hernández, & Urrutia, 2010).

Investigadores como Dutoit, Hernández, & Urrutia (2010) concuerdan que los factores que afectan la transmisión de precios son:

- Costos de transacción excesivos: para que la ley del precio único se cumpla, la diferencia entre el precio 1 y 2 debe ser los costos de transacción, pero si los costos de transporte, costos de negociación, costos para obtener nueva información, costos relacionados a la supervisión son considerables, es decir, el beneficio de arbitraje espacial desapareció y la ley del precio único no se cumple.
- Políticas comerciales: las distorsiones introducidas por los gobiernos a través de políticas aplicadas en la frontera como los aranceles a las importaciones, los contingentes arancelarios, impuestos a las exportaciones, tienden a aislar a los mercados internos impidiendo una transmisión completa de los precios internacionales a las economías locales.
- Políticas domésticas: las políticas orientadas al sostenimiento de los precios, tales como los mecanismos de intervención y los precios mínimos, ocasionan que los precios internos estén completamente desvinculados del precio internacional o estén relacionados de manera no lineal, donde los aumentos del precio internacional se transmitan totalmente al mercado interno, mientras que una disminución del precio se transfiera lenta o de manera incompleta.

A lo largo de estos años se ha estudiado la Ley del precio único, un estudio realizado para el mercado español de aceite de oliva se concluye que no se encontraron evidencias claras sobre el cumplimiento del precio único, es decir, estos mercados se diferencian por algo más que los costes de transacción (Roldán & Dios, 2004). Además Alonso & Gallego (2010) en su investigación afirma que los costos de transporte pueden distorsionar los precios entre dos niveles de la cadena o dos mercados, debilitando la relación de largo plazo. Sin embargo, algunos investigadores encontraron evidencias positivas a favor de dicha teoría como John (2014) afirma que el diferencial entre los precios de dos mercados es igual a los costos de transacción, es decir, el costo de transferir el producto de un mercado a otro. De igual manera Alonso & Estrada (2016) manifiesta que la diferencia entre el precio de un bien en el mercado 1 y el precio del mismo bien en el mercado 2 debe ser igual al costo de transferir dicho producto de un mercado a otro.

2.1.1.2. Transmisión de precios vertical y espacial de los productos agrícolas

Algunos estudios analizan la integración espacial de los mercados, con el objetivo de indagar la diferencia de los precios de un mismo bien entre diferentes espacios geográficos (Acosta & Ortega, 2006), además, el análisis de la cointegración indica que se está haciendo arbitraje de un mercado a otro. Se encuentran diferentes investigaciones que analizan la integración espacial, como Myae, Yutaka, Fukuda, & Kai (2005) afirman que existe integración espacial en los mercados de cebolla y papa en Birmania, además, los autores estiman que entre mayor sea la distancia en los mercados, menor es la integración entre ellos. Sin embargo, no ocurre lo mismo en el mercado de la carne porque no se evidencia la existencia de integración espacial en las ciudades de Bogotá, Medellín y Cali, pues no presenta el nivel de arbitraje necesario para que los precios alcancen el equilibrio (Alonso & Gallego, 2010). Los investigadores Mishra & Kumar (2011) encuentra integración espacial para el tomate, las papas y la cebolla en los mercados mayoristas de Nepal. De igual forma Adenegan, Adeoye, & Ibidapo (2012) en su investigación determina la existencia de integración espacial en los mercados de tomate de Nigeria.

En cuanto a los estudios recientes realizados para la transmisión espacial de precios, los investigadores González & Martínez (2015) encuentra que existe una relación de

precios en los mercados de maíz y tortilla, es decir, si hay una variación en el precio del mercado del maíz, también varía el precio en el mercado de la tortilla. Así mismo, Alonso & Estrada (2016) en su investigación determinan que existe una relación de largo plazo entre el precio internacional del café y el precio minorista de las cinco principales ciudades de Colombia. Algo similar ocurre en el mercado de trigo, una variación de precio en el mercado internacional es transmitido de forma perfecta al mercado nacional (Farías, Merino, & García, 2017).

Varios estudios se han realizado para determinar la relación entre los precios de los diferentes niveles (mayorista-minorista) de la cadena de comercialización en un mismo lugar geográfico, los resultados de cointegración para estas investigaciones implican que al menos uno de los dos niveles tiene poder de mercado sobre el otro. En el contexto internacional se encuentran investigaciones sobre la integración de la cadena comercial, entre ellos, Alonso & Gallego (2010) en su investigación afirma que en el mercado de la papa, ante cambios en el precio pagado al mayorista varía el precio pagado al minorista; sin embargo, para el caso del arroz y frijol no existe una integración de largo plazo entre los precios pagados al mayorista y al minorista. Así mismo, Gutiérrez, Vega, Grande, & Torres (2015) afirma que una variación en el precio de destino no tiene efectos en el precio de origen, para el caso del mercado de aceite de oliva. Además, Jaramillo & Palacios (2019) concluye que, el cambio en el precio del productor de leche tiene efectos importantes en el precio al minorista.

La presente investigación analiza la transmisión espacial de precios debido a que los mercados mayoristas Ambato y Riobamba se encuentran separados geográficamente, el producto agrícola a estudiarse es la papa super chola. La investigación se sustenta en los siguientes artículos científicos:

Alonso & Montoya (2006) estudian la integración espacial del mercado de la papa en el Valle del Cauca, emplean datos semanales desde el 2003 semana 52 hasta el 2005 semana 42, inicialmente evalúan el orden de integración de las series de precios, luego mediante la prueba de cointegración de Johansen y las pruebas paramétricas de Bierens y Breitung, establece que los precios para los mercados considerados están cointegrados, es decir, existe una relación de largo plazo. Posteriormente, se determina la dirección de causalidad por medio de la prueba de Granger y concluyen que los

cambios en el precio del mercado de Cali preceden a los precios de Bogotá, Armenia, Manizales y Pasto, por lo que se puede considerar al mercado de Cali como el mercado “centro” para la región.

Ghafoor, Mustafa, & Mushtaq (2009) analizan la integración espacial en los diez principales mercados de mango de Pakistán, emplean precios mensuales mayoristas en el periodo de 1990-2006, a través de la prueba de cointegración de Johansen se confirma la presencia de integración entre los mercados de mango, así mismo la prueba de causalidad de Granger identifica a Karachi como el mercado líder. Además, se analiza la función de impulso-respuesta dando como resultado que, ante un choque inesperado en el mercado líder, los otros mercados se tardan entre uno y tres meses en regresar al equilibrio.

Beag & Singla (2014) examinan la integración espacial de la manzana en los cinco principales mercados mayoristas de la India, emplean precios mensuales mayoristas para el periodo 2003-2013, mediante la aplicación de la prueba de cointegración de Johansen afirman la presencia de cointegración, lo que implica la asociación de precios a largo plazo entre los mercados. Por medio de la prueba de causalidad de Granger, se confirma a Delhi como mercado líder por ser el mercado que determina el precio, además, se encuentra que el mercado Hyderabad se puede considerar como el mercado más eficiente porque describe la mayoría de las relaciones causales bidireccionales. Finalmente, mediante el análisis de impulso-respuesta deducen que, ante un choque inesperado en el mercado líder el efecto para los otros mercados considerados desaparece entre los cinco y seis meses después.

Alonso & Estrada (2016) investigan la relación entre el precio mundial y el efecto en el precio minorista de café para las cinco principales ciudades de Colombia, se emplea precios mensuales de café molido para el periodo enero de 1999 a diciembre de 2014, se realiza pruebas de cointegración que muestra la existencia de una relación de largo plazo entre las series de precios internacionales y minoristas, posteriormente se realiza la prueba de causalidad de Granger, demostrando que el precio internacional causa a los precios minoristas de café. Finalmente, realiza la función de impulso-respuesta y observa que un choque inesperado en el precio internacional de café tiene un efecto persistente que desaparece después de 36 meses en los mercados locales de Colombia.

Alonso & Bonilla (2018) en su investigación analizan la integración espacial del mercado de la guayaba pera en el Valle del Cauca, se emplea datos semanales para el periodo 2012-2015, por medio de las pruebas de cointegración de Johansen se deduce que existe una relación de largo plazo entre los mercados de Cali, Tuluá, Cartago y Palmira, lo que muestra que presenta actividades de arbitraje necesario para que la ley del precio único funcione, por tanto, cualquier desequilibrio en el corto plazo se desvanece en el largo plazo. Una vez determinada la integración espacial entre los mercados, procedieron a realizar las pruebas de causalidad de Granger para determinar si existe un mercado líder, con el 99% de confianza se concluye que los precios del mercado de Cali causan a lo Granger a los otros tres mercados, es decir, que los cambios en el precio del mercado de Cali pueden ser empleado para predecir el comportamiento futuro de los tres mercados seguidores.

2.1.1.3. Velocidad de ajuste de la cadena de distribución ante choques inesperados

La velocidad de ajuste hace referencia al tiempo en que se elimina el efecto de un choque de precios cuando estos son transmitidos de un mercado a otro (Balcombe & Morrison, 2002). Según Meyer & von Cramon-Taubadel (2004) menciona que es importante que la transmisión de precios sea simétrica porque supone que la respuesta ante aumentos sea la misma que ante disminuciones en el precio. Por otra parte, la transmisión asimétrica se da cuando los precios internacionales bajan y los precios recibidos por los productores bajan también; mientras que cuando los precios internacionales suben, los precios nacionales suben pero a un ritmo mucho más lento, es decir que la respuesta ante cambios en los precios es más rápida cuando el precio internacional baja que cuando sube (Dutoit, Hernández, & Urrutia, 2010). La transmisión de precios puede ser simétrica o asimétrica y puede tener implicaciones en la distribución de los márgenes de comercialización final y en el bienestar de productores y consumidores (Cih, Jaramillo, Martínez, Schwentesius, & Tornero, 2013).

Varios estudios internacionales se han realizado, como Zheng, Miller, Wang, & Kai (2008) en su investigación mencionan que los precios en los mercados mayoristas o minoristas responden con mayor rapidez cuando los precios suben que cuando los precios bajan. Además Greb, Jamora, & Mengel (2012) manifiesta que en algunos

países de África toman alrededor de 2 a 3 meses reaccionar a cambios en los precios internacionales de maíz, arroz y trigo. Así mismo, Militaru (2014) afirma que el ajuste de precios minoristas ante cambios en el precio internacional, se corrigen en 3,6 meses para el caso de aceite de girasol. Alonso & Estrada (2016) en su investigación concluye que ante un choque inesperado en el precio mundial del café tiene un efecto persistente en los mercados de Barranquilla y Medellín y desaparece lentamente en el mes 36, además, afirman que en Colombia tiene un efecto inmediato los precios del exterior sobre los precios minoristas. Por otro lado para el mercado de trigo la velocidad de ajuste en un mes es 0.22, es decir, solamente se corrige el 22% de los desequilibrios ocurridos en el mercado local ante cambios en el precio internacional (Farías, Merino, & García, 2017). Jaramillo & Palacios (2019) en sus estudios realizados para la leche afirman que, si aumenta el precio en el mercado internacional, la velocidad de ajuste es lenta, mientras que, si el precio disminuye, la velocidad de ajuste es más rápida.

2.1.2. Fundamentos teóricos

2.1.2.1. Transmisión de precios y sus dos principales enfoques

El término Transmisión de Precios hace referencia a la relación existente entre las series de precios de un mismo bien, el análisis se puede realizar entre el mercado mundial y un mercado doméstico, o de un mercado a otro, o de un eslabón a otro en la cadena de comercialización, permitiendo observar como un shock en un mercado se transmite a otro (Balcombe & Morrison, 2002). De igual manera la transmisión de precios es fundamental para entender en qué medida se integran los agentes económicos en el proceso de mercado (Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura, 2004).

Componentes de la Transmisión de precios

Según Balcombe & Morrison (2002) el concepto de transmisión de precios puede basarse en tres componentes:

- Evolución conjunta y compleción del ajuste; las variaciones en los precios se transmiten de un mercado a otro todo el tiempo.
- Dinámica y velocidad de ajuste; supone el procedimiento por el cual las variaciones de precios se filtran de un mercado a otro.
- Asimetría de la respuesta; supone que los movimientos ascendentes y descendentes de los precios se transmiten simétrica o asimétricamente de un mercado a otro.

La transmisión de precios puede ser analizada desde dos enfoques principales el Enfoque Espacial y el Enfoque Vertical (Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura, 2004).

Tabla 1. Tipos de transmisión de precios

Tipos de transmisión	Definición
Transmisión espacial	Indican que, si dos mercados separados geográficamente están relacionados por el comercio en un régimen de mercado libre, las perturbaciones causadas por el exceso de la demanda o de la oferta en un mercado tendrán efectos iguales en los precios de ambos mercados (Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura, 2004).
Transmisión vertical	Estudia la integración de la cadena de comercialización y la relación entre los precios de dos niveles distintos de la cadena de distribución (por ejemplo, mayorista y minorista) en un mismo lugar geográfico (Alonso & Estrada, 2016).

Fuente: FAO (2004)

2.1.2.2. Características de la transmisión espacial y vertical de precios

Características de la Transmisión espacial de precios:

- Se aplica el enfoque Espacial cuando el objetivo es analizar la diferencia entre el precio de un producto en el mercado internacional versus el mercado doméstico o diferentes mercados de un mismo país (Acosta & Ortega, 2006).
- Los estudios de transmisión de precios han sido utilizados para probar dos teorías relacionadas, la ley del precio único y la integración de los mercados.
- En el caso de la integración espacial, la cointegración indica que se está haciendo arbitraje de un mercado a otro. Para que el arbitraje sea socialmente eficiente y se cumpla la ley del precio único, debe haber competencia perfecta, libre entrada entre los intermediarios, homogeneidad en los bienes transados y no debería existir ningún tipo de segmentación entre los mercados (Alonso & Bonilla, 2018).
- Es importante conocer la existencia de mercados integrados y que además cuenten con la presencia de un mercado central, es decir un mercado cuyos cambios preceden a los otros, porque permitiría predecir la trayectoria de

variaciones en los precios causados por desequilibrios en alguna de las ciudades (Alonso & Gallego, 2010).

En estudios realizados se analiza la transmisión de precios entre los principales mercados regionales de ovino en España con el objetivo de localizar el mercado líder (Boshnjaku , Ben, & Gil, 2003). Del mismo modo Alonso & Montoya (2006) estudian la integración espacial del mercado de la papa parda pastusa en el Valle del Cauca, encontrando evidencia de que existe un mercado central. Así mismo, se realizó un estudio sobre la integración espacial en el mercado de la fruta tropical guayaba pera en el Valle del Cauca encontrando un mercado líder (Alonso & Bonilla, 2018). Además, en varias investigaciones examinan la relación entre el precio mundial del café y el precio minorista para las cinco principales ciudades de Colombia (Alonso & Estrada, 2016). También Jaramillo & Benítez (2016) realizan una revisión sobre el proceso de transmisión de precios en el mercado Mexicano e Internacional de café. De la misma forma Troncoso (2019) analiza la transmisión espacial de los precios del arroz en Colombia y el mundo.

Características de la Transmisión vertical de precios:

- Se aplica el enfoque Vertical cuando el objetivo radica en analizar la manera como se transmite el precio a través de los diferentes eslabones de la cadena de comercialización (Acosta & Ortega, 2006).
- En el caso del análisis de integración vertical, la cointegración implica que al menos uno de los dos niveles tiene poder de mercado sobre el otro. Y los datos empleados son los precios para los diferentes niveles de la cadena.

En varias investigaciones se estudia la integración de precios en los canales minoristas y mayoristas para el arroz, papa y fríjol en la ciudad de Cali (Alonso & Gallego, 2010). Además, Gutiérrez, Vega, Grande, & Torres (2015) en su investigación se examina la transmisión de precios en la cadena española del aceite de oliva. De igual forma Jaramillo & Palacios (2019) analizan la transmisión de precios vertical en el mercado mexicano de leche.

Importancia de la transmisión de precios

Según Dutoit, Hernández, & Urrutia (2010) la transmisión de precios es fundamental por dos razones principales: primero, la falta de transmisión entre los mercados da como resultado una reducción de la información disponible para los actores económicos para sus procesos de toma de decisiones, es un requisito que exista transmisión entre los mercados para una correcta asignación de recursos, pues es un nexo de información entre los mercados. Y segundo, una mala transmisión de precios impide que las reformas gubernamentales lleguen hasta los productores, en especial si están dirigidas a ellos; dado que el efecto de muchas reformas está vinculado a la respuesta de los precios.

2.1.2.3. Integración de los mercados

El mercado es el conjunto de personas y organizaciones que tienen una necesidad que se puede satisfacer mediante el uso o el consumo de un producto, que tienen o podrían tener el deseo de comprarlo y que disponen de la capacidad adquisitiva para hacerlo. Los elementos básicos de un mercado según Ribera, Cortadas, Duch, Puig, & González (2009) son:

- **Mercancías:** es cualquier bien o servicio para intercambiar. Se caracteriza por poder satisfacer alguna necesidad del consumidor.
- **Vendedores:** es aquella persona que ofrece y comercializa un producto o servicio a cambio de dinero. Los vendedores no tienen que ser necesariamente los productores; pueden ser, distribuidores (mayoristas o detallistas).
- **Compradores:** tiene que haber gente dispuesta a comprar. Este hecho implica tres cosas: primero, que exista o se cree una demanda; segundo, una forma de pago o canje (usualmente dinero), y tercero, que los compradores tengan los recursos para comprar.
- **Precios:** para que los intercambios se produzcan mediante el mercado hace falta que vendedores y compradores acuerden o acepten un precio, no sólo marca el valor de cambio de una mercancía, sino que permite comparar mercancías y productos diferentes.

Una literatura asociada al análisis empírico de la ley del precio único es la integración espacial de los mercados, si la ley del precio único se cumple, entonces esta integración hace referencia a los co-movimientos o la relación que debería existir a largo plazo entre los precios de un mismo producto de dos mercados separados geográficamente. Es decir, dos mercados se asumen que están integrados si las variaciones de precios en un mercado se manifiestan en una respuesta de igual proporción en el otro mercado. Sin embargo, si los mercados no están integrados, seguramente indica que existe concentración de poder de mercado en algún agente económico, o la existencia de cuellos de botella en el acceso a la información por parte de los productores (Ghafoor, Mustafa, & Mushtaq, 2009).

En investigaciones realizadas para el mercado de la papa en el Valle del Cauca se concluye que los mercados de Cali, Tulúa y Palmira están integrados espacialmente (Alonso & Montoya, 2006). De igual manera para la investigación del mercado del café se identificó una relación de largo plazo entre las series de precios de México y los precios internacionales, además se concluyó que la liberación del comercio agrícola en México trajo consigo una mayor integración del mercado mexicano con el internacional (Jaramillo & Benítez, 2016). Sin embargo, para el estudio del mercado de la carne en Bogotá, Medellín y Cali se encontró que ninguno de los mercados está integrado espacialmente (Alonso & Gallego, 2010).

2.1.2.4. Ley del precio único

La ley del precio único indica que, si dos mercados están vinculados con una mercancía homogénea en lugares separados, pero son eficientes, la diferencia de precios entre ellos es igual a los costos de transacción (Fackler & Goodwin, 2001).

En otras palabras, la relación entre los precios p_{1t} y p_{2t} de un producto en dos mercados separados espacialmente, la ley del precio único y el modelo de Enke-Samuelson-Takayama-Judge afirman que considerando los costos de transferencia c para transportar la mercancía del mercado 1 al mercado 2, la relación entre los precios viene dada por la siguiente ecuación (Rapsomanikis, Hallam, & Conforti, 2004):

$$p_{1t} = p_{2t} + c \tag{1}$$

Si la relación entre dos precios se mantiene como la fórmula (1), se puede decir que los mercados están integrados, pero es incierto que suceda en el corto plazo. Por otra parte, si los dos precios fueran completamente independientes, se afirma que no hay integración de mercados ni transmisión de precios. En general, el arbitraje espacial asegura que los precios de un producto difieran en una cantidad menor o igual que los costos de transferencia, como se identifica en la siguiente ecuación (Rapsomanikis, Hallam, & Conforti, 2004):

$$p_{2t} - p_{1t} \leq c \quad (2)$$

Fackler & Goodwin (2001) se refiere a la ecuación (2) como la condición de arbitraje espacial y afirma que es una forma débil de la ley del precio único, sin embargo, representa una condición de equilibrio. Los precios de las mercancías pueden diferir de la ecuación (1), pero el arbitraje espacial hará que la diferencia entre los dos precios se mueva hacia los costos de transferencia (Rapsomanikis, Hallam, & Conforti, 2004).

La condición del arbitraje espacial involucra que la integración de mercados se presta a una interpretación de la cointegración, la cual se estimara por medio de pruebas apropiadas. Si se cointegran dos series de precios separadas espacialmente, se espera que en el largo plazo estas dos series evolucionen juntas, ya que en el corto plazo es posible que las perturbaciones de un mercado no se transmitan instantáneamente al otro mercado (Rapsomanikis, Hallam, & Conforti, 2004).

Según Alonso & Gallego (2010) la existencia de arbitraje de un mercado a otro ayuda a disminuir el impacto de un desequilibrio de oferta o demanda sobre los precios. Por ejemplo, cuando existen disminuciones repentinas de oferta ya sea por epidemias o inundaciones en una región, podría ser cubierta dicha oferta por movilizaciones de productos desde otras regiones, así se disminuirá el impacto sobre los precios, con la finalidad de estabilizarlos. Sería beneficioso ya que se incentivaría a una disminución en la concentración del ingreso en estos mercados y se promovería el arbitraje. Todos estos esfuerzos podrían mitigar la escasez temporal, los canales de distribución serían más eficientes y disminuiría el impacto de movimientos bruscos en oferta y demanda sobre los precios.

Sin embargo, si no existe la relación de equilibrio de largo plazo entre los precios de los bienes de dos mercados separados espacialmente, es porque no hay arbitraje y puede ser causado por:

- Existe la oportunidad para hacer arbitraje, pero los agentes económicos no lo están haciendo. Goodwin & Schroeder (1991) afirma que esto se puede dar por la falta de competencia en los mercados.
- La diferencia de precios de los mercados no cubre los costos de transacción.

En estudios realizados se contrasta la eficiencia del mercado a través del cumplimiento de la Ley del Precio Único, como se investigó para el caso del aceite de oliva en el mercado español (Roldán & Dios, 2004). De igual forma para el caso del mercado de la carne se analizó la ley de un solo precio para las tres principales ciudades de Colombia: Bogotá, Medellín y Cali (Alonso & Gallego, 2010).

2.1.3. Hipótesis

Existe transmisión de precios en el producto agrícola: papa súper chola, desde el mercado mayorista Ambato hacia el mercado mayorista Riobamba.

CAPÍTULO III

METODOLOGÍA

3.1. Recolección de la información

3.1.1. Población, muestra y unidad de análisis

3.1.1.1. Población y muestra

La población o universo utilizado para el presente estudio son todos los datos disponibles a la fecha de las variables: Precio promedio de papa en el mercado mayorista de Ambato y el Precio promedio de papa en el mercado mayorista de Riobamba. El Ministerio de Agricultura y Ganadería presenta dicha información de manera mensual y la podemos encontrar en su página web. La información se obtuvo de manera libre, la misma que es indispensable para el cumplimiento de los objetivos propuestos.

López (2004) afirma que la muestra es un subconjunto o parte de la población en que se llevará a cabo la investigación, se considera como muestra a los precios mensuales de papa del mercado mayorista Ambato y Riobamba desde enero de 2013 hasta abril de 2020, que corresponde a 88 observaciones, los precios promedios están expresados en USD/Kg.

3.1.2. Fuentes secundarias

Maranto y González (2015) en su investigación afirma que es la información que se ha procesado de una fuente primaria. En la presente investigación se utilizará fuentes secundarias, ya que la información se encuentra en bases de datos, se tomó en cuenta la más relevante y necesaria de la página gubernamental, la cual es:

- El Ministerio de Agricultura a través del Sistema de Información Pública Agropecuaria del Ecuador SIPA, es un servicio integrado de información estadística y geográfica, que contribuye a la toma de decisiones del sector agropecuario, de igual forma permite generar conocimiento científico-académico en el área y explica la situación del país en el ámbito agropecuario.

A través de su página web se accedió a los datos del precio promedio de papa en el mercado mayorista de Ambato y el precio promedio de papa en el mercado mayorista de Riobamba.

3.1.3. Instrumentos y métodos para recolectar información

Se recolectan los datos en un cuadro de las variables a estudiar de la página gubernamental antes mencionada, en primer lugar, se procedió a depurar la información, tomando en cuenta solo los datos referentes al producto agrícola papa súper chola en los mercados Mayoristas Ambato y Riobamba, dichos mercados pertenecen a la Zona 3 del Ecuador, desde enero del 2013 hasta abril del 2020. Posteriormente los datos fueron registrados en un cuadro, el cual nos permite agrupar la información de cada variable en columnas y las series de tiempo cronológicamente, la tabla con los datos completos de encuentra en el anexo N°1.

Tabla 2: Tabla de datos para el desarrollo de la investigación

Año	Mes	Precio promedio de papa en el mercado mayorista Ambato (USD)/Kg	Precio promedio de papa en el mercado mayorista Riobamba (USD)/Kg
2013	Enero	0,3796853	0,30368701
2013	Febrero	0,3404920	0,27337343
2013	Marzo	0,3221201	0,25052550
...
...
2020	Marzo	0,3633333	0,33272727
2020	Abril	0,3266667	0,33857143

Fuente: Sistema de Información Pública Agropecuaria del Ecuador SIPA (2020)

3.2. Tratamiento de la información

La información se va a procesar mediante un modelo econométrico para analizar los datos y verificar la presencia de transmisión de precios en el producto agrícola: papa súper chola, desde el mercado mayorista Ambato hacia el mercado mayorista Riobamba, se utiliza datos de fuentes secundarias. La investigación se basa en la

metodología desarrollada por Alonso & Montoya (2006), Ghafoor, Mustafa, & Mushtaq (2009), Beag & Singla (2014), Alonso & Estrada (2016) y Alonso & Bonilla (2018). Según los autores el primer paso será realizar las pruebas de raíces unitarias, con el fin de determinar el orden de integración de las series de precios, se utilizará la prueba Dickey-Fuller Aumentado ADF (1991), Phillips y Perron PP (1988), Kwiatkowsky, Phillips, Smichdt y Shin KPSS (1992). Las series pueden estar integradas en $I(0)$ o $I(1)$, en el caso de que las series están integradas en orden cero, recurrimos a la evaluación del modelo Autorregresivo Distribuido Rezagado (ADR), luego contrastamos la causalidad de Granger sobre la base de los Vectores Autorregresivos VAR para comprobar si existe transmisión de precios entre los mercados. En el caso de que se compruebe que las series están integradas de orden 1 se aplicará las pruebas de cointegración de Engle y Granger (1987) y Johansen (1988) con el objetivo de determinar si existe o no una relación de largo plazo entre el precio de los mercados mayoristas Ambato y Riobamba, luego se evalúa la existencia de causalidad mediante la prueba de Granger, el número de rezagos del VAR es determinado a partir de los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn. Finalmente, analizamos la función de impulso-respuesta. A continuación, se detalla la metodología utilizada para cumplir con los objetivos de la investigación.

3.2.1. Tipo de investigación

La presente investigación tiene un enfoque cuantitativo, porque es una forma estructurada de recopilar y analizar datos obtenidos de distintas fuentes, implica el uso de herramientas informáticas, estadísticas, y matemáticas para obtener resultados (Alan & Cortez, 2018). Además, la investigación tiene un alcance explicativo debido a que responde por las causas de los eventos y fenómenos físicos o sociales. Se centra en explicar porque ocurre un fenómeno, en qué condiciones se manifiesta o por que se relacionan dos o más variables. A continuación, se detalla los tipos de investigación que se llevará a cabo para cada uno de los objetivos propuestos.

3.2.2. Estudio descriptivo

Para cumplir con el primer objetivo de la investigación se limita a medir la presencia, características más importantes o distribución de las variables, mediante gráficos que

nos permitan analizar el comportamiento de las mismas a través del tiempo, sin intención de establecer ninguna relación causal con otra variable (Veiga, Fuente, & Zimmermann, 2008).

3.2.2.1. Medidas de tendencia central

Según Martínez (2012) las medidas de tendencia central también denominadas promedios, nos permiten determinar la posición de un valor respecto a un conjunto de datos, es decir pretenden resumir en un solo valor a un conjunto de valores. Las medidas de tendencia central nos muestran hacia donde se inclinan o agrupan más los datos con el propósito de comparar algún valor con el puntaje central, además podemos comparar el valor de una variable en dos diferentes ocasiones. La medida de tendencia central que se utilizara en la presente investigación es:

- La Media Aritmética también conocida como promedio, intenta representar o resumir las características de un conjunto de valores, ubica e identifica el punto alrededor del cual se central los datos. Su desventaja es ser muy sensible a cambios en sus valores o cuando sus valores extremos son demasiado grandes o pequeños. Se obtiene sumando todos los valores y dividiendo el resultado para la cantidad de datos, a continuación, se presenta su fórmula:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}$$

3.2.2.2. Medidas de dispersión

Según Martínez (2012) las medidas de dispersión nos permiten la descripción de un hecho o de un conjunto de observaciones, a través del cálculo podemos analizar el grado de variabilidad de las variables, es decir indican si una variable se mueve mucho o poco con respecto al valor central.

3.2.2.3. Tasa de crecimiento o variación

La tasa de crecimiento permite conocer el porcentaje de variación de una variable en un lapso temporal determinado, restando el valor final del valor inicial y dividido para el valor inicial y todo multiplicado por 100.

$$Tasa\ de\ variaci3n = \left(\frac{V_1 - V_0}{V_0} \right) * 100$$

3.2.2.4. Diagramas de barras, histogramas, diagramas de líneas

Facilita al investigador pues presenta de manera gráfica toda la información permitiendo identificar la tendencia creciente o decreciente de las variables, por tal razón se utiliza dichos diagramas para evaluar las características y describir la importancia de la producción agrícola en la economía ecuatoriana.

3.2.3. Estudio explicativo

Con la finalidad de cumplir con el segundo objetivo de la investigación se aplica un estudio explicativo porque va más allá de la descripción de conceptos debido a que están dirigidos a responder las causas de los eventos físicos o sociales, en la presente investigación se aplica para determinar la causalidad entre la variable dependiente e independiente, mediante la aplicación de la prueba de causalidad de Granger.

3.2.4. Pruebas de estacionariedad

Según Gujarati & Porter (2010) una serie es estacionaria cuando la media y varianza son constantes, es decir, es estable a lo largo del tiempo. Para comprobar la estacionariedad de cada variable se aplica las pruebas de raíz unitaria.

3.2.4.1. Representación gráfica de las series

La primera herramienta descriptiva básica es el gráfico temporal, es de gran utilidad para observar el comportamiento de las series, si es estacionaria se refleja gráficamente que los valores de la serie tienden a oscilar alrededor de una media constante, es decir sus distribuciones de probabilidad se mantienen estables en el tiempo (Wooldridge, 2010). Si la serie es no estacionaria podemos evidenciar que los cambios en la media determinan una tendencia a crecer o decrecer a largo plazo, es decir, la serie no oscila alrededor de un valor constante (Villavicencio, Sin fecha).

3.2.4.2. Correlograma

Según Gujarati & Porter (2010) una prueba fácil de estacionariedad se basa en la función de autocorrelación FAC, el rezago k , denotado por p_k , se define como:

$$p_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

si graficamos p_k respecto de k , la gráfica se conoce con el nombre de correlograma poblacional. En la práctica debemos calcular la función de autocorrelación muestral \hat{p}_k , para ello debemos calcular la covarianza muestral $\hat{\gamma}_k$ y la varianza muestral $\hat{\gamma}_0$

$$\hat{\gamma}_k = \frac{\sum(Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{n}$$

$$\hat{\gamma}_0 = \frac{\sum(Y_t - \bar{Y})^2}{n}$$

La función de autocorrelación muestral en el rezago k es:

$$\hat{p}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0}$$

Y la gráfica de \hat{p}_k respecto a k se le conoce con el nombre de correlograma muestral, es posible a través de este método gráfico determinar si la serie es o no estacionaria, si observamos que los valores sobrepasan las líneas trazadas se demuestra la no estacionariedad de la serie y si observamos que no sobrepasa se entiende que es una serie de datos estacionarios.

3.2.4.3. Prueba Dickey-Fuller aumentada (ADF)

Según Gujarati & Porter (2010) en la prueba original de Dickey Fuller se supone que el término de error ε_t no está correlacionado, por lo que DF desarrollaron una prueba cuando dicho termino si esta correlacionado con el fin de que ε_t no sea ruido blanco, la cual se le conoce como Dickey-Fuller aumentada y consiste en estimar la siguiente regresión:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

donde ε_t es un término de error de ruido blanco y $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$, es el número de rezagos que debemos incluir en el modelo y se determina frecuentemente de manera empírica, la idea será incluir los términos suficientes para que el error no esté serialmente relacionado. Las hipótesis se presentan a continuación:

H_0 : La serie presenta una raíz unitaria y no es estacionaria.

H_1 : La serie no presenta raíz unitaria y es estacionaria.

3.2.4.4. Prueba de Phillips-Perron (PP)

Según Antunez (2010) esta prueba de raíz unitaria al igual que ADF plantean la hipótesis nula $\delta = 1$ en la ecuación

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

la diferencia consiste en que la prueba PP utiliza métodos estadísticos no paramétricos para evadir la correlación serial en los términos de error, sin añadir términos de diferencia rezagada en la ecuación.

Phillips-Perron parte de la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios y después el t-estadístico del coeficiente ρ es corregido. A continuación, se presentan las hipótesis:

H_0 : La trayectoria de la raíz unitaria con tendencia en la serie.

H_1 : Estacionalidad con tendencia de la serie

Si el t-student asociado al coeficiente de Y_{t-1} es mayor que el valor absoluto del valor crítico de MacKinnon, entonces se rechaza la hipótesis nula.

3.2.4.5. Prueba Kwiatkowski, Phillips, Smichdt y Shin (KPSS)

Según Antunez (2010) la principal diferencia con las anteriores pruebas de raíces unitarias es que la prueba KPSS como proponen sus autores se contrasta como hipótesis nula de estacionalidad en tendencias, en la actualidad es muy útil en la investigación, para saber si la serie está fraccionalmente integrada, sus hipótesis son:

H_0 : La serie es estacional en tendencia.

H_1 : La serie no presenta estacionalidad en tendencia.

3.2.5. Serie integrada de orden 1

Se dice que una serie está integrada de orden uno I (1) si al realizar las pruebas de raíz unitaria se comprueba que la serie tiene una raíz unitaria y además no es estacionaria, más adelante se detalla la metodología utilizada para este tipo de series.

3.2.6. Modelo de mínimos cuadrados ordinarios

El modelo MCO se atribuye al matemático alemán Carl Friedrich Gauss, este modelo presenta propiedades estadísticas novedosas que lo convierten en un modelo eficaz y popular por su análisis de regresión (Gujarati & Porter, 2010).

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \mu_i$$

Para nuestra investigación se utiliza el siguiente modelo:

$$\text{Precios Riobamba} = \beta_1 + \beta_2 \text{Precios Ambato} + \mu_i$$

3.2.6.1. Evaluación de autocorrelación y heteroscedasticidad

Según Gujarati & Porter (2010) la autocorrelación se define como la correlación entre las observaciones de las series de tiempo, es decir, las observaciones no son independientes. El modelo de regresión lineal supone que existe autocorrelación en los términos de perturbación μ_i , si:

$$E(\mu_i \mu_j) \neq 0 \quad ; \quad i \neq j$$

Se espera que un modelo de regresión lineal no presente autocorrelación, cuando:

$$cov(\mu_i, \mu_j | x_i, x_j) = E(\mu_i \mu_j) = 0 \quad ; \quad i \neq j$$

Además, se evalúa la heteroscedasticidad, debido a que uno de los requisitos básicos de los modelos de regresión lineal, es que el modelo debe presentar homoscedasticidad, es decir, igual dispersión o igual varianza. Sin embargo, si un modelo presenta heteroscedasticidad quiere decir que la varianza de los términos de perturbación μ_i no es igual en todas las observaciones realizadas,

$$E(\mu_i^2) = \sigma^2$$

3.2.7. Prueba de cointegración de Engle-Granger

Según Novales (2017) si partimos de y_t, x_t con orden de integración I(1), sus primera diferencias $\Delta y_t, \Delta x_t$ son estacionarias, entonces contrastamos la cointegración de y_t, x_t estimando la regresión,

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + v_t, t = 1, 2, \dots, T$$

y contrastando la estacionariedad de los residuos, como fue propuesto por Engle y Granger, quienes demostraron que si consideramos un vector z de variables con orden de integración I (1), se dice que dichas variables están cointegradas si encontramos una combinación lineal, definida por un vector α que se denomina vector de cointegración, tal que $\alpha'z$ es una variable aleatoria de naturaleza I(0), es decir una relación de cointegración entre las variables I(1) puede comprender asimismo alguna variable estacionaria I(0).

3.2.8. Contraste de cointegración de Johansen

Según Grande, Hernández, & Muñoz (2001) utilizamos el contraste de Johansen para encontrar las posibles combinaciones lineales estacionarias entre las variables, es decir relaciones de cointegración, además, estimamos un modelo de mecanismo de corrección de error con el objetivo de conocer el ajuste de equilibrio a largo plazo.

Según Novales (2017) si consideramos un vector autorregresivo $VAR_k(p)$,

$$y_t = \mu_t + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \epsilon_t$$

donde y_t es un vector de k variables no estacionarias, $I(1)$, x_t es un vector de variables deterministas y ϵ_t es un vector de innovaciones. El proceso VAR(p) puede denotar en forma de Modelo de Corrección del Error Vectorial VECM:

$$\Delta y_t = \mu_t + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \epsilon_t$$

con

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I_k = -\Phi(1), \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j, i = 1, 2, \dots, p - 1$$

Para el presente modelo no tomamos en cuenta la posible presencia de variables exógenas. Πy_{t-1} se conoce como término de corrección del error y es de gran importancia en el análisis de cointegración.

3.2.9. Modelo de corrección de errores

Si las variables están cointegradas, es decir, tienen una relación de equilibrio de largo plazo entre las mismas, es necesario conocer si presentan una relación en el corto plazo, por tan razón estimamos un modelo de corrección de errores:

$$\Delta Y = \delta_0 + \delta_1 \Delta X + \delta_2 U_{t-1} + \epsilon_t$$

3.2.10. Modelo de vectores autorregresivos VAR

Según Gujarati & Porter (2010) el término autorregresivo hace referencia por la aparición del valor rezagado de la variable dependiente y el término vector es atribuido porque tratamos con un vector de dos o más variables. El modelo VAR fue desarrollado por Sims y se aplica si hay verdadera simultaneidad entre algunas variables, todas deben tratarse en igualdad de condiciones, es decir no debe haber ninguna diferenciación entre variable dependiente e independiente.

La metodología VAR se parece a los modelos de ecuaciones simultáneas, pues considera diversas variables endógenas en la ecuación, sin embargo, cada variable endógena es explicada por sus valores retardados o pasados y por todos los valores rezagados de la otra variable endógena en el modelo. A continuación, se presentan las ecuaciones:

$$Y_t = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_j X_{t-j} + u_{1t}$$

$$X_t = \alpha' + \sum_{j=1}^k \theta_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_j X_{t-j} + u_{2t}$$

Donde:

Y_t = precio de la papa en el mercado mayorista Riobamba

X_t = precio de la papa en el mercado mayorista Ambato

$\beta_j, \gamma_j, \theta_j$ = Coeficientes

u_{1t}, u_{2t} = Perturbaciones o error

Para seleccionar los rezagos óptimos del modelo VAR, se analiza los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn.

3.2.10.1. Criterio de información Akaike (CIA)

Según Gujarati & Porter (2010) el criterio CIA impone una mayor penalización por añadir regresoras al modelo, el criterio proporciona un medio para la selección del modelo que tenga el menor valor, el cual se define como:

$$CIA = e^{2k/n} \frac{\sum \hat{u}_i^2}{n} = e^{2k/n} \frac{SCR}{n}$$

k = número de regresoras

n = número de observaciones

SCR = suma de cuadrados residuales

3.2.10.2. Criterio de información Schwarz (CIS)

Según Gujarati & Porter (2010) el criterio CIS impone una mayor penalización que CIA, de igual forma para seleccionar el modelo se toma en cuenta el menor valor, porque mientras más pequeño sea el valor, mejor será el modelo. CIS se define como:

$$CIS = n^{k/n} \frac{\sum \hat{u}^2}{n} = n^{k/n} \frac{SCR}{n}$$

3.2.10.3. Criterio de información de Hannan-Quinn (HQ)

El criterio HQ frecuentemente se utiliza para seleccionar un modelo entre un conjunto de modelos, HQ incluye un término de penalización mayor que CIA por el número de parámetros en el modelo, se define:

$$HQ = n \times \ln \frac{SCR}{n} + 2 \times k \times \ln(\ln n)$$

3.2.11. Causalidad de Granger

Según Koop (2000) los acontecimientos pasados pueden ocasionar sucesos que ocurran en la actualidad, es decir, si un hecho A ocurre antes que un suceso B, es probable que A cause a B. Pero no es posible que B cause A, en otras palabras, el tiempo no corre hacia atrás. Además, según Montero (2013) si una variable retardada está correlacionada con valores futuros de la otra variable, entonces se dice que una variable es causa de la otra según Granger. La prueba conlleva la estimación de las siguientes ecuaciones:

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} + u_{1t}$$

$$X_t = \sum_{i=1}^n \gamma_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j Y_{t-j} + u_{2t}$$

Donde se presume que las perturbaciones u_{1t} y u_{2t} no están correlacionadas, en nuestro modelo existen dos variables, por tanto tratamos con una causalidad bilateral y se distingue cuatro casos (Gujarati & Porter, 2010):

1. Causalidad unidireccional de X hacia Y es la correcta si los coeficientes estimados de la variable X rezagada son estadísticamente diferentes de cero y si los coeficientes estimados sobre Y rezagado no es estadísticamente diferente de cero.
2. Hay causalidad unidireccional de Y hacia X si los coeficientes de X rezagada no son estadísticamente diferentes de cero y si los coeficientes de Y rezagado es estadísticamente diferente de cero.
3. Causalidad bilateral se da cuando los coeficientes de las dos ecuaciones son estadísticamente significativos, es decir diferentes de cero.
4. Independencia cuando los coeficientes de las dos ecuaciones no son estadísticamente significativos.

3.2.12. Función impulso-respuesta

Una vez estimado el modelo VAR analizamos que las perturbaciones de las observaciones no estén correlacionadas, es decir que el modelo no presente autocorrelación, del mismo modo analizamos que no presente heterocedasticidad, en otras palabras, que las varianzas de los errores sean iguales en todas las observaciones. También, analizamos que los residuos sean normales en el modelo. Finalmente deducimos que el modelo VAR es apropiado para graficar la función impulso-respuesta.

Según Gujarati & Porter (2010) en la estimación de los modelos VAR se analiza la función impulso-respuesta con el fin de determinar la reacción de cada una de las variables ante choques inesperados en alguna de ellas, en la presente investigación se analiza la reacción de los precios del mercado mayorista Riobamba ante un shock inesperado de los precios del mercado mayorista Ambato.

3.2.13. Serie integrada de orden 0

Se dice que una serie está integrada de orden cero I (0) si al realizar las pruebas de raíz unitaria se evidencia que la serie no tiene raíz unitaria y además es estacionaria. A continuación, se describe la metodología que se utilizará en el caso de que las series estén integradas de orden cero.

3.2.13.1. Modelo autorregresivo distribuido rezagado (ADR)

Según Rodó (2021) es una regresión que comprende una nueva variable independiente rezagada en la ecuación, a parte de la variable dependiente rezagada ya existente. Es decir, el modelo ADR es una regresión ampliada del modelo autorregresivo AR de orden p, que contiene una variable independiente en un periodo de tiempo anterior en comparación con la variable dependiente. El modelo ADR se expresa como ADR (p, q), donde:

p = periodos rezagados de la variable dependiente (Y)

q = periodos rezagados de la variable independiente (X)

Modelo AR(p):

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p}$$

Nueva variable independiente rezagada:

$$Y_t = \delta_1 X_{t-1} + \delta_2 X_{t-2} + \dots + \delta_p X_{t-q}$$

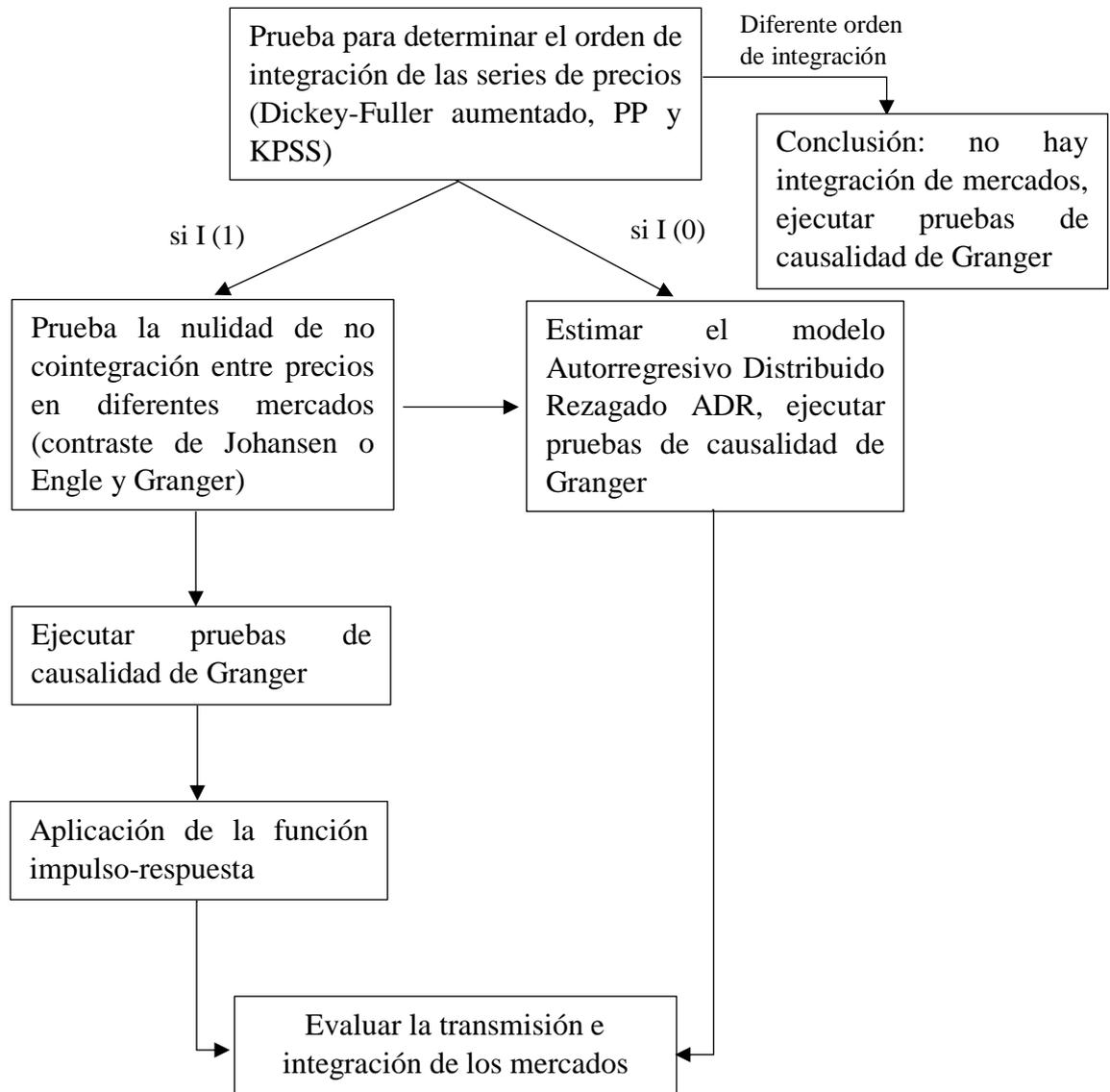
Modelo ADR (p, q):

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + \delta_1 X_{t-1} + \delta_2 X_{t-2} + \dots + \delta_p X_{t-q}$$

El segundo paso es estimar un modelo VAR con los rezagos óptimos, y finalmente estimaremos el modelo de causalidad de Granger para demostrar si existe o no transmisión de precios.

Se utilizará el software econométrico EViews y el software Excel para obtener resultados críticos y analizables con métodos estadísticos confiables para su autenticidad.

A continuación, se describe en un diagrama la secuencia de las pruebas a aplicar para comprobar la integración de mercados y la transmisión de precios:



Fuente: Rapsomanikis, Hallam y Conforti (2004)

Elaborado por: Carvajal (2021)

3.3. Operacionalización de las variables

3.3.1. Variable independiente: Precio de papa en el mercado mayorista Ambato

Tabla 3: Variable independiente: Precio de papa en el mercado mayorista Ambato

Variable Independiente	Definición	Categorías o Dimensiones	Indicadores	Ítems básicos	Características de la Variable	Técnicas (T) e Instrumentos (I)
Precio de papa en el mercado mayorista Ambato	Es el monto de dinero asignado a un producto o servicio, o la suma de los valores que los compradores intercambian por los beneficios de tener o usar o disfrutar un bien o un servicio.	Precio de la papa	Precio promedio mensual	Índice de precios promedio mensuales expresados en USD/kg	Escala: Intervalo Tipo: Numérica	Procesamiento y análisis de datos del Sistema de Información Pública Agropecuaria del Ecuador SIPA

Fuente: Elaboración propia

3.3.2. Variables dependientes: Precio de papa en el mercado mayorista Riobamba

Tabla 4: Variables dependientes: Precio de papa en el mercado mayorista Riobamba

Variable Dependiente	Definición	Categorías o Dimensiones	Indicadores	Ítems básicos	Características de la Variable	Técnicas (T) e Instrumentos (I)
Precio de papa en el mercado mayorista Riobamba	El precio es la cantidad necesaria para adquirir un bien, un servicio u otro objetivo. Suele ser una cantidad monetaria.	Precio de la papa	Precio promedio mensual	Índice de precios promedio mensuales expresados en USD/kg	Escala: Intervalo Tipo: Numérica	Procesamiento y análisis de datos del Sistema de Información Pública Agropecuaria del Ecuador SIPA

Fuente: Elaboración propia

CAPÍTULO IV

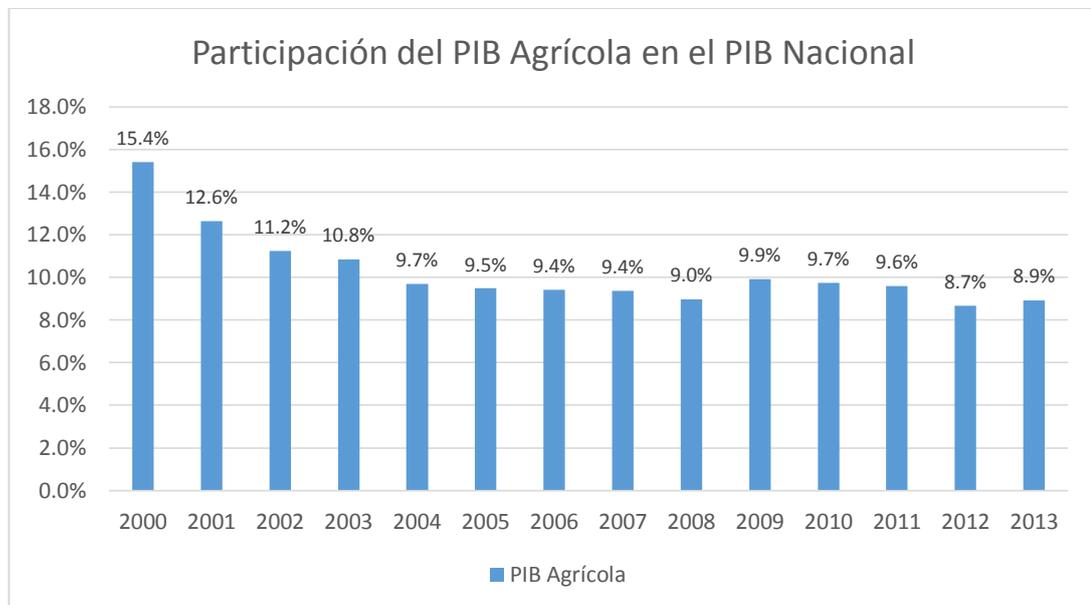
RESULTADOS

4.1. Resultados y discusión

4.1.1. Análisis descriptivo de la producción agrícola en el Ecuador

Con el propósito de cumplir con el primer objetivo de la investigación, a continuación, se describe la importancia de la producción agrícola en la economía ecuatoriana, se analiza la contribución del sector agrícola en la producción total y el aporte a la generación de empleo:

Gráfico 1: Participación del PIB Agrícola en el PIB Nacional Real-Anual en (%)



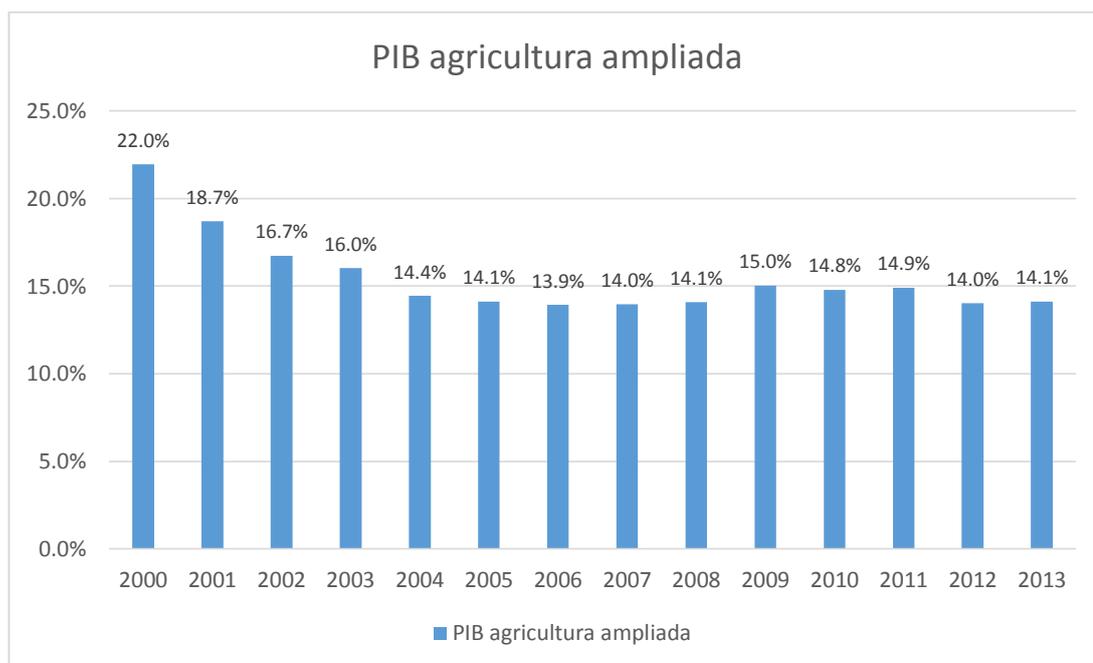
Nota: El PIB agrícola incluye agricultura, ganadería, acuicultura y pesca.

Fuente: Banco Central del Ecuador

Hasta 1970 el PIB agrícola representaba alrededor del 30% del PIB nacional, el país era considerado eminentemente agrícola, sin embargo, a inicios de los años 70 su economía se inclina hacia las exportaciones de petróleo crudo, relegando al sector agrícola. Durante los años 80 la agricultura representó el 19% del producto interno bruto. Así mismo para la década de los 90 la participación de la agricultura en la economía ecuatoriana representó el 21% del PIB debido a la aplicación de políticas agrícolas orientadas a la exportación, favoreciendo principalmente a productos no tradicionales como es el caso de las flores.

Según datos del Banco Central la participación en 2000 tan solo representó el 15,4% del PIB y en el año 2013 el PIB agrícola pasó a representar el 8,9%, mostrando una pérdida de importancia en el siglo XXI, algunos factores lo explican, por ejemplo un mayor dinamismo en otros sectores económicos, abandono de la agricultura, además el insuficiente apoyo gubernamental a la pequeña y mediana agricultura desalienta al sector.

Gráfico 2: Participación del PIB agricultura ampliada en el PIB Nacional Real-Anual (%)

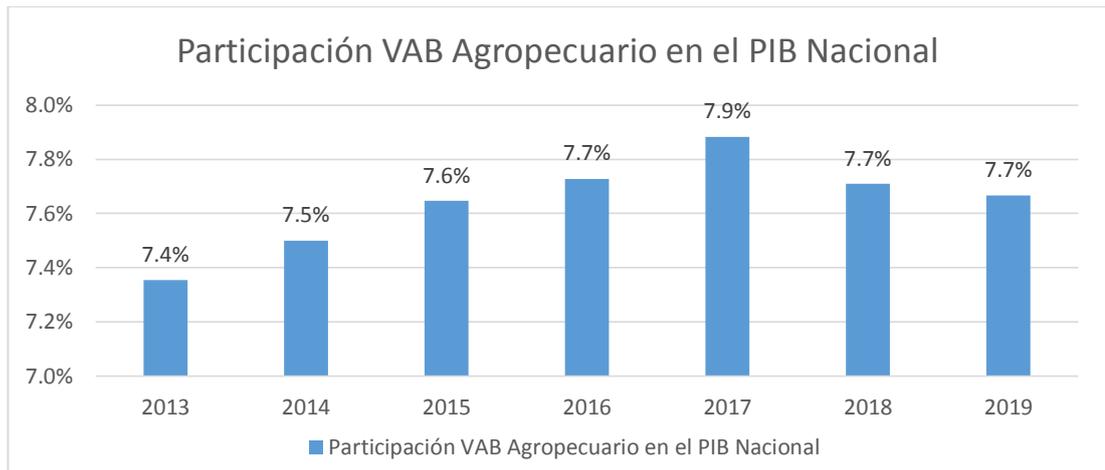


Nota: El PIB agricultura ampliada está compuesto por el sector agrícola primario más la manufactura de origen agropecuario

Fuente: Banco Central del Ecuador

Según datos del Banco Central del Ecuador en el año 2013 el sector agropecuario bajo la noción ampliada, es decir incluyendo el valor de la producción destinada a la agroindustria, fue la actividad económica que más contribuyó al PIB global, aportando un 14.1%. Desde el año 2000 al 2013 el PIB agricultura ampliada registró un decrecimiento considerable en la participación del PIB total, sin embargo, la importancia social de las actividades agropecuarias es indudable porque es la base económica para la supervivencia de los aproximadamente 3,3 millones de personas que dependen de la agricultura para su sustento y además es la base de la alimentación de los ecuatorianos debido a que el 97% de los alimentos básicos que consume Ecuador son de producción propia.

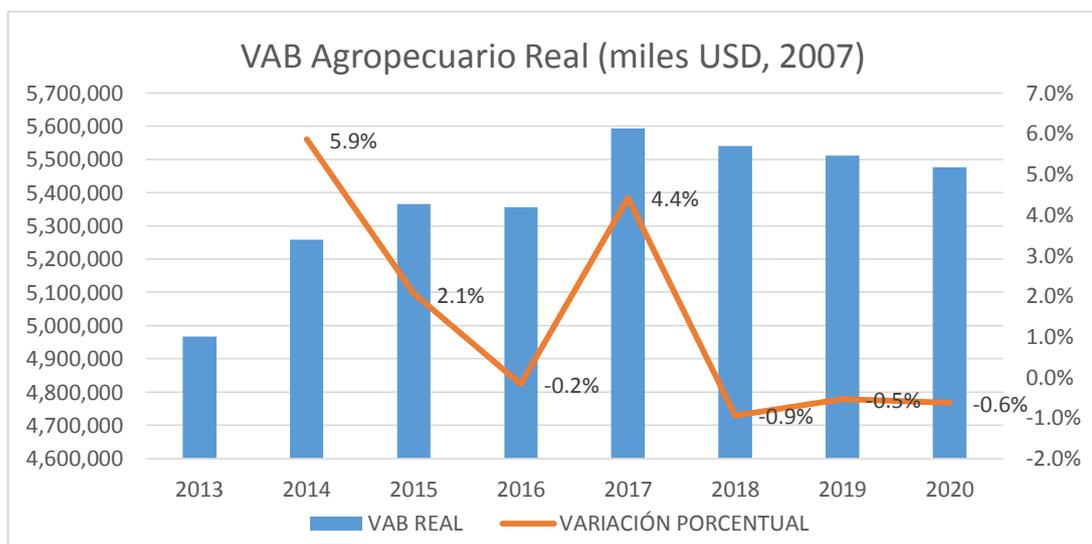
Gráfico 3: Participación del VAB Agropecuario en el PIB Nacional (%)



Fuente: Banco Central del Ecuador, 2020

El gráfico 3 muestra la participación del VAB Agropecuario en el PIB desde el periodo 2013 al 2019, dentro del VAB agropecuario se considera al sector agrícola, pecuario y silvícola. La participación del VAB agropecuario en la economía ecuatoriana desde el 2013 al 2019 tan solo se ha incrementado un 0.3%, en el año 2013 registra una participación de 7.4% la cual se ha ido incrementado 0.1% hasta el año 2016 y 0.2% en el año 2017, sin embargo, en el año 2018 registra un decremento de 0.2% y para el año 2019 el VAB mantuvo su participación en el PIB. La tendencia decreciente del VAB agropecuario refleja menos dinamismo de la agricultura frente a los otros sectores, no obstante, el sector agropecuario es uno de los principales motores de la economía ecuatoriana tanto en el ámbito económico como en el social.

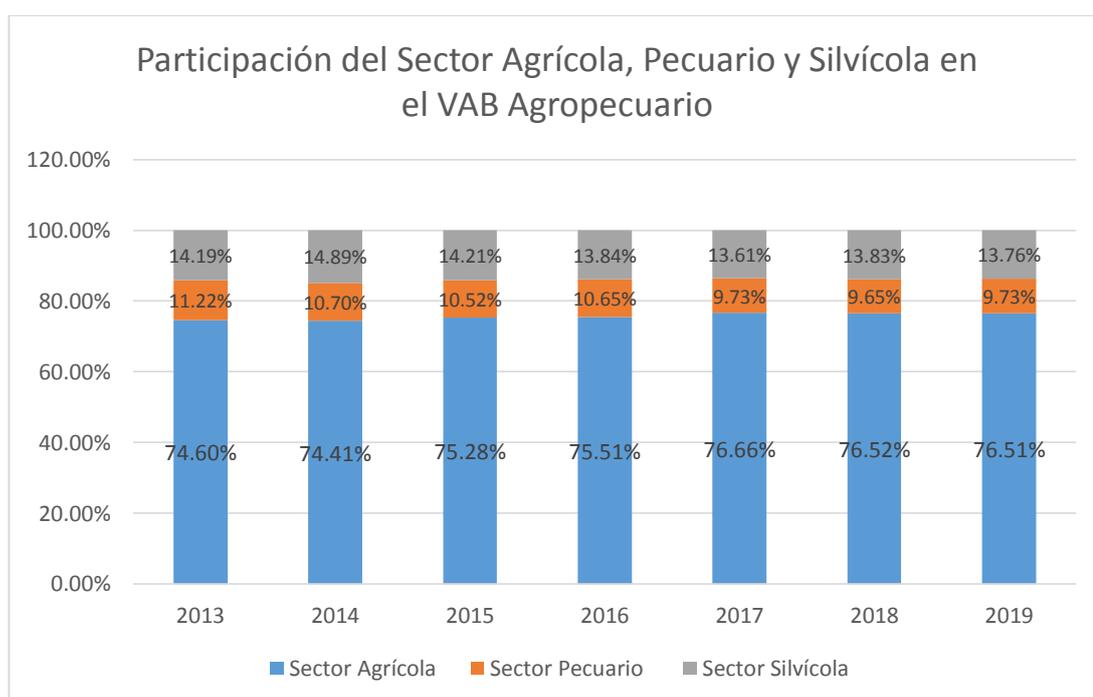
Gráfico 4: Valor Agregado Bruto (VAB) Agropecuario Real-Anual en miles USD



Fuente: Banco Central del Ecuador (BCE)

El valor agregado bruto es una variable macroeconómica que mide el valor de los bienes y servicios producidos por un país, restando el consumo intermedio de la producción. En la gráfica 2 se analiza el VAB agropecuario Real en el periodo 2013-2020, el año que registro menor valor VAB fue en el 2013 con USD 4,967 millones y el año que registro mayor valor VAB fue en 2017 con USD 5,593 millones. Desde el 2017 se registra un leve decrecimiento del valor agregado bruto por tanto en el año 2019 y 2020 se registra USD 5,511 y USD 5.476 millones respectivamente, lo que significó un decremento de 0.01%.

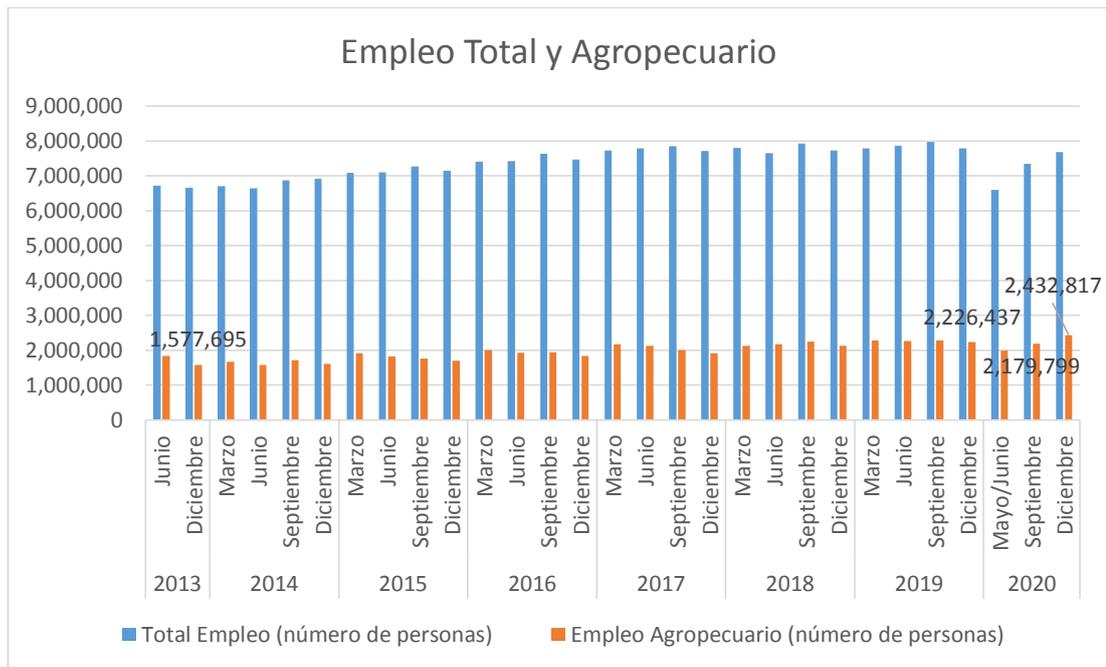
Gráfico 5: Participación del Sector Agrícola, Pecuario y Silvícola en el VAB Agropecuario Real-Anual (%)



Fuente: Banco Central del Ecuador (BCE)

El VAB agropecuario está compuesto por el sector agrícola, pecuario y silvícola, el sector con mayor participación es el agrícola pues representa aproximadamente tres cuartas partes del VAB agropecuario, la participación del sector agrícola en la economía nacional se ha incrementado 1.91% desde el 2013 al 2019, sin embargo, el sector pecuario y silvícola registran un leve decrecimiento de 1.49% y 0.43% respectivamente.

Gráfico 6: Participación del Empleo Agropecuario en el Empleo Total
(miles de personas)

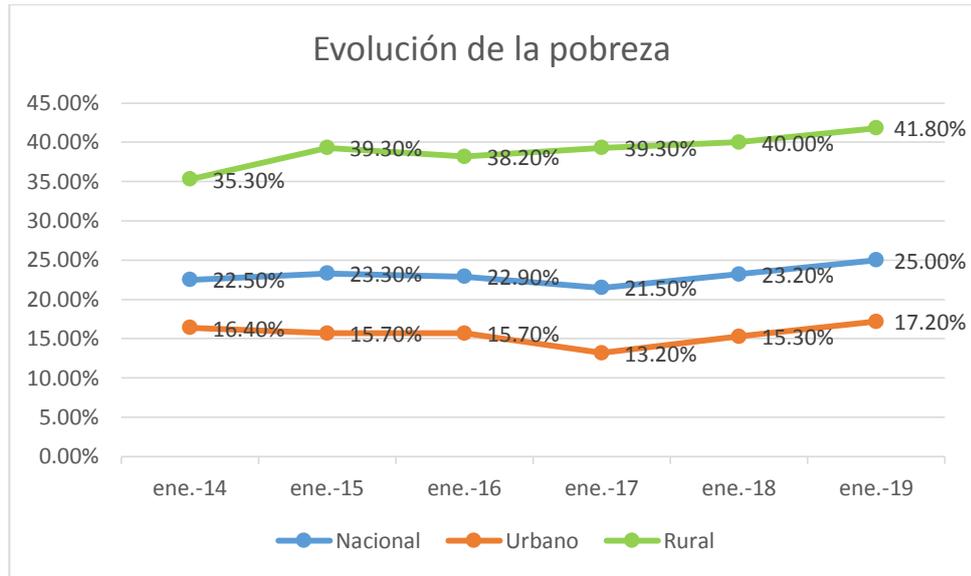


Fuente: Banco Central del Ecuador

El sector agropecuario no solo es importante por su contribución a la producción, sino también por tener la capacidad de crear y mantener una significativa proporción de empleo nacional. Como se aprecia en el gráfico 6 el empleo agropecuario en el año 2013 representó la cuarta parte del total de ocupados con aproximadamente 1'577.695 personas. Para el cuarto trimestre del 2019 el empleo agropecuario tuvo una participación del 28.6% en el empleo total lo que significa que 2'226.437 dependieron de la agricultura. Sin embargo, para el segundo semestre del año 2020 aproximadamente 1'982.511 personas dependieron del empleo agropecuario, no obstante, para los dos periodos siguientes del 2020 registro un leve crecimiento en el número de personas dedicadas a la agricultura, 2'179.799 para el tercer trimestre y 2'432.817 para el cuarto trimestre del año mencionado.

Por otro lado, para los indicadores laborales rurales desde el año 2013 al 2020 el mayor porcentaje es para la tasa de empleo no pleno, según el INEC las personas con otro empleo no pleno son aquellas que no han trabajado 40 horas a la semana y no llegan al salario mínimo o que han trabajado 40 horas o más pero no alcanzan el salario mínimo como ingreso, para el cuarto trimestre del 2013 esta condición de empleo agropecuario represento el 40.1% y para el 2020 represento el 33.9%.

Gráfico 7: Evolución de la pobreza Nacional, Urbano y Rural en Ecuador (%)



Fuente: Banco central del Ecuador

Es importante analizar la evolución de la pobreza durante los últimos años, para el 2014 el índice de pobreza nacional fue de 22.50% sin embargo para el 2019 se registró un incremento pasando a formar el 25%. Cabe recalcar que el índice de pobreza en la zona rural en 2014 era menor que en 2019, de 35.30% se incrementó a 41.80%, valores no muy lejanos al índice de pobreza de los trabajadores agropecuarios que para el año 2018 fue de 39%.

Gráfico 8: Participación de la papa (tubérculo fresco) en la Producción Nacional

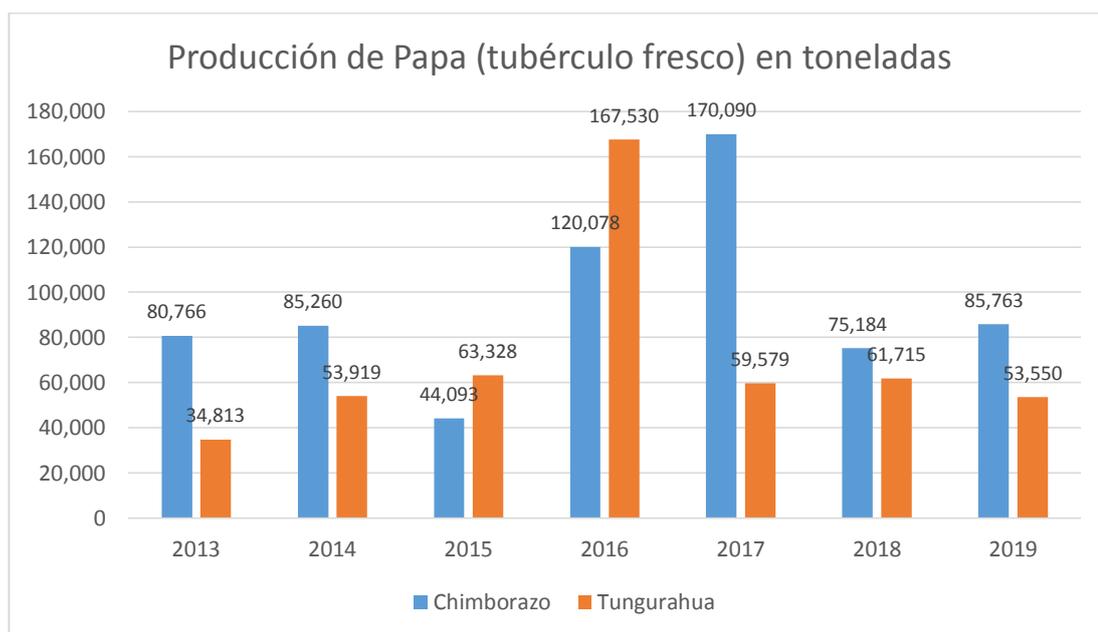


Fuente: Ministerio de Agricultura y Ganadería

Las provincias que se dedican a la producción de papa en el Ecuador son: Carchi, Chimborazo, Tungurahua, Bolívar, Pichincha, Cotopaxi, Azuay, Imbabura, Cañar, Loja y Sucumbios. En el 2019 tres provincias ocuparon los primeros lugares en cuanto a la participación de la papa en la producción nacional, la provincia de Carchi represento el 38.01% de la producción de la papa, un 16.57% le pertenece a la provincia de Chimborazo y un 10.34% representa la provincia de Tungurahua. Para la investigación nos centraremos en los mercados mayoristas de acopio y redistribución situados en Tungurahua y Chimborazo.

En el año 2019 el producto agrícola papa (tubérculo fresco) se posicionó en el puesto 10 entre los principales cultivos a nivel nacional, la superficie plantada y cosechada corresponde a 22,107 hectáreas, mientras que la producción en toneladas corresponde a 517,655.

Gráfico 9: Producción de papa (tubérculo fresco) en toneladas en las Provincias de Tungurahua y Chimborazo



Fuente: Ministerio de Agricultura y Ganadería

En los últimos años ha existido mucha variación en la producción de papa pues los picos más altos se produjeron en 2016 y 2017, en el año 2016 la provincia de Tungurahua tuvo mayor producción que Chimborazo pues alcanzo un 19% de la participación a nivel nacional con 167.530 toneladas del tubérculo fresco. No obstante, para el año 2017 la provincia de Chimborazo obtuvo una participación de 27.45% a

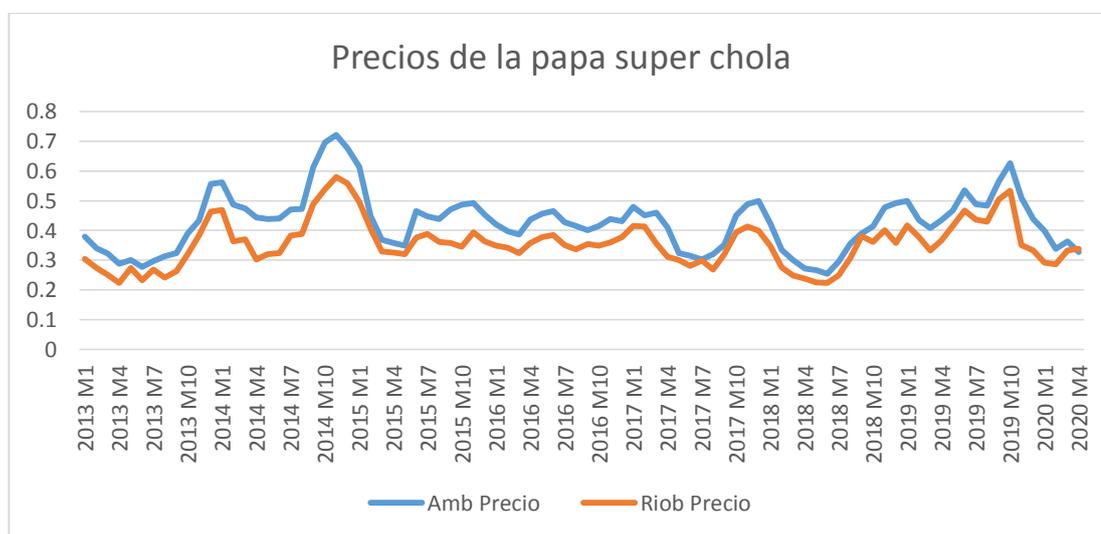
nivel nacional con 170.090 toneladas del producto agrícola. En el año 2019 la producción de papa en Chimborazo experimento un leve crecimiento con respecto al año 2018, sin embargo, para Tungurahua no sucedió lo mismo pues hubo un leve decremento de la producción.

Los cantones que cultivan papa en la provincia de Tungurahua son: Quero, Píllaro, Ambato, Pelileo, Tisaleo y Mocha. En la provincia de Chimborazo se cultiva la papa en 9 cantones, siendo los más importantes Riobamba, Colta y Guamote.

Las provincias de Tungurahua y Chimborazo cuentan con 0.67% y 8.11% de áreas óptimas para el cultivo de papa pues poseen accesibilidad a servicios e infraestructura de apoyo a la producción, un 12.04% y 8.66% pertenecen a las áreas moderadas que presenta limitaciones ligeras y pueden ser mejoradas para una buena práctica del cultivo, además el 9.53% y 21.39% de las áreas no tiene acceso a servicios ni infraestructura que apoya a la producción lo que impide el desarrollo normal del cultivo.

Nuestra investigación se centra en el producto agrícola papa super chola pues a nivel nacional en el año 2019 fue la más utilizada por los agricultores con un 59% de participación y además proporciona un mayor rendimiento, esta variedad es reconocida por su gran tamaño y adaptabilidad a las condiciones agroclimáticas.

Gráfico 10: Precio Promedio de la papa super chola del mercado mayorista Ambato y Riobamba (USD)/Kg



Fuente: Ministerio de Agricultura y Ganadería

Analizamos el comportamiento de los precios de la papa super chola y se observa que el pico más alto fue en el mes de noviembre del año 2014 para el mercado mayorista Ambato el precio promedio llegó a USD 32,73 y para el mercado mayorista Riobamba fue de USD 26,27. También se encontró un precio alto para el mes de octubre del 2019, USD 28,67 para el mercado Ambato y USD 24,39 para el mercado Riobamba. Sin embargo, para los meses de marzo y abril del año 2020 los precios en los 2 mercados experimentaron un decrecimiento pues se encontraban alrededor de 15 y 16 dólares por quintal, esto puede ser explicado por la crisis sanitaria que atravesó el Ecuador en dichos meses.

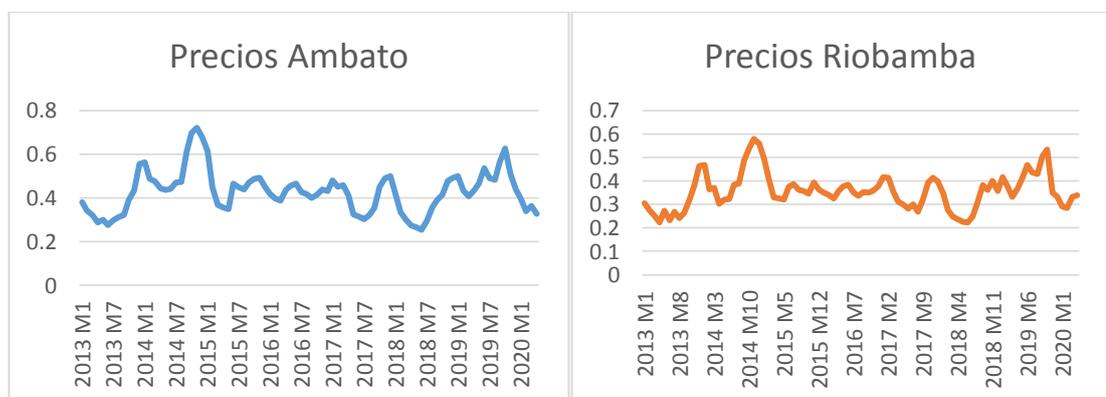
Con el propósito de cumplir con el segundo objetivo de la investigación, a continuación, se estiman los contrastes de cointegración de Johansen y Engle y Granger, se ejecuta las pruebas de causalidad de Granger a través de un VAR y finalmente se analiza un gráfico de impulso-respuesta:

4.1.2. Pruebas de estacionariedad y aplicación del test de raíz unitaria

4.1.2.1. Representación gráfica de las series de precios

Con el fin de evidenciar si una serie es o no estacionaria, centramos nuestro análisis en la tendencia y el gráfico es la primera aproximación que permite identificar si una serie presenta o no tendencia.

Gráfico 11: Tendencia de las variables, precio en el mayorista Ambato y Riobamba



Fuente: Ministerio de Agricultura y Ganadería

El gráfico anterior muestra que las variables no evidencian poseer una tendencia, además se analiza el correlograma (ver en Anexos) donde muestra que no tiene un

decrecimiento suavizado, por el contrario es un decrecimiento abrupto porque para las dos series en el tercer rezago la autocorrelación llega a hacer cero, sin embargo, no podemos afirmar que son series estacionarias, por lo cual es necesario aplicar pruebas adicionales para comprobar si tiene o no raíz unitaria, es decir, es o no estacionaria, las pruebas que se aplican son Dickey Fuller aumentada, Phillips y Perron y KPSS, se utilizó el software Eviews y los resultados se muestran a continuación:

4.1.2.2. Prueba Dickey Fuller, Phillips-Perron y KPSS

Tabla 5: Prueba Dickey Fuller aumentada

Prueba Dickey-Fuller aumentada ADF						
H ₀ = La serie presenta una raíz unitaria y no es estacionaria						
H ₁ = La serie no presenta una raíz unitaria y es estacionaria						
Número de rezagos: 6						
Número de observaciones: 88						
Variable	Niveles				Primeras diferencias	
	Intercept		Intercept & trend		Estadístico t	Prob.
	Estadístico t	Prob.	Estadístico t	Prob.		
Precios Ambato	-2.605309	0.0961	-2.743439	0.2226	-5.547972	0.0000
Precios Riobamba	-2.807716	0.0616	-2.781710	0.2083	-6.365148	0.0000
Valores críticos MacKinnon	5 por ciento -2.897678		5 por ciento -3.466248		5 por ciento -2.898145	

La tabla 5 muestra los resultados de la prueba ADF, se analiza la serie de precios de Ambato y Riobamba, el número de rezagos se determinó empleando el criterio del investigador, los cuales fueron 6 rezagos y se obtiene que para las series en niveles el valor absoluto de t calculado es menor que el t de la tabla de MacKinnon, de igual forma el valor p es mayor a 0.05; por lo tanto, la prueba ADF permite aceptar la hipótesis nula y rechazar la hipótesis alternativa, deducimos que las series presentan una raíz unitaria y no es estacionaria. De la misma manera analizamos los resultados para las primeras diferencias, se obtiene que el estadístico t es mayor al valor de MacKinnon y el valor p es menor a 0.05; por consiguiente, rechazamos la hipótesis

nula con un 95% de confianza, las series no presentan raíz unitaria. Las series en niveles están integradas de orden 1, sin embargo, en sus primeras diferencias las series se vuelven estacionarias, por tanto, concluimos que las series de precios de Ambato y Riobamba están integradas de orden uno I(1).

Tabla 6: Prueba Phillips-Perron

Prueba Phillips-Perron PP						
H ₀ = La serie presenta una raíz unitaria con tendencia						
H ₁ = La serie es estacional con tendencia						
Número de rezagos: 6						
Número de observaciones: 88						
Variable	Niveles				Primeras diferencias	
	Intercept		Intercept & trend		Estadístico t	Prob.
	Estadístico t	Prob.	Estadístico t	Prob.		
Precios Ambato	-2.747950	0.0702	-2.711880	0.2346	-5.635475	0.0000
Precios Riobamba	-2.825109	0.0589	-2.997249	0.1390	-7.376198	0.0000
Valores críticos	5 por ciento		5 por ciento		5 por ciento	
MacKinnon	-2.895109		-3.462292		-2.895512	

La tabla 6 muestra los resultados de la prueba PP, se analiza la serie de precios de Ambato y Riobamba, el número de rezagos es 6 y se determinó empleando el criterio del investigador y se obtiene que para las series en niveles con intercepto el valor absoluto de t calculado es menor que el t de la tabla de MacKinnon, así mismo el valor p es mayor a 0.05; en consecuencia, aceptamos la hipótesis nula y rechazamos la hipótesis alternativa, las series presentan una raíz unitaria. De igual forma analizamos las series con intercepto y tendencia, se obtiene que el valor t calculado es menor que el t de la tabla, el valor p es mayor que 0.05 por lo que aceptamos la hipótesis nula, es decir, la serie presenta una raíz unitaria. De la misma manera analizamos los resultados para las primeras diferencias, se obtiene que el estadístico t es mayor al valor de MacKinnon y el valor p es menor a 0.05; por consiguiente, rechazamos la hipótesis nula con un 95% de confianza, la serie es estacional. Concluimos que las series de precios de Ambato y Riobamba son integradas de orden uno I(1).

Tabla 7: Prueba Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin

Prueba KPSS			
H ₀ = La serie es estacionaria			
H ₁ = La serie no es estacionaria			
Número de rezagos: 6			
Número de observaciones: 88			
Variable	Niveles		Primeras diferencias
	Intercept	Intercept & trend	
	Estadístico t	Estadístico t	Estadístico t
Precios Ambato	0.102277	0.096750	0.047632
Precios Riobamba	0.089993	0.094086	0.029419
Valores críticos MacKinnon	5 por Ciento	5 por Ciento	5 por ciento
	0.463000	0.146000	0.463000

La tabla 7 muestra los resultados de la prueba KPSS, se analiza la serie de precios de Ambato y Riobamba, el número de rezagos óptimos se determinó empleando el criterio del investigador y se obtiene que para las series en niveles el estadístico t calculado es menor que el t de la tabla de MacKinnon, de igual forma analizamos los resultados para las primeras diferencias, el estadístico t es menor que el t de la tabla, por esta razón aceptamos la hipótesis nula y rechazamos la hipótesis alternativa, es decir, las series son estacionarias. Concluimos que las series de precios de Ambato y Riobamba según la prueba KPSS son integradas de orden cero I(0), este resultado puede deberse a que no se está trabajando con los rezagos óptimos para el modelo.

Una vez realizada las pruebas ADF y PP se encontró que las series están integradas de orden uno, es decir son I(1), como lo demostraron Alonso & Montoya (2006), Alonso & Estrada (2016) y Alonso & Bonilla (2018) en sus investigaciones, una vez establecido el orden de integración de las dos series, procedemos comprobar la cointegración a través del contraste de Engle y Granger y Johansen.

Para comprobar la cointegración de Engle y Granger, primero corremos un modelo de mínimos cuadrados ordinarios y obtenemos los residuos o errores.

4.1.3. Estimación del modelo de mínimos cuadrados ordinarios

Tabla 8: Modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios

Modelo MCO				
Variable Dependiente: Precio Riobamba				
Observaciones incluidas: 88				
2013 M01 – 2020 M04				
Variable	Coefficiente	Desviación Típica	Estadístico t	Valor p
Constante	0.033637	0.012255	2.744686	0.0074 ***
Precio Ambato	0.752733	0.027961	26.92049	0.0000 ***
R-cuadrado	0.893921	Media de la vble. dep.		0.355550
R- cuadrado ajustado	0.892687	D.T. de la vble. dep.		0.076838
D.T. de la regresión	0.025171	Criterio de Akaike		-4.503786
Suma de cuad. residuos	0.054488	Criterio de Schwarz		-4.447483
Log-verosimilitud	200.1666	Criterio de Hannan-Quinn		-4.481103
F-estadístico	724.7130	Durbin-Watson		1.105130
Valor p (de F)	0.000000			

La tabla 8 muestra los resultados del modelo MCO, con 88 observaciones desde enero del 2013 a abril del 2020, como variable independiente los precios de Ambato y como variable dependiente los precios de Riobamba, los resultados muestran un valor p para la constante de 0.0074, este valor es menor que 0.05, por lo tanto, es estadísticamente significativo, de igual manera el valor p para la variable precios Ambato es 0.0000, siendo menor a 0.05, se deduce que es estadísticamente significativo, es decir, la variable precios Ambato debe estar incluida en el modelo para explicar el comportamiento de los precios del mercado mayorista Riobamba. Los coeficientes del modelo nos permiten construir la recta:

$$\text{Precio Riobamba} = 0.033637 + 0.752733 \text{ Precio Ambato} + \mu$$

La relación existente entre las variables es positiva, esto se puede comprobar observando los signos de los coeficientes y en este caso son todos positivos. La relación es directamente proporcional, es decir, si existe un incremento en los valores

de la variable independiente, generará un incremento en la variable dependiente. Por lo tanto, si el precio del mercado mayorista Ambato se incrementa un dólar, el precio del mercado mayorista Riobamba aumentará en 0.75 dólares.

El coeficiente de determinación, R cuadrado obtenido corresponde a 0.893921, este valor indica que el 89.3% de la variabilidad de la variable Y es explicada por el modelo de regresión, los datos en la ecuación se ajustan bien, es decir, el grado de ajuste es alto. El R cuadrado ajustado corresponde a 0.892687. El valor p de la prueba de significancia global obtenido es 0.000000; es decir es menor a 0.05 por lo tanto con un 95% de confianza nuestro modelo es globalmente significativo. El valor de Durbin-Watson corresponde a 1.105130, es decir, nuestro modelo posee autocorrelación, más adelante corregiremos este problema.

4.1.4. Evaluación de autocorrelación y heteroscedasticidad

En la tabla 8 se demostró mediante Durbin-Watson que el modelo tiene autocorrelación, para comprobar si realmente tiene autocorrelación, utilizamos el test de Breusch-Godfrey reportados en la siguiente tabla:

Tabla 9: Prueba de Breusch-Godfrey

Prueba de Breusch-Godfrey de correlación serial LM			
H ₀ = No existe autocorrelación			
H ₁ = Existe autocorrelación			
Número de observaciones: 88			
F-statistic	19.35150	Prob. F(1,85)	0.0000
Obs*R-cuadrado	16.31919	Prob. Chi-cuadrado(1)	0.0001

La tabla 9 muestra los resultados de la prueba de Breusch-Godfrey, con 88 observaciones, los resultados muestran un valor de 0.0000 para la probabilidad F, así mismo un valor de 0.0001 para la probabilidad de Chi-cuadrado, siendo valores menores a 0.05, se rechaza la hipótesis nula y se acepta la hipótesis alternativa, el modelo presenta autocorrelación.

Para corregir la presencia de autocorrelación en el modelo, se añade una variable autoregresiva de primer orden AR(1).

Tabla 10: Corrección de la autocorrelación

Modelo MCO				
Variable Dependiente: Precio Riobamba				
Observaciones incluidas: 88				
2013 M01 – 2020 M04				
Variable	Coefficiente	Desviación Típica	Estadístico t	Valor p
Constante	0.037125	0.020994	1.768370	0.0806
Precio Ambato	0.745440	0.049818	14.96335	0.0000***
AR(1)	0.439204	0.100742	4.359706	0.0000***
SIGMASQ	0.000505	6.74E-05	7.500012	0.0000***
R-cuadrado	0.913405	Media de la vble. dep.		0.355550
R- cuadrado ajustado	0.910312	D.T. de la vble. dep.		0.076838
D.T. de la regresión	0.023011	Criterio de Akaike		-4.658839
Suma de cuad. residuos	0.044480	Criterio de Schwarz		-4.546232
Log-verosimilitud	208.9889	Criterio de Hannan-Quinn		-4.613472
F-estadístico	295.3430	Durbin-Watson		1.945099
Valor p (de F)	0.000000			

La tabla 10 muestra los resultados del modelo MCO con corrección de la autocorrelación, con 88 observaciones, los resultados muestran un valor p de 0.0000 para la variable precio Ambato y para la variable autoregresiva AR(1), siendo menor a 0.05, por lo tanto, es estadísticamente significativo para el modelo, las variables mencionadas deben estar incluidas en el modelo para explicar el comportamiento de la variable Y. Construimos la recta a partir de los coeficientes:

$$\text{Precio Riobamba} = 0.037125 + 0.745440 \text{ Precio Ambato} + 0.439204 \text{ AR}(1) + \mu$$

Los cuales muestran una relación positiva entre las variables, esto se puede comprobar observando los signos positivos de los coeficientes. Además, la relación es

directamente proporcional porque si el precio del mercado mayorista Ambato se incrementa en un dólar, el precio del mercado mayorista Riobamba aumentará en 0.74 dólares.

El coeficiente R cuadrado corresponde a 0.913405, indica que el 91.3% de la variación de la variable Y es explicada por el modelo de regresión, el grado de ajuste es alto, además, evidenciamos que con la corrección de la autocorrelación hay un incremento de dos puntos porcentuales con respecto al R cuadrado de la tabla 8 que fue de 89.3%. El valor p de F obtenido es 0.000000, siendo menor a 0.05 se deduce que nuestro modelo es globalmente significativo. El valor de Durbin-Watson corresponde a 1.945099 es un valor cercano a 2 lo que confirma que ya no existe autocorrelación en nuestro modelo.

Heterocedasticidad

Comprobamos si nuestro modelo MCO presenta o no Heterocedasticidad, aplicamos el test Breusch-Pagan-Godfrey reportado en la siguiente tabla:

Tabla 11: Prueba de Breusch-Pagan-Godfrey

Prueba de Breusch-Pagan-Godfrey			
H ₀ = No existe Heterocedasticidad			
H ₁ = Existe Heterocedasticidad			
Número de observaciones: 88			
F-statistic	0.564700	Prob. F(1,86)	0.4544
Obs*R-cuadrado	0.574063	Prob. Chi-cuadrado(1)	0.4486
Scaled explained SS	0.620612	Prob. Chi-cuadrado(1)	0.4308

La tabla 11 muestra los resultados de la prueba Breusch-Pagan-Godfrey, con 88 observaciones, los resultados muestran un valor de 0.4486 para la probabilidad Chi-cuadrado, de igual manera un valor de 0.4544 para la probabilidad F, siendo estos valores mayores a 0.05, se acepta la hipótesis nula y se rechaza la hipótesis alternativa, por lo tanto, el modelo no presenta heterocedasticidad, es decir, la varianza de los errores es igual en todas las observaciones realizadas.

4.1.5. Contraste de cointegración de Engle y Granger

Para demostrar la cointegración, es decir, la relación de largo plazo entre dos variables, existen dos condiciones básicas, la primera es que las series de precios deben estar integradas del mismo orden y la segunda condición es que una combinación lineal entre las variables sea una serie integrada de orden 0, es decir, sea estacionaria, utilizamos como combinación lineal, las series de los errores de la regresión entre ellas.

A continuación, obtenemos los residuos o errores del modelo con el fin de conocer el orden de integración, para ello aplicamos la prueba Dickey-Fuller, la tabla con los valores de los residuos se encuentra en los anexos.

Tabla 12: Prueba de Dickey-Fuller Aumentado de los residuos

Prueba ADF de los residuos				
H ₀ = Los residuos presentan una raíz unitaria y no es estacionaria				
H ₁ = Los residuos no presenta una raíz unitaria y es estacionaria				
Número de observaciones: 87				
Número de rezagos: 0 rezagos óptimos según Schwarz				
Niveles				
	Intercept		Intercept & trend	
	Estadístico t	Valor p	Estadístico t	Valor p
Residuos	-5.519212	0.0000	-5.865095	0.0000
Valores críticos	5 por Ciento		5 por Ciento	
MacKinnon	-2.895109		-3.462292	

La tabla 12 muestra los resultados obtenidos de la prueba ADF, el número de rezagos óptimos se determinó mediante el criterio de Schwarz, los cuales fueron 0, dando como resultado para los residuos en niveles un valor absoluto de t calculado mayor que el t de la tabla de Mackinnon, de igual forma el valor p es menor a 0.05; por lo tanto, rechazamos la hipótesis nula y aceptamos la hipótesis alternativa, concluimos que los residuos no presentan una raíz unitaria y es estacionaria. La serie de los residuos está integrada de orden 0, es I(0).

Las dos condiciones se cumplen, la primera como lo demostramos en la tabla 5, donde se concluyó que las series de precios están integradas de orden 1, $I(1)$ y la segunda condición donde se demuestra en la tabla 12 que los residuos están integrados de orden cero, $I(0)$. Se concluye que las series de precios del mercado mayorista Ambato y Riobamba están cointegradas.

Para fundamentar la idea de que las series si están cointegradas, se corre el contraste de Engle y Granger, donde obtenemos los siguientes resultados:

Tabla 13: Contraste de Cointegración de Engle y Granger

Cointegración de Engle y Granger		
H_0 = Las series no están cointegradas		
H_1 = Las series están cointegradas		
Número de observaciones: 87		
Número de rezagos: 0 rezagos óptimos según Schwarz		
	Value	Prob.*
Engle-Granger tau-statistic	-5.558045	0.0001
Engle-Granger z-statistic	-48.59734	0.0000

La tabla 13 muestra los resultados del contraste de Engle y Granger, con 87 observaciones y con 0 rezagos óptimos según el criterio de información de Schwarz, se obtiene que la probabilidad para Engle-Granger tau-statistic es 0.0001 y para Engle-Granger z-statistic es 0.0000; estos valores son menores que 0.05, por lo que se rechaza la hipótesis nula y se acepta la hipótesis alternativa, las series de precios están cointegradas. Se concluye que existe una relación de largo plazo entre las series de precios del mercado mayorista Ambato y Riobamba, lo que indica una integración espacial de estos dos mercados mayoristas ubicados en la Zona 3 del Ecuador.

4.1.6. Contraste de cointegración de Johansen

Tabla 14: Contraste de Cointegración de Johansen

Cointegración de Johansen				
H ₀ = Las series no están cointegradas				
H ₁ = Las series están cointegradas				
Número de observaciones: 85				
Prueba de rango de cointegración sin restricciones (trace)				
	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value	Prob.**
None*	0.234326	39.24612	15.49471	0.0000
At most 1*	0.176935	16.55120	3.841466	0.0000
Prueba de rango de cointegración sin restricciones (máximo eigenvalue)				
	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	Critical Value	Prob.**
None*	0.234326	22.69492	14.26460	0.0019
At most 1*	0.176935	16.55120	3.841466	0.0000

La tabla 14 muestra los resultados de la prueba de cointegración de Johansen para determinar la existencia de uno o más vectores de cointegración, en primer lugar, se estima un modelo de Vectores Autorregresivos VAR, reportados en la tabla 17. Seguidamente se obtienen los resultados de Johansen, donde se analiza los estadísticos de test de Trace y se obtiene una probabilidad de 0.0000 para al menos un vector de cointegración, dicho valor es menor a 0.05, por lo tanto, rechazamos la hipótesis nula de no cointegración. De igual manera analizamos los resultados del estadístico de Max Eigen, donde se obtiene una probabilidad de 0.0000 para al menos un vector de cointegración, siendo dicho valor menor a 0.05 rechazamos la hipótesis nula de no cointegración. Los estadísticos del test de Trace y Max Eigen nos permiten identificar la presencia de al menos un vector de cointegración y se concluye que las series de precios de Ambato y Riobamba están cointegradas, es decir existe una relación de largo plazo entre las variables por ende sus medias y varianzas permanecen estables a lo largo del tiempo. Los resultados reafirman los trabajos previos realizados por Alonso & Bonilla (2018), Alonso & Montoya (2006) y Beag & Singla (2014).

4.1.7. Modelo de corrección de errores

Con el fin de conocer si existe relación de corto plazo entre las variables propuestas, corremos un modelo de corrección de errores, acorde al sistema de ecuaciones especificado a continuación:

$$\Delta \text{Precio Riobamba} = \delta_0 + \delta_1 \Delta \text{Precio Ambato} + \delta_2 U_{t-1} + \varepsilon_t$$

Tabla 15: Corrección de errores

Modelo de Corrección de errores				
Variable Dependiente: D(Riob_precio)				
Periodo: 2013M02 – 2020M04				
Número de observaciones: 87				
Variable	Coefficientes	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
C	0.000493	0.002455	0.201034	0.8412
D(Amb_precio)	0.788517	0.048750	16.17485	0.0000***
LAG1ERROR	-0.571746	0.103090	-5.546108	0.0000***

Nota: *D comprende las diferencias de las variables y *LAG1 comprende los residuos rezagados un periodo.

La tabla 15 muestra los resultados del modelo de corrección de errores y se obtiene una probabilidad de 0.0000 para el precio de Ambato con diferencias y los residuos rezagados un periodo, siendo este valor menor a 0.05, se deduce que las variables son significativas para el modelo. Así mismo, se acepta la relación de corto plazo debido a que los residuos con un rezago son significativos en el modelo de corrección de errores. Construimos la ecuación con los coeficientes:

$$\Delta \text{Precio Riobamba} = 0.000493 + 0.788517 \Delta \text{Precio Ambato} - 0.571746 U_{t-1}$$

Se analiza el coeficiente más importante δ_2 pues mide la rapidez con la que estas variables tienden a regresar a la relación de equilibrio de largo plazo, se obtiene un coeficiente en valor absoluto de 0.571746, por lo tanto en el periodo de un mes solamente se corrige un 57% de los desequilibrios ocurridos en el mercado mayorista Riobamba ante cambios en el mercado mayorista Ambato, sin embargo, si se consideran periodos mayores de dos meses, es decir mediano y largo plazo la relación

puede volver al equilibrio. Los resultados confirman las investigaciones de (Ghafoor, Mustafa, & Mushtaq (2009) y Farías, Merino, & García (2017).

Se concluye que la cointegración de las variables es válido en el largo plazo como se demostró en la tabla 14 y también en el corto plazo como se demostró en la tabla 15.

4.1.8. Estimación del modelo de vectores autorregresivos VAR

Para decidir si existe o no un mercado “centro”, se realiza la prueba de causalidad de Granger, la cual permite determinar la existencia o no de causalidad entre las variables investigadas, se efectúa a partir de un modelo VAR, reportado en la Tabla 17.

Tabla 16: Criterio de Información para el modelo VAR

Criterio de selección del orden de rezagos						
Variables Endógenas: RIOB_PRECIO AMB_PRECIO						
Periodo: 2013M01 – 2020M04						
Número de observaciones: 88						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	257.3176	NA	5.79e-06	-6.38293	-6.32338	-6.35906
1	316.6676	114.2489	1.45e-06	-7.76669	-7.58803	-7.69506
2	328.5447	22.26957*	1.19e-06*	-7.96361*	-7.66586*	-7.84424*
3	331.6778	5.717784	1.22e-06	-7.94194	-7.52509	-7.77481
4	331.9273	0.442957	1.34e-06	-7.84818	-7.31222	-7.63330
5	334.4196	4.299213	1.39e-06	-7.81049	-7.15543	-7.54785

Nota: *orden de retardo optimo, FPE error de predicción final, AIC criterio Akaike, SC criterio de Schwarz, HQ criterio Hannan-Quinn

Para correr el modelo de vectores autoregresivos VAR, primero seleccionamos el orden de rezagos óptimos según los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn, los cuales permiten determinar que el número óptimo es 2 rezagos debido a que son los valores más pequeños reportados en la Tabla 16.

Tabla 17: Modelo de Vectores Autoregresivos VAR

Modelo de Vectores Autoregresivos VAR		
Número de observaciones: 86		
Número de rezagos: 2 rezagos óptimos según Akaike y Schwarz		
Error estándar () y Estadístico t []		
	AMB_PRECIO	RIOB_PRECIO
AMB_PRECIO (-1)	1.104293 (0.19648) [5.62032]	0.510018 (0.18256) [2.79374]
AMB_PRECIO (-2)	-0.471952 (0.18247) [-2.58640]	-0.397428 (0.16954) [-2.34412]
RIOB_PRECIO (-1)	0.223611 (0.21555) [1.03742]	0.592353 (0.20027) [2.95778]
RIOB_PRECIO (-2)	-0.014686 (0.21821) [-0.06730]	0.007539 (0.20275) [0.03719]
C	0.083343 (0.02353) [3.54151]	0.095070 (0.02187) [4.34795]
R-cuadrado	0.805551	0.733461
R-cuadrado ajustado	0.795949	0.720299
Suma de cuad. Residuos	0.155610	0.134335
D.T. de la regresión	0.043830	0.040724
F-statistic	83.89040	55.72396
Log likelihood	149.5056	155.8272
Akaike AIC	-3.360596	-3.507610
Schwarz SC	-3.217901	-3.364915
Mean dependent	0.429230	0.357108
S.D. dependent	0.097030	0.077003

La tabla 17 muestra los resultados del modelo VAR, con 86 observaciones y 2 rezagos óptimos según el criterio de información de Akaike y Schwarz, se obtiene los coeficientes los cuales nos permitirán construir los modelos:

Modelo 1:

$$\begin{aligned} Riob\ Precio_t = & 0.095070 + 0.592353 Riob\ precio_{t-1} + 0.007539 Riob\ precio_{t-2} \\ & + 0.510018 Amb\ precio_{t-1} - 0.397428 Amb\ precio_{t-2} + \mu_t \end{aligned}$$

Modelo 2:

$$\begin{aligned} Amb\ Precio_t = & 0.083343 + 1.104293 Amb\ precio_{t-1} - 0.471952 Amb\ precio_{t-2} \\ & + 0.223611 Riob\ precio_{t-1} - 0.014686 Riob\ precio_{t-2} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

El coeficiente de determinación R cuadrado obtenido para el primer modelo corresponde a 0.73346, lo que indica que el 73.3% de la variabilidad de la variable Precios Riobamba es explicada por todas las variables exógenas del modelo, el grado de ajuste es moderado. El R cuadrado ajustado corresponde a 0.720299, un punto porcentual menor al R cuadrado ya que penaliza la inclusión de variables independientes no significativas. Para el segundo modelo el coeficiente de determinación R cuadrado corresponde a 0.805551, lo que indica que el 80.5% de la variación de la variable Precios Ambato es explicado por todas las variables independientes, así mismo obtenemos un R cuadrado ajustado de 0.795949.

4.1.8.1. Análisis de autocorrelación, heterocedasticidad y normalidad

Con el fin de conocer si el modelo VAR estimado es apropiado o no, analizamos los resultados de las pruebas de autocorrelación, heterocedasticidad y normalidad de los residuos:

Tabla 18: Pruebas LM de correlación serial residual en el modelo VAR

Pruebas LM de correlación serial residual VAR						
Número de observaciones: 86						
Hipótesis Nula: Sin correlación serial en el rezago h						
Lag	LRE* stat	Df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	2.103300	4	0.7168	0.525991	(4, 156.0)	0.7168
2	4.231976	4	0.3755	1.065552	(4, 156.0)	0.3755
3	3.082568	4	0.5441	0.773300	(4, 156.0)	0.5441
Hipótesis Nula: Sin correlación serial en el rezago 1 a h						
Lag	LRE* stat	Df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	2.103300	4	0.7168	0.525991	(4, 156.0)	0.7168
2	6.351346	8	0.6079	0.794723	(8, 152.0)	0.6081
3	7.107406	12	0.8504	0.586444	(12, 148.0)	0.8506

La tabla 18 muestra los resultados de las pruebas de correlación serial residual, con 86 observaciones se obtiene las probabilidades de 0.71; 0.37 y 0.54 siendo estos valores mayores a 0.05 se acepta la hipótesis nula, por lo tanto, el modelo VAR no presenta correlación serial.

Tabla 19: Pruebas de heterocedasticidad residual en el modelo VAR

Pruebas de heterocedasticidad residual VAR		
Número de observaciones: 86		
H ₀ = No existe Heterocedasticidad		
H ₁ = Existe Heterocedasticidad		
Prueba Conjunta:		
Chi-cuadrado	Df	Probabilidad
38.06292	24	0.0342

La tabla 19 muestra los resultados de la prueba de heterocedasticidad, con 86 observaciones se obtiene una probabilidad de 0.0342 siendo este valor menor a 0.05 se rechaza la hipótesis nula y se acepta la hipótesis alternativa, el modelo VAR presenta heterocedasticidad.

Tabla 20: Pruebas de normalidad residual en el modelo VAR

Pruebas de Normalidad residual VAR				
Número de observaciones: 86				
H ₀ = Los residuos son normales				
H ₁ = Los residuos no son normales				
Componente	Asimetría	Chi-cuadrado	Df	Probabilidad
1	-0.419469	2.522013	1	0.1123
2	-0.250858	0.901992	1	0.3422
Prueba conjunta		3.424005	2	0.1805
Componente	Curtosis	Chi-cuadrado	Df	Probabilidad
1	5.274207	18.53306	1	0.0000
2	3.440359	0.694865	1	0.4045
Prueba conjunta		19.22792	2	0.0001
Componente	Jarque-Bera	Df	Probabilidad	
1	21.05507	2	0.0000	
2	1.596856	2	0.4500	
Prueba conjunta		22.65193	4	0.0001

La tabla 20 muestra los resultados de las pruebas de normalidad, con 86 observaciones se obtiene un valor p de 0.1805 para la Asimetría, este valor es mayor a 0.05, por tanto, se acepta la hipótesis nula, sin embargo, para la Curtosis se obtiene un valor p de 0.0001 siendo este valor menor a 0.05 se rechaza la hipótesis nula y para la prueba de Jarque-Bera se obtiene un valor p de 0.0001 menor a 0.05, de igual forma se rechaza la hipótesis nula, por lo tanto, los residuos no son normales.

Para corregir la heterocedasticidad y que los residuos en el modelo VAR sean normales, en primer lugar, se analiza la gráfica de los residuos reportada en anexos y comprobamos que presenta observaciones extremas en el periodo de noviembre del 2019 a la que denominaremos 2019M11, por lo que se incluye una variable dummy que es válida para los modelos VAR y nos permitirá modelar las observaciones extremas. Una vez incluida la variable dummy en las variables exógenas obtenemos los siguientes resultados:

Tabla 21: Pruebas LM de correlación serial residual en el modelo VAR

Pruebas LM de correlación serial residual VAR						
Número de observaciones: 86						
Hipótesis Nula: Sin correlación serial en el rezago h						
Lag	LRE* stat	Df	Prob.	Rao F-stat	Df	Prob.
1	2.364496	4	0.6691	0.591813	(4, 154.0)	0.6691
2	3.088084	4	0.5432	0.774732	(4, 154.0)	0.5432
3	2.858490	4	0.5818	0.716599	(4, 154.0)	0.5818
Hipótesis Nula: Sin correlación serial en el rezago 1 a h						
Lag	LRE* stat	Df	Prob.	Rao F-stat	Df	Prob.
1	2.364496	4	0.6691	0.591813	(4, 154.0)	0.6691
2	3.804557	8	0.8743	0.472090	(8, 150.0)	0.8744
3	9.265207	12	0.6801	0.769913	(12, 146.0)	0.6805

La tabla 21 muestra los resultados de la prueba de correlación serial luego de incluir una variable dummy, con 86 observaciones se obtiene un valor p de 0.66; 0.54 y 0.58 siendo estos valores mayores a 0.05 se acepta la hipótesis nula y se rechaza la hipótesis alternativa, por tanto, el modelo no presenta correlación serial.

Tabla 22: Prueba de heterocedasticidad residual en el modelo VAR

Prueba de heterocedasticidad residual VAR		
Número de observaciones: 86		
H ₀ = No existe Heterocedasticidad		
H ₁ = Existe Heterocedasticidad		
Prueba Conjunta:		
Chi-cuadrado	Df	Probabilidad
16.20282	27	0.9490

La tabla 22 muestra los resultados de la prueba de heterocedasticidad luego de incluir una variable dummy, con 86 observaciones se obtiene un valor p de 0.9490 siendo este valor mayor que 0.05 se acepta la hipótesis nula y se rechaza la hipótesis alternativa, por lo tanto, el modelo VAR ya no presenta heterocedastidad. Se logró corregir el problema de la tabla 19.

Tabla 23: Pruebas de normalidad residual en el modelo VAR

Pruebas de Normalidad residual VAR				
Número de observaciones: 86				
H ₀ = Los residuos son normales				
H ₁ = Los residuos no son normales				
Componente	Asimetría	Chi-cuadrado	Df	Probabilidad
1	0.238126	0.812756	1	0.3673
2	-0.179714	0.462927	1	0.4963
Prueba conjunta		1.275683	2	0.5284
Componente	Curtosis	Chi-cuadrado	Df	Probabilidad
1	3.219220	0.172206	1	0.6782
2	3.402083	0.579322	1	0.4466
Prueba conjunta		0.751527	2	0.6868
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad	
1	0.984962	2	0.6111	
2	1.042249	2	0.5939	
Prueba conjunta		2.027210	4	0.7308

La tabla 23 muestra los resultados de las pruebas de normalidad luego de incluir una variable dummy, con 86 observaciones se obtiene un valor p de 0.5284 para la Asimetría, siendo mayor a 0.05 se acepta la hipótesis nula. Además, para la Curtosis se obtiene un valor p de 0.6868, este valor es mayor a 0.05 por lo tanto se acepta la hipótesis nula. Finalmente, para la prueba Jarque-Bera se obtiene un valor p de 0.7308 siendo este valor mayor que 0.05 se acepta la hipótesis nula. Se concluye que los residuos del modelo VAR son normales.

Una vez que se ha corregido los problemas de heterocedasticidad y normalidad, podemos afirmar que el modelo VAR estimado es apropiado para correr las pruebas de Causalidad y la función de Impulso-Respuesta.

4.1.9. Test de causalidad de Granger

Tabla 24: Test de Causalidad de Granger

Test de Causalidad de Granger				
Número de rezagos: 2 rezagos óptimos según Akaike y Schwarz				
Hipótesis Nula	Observaciones	F-Statistic	Probabilidad	Decisión
Los precios de Ambato no causa a los precios de Riobamba	86	4.47980	0.0143***	Si hay causalidad
Los precios de Riobamba no causa a los precios de Ambato	86	0.60948	0.5461	No hay causalidad

Nota: ***denota el nivel de significancia

La tabla 24 muestra los resultados del test de causalidad de Granger, que es estimado con el objetivo de conocer que variable causa o explica a qué variable, por tanto, con 86 observaciones y 2 rezagos óptimos según el criterio de información de Akaike y Schwarz, se obtiene una probabilidad de 0.0143, este valor es menor a 0.05 el cual nos permite rechazar la hipótesis nula de no causalidad, por lo tanto, se acepta la hipótesis alternativa, los precios del mercado mayorista Ambato causa a los precios del mercado mayorista Riobamba.

Además, se analiza la probabilidad de 0.5461, siendo mayor a 0.05, por lo cual, se acepta la hipótesis nula de no causalidad y se rechaza la hipótesis alternativa de causalidad, es decir, los precios del mercado mayorista Riobamba no causan a los precios del mercado mayorista Ambato.

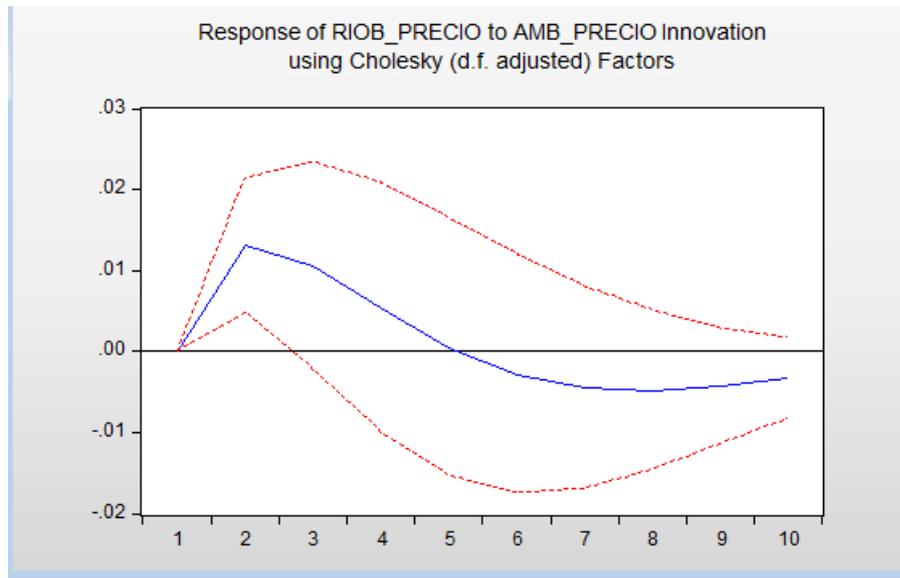
Tabla 25: Test de Causalidad de Granger a partir de un modelo VAR

Causalidad de Granger a partir de un VAR			
Número de observaciones: 86			
Variable Dependiente: AMB_PRECIO			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
Riob_precio	2.244476	2	0.3256
All	2.244476	2	0.3256
Variable Dependiente: RIOB_PRECIO			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
Amb_precio	14.11899	2	0.0009***
All	14.11899	2	0.0009***

Una vez efectuada la prueba de causalidad a partir de un modelo VAR, reportados en la Tabla 25, se obtiene una probabilidad de 0.0009 que es estadísticamente significativo, es decir, que el precio de Riobamba depende del precio de Ambato, además, la tabla evidencia resultados interesantes, por ejemplo, los movimientos de los precios en el mercado de Ambato preceden temporalmente a los movimientos de los precios en el mercado de Riobamba. Así, el precio del mercado mayorista Ambato causa a lo Granger al precio del mercado mayorista Riobamba, por lo que se puede considerar al mercado mayorista Ambato como el mercado “centro”. Los resultados confirman las investigaciones de Alonso & Montoya (2006), Ghafoor, Mustafa, & Mushtaq (2009), Beag & Singla (2014) y Alonso & Bonilla (2018).

4.1.10. Función impulso-respuesta

Gráfica 12: Respuesta de los precios Riobamba a un impulso de los precios Ambato



Ante un choque inesperado del precio en el mercado mayorista Ambato afecta de inmediato a los precios en el mercado mayorista Riobamba, el máximo impacto se observa en el primero y segundo periodo, no obstante, disminuye drásticamente hasta el quinto periodo, donde permanece en la región negativa desde el sexto hasta aproximadamente el octavo periodo, para el noveno y décimo periodo presenta tendencia creciente. A partir de los resultados anteriores se deduce que un shock en los precios de Ambato afecta negativamente en los precios de Riobamba.

4.2. Fundamentación de la pregunta de investigación

A continuación, se muestra la pregunta de la investigación para seguidamente fundamentarla:

¿Existe presencia de transmisión de precios en el producto agrícola papa súper chola, desde el mercado mayorista Ambato hacia el mercado mayorista Riobamba?

Mediante las pruebas de cointegración de Engle y Granger y Johansen se obtiene que las series de precios del mercado mayorista Ambato y Riobamba están cointegradas, es decir que existe una relación de largo plazo donde sus medias y varianzas

permanecen estables a lo largo del tiempo, lo que indica una integración espacial de estos dos mercados mayoristas.

Además, mediante la prueba de causalidad de Granger se deduce que el precio del mercado mayorista Ambato causa al precio del mercado mayorista Riobamba, es decir, que los movimientos de precios en Ambato preceden temporalmente a los movimientos de precios en Riobamba, por lo tanto, el precio de Riobamba depende del precio de Ambato.

Se concluye que existe transmisión de precios en el producto agrícola papa súper chola desde el mercado mayorista Ambato hacia el mercado mayorista Riobamba.

Tabla 26: Cuadro Resumen

Cuadro Resumen			
Cointegración de Engle y Granger			
	Value	Valor p	Decisión
Engle-Granger tau-statistic	-5.558045	0.0001	La hipótesis nula de no cointegración es rechazada
Cointegración de Johansen			
	Trace Statistic	Valor p	Decisión
None*	39.24612	0.0000	Se rechaza la hipótesis nula y se acepta la hipótesis alternativa, las series de precios están cointegradas.
At most 1*	16.55120	0.0000	
	Max-Eigen Statistic	Valor p	
None	22.69492	0.0019	
At most 1*	16.55120	0.0000	
Causalidad de Granger			
	F-Statistic	Valor p	Decisión
Ambato → Riobamba	4.47980	0.0143	Si hay causalidad
Riobamba → Ambato	0.60948	0.5461	No hay causalidad

CAPÍTULO V

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

5.1. Conclusiones

- La importancia del sector agropecuario radica en que es uno de los principales motores de la economía ecuatoriana tanto en el ámbito económico como en el social, además es la base de la alimentación de los ecuatorianos porque el 97% de los alimentos básicos que se consume son de producción propia. El PIB agrícola en el año 2000 representó el 15,4% del PIB, para el año 2010 tan solo representó 9,7% y para el año 2013 pasó a representar 8,9%, mostrando una pérdida de importancia en el siglo XXI, factores como el insuficiente apoyo gubernamental a la pequeña y mediana agricultura desalienta al sector, sin embargo, no deja de ser un rubro importante en la contribución del PIB. La participación del VAB agropecuario en el año 2013 representó el 7,4% del PIB y en el año 2019 representó el 7,7%; es decir, tan solo se ha incrementado la participación del VAB agropecuario un 0,3% en el PIB. El sector agropecuario tiene la capacidad de crear y mantener una significativa proporción de empleo nacional es así que el empleo agropecuario en el año 2013 representó la cuarta parte del total de ocupados con aproximadamente 1'577.695 personas. Para el cuarto trimestre del año 2019 las personas dedicadas a la agricultura fueron 2'226.437 y para el 2020 fueron 2'432.817 personas.
- El análisis realizado para el periodo enero de 2013 a abril de 2020 permiten concluir que sí existe una relación de largo plazo entre los precios del mercado mayorista Ambato y los precios del mercado mayorista Riobamba. Este resultado es importante, pues evidencia la existencia de una integración espacial en estos dos mercados mayoristas, es decir, existe una relación entre lo que ocurre en el mercado mayorista Ambato y Riobamba. Por otra parte, la causalidad va del precio del mercado mayorista Ambato hacia el mercado mayorista Riobamba, es decir, que los movimientos en el precio de Ambato anteceden temporalmente al precio de Riobamba, por tanto, el mercado mayorista Ambato actúa como el mercado “centro” para la Zona 3 del Ecuador. La velocidad de ajuste en un mes es 0.57, es decir, solamente se corrige un

57% de los desequilibrios ocurridos en el mercado Riobamba ante cambios en el mercado Ambato, lo que implica que se necesita periodos mayores a dos meses para que vuelva al equilibrio. Además, ante un choque inesperado en los precios de Ambato afecta de inmediato a los precios de Riobamba puesto que el máximo impacto se observa en el primero y segundo periodo. Finalmente, por los resultados de las pruebas presentadas se concluye que existe transmisión de precios en el producto agrícola papa super chola del mercado mayorista Ambato a Riobamba, los presentes resultados confirman trabajos previos realizados por Alonso & Montoya (2006) donde identificaron que existe integración espacial del mercado de la papa en el Valle del Cauca; Beag & Singla (2014) evidencian la existencia de integración espacial en los cinco principales mercados mayoristas de manzana en la India; Alonso & Bonilla (2018) por su parte encontraron que existe integración espacial en el mercado de la guayaba pera en el Valle del Cauca; es estadísticamente significativo.

5.2. Recomendaciones

- Se recomienda que exista apoyo gubernamental a la pequeña y mediana agricultura en las provincias de Tungurahua y Chimborazo a través del fomento de la productividad y la calidad, mediante la investigación, innovaciones productivas y desarrollo de capacidades con el objetivo de tener productos competitivos, además, facilitar el acceso a servicios e infraestructura como es el acceso al financiamiento a tasas de interés convenientes, la implementación de métodos de riego con el fin de mejorar la producción.
- Los resultados encontrados son relevantes porque nos permiten comprender el funcionamiento de los mercados e iniciar el entendimiento de la dinámica de la transmisión de precios para la formulación de políticas públicas, en especial las que están orientadas a mejorar la eficiencia de los mercados.
- Se recomienda seguir investigando sobre el tema en especial un modelo que permita determinar la velocidad de ajuste de los precios de los otros mercados ante un desequilibrio en el mercado líder, además sería necesario conocer si los precios se transmiten simétrica o asimétricamente de un mercado a otro, con el fin de analizar si las respuestas son iguales en los mercados cuando suben o bajan los precios, pues brindaría información valiosa y complementaría los resultados obtenidos en la presente investigación.

BIBLIOGRAFÍA

- Acosta, A., & Ortega, J. (2006). Transmisión de Precios Agrícolas en América Latina en el Contexto de la Apertura Comercial . *FAO para América Latina y el Caribe* , 1-22.
- Adenegan, K., Adeoye, I., & Ibidapo, I. (2012). Spatial price analysis of tomatoes in Nigeria. *International Journal of Management and Marketing Research*, 31-38.
- Alonso, J., & Bonilla, M. (2018). Integración espacial en el mercado de la guayaba pera en el Valle del Cauca. *Cuadernos de Economía*, 471-494. Obtenido de <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v37n74.58920>
- Alonso, J., & Estrada, D. (2016). El precio mundial del café y su efecto en el precio minorista para las cinco principales ciudades de Colombia. *Scielo*, 379-399. Obtenido de <http://dx.doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.2016.8.2.8>
- Alonso, J., & Gallego, A. (2010). Integración de los precios en los canales minorista y mayorista arroz, papa y fríjol en la ciudad de Cali. *Economía Gestión Y Desarrollo*, 79-96. Obtenido de <https://revistas.javerianacali.edu.co/index.php/economia/article/view/386/596>
- Alonso, J., & Gallego, A. (2010). Integración espacial del mercado de la carne en las tres principales ciudades de Colombia: evidencia de las series de precios. *Economía y Región*, 5-28.
- Alonso, J., & Montoya, V. (2006). Integración espacial del mercado de la papa en el Valle del Cauca. *Academia.edu*, 1-27. Obtenido de <https://www.researchgate.net/publication/5006927>
- Antunez, C. (2010). Pruebas de Raíces Unitarias en EViews. *Studylib*, 1-21.
- Arias , J., Villasís, M., & Miranda, M. (2016). El protocolo de investigación III: la población de estudio. *Revista Alergia México*, 201-206.
- Balcombe, K., & Morrison, J. (2002). Commodity Price Trasmision: A critical review of techniques and an application to selected tropical export commodities. *FAO*, 67-83.

- Barrett, C., & Jau, R. (2001). Distinguishing between equilibrium and integration in spatial price analysis. *Amer. J. Agr. Econ.*, 292-307.
- Beag, F., & Singla, N. (2014). Cointegration, Causality and Impulse Response Analysis in Major Apple Markets of India. *Agricultural Economics Research Review*, 289-298. doi:10.5958/0974-0279.2014.00032.9
- Boshnjaku , L., Ben, M., & Gil, J. (2003). Transmisión de precios en los mercados regionales de ovino en España. *Economía Agraria y Recursos Naturale*, 71-103.
- Cih, I., Jaramillo, J., Martínez, M., Schwentesius, R., & Tornero, M. (2013). Asimetría en la transmisión de precios del tomate en el occidente de México. *Scielo*, 113-132.
- Dickey, D., & Fuller, W. (1991). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 254-276.
- Dutoit, L., Hernández, K., & Urrutia, C. (2010). Transmisión de precios en los mercados del maíz y arroz en América Latina. *Naciones Unidas CEPAL*, 2-92. Obtenido de https://www.cepal.org/sites/default/files/publication/files/4587/S1000887_es.pdf
- Engle, R., & Granger, C. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 251-276.
- Fackler, P., & Goodwin, B. (2001). Chapter 17 Spatial price analysis. *Handbook of Agricultural Economics*, 971-1024.
- Farías, C., Merino, T., & García, A. (2017). Formación y transmisión del precio del trigo en el mercado chileno: un análisis regional. *Oficina de Estudios y Políticas Agrarias*, 1-22. Obtenido de <https://www.odepa.gob.cl/wp-content/uploads/2017/12/articuloTrigo2017.pdf>
- Ghafoor, A., Mustafa, K., & Mushtaq, K. (2009). Cointegration and Causality: An Application to Major Mango Markets in Pakistan. *The Lahore Journal of*

Economics, 85-113. Obtenido de <https://www.researchgate.net/publication/255658643>

González, H., & Martínez, M. (2015). Efecto de transmisión de precio del mercado del maíz al mercado de la tortilla en México. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*, 1149-1162. Obtenido de <http://cienciasagricolas.inifap.gob.mx/editorial/index.php/agricolas/article/view/563/439>

Goodwin, B., & Schroeder, T. (1991). Cointegration Tests and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets. *American Journal of Agricultural Economics*, 153-168.

Grande, F., Hernández, M., & Muñoz, A. (2001). Aplicación de la Teoría de la Cointegración al análisis de la demanda turística. *Investigaciones Europeas de Dirección y Economía de la empresa*, 29-48.

Greb, F., Jamora, N., & Mengel, C. (2012). Cereal price transmission from international to domestic markets in Africa. *Courant research centre*, 1-30.

Gujarati, D., & Porter, D. (2010). *Econometría*. México: The McGraw-Hill. Obtenido de <https://fvela.files.wordpress.com/2012/10/econometria-damodar-n-gujarati-5ta-ed.pdf>

Gutiérrez, M., Vega, M., Grande, F., & Torres, F. (2015). La transmisión de precios en la cadena española del aceite de oliva virgen extra. *Revista Española de Estudios Agrosociales y Pesqueros*, 77-107.

Jaramillo, J., & Benítez, E. (2016). Trasmisión de precios en el mercado mexicano e internacional de café (*Coffea arabica* L.): un análisis de cointegración. *Scielo*, 931-944. Obtenido de <http://www.scielo.org.mx/pdf/agro/v50n7/1405-3195-agro-50-07-931-en.pdf>

Jaramillo, J., & Palacios, A. (2019). Transmisión de precios vertical y espacial en el mercado mexicano e internacional de leche. *Scielo*, 623-624. Obtenido de <https://doi.org/10.22319/rmcp.v10i3.4806>

- Johansen, S. (1988). "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian autoregressive models. *Econometrica*, 51-80.
- John, A. (2014). Price relations between international rice markets. *Agricultural and Food Economics*, 1-16. Obtenido de <https://www.researchgate.net/publication/270452214>
- Koop, G. (2000). *Analysis of Economic Data*. Nueva York: John Wiley & Sons.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 159-178.
- López, P. (2004). Población, Muestra y Muestreo. *Scielo*, 69-74.
- Maranto, M., & González, M. (2015). Fuentes de Información. *Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo*, 1-5.
- Martínez, C. (2012). *Estadística y muestreo* (13ra Edición ed.). Bogotá: Ecoe Edición.
- Meyer, J., & von Cramon-Taubadel, S. (2004). Asymmetric Price Transmission: A Survey. *Journal of Agricultural Economics*, 581-611. Obtenido de <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2004.tb00116.x>
- Militaru, M. (2014). Transmission of agricultural commodity prices into Romanian food prices. *Banco Nacional de Rumania*.
- Ministerio de Agricultura. (2003). Plan Estratégico de la Cadena de la papa. *Ministerio de Agricultura OGPA-DGPA*, 1-43.
- Ministerio de Agricultura, Ganadería, Acuacultura y Pesca. (2013). *Ministerio de Agricultura, Ganadería, Acuacultura y Pesca MAGAP*. Obtenido de El cultivo de papa en Ecuador y planes de mejora: <https://redepapa.org/2013/07/14/el-cultivo-de-papa-en-ecuador-y-planes-de-mejora-competitiva/>
- Mishra, R., & Kumar, A. (2011). The spatial integration of vegetable markets in Nepal. *Asian Journal of Agriculture and Development*, 101-114.
- Montero, R. (2013). Test de Causalidad. *Documentos de Trabajo en Economía Aplicada*, 1-4.

- Myae, C., Yutaka, T., Fukuda, S., & Kai, S. (2005). The spatial integration of vegetable markets in Myanmar. *Journal-Faculty of Agriculture Kyushu University*, 665-683.
- Novales, A. (2017). Modelos vectoriales autoregresivos (VAR). *Universidad Complutense*, 1-58. Obtenido de <https://www.ucm.es/data/cont/media/www/pag-41459/VAR.pdf>
- Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura. (2004). *Situación de los mercados de productos básicos*. Roma: Copyright FAO.
- Phillips, P., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 335-346.
- Rapsomanikis, G., Hallam, D., & Conforti, P. (2004). Integración de mercados y Transmisión de precios en determinados mercados de productos alimentarios y comerciales de países en desarrollo. En O. d. alimentación, *Situación de los mercados de productos básicos 2003-2004* (págs. 55-73). Roma: FAO. Obtenido de <http://www.fao.org/3/Y5117S/y5117s06.htm>
- Ribera, R., Cortadas, P., Duch, N., Puig, A., & González, F. (2009). *Integración de mercados*. Barcelona: Fundación para la Universitat Oberta de Catalunya FUOC.
- Rodó, P. (2021). *Modelo Autorregresivo Distribuido Rezagado (ADR)* . Obtenido de Economipedia: <https://economipedia.com/definiciones/modelo-autorregresivo-distribuido-rezagado-adr-i.html>
- Roldán, J., & Dios, R. (2004). Contrastación de la ley de precio único en el mercado español de aceite de oliva. *Fundación Centro de Estudios Andaluces*, 1-18.
- Troncoso, R. (2019). Transmisión de los precios del arroz en Colombia y el mundo. *Lecturas de Economía*, 154-179.
- Ureta, I., & Fernández, L. (2019). La transmisión de precios a pequeños productores. *Scielo*, 1-15.

- Veiga, J., Fuente, E., & Zimmermann, M. (2008). Modelos de Estudios en investigación aplicada: conceptos y criterios para el diseño. *Medicina y Seguridad del trabajo*, 81-88.
- Villavicencio, J. (Sin fecha). *Introducción a Series de Tiempo*. Obtenido de LinkClick: http://www.estadisticas.gobierno.pr/iepr/LinkClick.aspx?fileticket=4_BxecUaZmg%3D
- Wooldridge, J. (2010). *Introducción a la econometría un enfoque moderno*. México: Cengage Learning.
- Zheng, S., Miller, D., Wang, Z., & Kai, S. (2008). Meta-Evidence of Asymmetric Price Transmission in US Agricultural Markets. *J. Fac. Agr., Kyushu Univ.*, 349–356.

ANEXOS

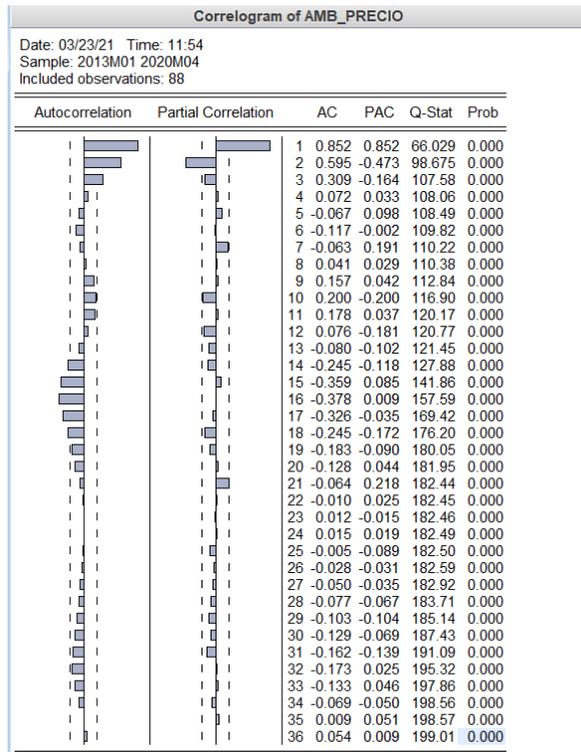
Anexo 1: Tabla de datos para el desarrollo de la investigación

Mes	Precios mercado mayorista Ambato	Precio mercado mayorista Riobamba
2013 M1	0,37968532	0,30368701
2013 M2	0,3404920	0,27337343
2013 M3	0,32212012	0,25052550
2013 M4	0,2876510	0,22246665
2013 M5	0,30093123	0,27400332
2013 M6	0,27668036	0,23213398
2013 M7	0,2976243	0,2682293
2013 M8	0,31232179	0,24134836
2013 M9	0,32297748	0,2633946
2013 M10	0,39053347	0,31967054
2013 M11	0,4332087	0,3821349
2013 M12	0,55666767	0,46297113
2014 M1	0,56217923	0,46898374
2014 M2	0,48631421	0,36318287
2014 M3	0,47457441	0,37006196
2014 M4	0,44407435	0,30175797
2014 M5	0,43753315	0,31967054
2014 M6	0,44092488	0,32282
2014 M7	0,46975459	0,38326548
2014 M8	0,47314632	0,38856505
2014 M9	0,61220724	0,4884091
2014 M10	0,6964239	0,53802284
2014 M11	0,72153349	0,57921496
2014 M12	0,67666707	0,55797469
2015 M1	0,61446274	0,4957522
2015 M2	0,44830035	0,40685342
2015 M3	0,36913892	0,32955743
2015 M4	0,35703892	0,3251821
2015 M5	0,34844089	0,32088308
2015 M6	0,46468395	0,37478615
2015 M7	0,44772773	0,38738401
2015 M8	0,43848143	0,36058837
2015 M9	0,47087386	0,35779676
2015 M10	0,4874792	0,34539116
2015 M11	0,49113521	0,39315802
2015 M12	0,45192963	0,36376303
2016 M1	0,42009118	0,34906553
2016 M2	0,39681402	0,34173253
2016 M3	0,38704019	0,3244868
2016 M4	0,43643084	0,35725091
2016 M5	0,45561107	0,37790654

2016 M6	0,46576931	0,38496134
2016 M7	0,42679833	0,351061
2016 M8	0,41571343	0,33593752
2016 M9	0,40108902	0,35328258
2016 M10	0,41433372	0,34934818
2016 M11	0,43846305	0,35952337
2016 M12	0,43113268	0,37662334
2017 M1	0,47950581	0,41579217
2017 M2	0,45028452	0,41354746
2017 M3	0,459302	0,35536971
2017 M4	0,40885762	0,31131301
2017 M5	0,32393281	0,29947986
2017 M6	0,31428571	0,28142857
2017 M7	0,30153846	0,29923077
2017 M8	0,32083333	0,2675
2017 M9	0,35307692	0,31923077
2017 M10	0,45083333	0,39333333
2017 M11	0,48916667	0,4125
2017 M12	0,5	0,39833333
2018 M1	0,42142857	0,34714286
2018 M2	0,33363636	0,27454545
2018 M3	0,30083333	0,24833333
2018 M4	0,2725	0,23727273
2018 M5	0,26583333	0,225
2018 M6	0,25384615	0,22307692
2018 M7	0,29461538	0,24769231
2018 M8	0,35538462	0,30769231
2018 M9	0,39	0,38166667
2018 M10	0,41384615	0,36153846
2018 M11	0,47833333	0,4
2018 M12	0,49181818	0,35727273
2019 M1	0,49923077	0,41692308
2019 M2	0,435	0,3775
2019 M3	0,4075	0,3325
2019 M4	0,43416667	0,36727273
2019 M5	0,46636364	0,41454545
2019 M6	0,535	0,4675
2019 M7	0,48928571	0,43714286
2019 M8	0,48333333	0,43
2019 M9	0,56461538	0,50461538
2019 M10	0,62583333	0,53363636
2019 M11	0,50909091	0,35
2019 M12	0,439	0,332
2020 M1	0,39846154	0,29153846
2020 M2	0,33818182	0,28545455
2020 M3	0,36333333	0,33272727
2020 M4	0,3266667	0,33857143

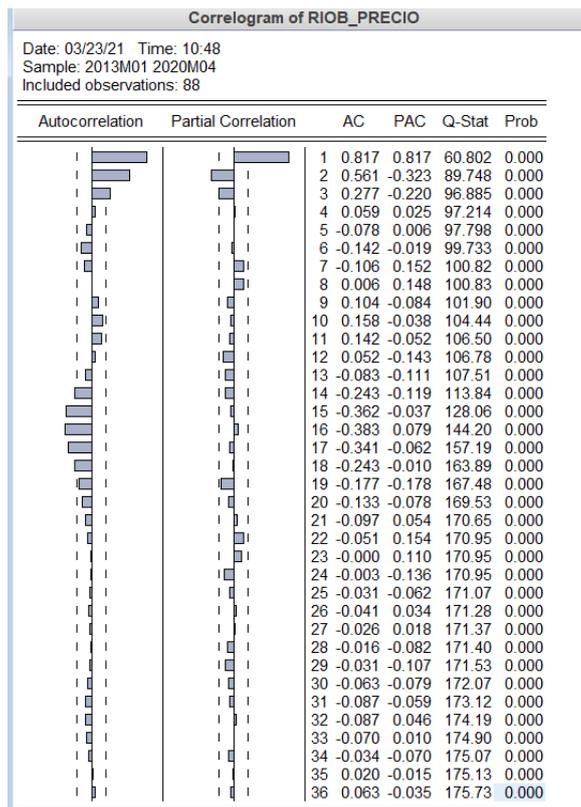
Fuente: Sistema de Información Pública Agropecuaria SIPA

Anexo 2: Correlograma de la variable precios Ambato



Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 3: Correlograma de la variable precios Riobamba



Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 4: Prueba Dickey Fuller Aumentado con constante de la variable precios Ambato

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on AMB_PRECIO				
Null Hypothesis: AMB_PRECIO has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 6 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.605309	0.0961
Test critical values:	1% level		-3.513344	
	5% level		-2.897678	
	10% level		-2.586103	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(AMB_PRECIO)				
Method: Least Squares				
Date: 03/02/21 Time: 12:10				
Sample (adjusted): 2013M08 2020M04				
Included observations: 81 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AMB_PRECIO(-1)	-0.206598	0.079299	-2.605309	0.0111
D(AMB_PRECIO(-1))	0.411806	0.116782	3.526290	0.0007
D(AMB_PRECIO(-2))	0.061710	0.125322	0.492411	0.6239
D(AMB_PRECIO(-3))	-0.007545	0.121454	-0.062124	0.9506
D(AMB_PRECIO(-4))	-0.131862	0.118835	-1.109629	0.2708
D(AMB_PRECIO(-5))	0.066338	0.118713	0.558808	0.5780
D(AMB_PRECIO(-6))	-0.188950	0.119939	-1.575381	0.1195
C	0.090817	0.034666	2.619745	0.0107
R-squared	0.362825	Mean dependent var		0.000359
Adjusted R-squared	0.301726	S.D. dependent var		0.052874
S.E. of regression	0.044183	Akaike info criterion		-3.307424
Sum squared resid	0.142504	Schwarz criterion		-3.070936
Log likelihood	141.9507	Hannan-Quinn criter.		-3.212542
F-statistic	5.938312	Durbin-Watson stat		2.013582

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 5: Prueba Dickey Fuller Aumentado con constante y tendencia de la variable precios Ambato

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on AMB_PRECIO				
Null Hypothesis: AMB_PRECIO has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 6 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.743439	0.2226
Test critical values:	1% level		-4.075340	
	5% level		-3.466248	
	10% level		-3.159780	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(AMB_PRECIO)				
Method: Least Squares				
Date: 03/08/21 Time: 10:33				
Sample (adjusted): 2013M08 2020M04				
Included observations: 81 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AMB_PRECIO(-1)	-0.218578	0.079673	-2.743439	0.0077
D(AMB_PRECIO(-1))	0.407996	0.116461	3.503286	0.0008
D(AMB_PRECIO(-2))	0.064699	0.124956	0.517774	0.6062
D(AMB_PRECIO(-3))	-0.005021	0.121094	-0.041466	0.9670
D(AMB_PRECIO(-4))	-0.129414	0.118482	-1.092263	0.2784
D(AMB_PRECIO(-5))	0.065384	0.118347	0.552479	0.5823
D(AMB_PRECIO(-6))	-0.179648	0.119814	-1.499393	0.1381
C	0.108095	0.037407	2.889732	0.0051
@TREND("2013M01")	-0.000257	0.000213	-1.206849	0.2314
R-squared	0.375459	Mean dependent var		0.000359
Adjusted R-squared	0.306065	S.D. dependent var		0.052874
S.E. of regression	0.044045	Akaike info criterion		-3.302760
Sum squared resid	0.139679	Schwarz criterion		-3.036710
Log likelihood	142.7618	Hannan-Quinn criter.		-3.196017
F-statistic	5.410575	Durbin-Watson stat		2.020537
Prob(F-statistic)	0.000024			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 6: Prueba Dickey Fuller Aumentado aplicado a las primeras diferencias de la variable precios Ambato

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(AMB_PRECIO)				
Null Hypothesis: D(AMB_PRECIO) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 6 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.547972	0.0000
Test critical values:				
1% level			-3.514426	
5% level			-2.898145	
10% level			-2.586351	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(AMB_PRECIO,2)				
Method: Least Squares				
Date: 03/19/21 Time: 15:59				
Sample (adjusted): 2013M09 2020M04				
Included observations: 80 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(AMB_PRECIO(-1))	-1.624369	0.292786	-5.547972	0.0000
D(AMB_PRECIO(-1)...	0.895906	0.245952	3.642602	0.0005
D(AMB_PRECIO(-2)...	0.812582	0.220840	3.679506	0.0004
D(AMB_PRECIO(-3)...	0.670390	0.193186	3.470176	0.0009
D(AMB_PRECIO(-4)...	0.418588	0.169703	2.466595	0.0160
D(AMB_PRECIO(-5)...	0.404408	0.145865	2.772489	0.0071
D(AMB_PRECIO(-6)...	0.171611	0.124942	1.373520	0.1739
C	0.001930	0.005161	0.373973	0.7095
R-squared	0.434065	Mean dependent var	-0.000642	
Adjusted R-squared	0.379043	S.D. dependent var	0.058235	
S.E. of regression	0.045890	Akaike info criterion	-3.230508	
Sum squared resid	0.151623	Schwarz criterion	-2.992305	
Log likelihood	137.2203	Hannan-Quinn criter.	-3.135005	
F-statistic	7.889005	Durbin-Watson stat	2.026752	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 7: Prueba Dickey Fuller Aumentado con constante de la variable precios Riobamba

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RIOB_PRECIO				
Null Hypothesis: RIOB_PRECIO has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 6 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.807716	0.0616
Test critical values:				
1% level			-3.513344	
5% level			-2.897678	
10% level			-2.586103	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RIOB_PRECIO)				
Method: Least Squares				
Date: 03/02/21 Time: 12:29				
Sample (adjusted): 2013M08 2020M04				
Included observations: 81 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RIOB_PRECIO(-1)	-0.273152	0.097286	-2.807716	0.0064
D(RIOB_PRECIO(-1))	0.275951	0.119885	2.301792	0.0242
D(RIOB_PRECIO(-2))	0.174304	0.120344	1.448389	0.1518
D(RIOB_PRECIO(-3))	-0.079360	0.118164	-0.671611	0.5040
D(RIOB_PRECIO(-4))	-0.005166	0.112200	-0.046043	0.9634
D(RIOB_PRECIO(-5))	0.009944	0.111592	0.089107	0.9292
D(RIOB_PRECIO(-6))	-0.189358	0.125249	-1.511860	0.1349
C	0.100225	0.035293	2.839747	0.0058
R-squared	0.278317	Mean dependent var	0.000868	
Adjusted R-squared	0.209115	S.D. dependent var	0.047005	
S.E. of regression	0.041802	Akaike info criterion	-3.418186	
Sum squared resid	0.127563	Schwarz criterion	-3.181697	
Log likelihood	146.4365	Hannan-Quinn criter.	-3.323303	
F-statistic	4.021786	Durbin-Watson stat	2.041289	

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 8: Prueba Dickey Fuller Aumentado con constante y tendencia de la variable precios Riobamba

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RIOB_PRECIO				
Null Hypothesis: RIOB_PRECIO has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 6 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.781710	0.2083
Test critical values:				
1% level			-4.075340	
5% level			-3.466248	
10% level			-3.159780	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RIOB_PRECIO)				
Method: Least Squares				
Date: 03/08/21 Time: 10:29				
Sample (adjusted): 2013M08 2020M04				
Included observations: 81 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RIOB_PRECIO(-1)	-0.271981	0.097775	-2.781710	0.0069
D(RIOB_PRECIO(-1))	0.271203	0.120764	2.245719	0.0278
D(RIOB_PRECIO(-2))	0.170961	0.121070	1.412077	0.1622
D(RIOB_PRECIO(-3))	-0.083207	0.118933	-0.699611	0.4864
D(RIOB_PRECIO(-4))	-0.008516	0.112900	-0.075431	0.9401
D(RIOB_PRECIO(-5))	0.006116	0.112339	0.054442	0.9567
D(RIOB_PRECIO(-6))	-0.187625	0.125887	-1.490427	0.1405
C	0.105063	0.036525	2.876512	0.0053
@TREND("2013M01")	-0.000112	0.000202	-0.553367	0.5817
R-squared	0.281374	Mean dependent var	0.000868	
Adjusted R-squared	0.201526	S.D. dependent var	0.047005	
S.E. of regression	0.042002	Akaike info criterion	-3.397738	
Sum squared resid	0.127023	Schwarz criterion	-3.131688	
Log likelihood	146.6084	Hannan-Quinn criter.	-3.290996	
F-statistic	3.523895	Durbin-Watson stat	2.042467	
Prob(F-statistic)	0.001718			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 9: Prueba Dickey Fuller Aumentado aplicado a las primeras diferencias de la variable precios Riobamba

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(RIOB_PRECIO)				
Null Hypothesis: D(RIOB_PRECIO) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 6 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.365148	0.0000
Test critical values:				
1% level			-3.514426	
5% level			-2.898145	
10% level			-2.586351	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RIOB_PRECIO,2)				
Method: Least Squares				
Date: 03/19/21 Time: 16:02				
Sample (adjusted): 2013M09 2020M04				
Included observations: 80 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RIOB_PRECIO(-1))	-2.055401	0.322915	-6.365148	0.0000
D(RIOB_PRECIO(-1),2)	1.115546	0.274108	4.069725	0.0001
D(RIOB_PRECIO(-2),2)	1.079581	0.243522	4.433199	0.0000
D(RIOB_PRECIO(-3),2)	0.849683	0.218771	3.883890	0.0002
D(RIOB_PRECIO(-4),2)	0.661743	0.183257	3.611006	0.0006
D(RIOB_PRECIO(-5),2)	0.558384	0.159286	3.505539	0.0008
D(RIOB_PRECIO(-6),2)	0.289472	0.125889	2.299427	0.0244
C	0.003229	0.004790	0.674020	0.5025
R-squared	0.518520	Mean dependent var	0.000409	
Adjusted R-squared	0.471710	S.D. dependent var	0.058550	
S.E. of regression	0.042557	Akaike info criterion	-3.381329	
Sum squared resid	0.130396	Schwarz criterion	-3.143126	
Log likelihood	143.2531	Hannan-Quinn criter.	-3.285826	
F-statistic	11.07699	Durbin-Watson stat	1.973217	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 10: Prueba Phillips Perron con constante de la variable precios Ambato

Phillips-Perron Unit Root Test on AMB_PRECIO				
Null Hypothesis: AMB_PRECIO has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 6 (Used-specified) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-2.747950	0.0702
Test critical values:	1% level		-3.507394	
	5% level		-2.895109	
	10% level		-2.584738	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				0.002446
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.003087
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(AMB_PRECIO)				
Method: Least Squares				
Date: 03/16/21 Time: 12:52				
Sample (adjusted): 2013M02 2020M04				
Included observations: 87 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AMB_PRECIO(-1)	-0.137431	0.055937	-2.456891	0.0160
C	0.058324	0.024579	2.372875	0.0199
R-squared	0.066307	Mean dependent var		-0.000609
Adjusted R-squared	0.055322	S.D. dependent var		0.051477
S.E. of regression	0.050033	Akaike info criterion		-3.129540
Sum squared resid	0.212782	Schwarz criterion		-3.072852
Log likelihood	138.1350	Hannan-Quinn criter.		-3.106714
F-statistic	6.036311	Durbin-Watson stat		1.132388
Prob(F-statistic)	0.016048			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 11: Prueba Phillips Perron con constante y tendencia de la variable precios Ambato

Phillips-Perron Unit Root Test on AMB_PRECIO				
Null Hypothesis: AMB_PRECIO has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 6 (Used-specified) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-2.711880	0.2346
Test critical values:	1% level		-4.066981	
	5% level		-3.462292	
	10% level		-3.157475	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				0.002437
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.003016
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(AMB_PRECIO)				
Method: Least Squares				
Date: 03/17/21 Time: 11:14				
Sample (adjusted): 2013M02 2020M04				
Included observations: 87 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AMB_PRECIO(-1)	-0.137408	0.056166	-2.446468	0.0165
C	0.063553	0.026416	2.405833	0.0183
@TREND("2013M01")	-0.000119	0.000214	-0.555206	0.5802
R-squared	0.069720	Mean dependent var		-0.000609
Adjusted R-squared	0.047571	S.D. dependent var		0.051477
S.E. of regression	0.050238	Akaike info criterion		-3.110214
Sum squared resid	0.212004	Schwarz criterion		-3.025183
Log likelihood	138.2943	Hannan-Quinn criter.		-3.075975
F-statistic	3.147720	Durbin-Watson stat		1.136573
Prob(F-statistic)	0.048058			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 12: Prueba Phillips Perron aplicado a las primeras diferencias de la variable precios Ambato

Phillips-Perron Unit Root Test on D(AMB_PRECIO)				
Null Hypothesis: D(AMB_PRECIO) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 6 (Used-specified) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-5.635475	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.508326	
	5% level		-2.895512	
	10% level		-2.584952	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				0.002223
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.001411
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(AMB_PRECIO,2)				
Method: Least Squares				
Date: 03/23/21 Time: 16:56				
Sample (adjusted): 2013M03 2020M04				
Included observations: 86 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(AMB_PRECIO(-1))	-0.605978	0.100232	-6.045744	0.0000
C	-8.58E-05	0.005145	-0.016685	0.9867
R-squared	0.303200	Mean dependent var		2.94E-05
Adjusted R-squared	0.294904	S.D. dependent var		0.056819
S.E. of regression	0.047711	Akaike info criterion		-3.224341
Sum squared resid	0.191210	Schwarz criterion		-3.167263
Log likelihood	140.6467	Hannan-Quinn criter.		-3.201370
F-statistic	36.55102	Durbin-Watson stat		1.929550
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 13: Prueba Phillips Perron con constante de la variable precios Riobamba

Phillips-Perron Unit Root Test on RIOB_PRECIO				
Null Hypothesis: RIOB_PRECIO has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 7 (Used-specified) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-2.825109	0.0589
Test critical values:	1% level		-3.507394	
	5% level		-2.895109	
	10% level		-2.584738	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				0.001927
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.001744
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(RIOB_PRECIO)				
Method: Least Squares				
Date: 03/17/21 Time: 11:12				
Sample (adjusted): 2013M02 2020M04				
Included observations: 87 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RIOB_PRECIO(-1)	-0.182304	0.061991	-2.940828	0.0042
C	0.065255	0.022561	2.892350	0.0049
R-squared	0.092350	Mean dependent var		0.000401
Adjusted R-squared	0.081672	S.D. dependent var		0.046349
S.E. of regression	0.044416	Akaike info criterion		-3.367729
Sum squared resid	0.167684	Schwarz criterion		-3.311041
Log likelihood	148.4962	Hannan-Quinn criter.		-3.344903
F-statistic	8.648471	Durbin-Watson stat		1.479188
Prob(F-statistic)	0.004216			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 14: Prueba Phillips Perron con constante y tendencia de la variable precios Riobamba

Phillips-Perron Unit Root Test on RIOB_PRECIO				
Null Hypothesis: RIOB_PRECIO has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 6 (Used-specified) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-2.997249	0.1390
Test critical values:				
	1% level		-4.066981	
	5% level		-3.462292	
	10% level		-3.157475	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				0.001927
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.002068
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(RIOB_PRECIO)				
Method: Least Squares				
Date: 03/17/21 Time: 11:17				
Sample (adjusted): 2013M02 2020M04				
Included observations: 87 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RIOB_PRECIO(-1)	-0.182013	0.062552	-2.909776	0.0046
C	0.065648	0.023653	2.775507	0.0068
@TREND("2013M01")	-1.13E-05	0.000191	-0.059028	0.9531
R-squared	0.092388	Mean dependent var	0.000401	
Adjusted R-squared	0.070778	S.D. dependent var	0.046349	
S.E. of regression	0.044678	Akaike info criterion	-3.344782	
Sum squared resid	0.167677	Schwarz criterion	-3.259751	
Log likelihood	148.4980	Hannan-Quinn criter.	-3.310542	
F-statistic	4.275282	Durbin-Watson stat	1.479654	
Prob(F-statistic)	0.017053			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 15: Prueba Phillips Perron aplicado a las primeras diferencias de la variable precios Riobamba

Phillips-Perron Unit Root Test on D(RIOB_PRECIO)				
Null Hypothesis: D(RIOB_PRECIO) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 6 (Used-specified) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-7.376198	0.0000
Test critical values:				
	1% level		-3.508326	
	5% level		-2.895512	
	10% level		-2.584952	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				0.002054
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.001290
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(RIOB_PRECIO,2)				
Method: Least Squares				
Date: 03/23/21 Time: 16:57				
Sample (adjusted): 2013M03 2020M04				
Included observations: 86 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RIOB_PRECIO(-1))	-0.803760	0.106709	-7.532290	0.0000
C	0.000692	0.004946	0.139894	0.8891
R-squared	0.403135	Mean dependent var	0.000420	
Adjusted R-squared	0.396030	S.D. dependent var	0.059012	
S.E. of regression	0.045862	Akaike info criterion	-3.303388	
Sum squared resid	0.176677	Schwarz criterion	-3.246310	
Log likelihood	144.0457	Hannan-Quinn criter.	-3.280417	
F-statistic	56.73540	Durbin-Watson stat	2.015357	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 16: Prueba KPSS con constante de la variable precios Ambato

KPSS Unit Root Test on AMB_PRECIO				
Null Hypothesis: AMB_PRECIO is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				0.102277
Asymptotic critical values*:				
1% level				0.739000
5% level				0.463000
10% level				0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				0.009209
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.033644
KPSS Test Equation				
Dependent Variable: AMB_PRECIO				
Method: Least Squares				
Date: 03/23/21 Time: 14:25				
Sample: 2013M01 2020M04				
Included observations: 88				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.427659	0.010288	41.56772	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		0.427659
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		0.096512
S.E. of regression	0.096512	Akaike info criterion		-1.826995
Sum squared resid	0.810371	Schwarz criterion		-1.798844
Log likelihood	81.38780	Hannan-Quinn criter.		-1.815654
Durbin-Watson stat	0.281261			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 17: Prueba KPSS con constante y tendencia de la variable precios Ambato

KPSS Unit Root Test on AMB_PRECIO				
Null Hypothesis: AMB_PRECIO is stationary				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				0.096750
Asymptotic critical values*:				
1% level				0.216000
5% level				0.146000
10% level				0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				0.009205
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.033608
KPSS Test Equation				
Dependent Variable: AMB_PRECIO				
Method: Least Squares				
Date: 03/23/21 Time: 14:26				
Sample: 2013M01 2020M04				
Included observations: 88				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.430946	0.020517	21.00484	0.0000
@TREND("2013M01")	-7.56E-05	0.000407	-0.185546	0.8532
R-squared	0.000400	Mean dependent var		0.427659
Adjusted R-squared	-0.011223	S.D. dependent var		0.096512
S.E. of regression	0.097052	Akaike info criterion		-1.804668
Sum squared resid	0.810047	Schwarz criterion		-1.748365
Log likelihood	81.40541	Hannan-Quinn criter.		-1.781985
F-statistic	0.034427	Durbin-Watson stat		0.281364
Prob(F-statistic)	0.853237			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 18: Prueba KPSS aplicado a las primeras diferencias de la variable precios Ambato

KPSS Unit Root Test on D(AMB_PRECIO)				
Null Hypothesis: D(AMB_PRECIO) is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				0.047632
Asymptotic critical values*:				
1% level				0.739000
5% level				0.463000
10% level				0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				0.002619
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.003646
KPSS Test Equation				
Dependent Variable: D(AMB_PRECIO)				
Method: Least Squares				
Date: 03/26/21 Time: 09:20				
Sample (adjusted): 2013M02 2020M04				
Included observations: 87 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000609	0.005519	-0.110421	0.9123
R-squared	0.000000	Mean dependent var	-0.000609	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.051477	
S.E. of regression	0.051477	Akaike info criterion	-3.083921	
Sum squared resid	0.227893	Schwarz criterion	-3.055577	
Log likelihood	135.1506	Hannan-Quinn criter.	-3.072508	
Durbin-Watson stat	1.204124			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 19: Prueba KPSS con constante de la variable precios Riobamba

KPSS Unit Root Test on RIOB_PRECIO				
Null Hypothesis: RIOB_PRECIO is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				0.089993
Asymptotic critical values*:				
1% level				0.739000
5% level				0.463000
10% level				0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				0.005837
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.020334
KPSS Test Equation				
Dependent Variable: RIOB_PRECIO				
Method: Least Squares				
Date: 03/23/21 Time: 14:28				
Sample: 2013M01 2020M04				
Included observations: 88				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.355550	0.008191	43.40779	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	0.355550	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.076838	
S.E. of regression	0.076838	Akaike info criterion	-2.282946	
Sum squared resid	0.513650	Schwarz criterion	-2.254795	
Log likelihood	101.4496	Hannan-Quinn criter.	-2.271605	
Durbin-Watson stat	0.359699			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 20: Prueba KPSS con constante y tendencia de la variable precios Riobamba

KPSS Unit Root Test on RIOB_PRECIO				
Null Hypothesis: RIOB_PRECIO is stationary				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				0.094086
Asymptotic critical values*:				
1% level				0.216000
5% level				0.146000
10% level				0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				0.005806
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.020186
KPSS Test Equation				
Dependent Variable: RIOB_PRECIO				
Method: Least Squares				
Date: 03/23/21 Time: 14:29				
Sample: 2013M01 2020M04				
Included observations: 88				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.345981	0.016294	21.23416	0.0000
@TREND("2013M01")	0.000220	0.000323	0.680046	0.4983
R-squared	0.005349	Mean dependent var		0.355550
Adjusted R-squared	-0.006217	S.D. dependent var		0.076838
S.E. of regression	0.077076	Akaike info criterion		-2.265582
Sum squared resid	0.510902	Schwarz criterion		-2.209279
Log likelihood	101.6856	Hannan-Quinn criter.		-2.242899
F-statistic	0.462463	Durbin-Watson stat		0.361611
Prob(F-statistic)	0.498302			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 21: Prueba KPSS aplicado a las primeras diferencias de la variable precios Riobamba

KPSS Unit Root Test on D(RIOB_PRECIO)				
Null Hypothesis: D(RIOB_PRECIO) is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				0.029419
Asymptotic critical values*:				
1% level				0.739000
5% level				0.463000
10% level				0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				0.002124
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.002771
KPSS Test Equation				
Dependent Variable: D(RIOB_PRECIO)				
Method: Least Squares				
Date: 03/26/21 Time: 09:28				
Sample (adjusted): 2013M02 2020M04				
Included observations: 87 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000401	0.004969	0.080693	0.9359
R-squared	0.000000	Mean dependent var		0.000401
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		0.046349
S.E. of regression	0.046349	Akaike info criterion		-3.293821
Sum squared resid	0.184745	Schwarz criterion		-3.265477
Log likelihood	144.2812	Hannan-Quinn criter.		-3.282407
Durbin-Watson stat	1.602339			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 22: Estimación del Modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios MCO

Dependent Variable: RIOB_PRECIO				
Method: Least Squares				
Date: 03/19/21 Time: 11:41				
Sample: 2013M01 2020M04				
Included observations: 88				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.033637	0.012255	2.744686	0.0074
AMB_PRECIO	0.752733	0.027961	26.92049	0.0000
R-squared	0.893921	Mean dependent var		0.355550
Adjusted R-squared	0.892687	S.D. dependent var		0.076838
S.E. of regression	0.025171	Akaike info criterion		-4.503786
Sum squared resid	0.054488	Schwarz criterion		-4.447483
Log likelihood	200.1666	Hannan-Quinn criter.		-4.481103
F-statistic	724.7130	Durbin-Watson stat		1.105130
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 23: Comprobación si el modelo presenta autocorrelación a través de la prueba de Breusch-Godfrey

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	19.35150	Prob. F(1,85)	0.0000	
Obs*R-squared	16.31919	Prob. Chi-Square(1)	0.0001	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 04/29/21 Time: 12:31				
Sample: 2013M01 2020M04				
Included observations: 88				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.006348	0.011219	0.565814	0.5730
AMB_PRECIO	-0.014139	0.025587	-0.552588	0.5820
RESID(-1)	0.448835	0.102030	4.399033	0.0000
R-squared	0.185445	Mean dependent var		6.94E-18
Adjusted R-squared	0.166279	S.D. dependent var		0.025026
S.E. of regression	0.022851	Akaike info criterion		-4.686172
Sum squared resid	0.044383	Schwarz criterion		-4.601718
Log likelihood	209.1916	Hannan-Quinn criter.		-4.652148
F-statistic	9.675748	Durbin-Watson stat		1.965699
Prob(F-statistic)	0.000164			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 24: Corrección de la autocorrelación

Dependent Variable: RIOB_PRECIO
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 03/19/21 Time: 15:20
 Sample: 2013M01 2020M04
 Included observations: 88
 Convergence achieved after 5 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.037125	0.020994	1.768370	0.0806
AMB_PRECIO	0.745440	0.049818	14.96335	0.0000
AR(1)	0.439204	0.100742	4.359706	0.0000
SIGMASQ	0.000505	6.74E-05	7.500012	0.0000
R-squared	0.913405	Mean dependent var		0.355550
Adjusted R-squared	0.910312	S.D. dependent var		0.076838
S.E. of regression	0.023011	Akaike info criterion		-4.658839
Sum squared resid	0.044480	Schwarz criterion		-4.546232
Log likelihood	208.9889	Hannan-Quinn criter.		-4.613472
F-statistic	295.3430	Durbin-Watson stat		1.945099
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.44			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 25: Comprobación si el modelo presenta Heterocedasticidad a través de la prueba Breusch-Pagan-Godfrey

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.564700	Prob. F(1,86)	0.4544
Obs*R-squared	0.574063	Prob. Chi-Square(1)	0.4486
Scaled explained SS	0.620612	Prob. Chi-Square(1)	0.4308

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 05/01/21 Time: 11:16
 Sample: 2013M01 2020M04
 Included observations: 88

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000284	0.000457	0.620638	0.5365
AMB_PRECIO	0.000784	0.001043	0.751465	0.4544
R-squared	0.006523	Mean dependent var		0.000619
Adjusted R-squared	-0.005029	S.D. dependent var		0.000937
S.E. of regression	0.000939	Akaike info criterion		-11.08036
Sum squared resid	7.59E-05	Schwarz criterion		-11.02405
Log likelihood	489.5356	Hannan-Quinn criter.		-11.05767
F-statistic	0.564700	Durbin-Watson stat		1.589329
Prob(F-statistic)	0.454424			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 26: Tabla de los residuos o errores del modelo MCO

PERIODO	RESIDUOS O ERRORES
2013M01	-0.01575145957915519
2013M02	-0.01656293933393438
2013M03	-0.02558175294494872
2013M04	-0.02769456060147019
2013M05	0.01384564162425767
2013M06	-0.009769268002027099
2013M07	0.01056086548135049
2013M08	-0.02738337115485934
2013M09	-0.01335801202795611
2013M10	-0.007933694021261928
2013M11	0.02240761250173601
2013M12	0.01031220727015236
2014M01	0.01217608566575018
2014M02	-0.03651869101213562
2014M03	-0.02080266863783103
2014M04	-0.06614825155561588
2014M05	-0.04331190632601306
2014M06	-0.04271550973596083
2014M07	-0.003971106368259259
2014M08	-0.00122459530247826
2014M09	-0.006056288603712212
2014M10	-0.0198351988091644
2014M11	0.002456101852108983
2014M12	0.01498826669583098
2015M01	-0.0004109828863514409
2015M02	0.03576614165325693
2015M03	0.01805757964621857
2015M04	0.02279031415390553
2015M05	0.02496332104328752
2015M06	-0.008633596094580698
2015M07	0.01672776845261581
2015M08	-0.003107872032399484
2015M09	-0.03028233006554154
2015M10	-0.05518732526803394
2015M11	-0.0101724561581531
2015M12	-0.01005612299639025
2016M01	-0.0007877676915323261
2016M02	0.009400716713547974
2016M03	-0.0004879306905218872
2016M04	-0.004901792554682927
2016M05	0.001316249262618419
2016M06	0.0007246121394836602
2016M07	-0.003840989677300455
2016M08	-0.01062050132507397
2016M09	0.01773284024680638

2016M10	0.003828707472233517
2016M11	-0.004159046101644082
2016M12	0.01845874112966883
2017M01	0.02121551591050408
2017M02	0.04096663895714059
2017M03	-0.02399886827675279
2017M04	-0.03008441720399657
2017M05	0.02200812796968607
2017M06	0.01121853430876443
2017M07	0.03861600939336149
2017M08	-0.007638645781384206
2017M09	0.01982131072573013
2017M10	0.0203394028529984
2017M11	0.0106513060827948
2017M12	-0.01166996764211775
2018M01	-0.003717139893667676
2018M02	-0.01023045412294765
2018M03	-0.01175065326359698
2018M04	-0.001483825479559803
2018M05	-0.008738333024135652
2018M06	-0.00163826485909449
2018M07	-0.007711223965866015
2018M08	0.006545773127523912
2018M09	0.05446399120571255
2018M10	0.01638600012681213
2018M11	0.006305913141040786
2018M12	-0.04657184949090171
2019M01	0.007498801300874214
2019M02	0.01642434137402432
2019M03	-0.007875502247351396
2019M04	0.006824346112770662
2019M05	0.02986135310749433
2019M06	0.03115104545175463
2019M07	0.03520455215907792
2019M08	0.03254224834492742
2019M09	0.04597395396708231
2019M10	0.02891416529205631
2019M11	-0.06684632787747569
2019M12	-0.03208659046286655
2020M01	-0.04203349280822327
2020M02	-0.002742876664868943
2020M03	0.02559747617892383
2020M04	0.05904184052791198

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 27: Prueba Dickey Fuller aplicado a los residuos del modelo MCO

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on ERROR				
Null Hypothesis: ERROR has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.519212	0.0000
Test critical values:				
	1% level		-3.507394	
	5% level		-2.895109	
	10% level		-2.584738	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(ERROR)				
Method: Least Squares				
Date: 03/19/21 Time: 11:08				
Sample (adjusted): 2013M02 2020M04				
Included observations: 87 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ERROR(-1)	-0.558033	0.101107	-5.519212	0.0000
C	0.000481	0.002448	0.196480	0.8447
R-squared	0.263825	Mean dependent var		0.000860
Adjusted R-squared	0.255164	S.D. dependent var		0.026447
S.E. of regression	0.022825	Akaike info criterion		-4.699228
Sum squared resid	0.044282	Schwarz criterion		-4.642540
Log likelihood	206.4164	Hannan-Quinn criter.		-4.676402
F-statistic	30.46170	Durbin-Watson stat		1.960119
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 28: Prueba Dickey Fuller aplicado a los residuos del modelo MCO

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on ERROR				
Null Hypothesis: ERROR has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.865095	0.0000
Test critical values:				
	1% level		-4.066981	
	5% level		-3.462292	
	10% level		-3.157475	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(ERROR)				
Method: Least Squares				
Date: 03/24/21 Time: 11:54				
Sample (adjusted): 2013M02 2020M04				
Included observations: 87 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ERROR(-1)	-0.604179	0.103013	-5.865095	0.0000
C	-0.007436	0.005007	-1.485013	0.1413
@TREND("2013M01")	0.000179	9.93E-05	1.805142	0.0746
R-squared	0.291316	Mean dependent var		0.000860
Adjusted R-squared	0.274443	S.D. dependent var		0.026447
S.E. of regression	0.022527	Akaike info criterion		-4.714298
Sum squared resid	0.042628	Schwarz criterion		-4.629267
Log likelihood	208.0720	Hannan-Quinn criter.		-4.680059
F-statistic	17.26482	Durbin-Watson stat		1.945292
Prob(F-statistic)	0.000001			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 29: Regresión de cointegración

Dependent Variable: RIOB_PRECIO
 Method: Fully Modified Least Squares (FMOLS)
 Date: 03/19/21 Time: 11:58
 Sample (adjusted): 2013M02 2020M04
 Included observations: 87 after adjustments
 Cointegrating equation deterministics: C
 Long-run covariance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AMB_PRECIO	0.751412	0.036353	20.66996	0.0000
C	0.034438	0.015956	2.158289	0.0337
R-squared	0.893848	Mean dependent var		0.356146
Adjusted R-squared	0.892599	S.D. dependent var		0.077078
S.E. of regression	0.025260	Sum squared resid		0.054236
Long-run variance	0.001068			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 30: Contraste de cointegración de Engle y Granger

Cointegration Test - Engle-Granger
 Date: 03/19/21 Time: 11:11
 Equation: UNTITLED
 Specification: RIOB_PRECIO AMB_PRECIO C
 Cointegrating equation deterministics: C
 Null hypothesis: Series are not cointegrated
 Automatic lag specification (lag=0 based on Schwarz Info Criterion, maxlag=11)

	Value	Prob.*
Engle-Granger tau-statistic	-5.558045	0.0001
Engle-Granger z-statistic	-48.59734	0.0000

*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

Rho - 1	-0.558590
Rho S.E.	0.100501
Residual variance	0.000515
Long-run residual variance	0.000515
Number of lags	0
Number of observations	87
Number of stochastic trends**	2

**Number of stochastic trends in asymptotic distribution.

Engle-Granger Test Equation:
 Dependent Variable: D(RESID)
 Method: Least Squares
 Date: 03/19/21 Time: 11:11
 Sample (adjusted): 2013M02 2020M04
 Included observations: 87 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	-0.558590	0.100501	-5.558045	0.0000
R-squared	0.263491	Mean dependent var		0.000860
Adjusted R-squared	0.263491	S.D. dependent var		0.026447
S.E. of regression	0.022697	Akaike info criterion		-4.721762
Sum squared resid	0.044302	Schwarz criterion		-4.693419
Log likelihood	206.3967	Hannan-Quinn criter.		-4.710349
Durbin-Watson stat	1.958145			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 31: Contraste de cointegración de Johansen

Johansen Cointegration Test				
Date: 03/19/21 Time: 13:04				
Sample (adjusted): 2013M04 2020M04				
Included observations: 85 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: AMB_PRECIO RIOB_PRECIO				
Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.234326	39.24612	15.49471	0.0000
At most 1 *	0.176935	16.55120	3.841466	0.0000
Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.234326	22.69492	14.26460	0.0019
At most 1 *	0.176935	16.55120	3.841466	0.0000
Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):				
AMB_PRECIO	RIOB_PRECIO			
-40.02660	55.67120			
20.58801	-11.57598			
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
D(AMB_PRE...)	-0.002102	-0.019544		
D(RIOB_PR...)	-0.013649	-0.013993		
1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 344.2602				
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
AMB_PRECIO	RIOB_PRECIO			
1.000000	-1.390855			
	(0.07708)			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 32: Modelo de Corrección de errores

Dependent Variable: D(RIOB_PRECIO)				
Method: Least Squares				
Date: 05/05/21 Time: 22:31				
Sample (adjusted): 2013M02 2020M04				
Included observations: 87 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000493	0.002455	0.201034	0.8412
D(AMB_PRECIO)	0.788517	0.048750	16.17485	0.0000
LAG1ERROR	-0.571746	0.103090	-5.546108	0.0000
R-squared	0.761835	Mean dependent var		0.000401
Adjusted R-squared	0.756164	S.D. dependent var		0.046349
S.E. of regression	0.022887	Akaike info criterion		-4.682634
Sum squared resid	0.044000	Schwarz criterion		-4.597602
Log likelihood	206.6946	Hannan-Quinn criter.		-4.648394
F-statistic	134.3480	Durbin-Watson stat		1.955910
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 33: Criterio de información para seleccionar el número de rezagos en el modelo VAR

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: RIOB_PRECIO AMB_PRECIO
 Exogenous variables: C
 Date: 03/19/21 Time: 12:21
 Sample: 2013M01 2020M04
 Included observations: 80

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	257.3176	NA	5.79e-06	-6.382939	-6.323389	-6.359064
1	316.6676	114.2489	1.45e-06	-7.766691	-7.588039	-7.695064
2	328.5447	22.26957*	1.19e-06*	-7.963618*	-7.665865*	-7.844241*
3	331.6778	5.717784	1.22e-06	-7.941944	-7.525090	-7.774815
4	331.9273	0.442957	1.34e-06	-7.848183	-7.312227	-7.633303
5	334.4196	4.299213	1.39e-06	-7.810491	-7.155433	-7.547859
6	337.9965	5.991349	1.41e-06	-7.799914	-7.025755	-7.489531
7	340.0336	3.310270	1.49e-06	-7.750841	-6.857581	-7.392707
8	341.5937	2.457058	1.59e-06	-7.689842	-6.677481	-7.283957

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

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 34: Estimación del modelo VAR

Vector Autoregression Estimates		
Vector Autoregression Estimates		
Date: 03/19/21 Time: 12:24		
Sample (adjusted): 2013M03 2020M04		
Included observations: 86 after adjustments		
Standard errors in () & t-statistics in []		
	AMB_PRE...	RIOB_PRE...
AMB_PRECIO(-1)	1.104293 (0.19648) [5.62032]	0.510018 (0.18256) [2.79374]
AMB_PRECIO(-2)	-0.471952 (0.18247) [-2.58640]	-0.397428 (0.16954) [-2.34412]
RIOB_PRECIO(-1)	0.223611 (0.21555) [1.03742]	0.592353 (0.20027) [2.95778]
RIOB_PRECIO(-2)	-0.014686 (0.21821) [-0.06730]	0.007539 (0.20275) [0.03719]
C	0.083343 (0.02353) [3.54151]	0.095070 (0.02187) [4.34795]
R-squared	0.805551	0.733461
Adj. R-squared	0.795949	0.720299
Sum sq. resids	0.155610	0.134335
S.E. equation	0.043830	0.040724
F-statistic	83.89040	55.72396
Log likelihood	149.5056	155.8272
Akaike AIC	-3.360596	-3.507610
Schwarz SC	-3.217901	-3.364915
Mean dependent	0.429230	0.357108
S.D. dependent	0.097030	0.077003
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.03E-06	
Determinant resid covariance	9.14E-07	
Log likelihood	353.8692	
Akaike information criterion	-7.996957	
Schwarz criterion	-7.711568	
Number of coefficients	10	

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 35: Evaluamos si el modelo VAR presenta Autocorrelación

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Date: 05/13/21 Time: 11:46
 Sample: 2013M01 2020M04
 Included observations: 86

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	2.103300	4	0.7168	0.525991	(4, 156.0)	0.7168
2	4.231976	4	0.3755	1.065552	(4, 156.0)	0.3755
3	3.082568	4	0.5441	0.773300	(4, 156.0)	0.5441
4	1.117639	4	0.8915	0.278620	(4, 156.0)	0.8915
5	2.008826	4	0.7341	0.502214	(4, 156.0)	0.7341
6	6.488475	4	0.1655	1.645556	(4, 156.0)	0.1655
7	2.480829	4	0.6481	0.621152	(4, 156.0)	0.6481
8	6.378097	4	0.1726	1.616991	(4, 156.0)	0.1727
9	7.134374	4	0.1290	1.813117	(4, 156.0)	0.1290
10	2.181641	4	0.7024	0.545719	(4, 156.0)	0.7024
11	1.590993	4	0.8104	0.397224	(4, 156.0)	0.8104
12	2.876363	4	0.5787	0.721096	(4, 156.0)	0.5787
13	0.524215	4	0.9711	0.130437	(4, 156.0)	0.9711
14	1.222188	4	0.8744	0.304786	(4, 156.0)	0.8744
15	8.343539	4	0.0798	2.128660	(4, 156.0)	0.0798
16	2.048926	4	0.7268	0.512304	(4, 156.0)	0.7268

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	2.103300	4	0.7168	0.525991	(4, 156.0)	0.7168
2	6.351346	8	0.6079	0.794723	(8, 152.0)	0.6081
3	7.107406	12	0.8504	0.586444	(12, 148.0)	0.8506
4	9.170435	16	0.9062	0.563521	(16, 144.0)	0.9065
5	10.13765	20	0.9656	0.492841	(20, 140.0)	0.9658
6	17.65669	24	0.8193	0.723208	(24, 136.0)	0.8209
7	24.57650	28	0.6508	0.870748	(28, 132.0)	0.6545
8	33.28191	32	0.4046	1.048216	(32, 128.0)	0.4111
9	37.29220	36	0.4095	1.042834	(36, 124.0)	0.4184
10	39.20642	40	0.5058	0.977577	(40, 120.0)	0.5176
11	41.94556	44	0.5600	0.944387	(44, 116.0)	0.5750
12	42.64945	48	0.6911	0.866887	(48, 112.0)	0.7072
13	47.71560	52	0.6430	0.896314	(52, 108.0)	0.6650
14	49.25485	56	0.7261	0.847664	(56, 104.0)	0.7496
15	58.79145	60	0.5200	0.962254	(60, 100.0)	0.5582
16	64.29556	64	0.4661	0.988622	(64, 96.0)	0.5138

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 36: Evaluamos si el modelo VAR presenta Heterocedasticidad

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)
 Date: 05/13/21 Time: 11:49
 Sample: 2013M01 2020M04
 Included observations: 86

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
38.06292	24	0.0342

Individual components:

Dependent	R-squared	F(8,77)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.338292	4.920693	0.0001	29.09312	0.0003
res2*res2	0.132338	1.468023	0.1828	11.38103	0.1810
res2*res1	0.253524	3.268924	0.0029	21.80310	0.0053

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 37: Evaluamos si el modelo VAR presenta Normalidad de los residuos

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
Date: 05/13/21 Time: 11:50
Sample: 2013M01 2020M04
Included observations: 86

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.419469	2.522013	1	0.1123
2	-0.250858	0.901992	1	0.3422
Joint		3.424005	2	0.1805

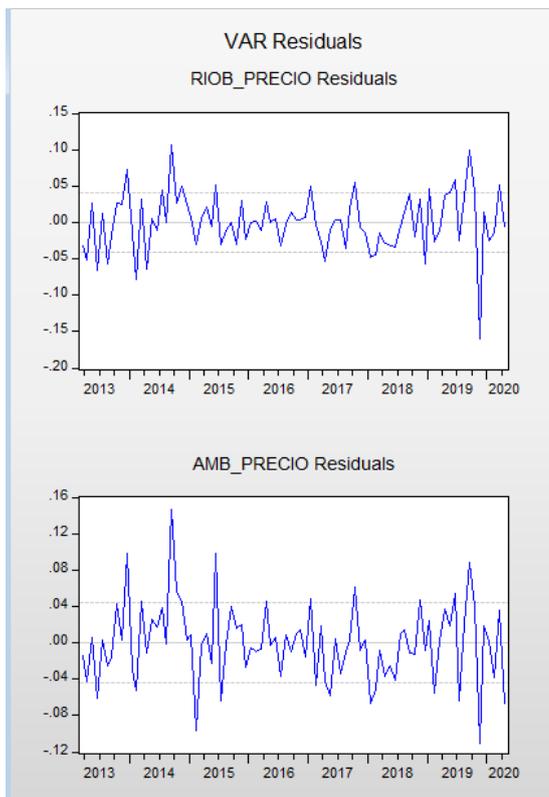
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	5.274207	18.53306	1	0.0000
2	3.440359	0.694865	1	0.4045
Joint		19.22792	2	0.0001

Component	Jarque-B...	df	Prob.
1	21.05507	2	0.0000
2	1.596856	2	0.4500
Joint	22.65193	4	0.0001

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 38: Análisis de los Residuos del VAR



Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 39: Corrección de heteroscedasticidad y normalidad de los residuos

VAR Specification ×

Basics **VAR Restrictions**

VAR type
 Standard VAR
 Vector Error Correction
 Bayesian VAR

Endogenous variables
 riob_preco amb_preco

Estimation sample
 2013m01 2020m04

Lag Intervals for Endogenous:
 1 2

Exogenous variables
 c @isperiod("2019M11")

Aceptar Cancelar

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 40: Estimación de modelo VAR

Vector Autoregression Estimates		
Vector Autoregression Estimates		
Date: 05/13/21 Time: 11:59		
Sample (adjusted): 2013M03 2020M04		
Included observations: 86 after adjustments		
Standard errors in () & t-statistics in []		
	RIOB_PRE...	AMB_PRE...
RIOB_PRECIO(-1)	0.635920 (0.17931) [3.54639]	0.253825 (0.20749) [1.22334]
RIOB_PRECIO(-2)	0.127849 (0.18315) [0.69807]	0.068750 (0.21192) [0.32442]
AMB_PRECIO(-1)	0.528994 (0.16328) [3.23978]	1.117453 (0.18893) [5.91455]
AMB_PRECIO(-2)	-0.502871 (0.15330) [-3.28025]	-0.545078 (0.17739) [-3.07282]
C	0.075918 (0.01999) [3.79862]	0.070061 (0.02313) [3.02961]
@ISPERIOD("2019M11")	-0.176916 (0.03832) [-4.61718]	-0.122693 (0.04434) [-2.76731]
R-squared	0.789544	0.822538
Adj. R-squared	0.776390	0.811447
Sum sq. resids	0.106070	0.142015
S.E. equation	0.036412	0.042133
F-statistic	60.02527	74.16039
Log likelihood	165.9856	153.4365
Akaike AIC	-3.720595	-3.428756
Schwarz SC	-3.549362	-3.257523
Mean dependent	0.357108	0.429230
S.D. dependent	0.077003	0.097030
Determinant resid covariance (dof adj.)		8.12E-07
Determinant resid covariance		7.03E-07
Log likelihood		365.1672
Akaike information criterion		-8.213190
Schwarz criterion		-7.870723
Number of coefficients		12

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 41: Evaluamos si el modelo VAR presenta Autocorrelación

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Date: 05/13/21 Time: 12:01
 Sample: 2013M01 2020M04
 Included observations: 86

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	2.364496	4	0.6691	0.591813	(4, 154.0)	0.6691
2	3.088084	4	0.5432	0.774732	(4, 154.0)	0.5432
3	2.858490	4	0.5818	0.716599	(4, 154.0)	0.5818
4	4.003003	4	0.4056	1.007245	(4, 154.0)	0.4056
5	2.893509	4	0.5758	0.725461	(4, 154.0)	0.5758
6	5.179814	4	0.2693	1.308338	(4, 154.0)	0.2694
7	1.983844	4	0.7387	0.495928	(4, 154.0)	0.7387
8	7.212657	4	0.1251	1.833868	(4, 154.0)	0.1251
9	5.307377	4	0.2572	1.341114	(4, 154.0)	0.2572
10	4.601115	4	0.3307	1.159989	(4, 154.0)	0.3307
11	1.161192	4	0.8844	0.289508	(4, 154.0)	0.8845
12	2.689762	4	0.6110	0.673933	(4, 154.0)	0.6110
13	0.969559	4	0.9144	0.241581	(4, 154.0)	0.9144
14	0.747146	4	0.9454	0.186029	(4, 154.0)	0.9454
15	6.924159	4	0.1400	1.758865	(4, 154.0)	0.1400
16	1.507971	4	0.8252	0.376388	(4, 154.0)	0.8252

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	2.364496	4	0.6691	0.591813	(4, 154.0)	0.6691
2	3.804557	8	0.8743	0.472090	(8, 150.0)	0.8744
3	9.265207	12	0.6801	0.769913	(12, 146.0)	0.6805
4	12.34302	16	0.7200	0.766507	(16, 142.0)	0.7207
5	13.84352	20	0.8383	0.681379	(20, 138.0)	0.8392
6	18.90359	24	0.7571	0.777475	(24, 134.0)	0.7591
7	20.97173	28	0.8265	0.733362	(28, 130.0)	0.8289
8	32.12649	32	0.4605	1.007581	(32, 126.0)	0.4671
9	37.17625	36	0.4146	1.039152	(36, 122.0)	0.4239
10	39.85087	40	0.4769	0.995941	(40, 118.0)	0.4892
11	41.14971	44	0.5945	0.923325	(44, 114.0)	0.6094
12	43.73895	48	0.6490	0.892350	(48, 110.0)	0.6658
13	50.06111	52	0.5505	0.948753	(52, 106.0)	0.5757
14	51.22041	56	0.6560	0.887840	(56, 102.0)	0.6838
15	63.70387	60	0.3475	1.063904	(60, 98.0)	0.3876
16	69.77185	64	0.2897	1.097861	(64, 94.0)	0.3366

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 42: Evaluamos si el modelo VAR presenta Heterocedasticidad

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)
 Date: 05/13/21 Time: 12:02
 Sample: 2013M01 2020M04
 Included observations: 86

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
16.20282	27	0.9490

Individual components:

Dependent	R-squared	F(9,76)	Prob.	Chi-sq(9)	Prob.
res1*res1	0.100918	0.947853	0.4895	8.678962	0.4674
res2*res2	0.077161	0.706058	0.7015	6.635806	0.6750
res2*res1	0.083544	0.769793	0.6444	7.184770	0.6179

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 43: Evaluamos si el modelo VAR presenta Normalidad en los residuos

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 05/13/21 Time: 12:03
 Sample: 2013M01 2020M04
 Included observations: 86

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	0.238126	0.812756	1	0.3673
2	-0.179714	0.462927	1	0.4963
Joint		1.275683	2	0.5284

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.219220	0.172206	1	0.6782
2	3.402083	0.579322	1	0.4466
Joint		0.751527	2	0.6868

Component	Jarque-B...	df	Prob.
1	0.984962	2	0.6111
2	1.042249	2	0.5939
Joint	2.027210	4	0.7308

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 43: Causalidad de Granger

Pairwise Granger Causality Tests
 Date: 03/19/21 Time: 12:34
 Sample: 2013M01 2020M04
 Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
AMB_PRECIO does not Granger Cause RIOB_PRECIO	86	4.47980	0.0143
RIOB_PRECIO does not Granger Cause AMB_PRECIO		0.60948	0.5461

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 44: Causalidad de Granger a través del modelo VAR

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Date: 05/13/21 Time: 12:23
 Sample: 2013M01 2020M04
 Included observations: 86

Dependent variable: RIOB_PRECIO

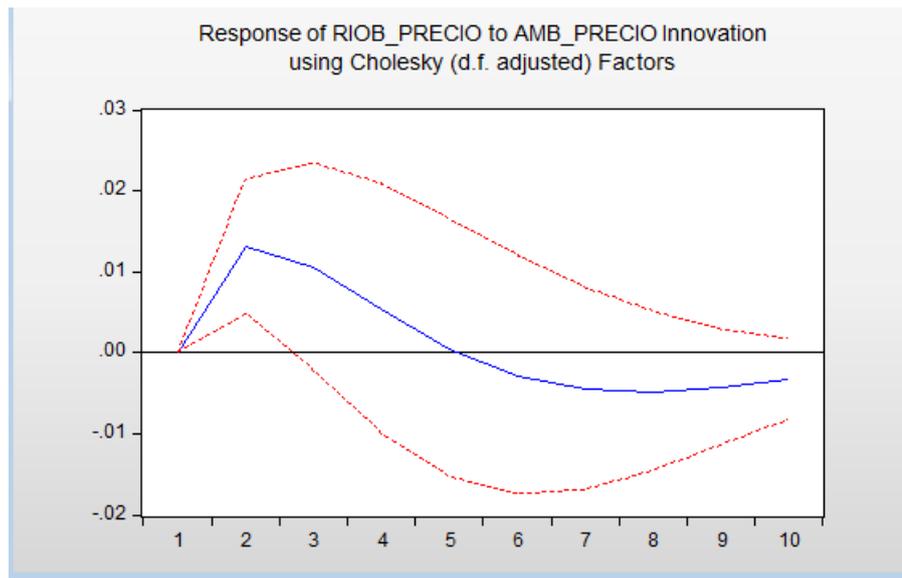
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
AMB_PRECIO	14.11899	2	0.0009
All	14.11899	2	0.0009

Dependent variable: AMB_PRECIO

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
RIOB_PRECIO	2.244476	2	0.3256
All	2.244476	2	0.3256

Fuente: Elaboración Propia (Eviews)

Anexo 45: Función impulso-respuesta



Fuente: Elaboración Propia (Eviews)