



UNIVERSIDAD SAN IGNACIO DE LOYOLA

FACULTAD DE CIENCIAS EMPRESARIALES

Economía y Negocios Internacionales

“Determinantes de la Variación del Stock de Reservas Internacionales
Netas de la Economía del Perú de Enero 2011 a Diciembre 2014”

**Tesis para Optar el Título Profesional de Licenciado en Economía y Negocios
Internacionales**

Anthony Werdan Bartesaghui

Asesor:

Jaime Canales Rimachi

Lima – Perú

2016

“Determinantes de la Variación del Stock de Reservas Internacionales
Netas de la Economía del Perú de Enero 2011 a Diciembre 2014”

Fecha de Sustentación y Aprobación: Viernes 28 de Octubre del 2016.

Presidente de Jurado

Mg. González Taranco, Carlos Enrique

Jurados:

Dr. Llanos Marcos, Abraham

Mg. Urbina Padilla, Dante

Índice de Contenidos

Introducción.....	7
Problema de Investigación.....	7
Planteamiento del Problema.....	7
Formulación del Problema.....	9
Justificación de la Investigación.....	10
Objetivos.....	12
Marco Referencial.....	13
Antecedentes.....	13
Marco Teórico.....	15
Hipótesis.....	25
Método.....	26
Tipo y Diseño de Investigación.....	26
Tipo de Investigación.....	26
Diseño de Investigación.....	26
Variables.....	30
Procedimientos de Recolección de Datos.....	31
Muestra.....	33
Tamaño de Muestra.....	33
Gráficos de Líneas de las Series Originales.....	33
Gráficos de Líneas de las Series Transformadas.....	37
Descripción Estadística de los Datos de las Series Originales.....	40
Descripción Estadística de los Datos de las Series Transformadas.....	41
Instrumentos de Investigación.....	42
Participantes.....	43
Resultados.....	44
Presentación de Resultados.....	44
Estacionariedad de las Series.....	44
Matriz de Covarianzas de las Series Transformadas.....	45
Matriz de Correlaciones de las Series Transformadas.....	46

Causalidad de Granger de las Variables.	46
Modelo de regresión lineal múltiple.	47
Modelos Autorregresivos de Rezagos Distribuidos.	51
Discusión de Resultados.....	62
Conclusiones.....	65
Recomendaciones.....	69
Referencias	70
ANEXOS.....	73
Matriz de Consistencia	74
Base de Datos Original.....	75
Base de Datos Transformada.....	76
Pruebas de Estacionariedad.....	77
Test de Causalidad de Granger	86
Pruebas de Multicolinealidad	93
Pruebas de Heterocedasticidad	94
Pruebas de Autocorrelación.....	100

Índice de Gráficos

Gráfico N°1:	Regla de Intervención del BCRP	17
Gráfico N°2:	Curva del Mercado Externo	17
Gráfico N°3:	Curva IS	19
Gráfico N°4:	Curva LM	20
Gráfico N°5:	Equilibrio General del Modelo Teórico.....	21
Gráfico N°6:	Tasa Efectiva de los Fondos de la Reserva Federal de EEUU de 2011 a 2014.....	23
Gráfico N°7:	Mercado de Dinero Internacional... ..	28
Gráfico N°8:	Gráfico de Líneas de la Variable “RIN”	33
Gráfico N°9:	Gráfico de Líneas de la Variable “IPM”	34
Gráfico N°10:	Gráfico de Líneas de la Variable “USM2”.....	34
Gráfico N°11:	Gráfico de Líneas de la Variable “PBI”	35
Gráfico N°12:	Gráfico de Líneas de la Variable “TCN”	35
Gráfico N°13:	Gráfico de Líneas de la Variable “OMVE”	36
Gráfico N°14:	Gráfico de Líneas de la Variable “VRIN”	37
Gráfico N°15:	Gráfico de Líneas de la Variable “VIPM”	37
Gráfico N°16:	Gráfico de Líneas de la Variable “VUSM2”	38
Gráfico N°17:	Gráfico de Líneas de la Variable “VPBI”	39
Gráfico N°18:	Gráfico de Líneas de la Variable “VTCN”	39
Gráfico N°19:	Gráfico de Líneas de la Variable “VOMVE”	40
Gráfico N°20:	Primera Salida de Estimación del Modelo de Regresión Lineal Múltiple.....	48
Gráfico N°21:	Segunda Salida de Estimación del Modelo de Regresión Lineal Múltiple.....	49
Gráfico N°22:	Salida de Estimación Final del Modelo de Regresión Lineal Múltiple.....	50
Gráfico N°23:	Salida de Estimación del Modelo ARDL1.....	54
Gráfico N°24:	Salida de Estimación del Modelo ARDL2.....	57
Gráfico N°25:	Salida de Estimación del Modelo ARDL2 con Varianzas Corregidas.....	58
Gráfico N°26:	Salida de Estimación del Modelo ARDL3.....	60
Gráfico N°27:	Test de Dickey-Fuller sin intercepto y sin tendencia para la variable VRIN.....	77
Gráfico N°28:	Test de Dickey-Fuller con intercepto y sin tendencia para la variable VRIN.....	78
Gráfico N°29:	Test de Dickey-Fuller con intercepto y con tendencia para la variable VRIN.....	78
Gráfico N°30:	Test de Dickey-Fuller sin intercepto y sin tendencia para la variable VIPM.....	79
Gráfico N°31:	Test de Dickey-Fuller con intercepto y sin tendencia para la variable VIPM.....	79

Gráfico N°32:	Test de Dickey-Fuller con intercepto y con tendencia para la variable VIPM.....	80
Gráfico N°33:	Test de Dickey-Fuller con intercepto y sin tendencia para la variable VUSM2.....	80
Gráfico N°34:	Test de Dickey-Fuller con intercepto y con tendencia para la variable VUSM2.....	81
Gráfico N°35:	Test de Dickey-Fuller sin intercepto y sin tendencia para la variable VPBI.....	81
Gráfico N°36:	Test de Dickey-Fuller con intercepto y sin tendencia para la variable VPBI.....	82
Gráfico N°37:	Test de Dickey-Fuller con intercepto y con tendencia para la variable VPBI.....	82
Gráfico N°38:	Test de Dickey-Fuller sin intercepto y sin tendencia para la variable VTCN.....	83
Gráfico N°39:	Test de Dickey-Fuller con intercepto y sin tendencia para la variable VTCN.....	83
Gráfico N°40:	Test de Dickey-Fuller con intercepto y con tendencia para la variable VTCN.....	84
Gráfico N°41:	Test de Dickey-Fuller sin intercepto y sin tendencia para la variable VOMVE.....	84
Gráfico N°42:	Test de Dickey-Fuller con intercepto y sin tendencia para la variable VOMVE.....	85
Gráfico N°43:	Test de Dickey-Fuller con intercepto y con tendencia para la variable VOMVE.....	85
Gráfico N°44:	Matriz de Correlaciones de Variables Regresoras del Modelo de Regresión Lineal Múltiple.....	93
Gráfico N°45:	Resultados del Test de Heterocedasticidad de White para el Modelo de Regresión Lineal Múltiple.....	95
Gráfico N°46:	Resultados del Test de Heterocedasticidad de Breusch-Pagan-Godfrey para el Modelo ARDL1.....	97
Gráfico N°47:	Resultados del Test de Heterocedasticidad de Breusch-Pagan-Godfrey para el Modelo ARDL2.....	98
Gráfico N°48:	Resultados del Test de Heterocedasticidad de Breusch-Pagan-Godfrey para el Modelo ARDL2.....	99
Gráfico N°49:	Histograma y Estadísticos Descriptivos de los Errores del Modelo de Regresión Lineal Múltiple.....	101

Índice de Tablas

Tabla N°1:	Definición de Variables Dependientes	30
Tabla N°2:	Definición de Variables Independientes	30
Tabla N°3:	Notación de Variables Transformadas en Tasas de Variación Mensual.....	32
Tabla N°4:	Notación de Variables Transformadas en Primeras Diferencias	32
Tabla N°5:	Medidas de Tendencia Central de las Series Originales	41
Tabla N°6:	Medidas de Dispersión de las Series Originales.....	41
Tabla N°7:	Medidas de Tendencia Central de las Series Transformadas	42
Tabla N°8:	Medidas de Dispersión de las Series Transformadas	42
Tabla N°9:	Resultados del Test de Dickey-Fuller	45
Tabla N°10:	Matriz de Covarianzas de las Series Transformadas	45
Tabla N°11:	Matriz de Correlaciones de las Series Transformadas	46
Tabla N°12:	Causalidad de Granger	47
Tabla N°13:	Criterios de Elección del Rezago del Modelo ARDL1.....	52
Tabla N°14:	Criterios de Elección del Rezago del Modelo ARDL2.....	56
Tabla N°15:	Criterios de Elección del Rezago del Modelo ARDL3.....	59

Introducción

Problema de Investigación

Planteamiento del Problema.

La inserción de la economía peruana a la economía global ha significado cambios importantes en cuanto a sus esquemas macroeconómicos, principalmente en cuanto a la disciplina fiscal y la política monetaria.

Ésta última, frente al esquema de apertura económica, se viene manejando a partir de metas de inflación conjuntamente con un régimen de tipo de cambio de flotación sucia o controlada a través de la intervención discrecional en el mercado cambiario por parte del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP).

Asimismo, la integración de la economía peruana a la economía global le ha significado la obligación de mantener una disciplina en el pago de su deuda externa. Por otro lado, a lo largo de este período de inserción, que se inició a comienzos de la década de 1990, la principal actividad económica que ha sustentado el crecimiento del producto bruto interno (PBI), en especial durante el período de bonanza extraordinaria de la economía peruana, fue la exportación de commodities mineros, significando la principal fuente de ingreso de divisas a partir de la cuenta corriente.

Dado dicho contexto, la acumulación de reservas internacionales en las arcas del BCRP ha significado un factor fundamental para el sustento del modelo económico descrito, dado que ha sido uno de los pilares de la postura macroprudencial tomada por el ente emisor en pos de su objetivo de preservar la estabilidad monetaria en la economía.

En tal sentido, la acumulación de reservas internacionales cumple el rol de fondo de seguro autónomo contra shocks de demanda externos y de forma genérica ante eventuales contextos que comprometan el flujo de capitales y consecuentemente la entrada de divisas hacia la economía peruana. Asimismo, las reservas internacionales representan un fondo de garantía de cara al cumplimiento del pago de la deuda externa

del país, factor que junto con el anterior reducen las probabilidades de eventuales crisis económico-financieras o, en última instancia, reducen su impacto en caso se gestara alguna. Además, la acumulación de reservas internacionales es el principal sustento de la ejecución de la política monetaria del BCRP, así como de sus intervenciones discrecionales en el mercado cambiario en el marco del sistema cambiario de flotación controlada desarrollado en el Perú.

Particularmente, en el caso del Perú, entre el año 2005 y 2010, las reservas internacionales netas (RIN) se situaron por encima del 20% del PBI y a fines del año 2015 sumaron el equivalente al 32% del PBI, superando la proporción registrada en Chile (17%), Colombia (16%) y México (15%), superando los US\$ 61,000 millones.¹

Si bien es evidente la importancia de las RIN para el desarrollo de la política monetaria en una economía con las características como la del Perú, el estudio sobre sus determinantes (o sobre las variables que influyen en ellas) no es un tema profundamente abordado en la literatura económica, puesto que los esquemas macroeconómicos para economías emergentes abiertas en un contexto de economía global son modelos relativamente nuevos para la teoría económica, que además han sido sujetos a prueba a raíz de las últimas crisis globales: la Crisis Subprime de Estados Unidos (EEUU) y la Crisis (financiera, de deuda y crecimiento) de la Zona Euro. En tanto, la escasez de teoría sobre las determinantes de las RIN en economía emergentes implica limitaciones en cuanto a la toma de decisiones de política económica relativas la gestión de las reservas internacionales.

Por otro lado, si bien como se mencionó previamente, el período de bonanza extraordinaria de la economía peruana coincidió con el “boom” de los precios internacionales de los metales (principalmente industriales) el cual se inició a partir del año 2003, dicho ciclo excepcional de la cotización internacional de los commodities mineros vio su fin en el año 2011. En el siguiente gráfico se puede apreciar la evolución de los precios

Teniendo en cuenta que a fines del 2010 el sector de minería e hidrocarburos representaba el 25% del PBI real, tras el fin del denominado “superciclo” de los

¹ Cifras recuperadas del diario Gestión en su edición del 31 de diciembre de 2015 y corroboradas en las bases de datos estadísticos del BCRP, así como de los bancos centrales de Chile, Colombia y México.

commodities mineros, al 2015 dicho sector representó el 12% del PBI real, lo cual ha significado tanto la desaceleración del crecimiento del producto (el consecuente fin del período de bonanza extraordinaria de la economía peruana) como del ingreso de divisas a la economía y por tanto menores fuentes de acumulación de reservas internacionales.²

Dados los problemas expuestos, la presente investigación se propone indagar sobre las variables macroeconómicas que han influido en la variación del stock de reservas internacionales netas en el Perú tras el fin del “boom” de los precios internacionales de los commodities mineros.

Formulación del Problema.

A partir del problema de investigación planteado, se formula la siguiente pregunta de investigación:

¿Cuáles son las variables macroeconómicas que explicaron la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía peruana de enero 2011 a diciembre 2014?

Asimismo, a partir de la pregunta general de investigación, se plantean las siguientes preguntas específicas:

¿La variación en el precio internacional de los commodities mineros incidió sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía peruana de enero 2011 a diciembre 2014?

¿La variación en la tasa de interés pasiva internacional incidió sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía peruana de enero 2011 a diciembre 2014?

² Las cifras indicadas fueron recuperadas de la base de datos estadísticos del BCRP.

¿La variación del PBI real incidió sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía peruana de enero 2011 a diciembre 2014?

¿La variación del tipo de cambio nominal incidió sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía peruana de enero 2011 a diciembre 2014?

¿La variación de la oferta monetaria incidió sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía peruana de enero 2011 a diciembre 2014?

Justificación de la Investigación.

La presente investigación se justifica principalmente en la importancia de las reservas internacionales netas para el modelo económico peruano y la consecuente relevancia de conocer las variables que influyen sobre el stock de las mismas.

En segundo lugar, este estudio se dispone aportar evidencia empírica, sobre la base de la información estadística disponible, al modelo macroeconómico a partir del cual se lleva a cabo la política monetaria en el Perú.

Por último, a partir de los resultados obtenidos, el estudio se dispone proponer sus propias apreciaciones y/o recomendaciones en cuanto a la gestión de las RIN.

Sobre el primer punto conviene mencionar que entre los aspectos de importancia a considerar de las RIN, éstas cumplen el rol de fondo de seguro en caso se dé una reducción trascendente en la entrada de divisas y de capitales del exterior debido a, por ejemplo, una reducción en los precios internacionales de los commodities mineros. En tal sentido, las RIN cumplen con la finalidad de amortiguar eventuales subidas del tipo de cambio frente a la salida de capitales por motivos ajenos a la economía interna del país y consecuentemente, reducir las presiones inflacionarias que ello implique.

Por otro lado, las RIN son los recursos a partir de los cuales el BCRP efectúa sus intervenciones cambiarias discrecionales en el marco del régimen cambiario de flotación sucia y con los cuales realiza el pago de la deuda externa pública. Asimismo, significan recursos disponibles en caso se deterioren las facilidades de acceso al crédito internacional, pudiendo el BCRP hacer uso de las mismas en calidad de “prestamista de última instancia”, acudiendo al rescate de los bancos comerciales en períodos de escasez de liquidez y/o pánicos bancarios.³

En cuanto al segundo punto, la evidencia empírica que pueda proporcionar la presente investigación daría un sustento al modelo de política monetaria llevado a cabo por el BCRP, el cual es objeto de críticas sobre la base del concepto de “trinidad imposible” que se deriva de la teoría económica en el contexto de un modelo Mundell-Flemming⁴ clásico para una economía pequeña, abierta y con libre movilidad de capitales, modelo en el cual se postula que es contradictorio llevar a cabo una política monetaria a partir de metas de inflación conjuntamente con un régimen de tipo de cambio controlado, puesto que éste último implica la inyección de dinero en la economía y consecuentemente, presiones inflacionarias.

Como se detallará en el marco teórico en la sección siguiente, el postulado de “trinidad imposible” se rompe al incluirse en el modelo no una movilidad de capitales total, pero una movilidad imperfecta de capitales a partir de la acumulación de reservas internacionales. El aporte de la investigación al sustento del modelo constará de la verificación de las relaciones de causalidad propuestas en el mismo.

Finalmente, las bases teóricas que aporta el modelo conjuntamente con las deducciones en cuanto a las relaciones de causalidad corroboradas a partir de evidencia empírica que aportará la metodología econométrica a desarrollar permitirán elaborar recomendaciones de política económica respecto a los elementos previamente mencionados.

³ Definición extraída del artículo de Carlos Parodi en la edición del diario Gestión del 18 de enero de 2013, el cual se cita en la bibliografía.

⁴ Para la revisión del modelo se consultó el capítulo 13 del libro “Macroeconomía” de Gregory Mankiw, el cual se cita en la bibliografía.

Objetivos

Objetivo General: Identificar las variables macroeconómicas que explicaron la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía peruana de enero 2011 a diciembre 2014.

Objetivo Específico 1: Determinar la incidencia de la variación del precio internacional de los commodities mineros sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014.

Objetivo Específico 2: Determinar la incidencia de la variación en la tasa de interés pasiva internacional sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014.

Objetivo Específico 3: Determinar la incidencia de la variación del PBI real sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014.

Objetivo Específico 4: Determinar la incidencia de la variación del tipo de cambio nominal sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014.

Objetivo Específico 5: Determinar la incidencia de la variación de la oferta monetaria sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014.

Marco Referencial

Antecedentes.

El principal antecedente de la investigación a realizar es el libro “Macroeconomía Intermedia para América Latina”, del profesor Waldo Mendoza Bellido. En el referido libro, específicamente a lo largo de los capítulos 11, 12 y 13 se desarrolla el modelo macroeconómico sobre el cual se basa la presente investigación y que será explicado en el marco teórico del presente plan.

A partir de dicho modelo se concluye que en una economía pequeña y abierta con movilidad parcial de capitales es posible llevar a cabo conjuntamente una política monetaria libre basada en metas de inflación y un régimen de tipo de cambio de flotación sucia (o controlada), generándose así el concepto de “trinidad posible” en contraposición al concepto de “trinidad imposible” que se deriva del modelo Mundell-Flemming clásico para una economía pequeña y abierta pero con libertad total de movilidad de capitales, caso en el cual el objetivo de lograr una meta de inflación es opuesto al de maniobrar sobre el tipo de cambio.

El modelo propuesto en el libro se desarrolla en torno a cuatro variables endógenas: la demanda agregada (o PBI), el tipo de cambio nominal, los bonos soberanos emitidos por el BCRP y el nivel de reservas internacionales netas. Dichas variables endógenas son explicadas a partir del mercado de bienes, la balanza de pagos, el mercado de dinero y la ecuación de regla de intervención monetaria del BRP respectivamente.

No obstante, el modelo además sugiere que la curva de reservas internacionales netas se deriva a partir de la dinámica o interacción de las curvas correspondientes a las demás variables endógenas del modelo. Ello es el sustento de la elección de las variables en la presente investigación, dado que se tendrá en cuenta como variable endógena a las reservas internacionales netas y como exógenas al PBI, el tipo de cambio y los bonos soberanos emitidos por el BCRP.

En segundo lugar, se ha considerado el artículo titulado “The Recent Growth of International Reserves in Developing Economies: A Monetary Perspective”, desarrollado

por Gonçalo Pina y publicado por la Universitat Pompeu Fabra de Barcelona, España en 2011.

Dicho artículo pretende dar explicación a la creciente acumulación de reservas internacionales por parte de las economías emergentes, lo cual se describe como una estrategia por parte de los bancos centrales con el fin de dar sustento a sus mecanismos para suavizar la inflación así como la variación del tipo de cambio.

El trabajo concluye que la acumulación de reservas en economías emergentes está relacionada a la labor principal de los bancos centrales, es decir, gestionar la inflación y ser un soporte en períodos de crisis. A partir de ello, se desprenden dos objetivos de política monetaria: reducir el impacto de los shocks externos y afrontar la posible inaccesibilidad al crédito internacional. Asimismo, las reservas internacionales son utilizadas por los bancos centrales para mitigar la depreciación de la moneda nacional en períodos de crisis.

En tal sentido, el artículo postula que el nivel de reservas internacionales en países emergentes está determinado por las distorsiones generadas en la economía a partir de la inflación, la magnitud de las crisis económicas y la accesibilidad al crédito de los bancos centrales.

Por último, se ha tomado en cuenta como antecedente para la presente investigación el artículo titulado “International Reserves and Gross Capital Flows Dynamics”, desarrollado por Enrique Alberola, Aitor Erce y José María Serena y publicado por el Fondo Latinoamericano de Reservas en 2014.

El referido trabajo consta de un estudio del rol de las reservas internacional como estabilizador del flujo de capitales internacionales, en especial durante períodos de tensión o crisis financiera internacional. Por tanto, el documento contribuye a la presente investigación en cuanto a la descripción teórica de la dinámica del flujo de las reservas internacionales netas respecto al flujo de capitales internacionales, lo cual define el contexto económico de movilidad parcial de capitales internacionales y por tanto la importancia de la acumulación de reservas internacionales en dicho contexto.

En el artículo de Alberola y demás se distingue que la dinámica del flujo de capitales internacionales en períodos de tensión financiera internacional es distinta en países

desarrollados respecto a economías emergentes. En tal sentido, el artículo concluye que en períodos de crisis financiera global, en economías desarrolladas, el flujo de capitales internacionales, tanto de entrada como de salida, se desarrolla de forma sistémica. En cambio, en economías emergentes, el stock de reservas internacionales netas influye en la salida de capitales de la economía, mas no en la entrada de capitales.

Por consecuencia, las economías emergentes que mantienen un alto nivel de reservas internacionales netas son menos propensas a sufrir fuertes salidas de capitales en períodos de crisis financiera global. Asimismo, se concluye que en países emergentes con niveles bajos de reservas internacionales netas, los agentes nacionales son más propensos a llevar sus capitales fuera del país. En la metodología de la investigación se desarrolló un modelo de datos en panel, combinando series de tiempo en el cual se incluyó información de distintos países. Los resultados del modelo sugieren que la acumulación de reservas internacionales contribuye también a mitigar la reducción en la entrada de capitales como efecto sistémico de los períodos de tensión financiera global.

Marco Teórico.

Tal como se precisó en la sección anterior, la investigación a realizar se desarrollará en base al modelo macroeconómico de tipo Mundell-Flemming para una economía pequeña, abierta, con movilidad imperfecta de capitales, política monetaria basada en metas de inflación y con un régimen de tipo de cambio de flotación sucia propuesto por Mendoza Bellido.

Dicho modelo se ajusta a las características y dinámica de la política monetaria y el comportamiento macroeconómico del Perú. En el mismo se propone que el nivel de reservas internacionales netas se deriva a partir de la interacción de tres mercados: el mercado externo, el mercado de bienes y el mercado de dinero.

El mercado externo es representado por la ecuación de la balanza de pagos, dado que la movilidad de capitales internacionales es imperfecta. La balanza de pagos se define como la suma de la balanza en cuenta corriente y la balanza de capitales, la ecuación tiene la siguiente forma:

$$B_t^{*bcr} - B_{t-1}^{*bcr} = a_0 Y^* + a_1 (E + P^* - P) - m(1-t)Y + (E + P_X^* - P)X_0 + a_2 (r - r^* - E^e + E)$$

Balanza de Pagos

Balanza en Cuenta Corriente

Balanza de Capitales

dónde:

- B_t^{*bcr} = Nivel de reservas internacionales netas del período actual
- B_{t-1}^{*bcr} = Nivel de reservas internacionales netas del período anterior
- Y^* = Demanda agregada externa
- E = Tipo de cambio nominal
- P^* = Nivel de precios internacionales de bienes industriales
- P = Nivel de precios locales
- m = Propensión marginal a importar
- t = Tasa impositiva
- Y = Demanda agregada local
- P_X^* = Nivel de precios internacionales de bienes tradicionales
- X_0 = Exportación real de bienes tradicionales
- r = Tasa de interés pasiva local
- r^* = Tasa de interés pasiva internacional
- E^e = Tipo de cambio nominal esperado

A partir de la ecuación de la balanza de pagos se despeja la variable “E” para determinar el tipo de cambio nominal:

$$E = \left[\frac{m(1-t)Y - a_1 P^* - P_X^* X_0 + (a_1 + X_0)P - a_0 Y^* + a_2 (r^* + E^e - r) - B_{t-1}^{*bcr}}{a_1 + a_2 + X_0} \right] + \frac{B_t^{*bcr}}{a_1 + a_2 + X_0}$$

El régimen de tipo de cambio se denomina flotación sucia o controlada, el cual consiste en la intervención discrecional por parte del BCRP en el mercado cambiario con el objetivo de suavizar la variación del tipo de cambio. Dicho régimen se expresa en el modelo

mediante la ecuación de la regla de intervención del BCRP, a partir de la cual se determina el nivel de reservas internacionales netas:

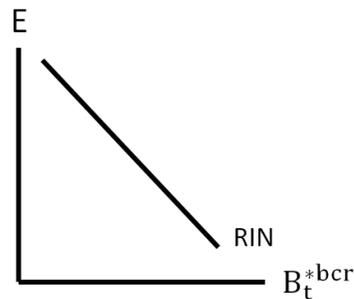
$$B_t^{*bcr} = B_{t-1}^{*bcr} + \beta_0(E^m - E)$$

dónde:

E^m = Tipo de cambio nominal meta

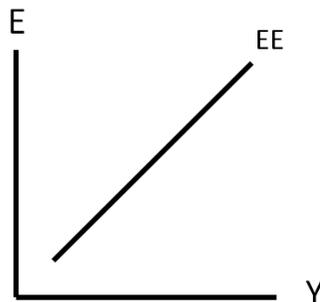
Gráficamente, la regla de intervención se expresa de la siguiente forma:

Gráfico N°1
Regla de Intervención del BCRP



La ecuación de equilibrio del mercado externo se estructura reemplazando “E” en la ecuación de la regla de intervención del BCRP según su definición en la ecuación de la balanza de pagos. La curva del mercado externo se construye derivando la ecuación de equilibrio del mercado externo respecto a “Y”. Como resultado, se obtiene una curva de pendiente positiva:

Gráfico N°2
Curva del Mercado Externo



Las dos variables endógenas restantes del modelo, la demanda agregada local y el stock bonos soberanos emitidos por el BCRP surgen a partir de la política monetaria basada en metas de inflación. Ello se debe a que el carácter expansivo o contractivo de la política monetaria obedece al carácter expansivo o recesivo del ciclo económico. En tal contexto, se define el mercado de bienes y el mercado de dinero.

El mercado de bienes se define mediante la ecuación de demanda agregada:

$$Y = D = C + I + G + XN \quad \left. \vphantom{Y = D = C + I + G + XN} \right\} \text{ Mercado de Bienes}$$

dónde:

Y	=	Ingreso local / Producción local
D	=	Demanda agregada
C	=	Consumo privado
I	=	Inversión
G	=	Gasto Público
XN	=	Exportaciones netas

El mercado de bienes desagregado incluye los siguientes componentes:

$$C = C_0 + c(1 - t)Y$$

$$I = I_0 - br - b^*r^* + b^X(E + P_X^* - P)$$

$$G = (t + \alpha)Y + t(E + P_X^* - P)X_0 - rB^g - (E - P)r^*B^{*g}$$

$$XN = a_0Y^* + a_1(E + P^* - P) - m(1 - t)Y$$

dónde:

C_0 = Consumo autónomo

c = Propensión marginal a consumir

I_0 = Inversión autónoma

α = Meta del déficit fiscal (como % del PBI)

B^g = Stock de bonos soberanos del BCRP

B^{*g} = Stock de bonos de la deuda externa

Despejando la ecuación del mercado de bienes desagregada, se determina el nivel de demanda agregada de equilibrio en el mercado de bienes industriales:

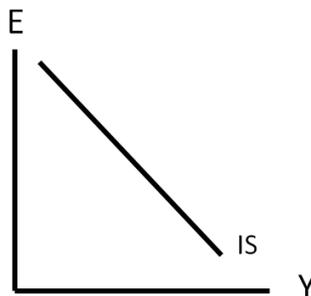
$$Y = k[A_0 + a_0Y^* + a_1P^* - (b + B^g)r - b^*r^* + (b^X + tX_0)P_X^* + a_e(E - P)]$$

A partir de la ecuación de equilibrio del mercado de bienes se deriva la curva IS al despejar la ecuación respecto al tipo de cambio nominal ("E"):

$$E = \frac{-A_0 - a_0Y^* - a_1P^* + (b + B^g)r + b^*r^* - (b^X + tX_0)P_X^* + a_eP}{a_e} + \frac{Y}{ka_e}$$

Gráficamente, la ecuación de la curva IS del modelo se expresa como una relación de pendiente negativa entre el tipo de cambio nominal en el eje de ordenadas y la el ingreso agregado en el eje de abscisas:

Gráfico N°3
Curva IS



Por último, el régimen monetario a partir de metas de metas explícitas de inflación implica una tasa de interés exógena y una oferta monetaria endógena en la cual el instrumento de política monetaria es la emisión de bonos soberanos en moneda nacional. Por lo tanto, el stock de bonos soberanos emitidos por el BCRP es determinado por la ecuación del mercado de dinero:

$$m^s = M^s - P = B_t^{*bcr} + B^g - P = m^d = b_0Y - b_1r$$

dónde:

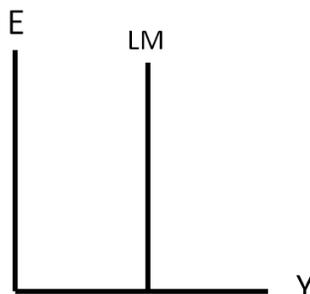
- m^s = Oferta real de dinero
- M^s = Oferta nominal de dinero
- m^d = Demanda real de dinero

Se determina en el modelo el stock de bonos soberanos emitidos por el BCRP despejando la variable “ B^b ” en la ecuación del mercado de dinero:

$$B^g = -B_t^{*bcr} + P + b_0Y - b_1r$$

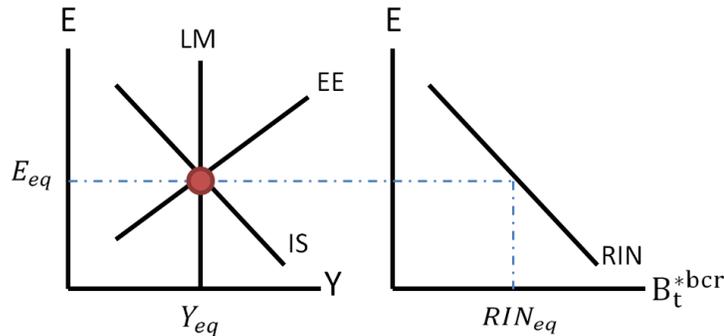
Reemplazando la variable “ B^g ” en la ecuación de regla de intervención del BCRP por el segundo componente de la ecuación anterior y despejando con respecto a la variable “ Y ”, se obtiene la curva LM del modelo, la cual representa el equilibrio simultáneo en la balanza de pagos y el mercado de dinero. Gráficamente, la LM del modelo es representada como una relación perfectamente inelástica entre el tipo de cambio nominal y el nivel de producción.

Gráfico N°4
Curva LM



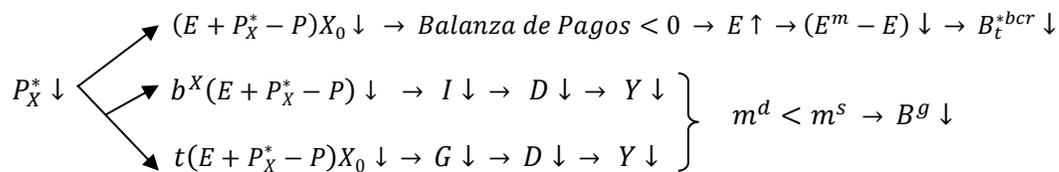
Finalmente, el equilibrio general del modelo implica el equilibrio simultáneo del mercado de bienes, el mercado externo y el mercado de dinero:

Gráfico N°5
Equilibrio General del Modelo Teórico



Como se aprecia en el gráfico anterior, el stock de reservas internacionales netas se determina por el equilibrio simultáneo del mercado de bienes, el mercado externo y el mercado de dinero, los cuales implican las variables endógenas “nivel de producción local”, “tipo de cambio nominal” y “stock de bonos soberanos” respectivamente, por tanto, serán las variables consideradas como exógenas a explicar la variación en el stock de reservas internacionales netas en la presente investigación.

No obstante, dado que en el modelo presentado las cuatro variables indicadas (nivel de reservas internacionales netas, nivel de producción local, tipo de cambio nominal y stock de bonos soberanos) son endógenas, sus dinámicas se deben analizar teniendo como punto de partida la variación en una de las variables exógenas del modelo. En este caso, dados los problemas planteados para la investigación y dado el período de tiempo elegido para el estudio, el cual se caracteriza por un contexto de declive en los precios internacionales de los commodities mineros, las relaciones de causa-efecto de las variables exógenas escogidas en el párrafo anterior y el sentido de las mismas serán determinadas por el efecto de una variación negativa de las variables “Nivel de precios internacionales de bienes tradicionales” bajo el contexto del modelo presentado en esta sección. El siguiente esquema analítico detalla los efectos de una reducción en el nivel de precios internacionales de los bienes tradicionales sobre las variables endógenas de dicho modelo:



Como se aprecia en el esquema analítico, por el lado del mercado internacional, una reducción en el nivel de precios internacionales de los bienes tradicionales implica una menor exportación real de bienes tradicionales y por lo tanto una balanza de pagos negativa, lo cual genera un incremento en el tipo de cambio nominal y por tanto una caída en el nivel de reservas internacionales netas.

Asimismo, por el lado del mercado de bienes, la caída del nivel de precios internacionales de los bienes tradicionales genera una reducción de la inversión, así como de los ingresos tributarios, por tanto una menor gasto público y consecuentemente una menor demanda agregada y un menor nivel de producción local. Ello, finalmente afecta al mercado de dinero, viéndose reducida la demanda monetaria e inferior a la oferta monetaria, lo cual propicia una reducción en el stock de bonos soberanos.

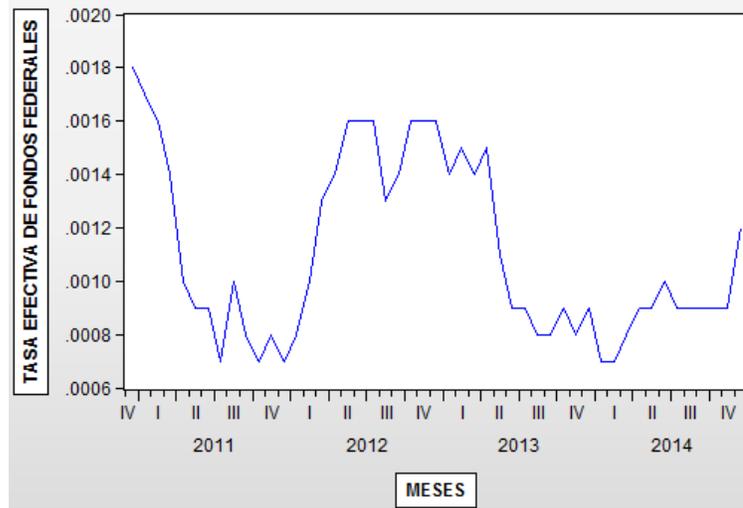
Mediante el esquema analítico anterior se explica la variación en el stock de reservas internacionales por parte de la balanza en cuenta corriente. No obstante, como se detalló anteriormente, la balanza de pagos también está compuesta por la balanza de capitales. Para efectos de la presente investigación se ha identificado a la tasa de interés pasiva internacional como principal variable exógena de la balanza de capitales con incidencia sobre la balanza de pagos.

Durante el período de estudio, las tasas de interés internacionales (principalmente influenciadas por las economías desarrolladas) permanecieron en niveles bajos a raíz de las crisis financieras que se desarrollaron en EEUU y en la zona Euro, así como consecuencia de los planes de estímulo monetario ejecutados por dichas economías. En tal contexto, la tasa de interés de referencia de la Reserva Federal de EEUU se mantuvo entre 0% y 0.25%⁵ a lo largo del período de estudio de la presente investigación. Ello se puede ilustrar mediante la siguiente gráfica, en la cual se detalla la serie histórica de los

⁵ Recuperado del portal web del Banco de la Reserva Federal de St. Louis - <https://fred.stlouisfed.org>

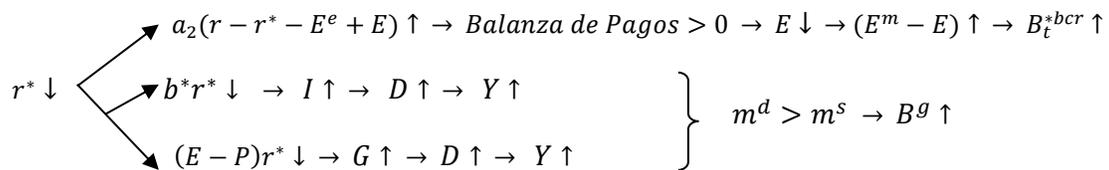
valores correspondientes a la tasa efectiva de los fondos de la Reserva Federal de EEUU de 2011 a 2014, período en el cual dicho tipo de interés fue inferior a 0.18%:

Gráfico N°6
Tasa Efectiva de los Fondos de la Reserva Federal de EEUU de 2011 a 2014



Elaboración: Propia
Fuente: Banco de la Reserva Federal de St. Louis

Por lo tanto, el análisis de las relaciones de causalidad entre las variables elegidas se realizará considerando una tendencia negativa en el nivel de tasas internacionales de interés pasivas. A continuación, un esquema analítico de los efectos de una reducción de dicha variable sobre las variables endógenas del modelo:



Como se precia en el esquema analítico, por el lado de la balanza de capitales, una reducción en el nivel de tasas internacionales de interés pasivas implica una mayor entrada de capitales a la economía y por lo tanto una balanza de pagos positiva, lo cual genera una reducción en el tipo de cambio nominal y por tanto un incremento en el nivel de reservas internacionales netas.

Asimismo, por el lado del mercado de bienes, la caída del nivel de tasas internacionales de interés pasivas genera un incremento de la inversión, así como de los ingresos tributarios, por tanto un mayor gasto público y consecuentemente una mayor demanda agregada y un mayor nivel de producción local. Ello, finalmente influye en el mercado de dinero, incrementándose la demanda monetaria y superando a la oferta monetaria, lo cual propicia un aumento en el stock de bonos soberanos.

A partir de los esquemas analíticos presentados, se proponen las relaciones de causalidad que darán sustento a las hipótesis de la presente investigación:

$$B_t^{*bcr} = f(P_X^*, r^*, Y, E, B^g)$$

$$\frac{\partial B_t^{*bcr}}{\partial P_X^*} > 0$$

$$\frac{\partial B_t^{*bcr}}{\partial r^*} < 0$$

$$\frac{\partial B_t^{*bcr}}{\partial Y} > 0$$

$$\frac{\partial B_t^{*bcr}}{\partial E} < 0$$

$$\frac{\partial B_t^{*bcr}}{\partial B^g} > 0$$

Hipótesis

Hipótesis General: Las variables macroeconómicas que explicaron la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014 fueron el precio internacional de los commodities mineros, el nivel de las tasas internacionales de interés pasivas, el PBI, el tipo de cambio y la oferta monetaria.

Hipótesis Específica 1: La variación del precio internacional de los commodities mineros incidió directamente sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014.

Hipótesis Específica 2: La variación del nivel de las tasas internacionales de interés pasivas incidió inversamente sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014.

Hipótesis Específica 3: La variación del PBI real incidió directamente sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014.

Hipótesis Específica 4: La variación del tipo de cambio nominal incidió inversamente sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014.

Hipótesis Específica 5: La variación de la oferta monetaria incidió directamente sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014.

Método

Tipo y Diseño de Investigación

Tipo de Investigación.

La presente investigación se desarrolla a través de una metodología hipotético-deductiva. Ello se debe a la existencia de un marco teórico que permite la elaboración de hipótesis previas al desarrollo empírico del estudio. Dichas hipótesis posteriormente serán corroboradas y/o refutadas en base a los resultados obtenidos a partir de los modelos econométricos diseñados y utilizados con la muestra a trabajar.

Diseño de Investigación.

Teniendo en cuenta el objetivo principal de la presente investigación, las hipótesis detalladas en la sección anterior han sido elaboradas en base al modelo desarrollado por el profesor Waldo Mendoza en su libro citado en la bibliografía. En consecuencia, se ha decidido considerar a priori a las variables “Nivel de Precios Internacionales de Bienes Tradicionales”, “Nivel de las Tasas Internacionales de Interés Pasivas”, “Nivel de Producción Local”, “Tipo de Cambio Nominal” y “Stock de Bonos Soberanos Emitidos por el BCRP” como determinantes de la variación del stock de reservas internacionales netas del BCRP.

Para dar respuesta a las hipótesis planteadas se seguirá una metodología que permita identificar y/o corroborar relaciones de causalidad de las variables exógenas elegidas hacia la variable endógena.

Para tal fin, se plantea trabajar con series de tiempo correspondiente a las variables detalladas, las cuales serán recuperadas principalmente de la base de datos estadísticos del BCRP. Dada la disponibilidad de las series encontradas, se ha convenido trabajar con las series “Reservas Internacionales Netas”, “PBI Real”, “Tipo de Cambio Nominal

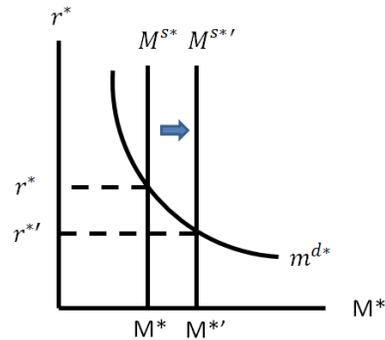
Interbancario Promedio Compra-Venta”, y “Obligaciones Monetarias – Valores Emitidos”. Esta última serie se trabajará como variable proxy a “Stock de Bonos Soberanos Emitidos por el BCRP” y consecuentemente a la variable “Oferta Monetaria”.

En cuanto a la variable “Nivel de Precios Internacionales de Bienes Tradicionales”, se trabajará con la serie “Índice de Precios Internacionales de los Metales Industriales”, la cual será recuperada de la base de datos estadísticos del Fondo Monetario Internacional (FMI).

Por último, la variable “Nivel de las Tasas Internacionales de Interés Pasivas” será trabajada de manera indirecta, para lo cual se utilizará la serie “M2 de EEUU Descontando Depósitos de Muy Corto Plazo – Ajustado por Estacionalidad” como variable proxy a “Oferta Monetaria de EEUU”, cual será recuperada de la base de datos estadísticos del Banco de la Reserva Federal de St. Louis⁶. Dicho artificio se efectuará teniendo en cuenta, en primer lugar, que al ser la economía de EEUU la primera en el mundo, ésta influye de manera sustancial en el nivel de las tasas de interés pasivas internacionales y, en segundo lugar, que en el mercado de dinero el nivel de las tasas de interés es determinado de manera implícita a partir de la interacción de la oferta y la demanda de dinero, siendo la oferta de dinero el mecanismo de intervención del banco central para llegar a un nivel meta de tipo de interés determinado. En este caso, un contexto de bajos niveles de interés internacional conversa con el plan de estímulo monetario por parte de EEUU, denominado “quantitative easing”, a partir del cual la oferta monetaria se incrementa. Gráficamente, la reducción del nivel de tasas de interés pasivas internacionales a partir del incremento de la oferta monetaria internacional se expresa de la siguiente forma:

⁶ Federal Reserve Bank of St. Louis - <https://fred.stlouisfed.org>

Gráfico N°7
Mercado de Dinero Internacional



Consecuentemente, debido a que se trabajará con la variable “Oferta Monetaria de EEUU” a cambio de la variable “Nivel de las Tasas Internacionales de Interés Pasivas”, la relación de causalidad equivalente respecto a la variable endógena “Reservas Internacionales Netas” se plantea a continuación:

$$\frac{\partial B_t^{*bcr}}{\partial M^{S*}} > 0$$

dónde:

M^{S*} = Oferta Monetaria de EEUU

Como se aprecia, dada la relación inversa entre la oferta monetaria internacional y el nivel de tipo de interés internacional, la relación de causalidad de la oferta monetaria de EEUU hacia el stock de reservas internacionales netas de la economía peruana sería positiva.

Previo a la elaboración y corrida de modelos econométricos se realizará un análisis gráfico y estadístico del comportamiento de las series originales, es decir, en niveles y sin ninguna transformación.

Luego, se procederá con las transformaciones pertinentes a realizar para efectuar el análisis econométrico. Se ha convenido trabajar con las series en frecuencia mensual expresadas en tasas de variación porcentual mensual.

El nivel de diferenciación de las series a trabajar se definirá en base al grado de integración de las mismas. Dado que se requiere efectuar inferencias estadísticas a partir del análisis econométrico, se trabajará con las series en el nivel en que sean estacionarias.

Tras definir el nivel al cual se trabajará con las series, se procederá a efectuar un análisis de correlación de las variables, principalmente de la variable endógena con respecto a las exógenas.

Luego, se realizarán pruebas de causalidad de Granger entre la variable endógena y las variables exógenas. Esto con la finalidad de comprobar una relación individual de causa-efecto en sentido Granger entre las mismas.

Posteriormente, se desarrollará un modelo econométrico de regresión lineal múltiple⁷, con el cual principalmente se buscará comprobar la significancia individual y global de los parámetros de las variables explicativas seleccionadas, es decir, corroborar que tanto de manera solitaria como conjunta, las variables exógenas tienen injerencia sobre la endógena, así como comprobar el sentido (directa o inversa) de la incidencia individual de las variables exógenas según el modelo presentado en el marco teórico. El modelo será sometido a las pruebas correspondientes para descartar los problemas econométricos de heterocedasticidad, multicolinealidad y autocorrelación.

Finalmente, en base a las relaciones de causalidad halladas a partir del test de Granger, se propone la elaboración de modelos Autorregresivos de Rezagos Distribuidos (ARDL)⁸, en los cuales se tendrá como variable dependiente a las reservas internacionales netas y como explicativas a sus propios rezagos junto con los rezagos de las variables exógenas propuestas anteriormente. Ello se realizará con el fin de evaluar de manera individual la incidencia explicativa de cada una de las variables exógenas.

⁷ Tanto el modelo de regresión lineal múltiple como las pruebas econométricas a realizar se desarrollarán en base a la teoría consultada en los libros “Fundamentos de Econometría” y “Análisis Económico de Series de Tiempo” del profesor Fernando Larios et al.

⁸ La estructuración de estos modelos se desarrollará en base a la teoría sobre modelos Autorregresivos de Rezagos Distribuidos consultada en el capítulo 9 del libro “Principios de Econometría” de William Griffith et al, citado en la bibliografía.

Variables

Tabla N°1
Definición de Variables Dependientes

Variable Dependiente	Definición	Notación	Unidad de serie original
Reservas Internacionales Netas	Diferencia entre los activos de reserva y los pasivos internacionales de un banco central. Muestran la liquidez internacional de un país y su capacidad financiera para hacer frente a sus obligaciones en moneda extranjera de corto plazo. Se componen por la posición de cambio del BCRP, los encajes en dólares de los bancos comerciales y los depósitos en dólares del sector público en el BCRP. ⁹	RIN	Millones de US\$

Tabla N°2
Definición de Variables Independientes

Variable Independiente	Definición	Notación	Unidad de serie original
Producto Bruto Interno Real del Perú	Valor total de la producción de bienes y servicios finales en la economía peruana a precios constantes durante un periodo de tiempo determinado.	PBI	Índice 2007=100
Tipo de Cambio Nominal Interbancario	Precio de un dólar expresado en nuevos soles para operaciones realizadas entre instituciones bancarias.	TCN	S/. por US\$
Valores Emitidos por el BCRP	Parte del conjunto de pasivos del BCRP que sustenta la expansión de liquidez y del crédito. Está compuesta por los certificados de depósito emitidos por el BCRP. Se utilizará como variable proxy a la variable "Oferta Monetaria".	OMVE	Millones de S/.

⁹ Fuente: Glosario de términos económicos del BCRP

Índice de Precios Internacionales de los Metales Industriales	Indicador que registra los precios internacionales de los metales industriales incluyendo el cobre, aluminio, hierro, oro, níquel, zinc, uranio, plomo y estaño.	IPM	Índice 2005=100
M2 de EEUU Descontando Depósitos de Muy Corto Plazo – Ajustado por Estacionalidad	Cantidad de billetes y monedas que circulan en la economía de EEUU más el dinero en las cajas de los bancos comerciales, los depósitos corrientes y los depósitos de corto plazo (máximo un año). Se utilizará como variable proxy a la variable “Oferta Monetaria de EEUU”.	USM2	Billones de US\$

Procedimientos de Recolección de Datos

Como se mencionó en las secciones anteriores, el proceso de recolección de datos se basará exclusivamente en la recuperación de series estadísticas correspondientes a las variables sujetas a investigación, principalmente a partir de la base de datos estadísticos del BCRP, a la cual se puede acceder a través del sitio web oficial de la institución. Sólo las variables “IPM” y “USM2” han sido recuperadas de la base de datos estadísticos del FMI y del Banco de la Reserva Federal de St. Louis respectivamente. Todas las series utilizadas podrán ser corroboradas en los portales citados, así como a partir de la página 75 de la sección de anexos.

Para el desarrollo de la metodología de análisis econométrico, se planteó trabajar con las variaciones porcentuales mensuales de las series. Para tal fin y dada la frecuencia mensual de la muestra, las observaciones de las series a trabajar serán calculadas en base la siguiente fórmula:

$$V\theta_t = \frac{\theta_t}{\theta_{t-1}} - 1$$

Una vez transformadas las series en sus variaciones porcentuales mensuales, tendrán la siguiente notación:

Tabla N°3
Notación de Variables Transformadas en Tasas de Variación Mensual

Variable	Notación en Tasa de Variación Anual	Unidad
RIN	VRIN	Puntos porcentuales (%)
IPM	VIPM	Puntos porcentuales (%)
USM2	VUSM2	Puntos porcentuales (%)
PBI	VPBI	Puntos porcentuales (%)
TCN	VTCN	Puntos porcentuales (%)
OMVE	VOMVE	Puntos porcentuales (%)

Elaboración: Propia

Finalmente, según el orden de integración de las series, éstas serán transformadas en primeras diferencias en pos de la estacionariedad de las mismas. La transformación en primeras diferencias de las series se realizará en base a la siguiente fórmula:

$$dV\theta_t = V\theta_t - V\theta_{t-1}$$

Una vez transformadas las series en primeras diferencias, tendrán la siguiente notación:

Tabla N°4
Notación de Variables Transformadas en Primeras Diferencias

Variable	Notación en Primeras Diferencias
VRIN	dVRIN
VIPM	dVIPM
VUSM2	dVUSM2
VPBI	dVPBI
VTCN	dVTCN
VOMVE	dVOMVE

Elaboración: Propia

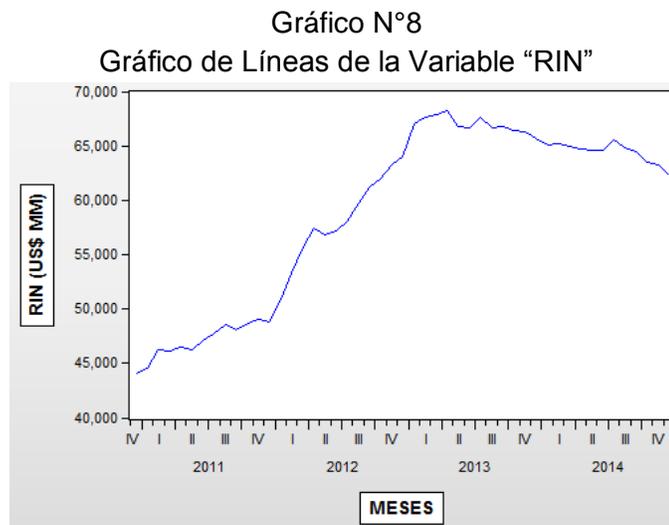
Las series transformadas (que finalmente serán las que se utilizarán en las corridas y pruebas estadísticas) pueden ser consultadas en la página 76 de la sección de anexos.

Muestra

Tamaño de Muestra.

Como se indicó previamente, la muestra de la presente investigación constará de cinco series de frecuencia mensual correspondientes al período comprendido entre enero de 2011 a diciembre de 2014, lo cual implica 48 observaciones por serie, sumando una muestra total de 288 observaciones.

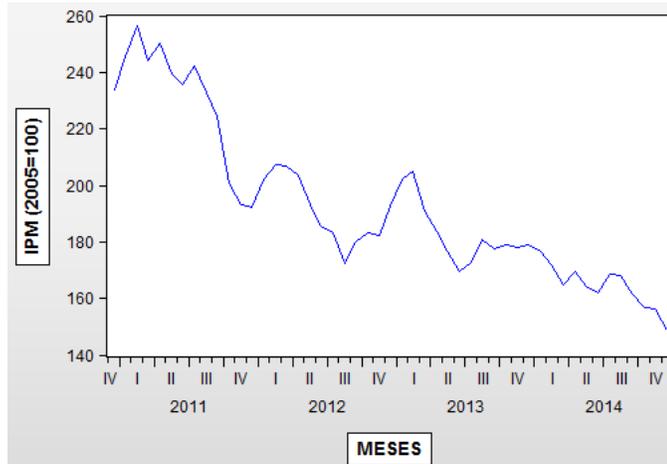
Gráficos de Líneas de las Series Originales.



Elaboración: Propia

Del gráfico de líneas de la variable RIN, se puede identificar una tendencia determinista positiva desde inicios del 2011 hasta el primer trimestre del 2013. A partir del segundo trimestre del 2013 la tendencia determinista se torna negativa hasta el final de la serie.

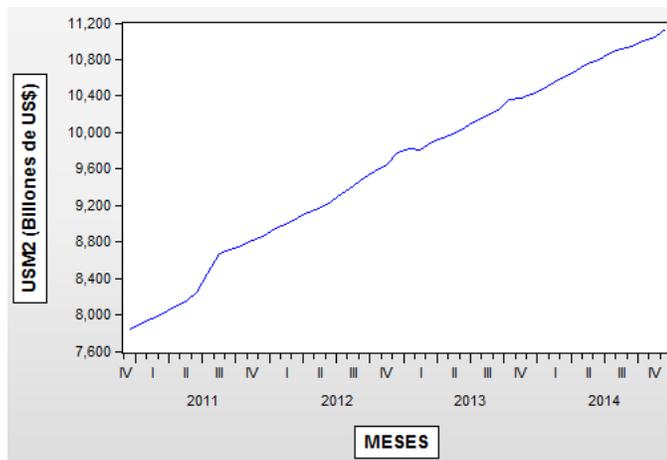
Gráfico N°9
Gráfico de Líneas de la Variable "IPM"



Elaboración: Propia

Del gráfico de líneas de la variable IPM, se puede identificar una clara tendencia determinista negativa a lo largo de toda la serie, de enero 2011 a diciembre 2014.

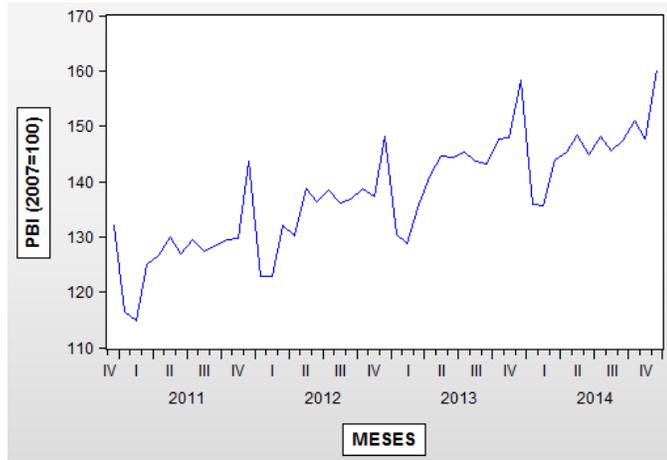
Gráfico N°10
Gráfico de Líneas de la Variable "USM2"



Elaboración: Propia

Del gráfico de líneas de la variable IPM, se puede identificar una clara tendencia determinista positiva a lo largo de toda la serie, de enero 2011 a diciembre 2014.

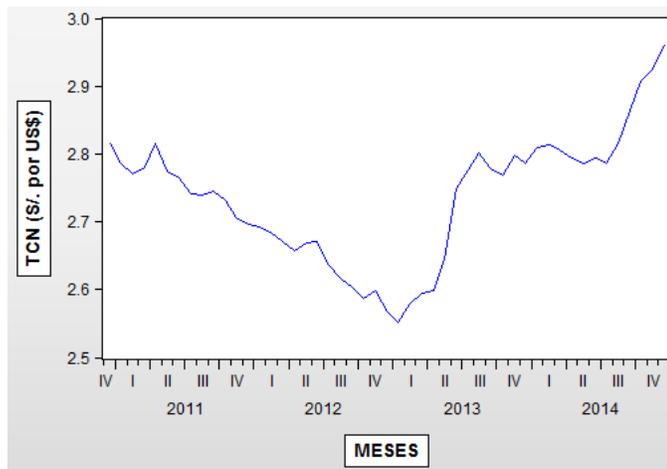
Gráfico N°11
Gráfico de Líneas de la Variable "PBI"



Elaboración: Propia

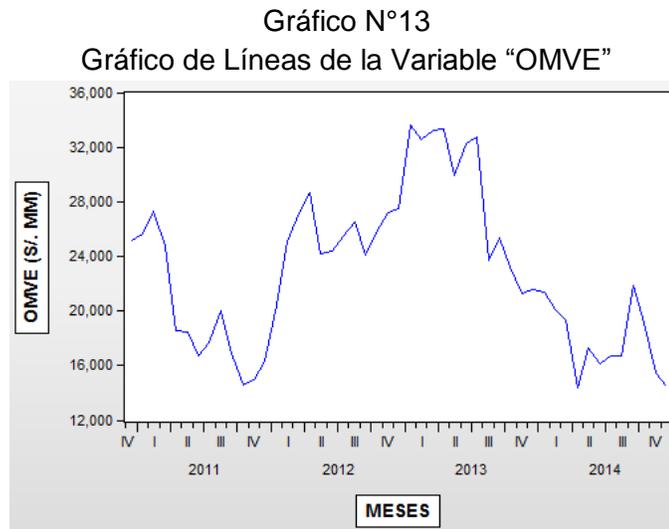
Del gráfico de líneas de la variable PBI, se puede identificar una clara tendencia determinista positiva a lo largo de toda la serie, la cual también presenta picos positivos estacionales al final del cuarto trimestre de cada año, así como picos estacionales negativos al inicio del primer trimestre de cada año.

Gráfico N°12
Gráfico de Líneas de la Variable "TCN"



Elaboración: Propia

Del gráfico de líneas de la variable TCN, se distingue una tendencia determinista negativa en la serie del 2011 al 2012. A partir de enero de 2013, la serie luce una tendencia positiva, con un período de estancamiento del tercer trimestre del 2013 al tercer trimestre del 2014, para retomar la tendencia positiva hacia el cuarto trimestre del 2014.

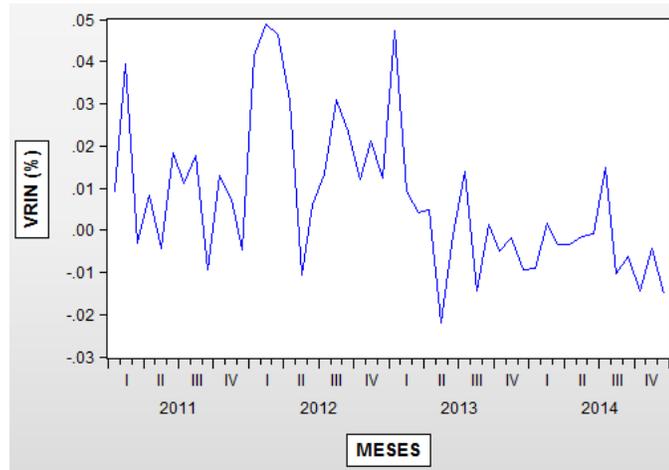


Elaboración: Propia

Del gráfico de líneas de la variable OMVE, se distingue una tendencia determinista negativa del primer al tercer trimestre de 2011. Del cuarto trimestre de 2011 hasta el segundo trimestre del 2013, la serie toma una tendencia determinista positiva. Finalmente, del tercer trimestre del 2013 hasta el cuarto trimestre del 2014, la serie retoma la tendencia determinista negativa.

Gráficos de Líneas de las Series Transformadas.

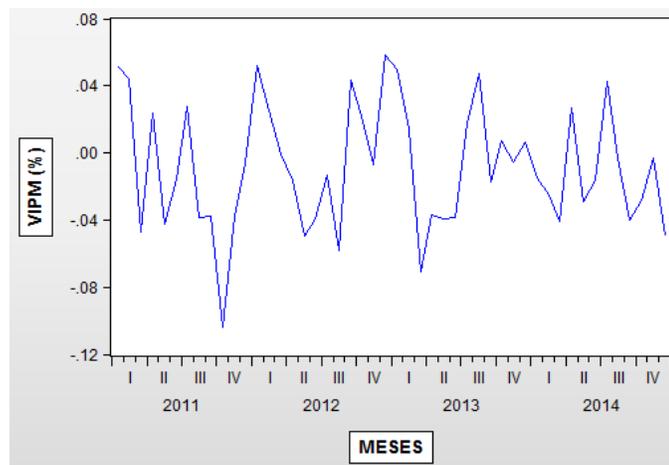
Gráfico N°14
Gráfico de Líneas de la Variable "VRIN"



Elaboración: Propia

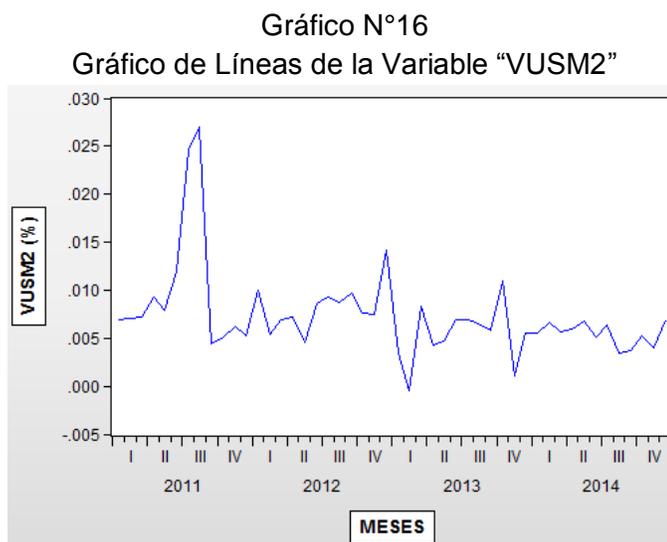
Del gráfico de líneas de la variable VRIN, no se distingue una tendencia determinista clara en la serie, según lo cual se podría inferir que la serie es estacionaria al nivel. Ello se comprobará mediante las pruebas de estacionariedad de Dickey-Fuller.

Gráfico N°15
Gráfico de Líneas de la Variable "VIPM"



Elaboración: Propia

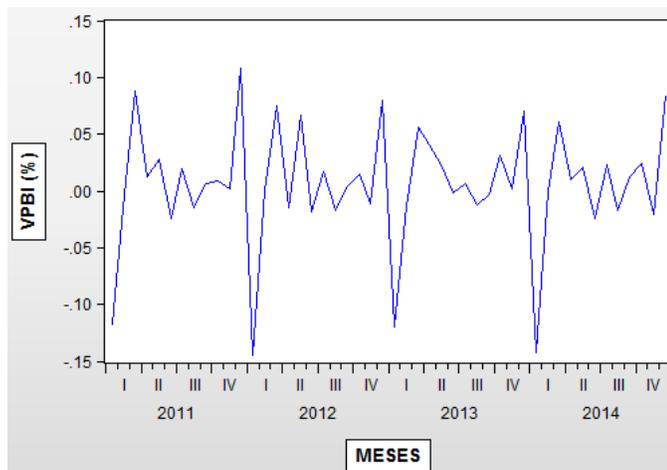
Del gráfico de líneas de la variable VIPM, no se distingue una tendencia determinista clara en la serie, según lo cual se podría inferir que la serie es estacionaria al nivel. Ello se comprobará mediante las pruebas de estacionariedad de Dickey-Fuller.



Elaboración: Propia

Del gráfico de líneas de la variable VUSM2, no se distingue una tendencia determinista clara en la serie, sólo se distingue un pico positivo en el tercer trimestre del 2013, según lo cual se podría inferir que la serie es estacionaria al nivel. Ello se comprobará mediante las pruebas de estacionariedad de Dickey-Fuller.

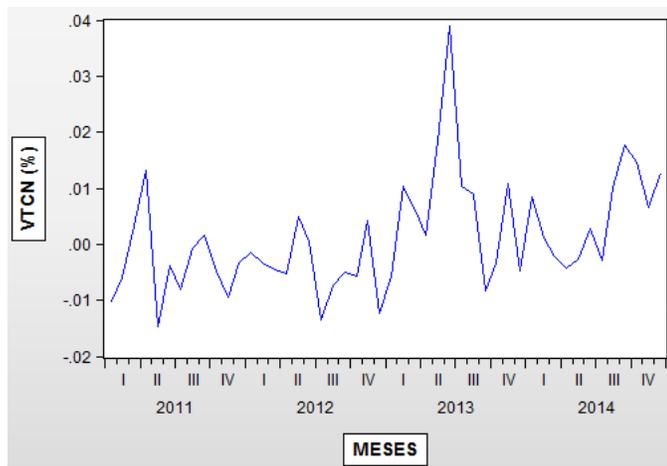
Gráfico N°17
Gráfico de Líneas de la Variable "VPBI"



Elaboración: Propia

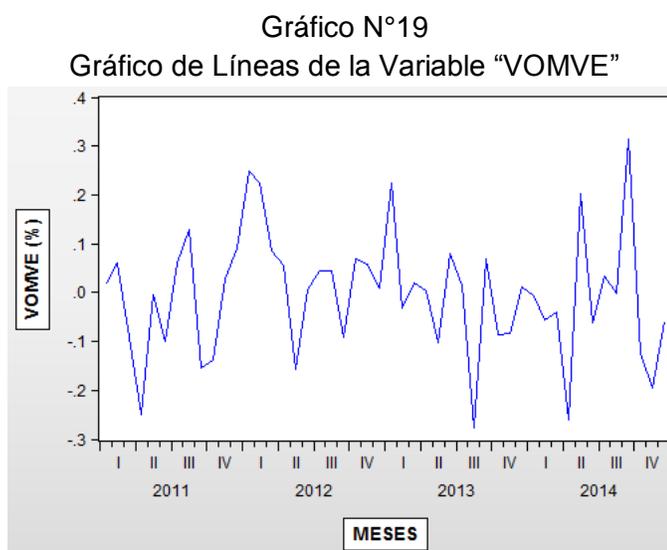
Del gráfico de líneas de la variable VPBI, no se distingue una tendencia determinista clara en la serie, según lo cual se podría inferir que la serie es estacionaria al nivel. Ello se comprobará mediante las pruebas de estacionariedad de Dickey-Fuller.

Gráfico N°18
Gráfico de Líneas de la Variable "VTCN"



Elaboración: Propia

Del gráfico de líneas de la variable VTCN, no se distingue una tendencia determinista clara en la serie, sólo se distingue un pico positivo en el segundo trimestre del 2013, según lo cual se podría inferir que la serie es estacionaria al nivel. Ello se comprobará mediante las pruebas de estacionariedad de Dickey-Fuller.



Elaboración: Propia

Del gráfico de líneas de la variable VOMVE, no se distingue una tendencia determinista clara en la serie, según lo cual se podría inferir que la serie es estacionaria al nivel. Ello se comprobará mediante las pruebas de estacionariedad de Dickey-Fuller.

Descripción Estadística de los Datos de las Series Originales.

A continuación se muestra una tabla con las medidas de tendencia central de cada una de las series originales, así como sus máximos y mínimos. Las unidades están especificadas en la sección de definición de las variables, a partir de la página 29.

Tabla N°5
Medidas de Tendencia Central de las Series Originales

	RIN	IPM	USM2	PBI	TCN	OMVE
Media	59,247.87	191.95	9,617.57	137.77	2.73	22,794.38
Mediana	63,232.61	183.28	9,785.00	137.90	2.76	22,545.18
Máximo	68,254.97	256.24	11,127.90	160.16	2.96	33,602.30
Mínimo	44,510.85	148.70	7,842.00	114.95	2.55	14,339.58

Elaboración: Propia

Asimismo, las medidas de dispersión se detallan en la siguiente tabla:

Tabla N°6
Medidas de Dispersión de las Series Originales

	RIN	IPM	USM2	PBI	TCN	OMVE
Desviación Estándar	7,943.19	27.81	977.31	10.13	0.10	5,737.62
Varianza	63,094,187.94	773.43	955,135.81	102.59	0.01	32,920,237.36

Elaboración: Propia

Descripción Estadística de los Datos de las Series Transformadas.

A continuación se muestra una tabla con las medidas de tendencia central de cada una de las series transformadas en variaciones mensuales, así como sus máximos y mínimos.

Tabla N°7
Medidas de Tendencia Central de las Series Transformadas

	VRIN	VIPM	VUSM2	VPBI	VTCN	VOMVE
Media	0.007370	-0.008686	0.007328	0.005455	0.001109	-0.003354
Mediana	0.004615	-0.014449	0.006681	0.006636	-0.001745	0.006863
Máximo	0.048901	0.058311	0.027047	0.107652	0.038842	0.313277
Mínimo	-0.021824	-0.103540	-0.000428	-0.144698	-0.014721	-0.275772

Elaboración: Propia

Asimismo, las medidas de dispersión se detallan en la siguiente tabla:

Tabla N°8
Medidas de Dispersión de las Series Transformadas

	VRIN	VIPM	VUSM2	VPBI	VTCN	VOMVE
Desviación Estándar	0.01741	0.03706	0.00466	0.05320	0.00991	0.12738
Varianza	0.00030	0.00137	0.00002	0.00283	0.00010	0.01623

Elaboración: Propia

Instrumentos de Investigación

Para la recolección de datos, se trabajará esencialmente con series estadísticas recuperadas del BCRP para las variables principales del estudio y adicionalmente, para las variables de control, de otras fuentes que serán citadas en la sección correspondiente.

Para efectuar las pruebas estadísticas y elaboración de gráficos, así como las corridas, testeo y análisis estadísticos de las series y modelos econométricos propuestos, se utilizará el software estadístico Eviews versión 8. En las secciones siguientes se incluirá las salidas del software correspondientes a las corridas que se consideren pertinentes para dar respuesta a las hipótesis planteadas.

Participantes

La investigación se llevó a cabo en su totalidad por el autor indicado en la portada del presente trabajo. Se contó también con la participación como asesor de Jaime Canales Rimachi, profesor de la facultad de Economía de la Universidad San Ignacio de Loyola.

En cuanto a la muestra, no se contó con la participación de sujetos para la recopilación de los datos, ya que se trabajó exclusivamente con series de tiempo recuperadas de plataformas virtuales de bases de datos estadísticos.

Resultados

Presentación de Resultados

Estacionariedad de las Series.

Es importante comprobar que las series a utilizar sean estacionarias, puesto que de lo contrario, los resultados obtenidos sólo podrían servir para el análisis de la variable durante el período considerado, mas no sería posible generalizar los resultados para otros períodos, es decir, no sería posible llevar a cabo una inferencia estadística.

Si bien los objetivos de la presente investigación se limitan a comprobar las relaciones de causalidad entre las series escogidas, mas no realizar predicciones sobre los valores futuros de la variable explicada, es necesario comprobar la estacionariedad de las series a fin de asegurar la validez estadística de las conclusiones que se puedan obtener a partir de las metodologías utilizadas.

En este caso, se realizará el test de Dickey-Fuller aumentado para comprobar si las series son estacionarias en sentido débil o si de lo contrario, tienen raíz unitaria. La estacionariedad en sentido débil implica que las series tienen media y varianza constante y que la covarianza entre sus observaciones sólo depende del rezago entre las mismas, mas no del tiempo, es decir:

$$E(Y_t) = \mu$$

$$var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

$$Cov(Y_t + Y_{t+k}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] = \gamma_k$$

En la siguiente tabla se presentan los resultados de la prueba de Dickey-Fuller aumentada para cada una de las series. Las pruebas completas se encuentran a partir de la página 77 de la sección de anexos.

Tabla N°9
Resultados del Test de Dickey-Fuller

	Conclusión	Orden de Integración
VRIN	Serie estacionaria a nivel	0
VIPM	Serie estacionaria a nivel	0
VUSM2	Serie estacionaria a nivel	0
VPBI	Serie estacionaria a nivel	0
VTCN	Serie estacionaria a nivel	0
VOMVE	Serie estacionaria a nivel	0

Elaboración: Propia

Dado que todas las series expresadas en variaciones porcentuales mensuales resultaron estacionarias a nivel, no se consideró necesario realizar ninguna transformación adicional en primeras diferencias de las mismas.

Matriz de Covarianzas de las Series Transformadas.

La matriz de covarianzas de las series expresadas en variaciones mensuales se detalla en la siguiente tabla:

Tabla N°10
Matriz de Covarianzas de las Series Transformadas

	VRIN	VUSM2	VIPM	VPBI	VTCN	VOMVE
VRIN	0.00030	0.00024	0.00002	-0.00030	-0.00007	0.00111
VIPM	0.00024	0.00135	0.00002	-0.00063	-0.00008	0.00042
VUSM2	0.00002	0.00002	0.00002	0.00001	-0.00001	0.00008
VPBI	-0.00030	-0.00063	0.00001	0.00277	0.00000	-0.00142
VTCN	-0.00007	-0.00008	-0.00001	0.00000	0.00010	-0.00020
VOMVE	0.00111	0.00042	0.00008	-0.00142	-0.00020	0.01589

Elaboración: Propia

Como se puede observar, la diagonal representa las varianzas de cada variable y los datos fuera de la misma representan las covarianzas entre las variables. Se puede comprobar la no existencia de una relación lineal entre las variables regresoras, puesto que todos los valores de la tabla son cercanos a cero.

Matriz de Correlaciones de las Series Transformadas.

La matriz de correlaciones de las series expresadas en variaciones mensuales se detalla en la siguiente tabla:

Tabla N°11
Matriz de Correlaciones de las Series Transformadas

	VRIN	VIPM	VUSM2	VPBI	VTCN	VOMVE
VRIN	1	0.37640858	0.20967419	-0.32699384	-0.42301115	0.51089231
VIPM	0.37640858	1	0.10207696	-0.32604758	-0.22725516	0.09036243
VUSM2	0.20967419	0.10207696	1	0.02425812	-0.28982643	0.14355198
VPBI	-0.32699384	-0.32604758	0.02425812	1	0.00874355	-0.21461671
VTCN	-0.42301115	-0.22725516	-0.28982643	0.00874355	1	-0.15977604
VOMVE	0.51089231	0.09036243	0.14355198	-0.21461671	-0.15977604	1

Elaboración: Propia

En la mayoría de casos, no se distingue ningún valor muy cercano a 1 ni a -1, con lo cual se puede descartar la existencia de correlación entre las variables.

Causalidad de Granger de las Variables.

A continuación se presenta una tabla con las relaciones de causalidad encontradas a partir del test de Granger realizado a las variables.

Tabla N°12
Causalidad de Granger

Test N°	Relación de Causalidad	Rezago Óptimo
1	$VIPM_t \xrightarrow{\text{Granger}} VRIN_t$	8
2	$VUSM2_t \xrightarrow{\text{Granger}} VRIN_t$	9
3	$VPBI_t \xrightarrow{\text{Granger}} VRIN_t$	4
4	$VTCN_t \xrightarrow{\text{No Granger}} VRIN_t$	2
5	$VOMVE_t \xrightarrow{\text{No Granger}} VRIN_t$	4

Elaboración: Propia

El detalle específico de cada test puede encontrarse en la página 86 de los anexos. Como se especifica en la tabla y los detalles del test, sólo se encontró una relación de causalidad en sentido Granger de las variables VIPM, VUSM2 y VPBI hacia la variable endógena VRIN.

Modelo de regresión lineal múltiple.

En base a las relaciones de causalidad especificadas a partir del modelo desarrollado en el marco teórico, se desarrolló la siguiente función de regresión poblacional:

$$VRIN_t = \beta_0 + \beta_1 VIPM_{1t} + \beta_2 VUSM2_{2t} + \beta_3 VPBI_{3t} + \beta_4 VTCN_{4t} + \beta_5 VOMVE_{5t} + \varepsilon_t$$

dónde:

β_0 = Intercepto

β_x = Parámetro de variable δ_{xt}

ε_t = Término de error poblacional

A partir de la función de regresión poblacional especificada y definió la siguiente función de regresión muestral:

$$VRIN_t = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 VIPM_{1t} + \widehat{\beta}_2 VUSM2_{2t} + \widehat{\beta}_3 VPBI_{3t} + \widehat{\beta}_4 VTCN_{4t} + \widehat{\beta}_5 VOMVE_{5t} + \widehat{\varepsilon}_t$$

dónde:

$\widehat{\beta}_i$ = Estimador del parámetro β_i

$\widehat{\varepsilon}_t$ = Estimador muestral del término de error poblacional

El siguiente gráfico muestra la salida del software Eviews 8 correspondiente a la estimación del modelo muestral especificado:

Gráfico N°20
Primera Salida de Estimación del Modelo de Regresión Lineal Múltiple

Dependent Variable: VRIN
Method: Least Squares
Date: 12/05/16 Time: 14:18
Sample: 2011M01 2014M12
Included observations: 48

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VIPM	0.099914	0.057260	1.744912	0.0883
VUSM2	0.183098	0.439249	0.416843	0.6789
VPBI	-0.055714	0.039755	-1.401442	0.1684
VTCN	-0.518013	0.211668	-2.447286	0.0187
VOMVE	0.054819	0.015953	3.436296	0.0013
C	0.007959	0.003847	2.068685	0.0448

R-squared	0.475599	Mean dependent var	0.007370
Adjusted R-squared	0.413170	S.D. dependent var	0.017414
S.E. of regression	0.013340	Akaike info criterion	-5.679601
Sum squared resid	0.007474	Schwarz criterion	-5.445701
Log likelihood	142.3104	Hannan-Quinn criter.	-5.591210
F-statistic	7.618263	Durbin-Watson stat	1.532781
Prob(F-statistic)	0.000036		

Elaboración: Propia

Como se puede apreciar en el gráfico anterior, si bien el modelo corrido confirmaría la significancia global de los parámetros de las variables regresoras, presentó un ratio R-cuadrado inferior a 0.5, así como un estadístico Durbin-Watson bajo. Ante ello y con el

objetivo de darle mayor consistencia al modelo, se procedió a incluir un rezago de la variable dependiente, teniendo en cuenta que el valor presente de la misma puede ser explicada por sus valores pasados. En tanto, se volvió a especificar el modelo poblacional:

$$VRIN_t = \beta_0 + \beta_1 VRIN_{1t-1} + \beta_2 VIPM_{2t} + \beta_3 VUSM2_{3t} + \beta_4 VPBI_{4t} + \beta_5 VTCN_{5t} + \beta_6 VOMVE_{6t} + \varepsilon_t$$

Asimismo, la función de regresión muestral se volvió a definir de la siguiente manera:

$$VRIN_t = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 VRIN_{1t-1} + \widehat{\beta}_2 VIPM_{2t} + \widehat{\beta}_3 VUSM2_{3t} + \widehat{\beta}_4 VPBI_{4t} + \widehat{\beta}_5 VTCN_{5t} + \widehat{\beta}_6 VOMVE_{6t} + \widehat{\varepsilon}_t$$

Al correr la estimación del modelo muestral se obtuvo los siguientes resultados:

Gráfico N°21
Segunda Salida de Estimación del Modelo de Regresión Lineal Múltiple

Dependent Variable: VRIN
Method: Least Squares
Date: 12/05/16 Time: 14:49
Sample (adjusted): 2011M02 2014M12
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VRIN(-1)	0.345681	0.113350	3.049687	0.0041
VIPM	0.071794	0.053147	1.350857	0.1843
VUSM2	0.232334	0.396143	0.586491	0.5608
VPBI	-0.108654	0.039090	-2.779601	0.0083
VTCN	-0.421548	0.199033	-2.117984	0.0404
VOMVE	0.048741	0.014434	3.376736	0.0016
C	0.005264	0.003704	1.421103	0.1630
R-squared	0.597120	Mean dependent var	0.007331	
Adjusted R-squared	0.536688	S.D. dependent var	0.017600	
S.E. of regression	0.011980	Akaike info criterion	-5.874535	
Sum squared resid	0.005741	Schwarz criterion	-5.598981	
Log likelihood	145.0516	Hannan-Quinn criter.	-5.770842	
F-statistic	9.880867	Durbin-Watson stat	2.190011	
Prob(F-statistic)	0.000001			

Elaboración: Propia

Como se aprecia en la segunda salida de estimación del modelo de regresión lineal múltiple, si bien los parámetros de las variables exógenas son significativos de manera global y se logró un ajuste superior a 0.5, los parámetros de las variables VIPM y VUSM2 no resultaron significativos. Por ello, se decidió prescindir de dichas variables en este modelo, quedando la especificación poblacional final del mismo como se detalla a continuación:

$$VRIN_t = \beta_0 + \beta_1 VRIN_{1t-1} + \beta_2 VPBI_{2t} + \beta_3 VTCN_{3t} + \beta_4 VOMVE_{4t} + \varepsilon_t$$

Consecuentemente, la especificación muestral final del modelo se definió como sigue:

$$VRIN_t = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 VRIN_{1t-1} + \widehat{\beta}_2 VPBI_{2t} + \widehat{\beta}_3 VTCN_{3t} + \widehat{\beta}_4 VOMVE_{4t} + \widehat{\varepsilon}_t$$

Al estimar el modelo en el software se obtuvieron los siguientes resultados:

Gráfico N°22
Salida de Estimación Final del Modelo de Regresión Lineal Múltiple

Dependent Variable: VRIN
Method: Least Squares
Date: 12/05/16 Time: 15:04
Sample (adjusted): 2011M02 2014M12
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VRIN(-1)	0.376646	0.110516	3.408062	0.0015
VPBI	-0.124905	0.037022	-3.373804	0.0016
VTCN	-0.493330	0.190195	-2.593820	0.0130
VOMVE	0.049122	0.014384	3.415063	0.0014
C	0.006241	0.001998	3.123184	0.0032
R-squared	0.573970	Mean dependent var		0.007331
Adjusted R-squared	0.533396	S.D. dependent var		0.017600
S.E. of regression	0.012023	Akaike info criterion		-5.903770
Sum squared resid	0.006071	Schwarz criterion		-5.706946
Log likelihood	143.7386	Hannan-Quinn criter.		-5.829704
F-statistic	14.14616	Durbin-Watson stat		2.223770
Prob(F-statistic)	0.000000			

Elaboración: Propia

Para verificar que el modelo cumpla con los supuestos del Modelo Clásico de Regresión Lineal, se efectuaron las pruebas correspondientes de multicolinealidad, heterocedasticidad, autocorrelación, y estabilidad de parámetros, pruebas que pueden encontrarse de manera detallada a partir de la página 93 en la sección de anexos. El modelo no presentó ninguno de los problemas econométricos mencionados y por lo tanto, los resultados obtenidos a partir de su corrida serán utilizados sin ajustes para propósito del análisis y elaboración de conclusiones en las secciones siguientes.

Como se puede apreciar en el Gráfico N°, el Modelo de Regresión Lineal Múltiple presentó un ajuste aceptable, siendo los ratios R-cuadrado y R-cuadrado ajustado superiores a 0.5. Asimismo, a partir del F-estadístico, el cual fue superior a 2, se comprobó la significancia global de los estimadores de los parámetros de las variables explicativas del modelo. Por otro lado, todos los estimadores de los parámetros de las variables explicativas resultaron significativos de manera individual. Además, el modelo presentó bajos valores para los criterios de información Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn, lo cual significó un buen indicador en cuanto a su calidad relativa como modelo estadístico.

En tanto, los parámetros de la variable VOMVE y del rezago de la variable VRIN resultaron positivos, mientras que los parámetros de las variables regresoras VPBI y TCN resultaron negativos.

En cifras, tales resultados sugieren que un incremento mensual de 1% en el rezago de la variable VRIN genera un incremento mensual de 0.38% sobre VRIN, así como un incremento de 1% mensual en las variables VPBI, VTCN y VOMVE causan sobre VRIN una disminución de 0.12%, una disminución de 0.49% y un incremento de 0.05% mensual respectivamente.

Modelos Autorregresivos de Rezagos Distribuidos.

Dado que a partir de las pruebas de causalidad de Granger solo se pudo comprobar una relación de causalidad de las variables VIPM, VUSM2 y VPBI hacia VRIN, se elaboraron

tres modelos Autorregresivos de Rezagos Distribuidos, los cuales se han denominado ARDL1, ARDL2 y ARDL3, todos con la variable VRIN como endógena.

En el modelo ARDL1, la variable endógena se explica por sus propios rezagos y por los rezagos de la variable VIPM, tal como se define en la siguiente ecuación:

$$VRIN_t = \beta_0 + \beta_{1k}VRIN_{1t-k} + \beta_{2k}VIPM_{2t} + \beta_{3k}VIPM_{3t-k} + \varepsilon_t$$

dónde:

k = Número de rezago

La elección del rezago del modelo se realizó en base a la comparación, entre las corridas del modelo con distintos rezagos, de los estadísticos R-Cuadrado, R-Cuadrado Ajustado y Durbin Watson, así como el criterio de información de Akaike y la performance de las corridas en las pruebas recursivas de estabilidad CUSUM y CUSUM-Cuadrado.

La siguiente tabla resume los criterios tomados en cuenta para la elección del rezago del modelo ARDL1 en base a la corrida de estimación en el software del modelo con 1 a 10 rezagos:

Tabla N°13
Criterios de Elección del Rezago del Modelo ARDL1

Rezago	R-squared	Adj. R-squared	AIC	DW	CUSUM	CUSUM of Squares
1	0.266647	0.215483	-5.403205	2.084716	Dentro de bandas	Dentro de bandas
2	0.298441	0.210746	-5.412328	1.9517	Dentro de bandas	Dentro de bandas
3	0.374018	0.255589	-5.416937	2.134626	Dentro de bandas	Dentro de bandas
4	0.420405	0.266983	-5.372646	2.273948	Dentro de bandas	Fuera de bandas
5	0.590209	0.444799	-5.602643	1.957689	Dentro de bandas	Fuera de bandas
6	0.653137	0.492094	-5.647197	1.906826	Dentro de bandas	Dentro de bandas
7	0.720934	0.553494	-5.728207	1.972702	Dentro de bandas	Dentro de bandas
8	0.788634	0.625306	-5.871494	1.789802	Dentro de bandas	Fuera de bandas
9	0.796449	0.592899	-5.778204	1.889585	Dentro de bandas	Dentro de bandas
10	0.846241	0.644433	-5.903727	2.238988	Dentro de bandas	Fuera de bandas

Elaboración: Propia

En base a la información de la tabla anterior, los cuatro primeros modelos quedan descartados por presentar ratios R-Cuadrado inferiores a 0,5. El modelo ARDL1 con 10 rezagos muestra los mejores valores para los ratios R-Cuadrado y R-Cuadrado Ajustado, así como el mejor valor para el criterio de información de Akaike. Sin embargo, se desestima por su mala performance en la prueba de CUSUM-Cuadrado. Ése mismo es el caso de los modelos con 5 y 8 rezagos, que también quedan descartados. Finalmente, entre los modelos ARDL1 con 6, 7 y 9 rezagos se eligió el modelo con 9 rezagos dado que presentó el R-Cuadrado y R-Cuadrado Ajustado más alto, el criterio de información de Akaike más bajo, un estadístico Durbin-Watson adecuado y a que pasó las dos pruebas de CUSUM.

El siguiente gráfico muestra la salida del software Eviews 8 correspondiente a la estimación del modelo ARDL1:

Gráfico N°23
Salida de Estimación del Modelo ARDL1

Dependent Variable: VRIN
Method: Least Squares
Date: 09/18/16 Time: 15:58
Sample (adjusted): 2011M10 2014M12
Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VRIN(-1)	0.260862	0.225562	1.156497	0.2618
VRIN(-2)	0.392461	0.204193	1.922007	0.0697
VRIN(-3)	-0.086164	0.237124	-0.363369	0.7203
VRIN(-4)	0.008187	0.219535	0.037293	0.9706
VRIN(-5)	0.363508	0.177545	2.047410	0.0547
VRIN(-6)	0.175735	0.199319	0.881675	0.3890
VRIN(-7)	-0.393529	0.196824	-1.999395	0.0601
VRIN(-8)	-0.002087	0.194698	-0.010722	0.9916
VRIN(-9)	0.097180	0.183826	0.528652	0.6032
VIPM	-0.009609	0.074735	-0.128575	0.8990
VIPM(-1)	0.029721	0.075019	0.396184	0.6964
VIPM(-2)	0.048421	0.081750	0.592304	0.5606
VIPM(-3)	-0.107377	0.082467	-1.302061	0.2085
VIPM(-4)	-0.175989	0.087780	-2.004881	0.0594
VIPM(-5)	-0.225108	0.083036	-2.710966	0.0139
VIPM(-6)	0.101744	0.096009	1.059733	0.3026
VIPM(-7)	0.110411	0.085466	1.291866	0.2119
VIPM(-8)	-0.196627	0.089475	-2.197554	0.0406
VIPM(-9)	0.049229	0.089293	0.551317	0.5878
C	-0.002637	0.004018	-0.656232	0.5195
R-squared	0.796449	Mean dependent var		0.006832
Adjusted R-squared	0.592899	S.D. dependent var		0.018098
S.E. of regression	0.011547	Akaike info criterion		-5.778204
Sum squared resid	0.002533	Schwarz criterion		-4.925095
Log likelihood	132.6750	Hannan-Quinn criter.		-5.472116
F-statistic	3.912783	Durbin-Watson stat		1.889585
Prob(F-statistic)	0.002308			

Elaboración: Propia

Para verificar que el modelo cumpla con los supuestos del Modelo Clásico de Regresión Lineal, se efectuaron las pruebas correspondientes de multicolinealidad, heterocedasticidad, autocorrelación, y estabilidad de parámetros, pruebas que pueden encontrarse de manera detallada a partir de la página 93 en la sección de anexos. El modelo no presentó ninguno de los problemas econométricos mencionados y por lo tanto,

los resultados obtenidos a partir de su corrida serán utilizados sin ajustes para propósito del análisis y elaboración de conclusiones en las secciones siguientes.

Como se puede apreciar en el Gráfico N°18, el Modelo ARDL1 presentó un buen ajuste, siendo los ratios R-cuadrado y R-cuadrado ajustado superiores a 0.5. El modelo presentó bajos valores para los criterios de información Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn, lo cual significó un buen indicador en cuanto a su calidad relativa como modelo estadístico.

Los resultados del modelo ARDL1 sugieren principalmente la significancia global de las regresoras, es decir, de los rezagos considerados, tanto de VRIN como de VIPM. En cuanto a la significancia individual de los rezagos, se puede apreciar que ningún rezago de VRIN resulta significativo, dado que ninguna probabilidad relacionada a los rezagos es inferior al 0.05 de significancia. No obstante, el quinto y octavo rezago de la variable VIPM sí resultan significativos, cuyos coeficientes sugieren que un incremento mensual de 1% en el quinto rezago de VIPM causan una reducción de 0.23% en VRIN, mientras que un incremento mensual de 1% su octavo rezago causa una reducción de 0.20% en VRIN.

En el modelo ARDL2, la variable endógena se explica por sus propios rezagos y por los rezagos de la variable VPBI, tal como se define en la siguiente ecuación:

$$VRIN_t = \beta_0 + \beta_{1k}VRIN_{1t-k} + \beta_{2k}VPBI_{2t} + \beta_{3k}VPBI_{3t-k} + \varepsilon_i$$

dónde:

k = Número de rezago

La siguiente tabla resume los criterios tomados en cuenta para la elección del rezago del modelo ARDL2 en base a la corrida de estimación en el software del modelo con 1 a 10 rezagos:

Tabla N°14
Criterios de Elección del Rezago del Modelo ARDL2

Rezago	R-squared	Adj. R-squared	AIC	DW	CUSUM	CUSUM of Squares
1	0.366296	0.322084	-5.549251	2.127392	Dentro de bandas	Dentro de bandas
2	0.407562	0.333507	-5.581386	1.860643	Dentro de bandas	Dentro de bandas
3	0.431075	0.323441	-5.512511	2.001929	Dentro de bandas	Dentro de bandas
4	0.501344	0.369347	-5.523059	1.974398	Dentro de bandas	Dentro de bandas
5	0.517114	0.345767	-5.43851	2.069054	Dentro de bandas	Dentro de bandas
6	0.549313	0.340065	-5.385353	1.810542	Dentro de bandas	Dentro de bandas
7	0.593079	0.348926	-5.351037	1.918463	Dentro de bandas	Dentro de bandas
8	0.642693	0.366592	-5.346489	1.911056	Dentro de bandas	Dentro de bandas
9	0.64954	0.29908	-5.234872	1.938172	Dentro de bandas	Fuera de bandas
10	0.657805	0.208674	-5.10373	1.917147	Dentro de bandas	Fuera de bandas

Elaboración: Propia

En base a la información de la tabla anterior, los tres primeros modelos quedan descartados por presentar ratios R-Cuadrado inferiores a 0,5. Asimismo, los modelos ARDL2 con 9 y 10 rezagos quedan descartados por no pasar la prueba de CUSUM-Cuadrado. Finalmente, entre los modelos ARDL2 restantes se eligió el modelo con 4 rezagos dado que presentó un R-Cuadrado superior a 0,5, así como el ratio R-Cuadrado Ajustado más alto, el criterio de información de Akaike más bajo, un estadístico Durbin-Watson adecuado y a que pasó las dos pruebas de CUSUM.

El siguiente gráfico muestra la salida del software Eviews 8 correspondiente a la estimación del modelo ARDL2:

Gráfico N°24
Salida de Estimación del Modelo ARDL2

Dependent Variable: VRIN
Method: Least Squares
Date: 09/18/16 Time: 16:19
Sample (adjusted): 2011M05 2014M12
Included observations: 44 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VRIN(-1)	0.452683	0.160865	2.814060	0.0081
VRIN(-2)	0.156295	0.174840	0.893933	0.3776
VRIN(-3)	0.042460	0.161681	0.262617	0.7944
VRIN(-4)	0.040686	0.154914	0.262634	0.7944
VPBI	-0.118822	0.054761	-2.169840	0.0371
VPBI(-1)	0.004497	0.069543	0.064672	0.9488
VPBI(-2)	0.013426	0.073929	0.181603	0.8570
VPBI(-3)	0.095732	0.066539	1.438746	0.1594
VPBI(-4)	0.106228	0.051611	2.058238	0.0473
C	0.001248	0.002956	0.422322	0.6754
R-squared	0.501344	Mean dependent var		0.006813
Adjusted R-squared	0.369347	S.D. dependent var		0.017452
S.E. of regression	0.013859	Akaike info criterion		-5.523059
Sum squared resid	0.006530	Schwarz criterion		-5.117561
Log likelihood	131.5073	Hannan-Quinn criter.		-5.372680
F-statistic	3.798141	Durbin-Watson stat		1.974398
Prob(F-statistic)	0.002126			

Elaboración: Propia

Como se detalla en los anexos a partir de la página 94, el modelo ARDL2 presentó el problema de heterocedasticidad y por lo tanto, para que los resultados obtenidos a partir de su corrida puedan ser utilizados para propósito del análisis y elaboración de conclusiones, se procedió con la corrección de las varianzas según el método de White. A continuación los resultados:

Gráfico N°25
Salida de Estimación del Modelo ARDL2 con Varianzas Corregidas

Dependent Variable: VRIN
 Method: Least Squares
 Date: 09/18/16 Time: 17:08
 Sample (adjusted): 2011M05 2014M12
 Included observations: 44 after adjustments
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VRIN(-1)	0.452683	0.161678	2.799902	0.0084
VRIN(-2)	0.156295	0.105758	1.477857	0.1487
VRIN(-3)	0.042460	0.150178	0.282732	0.7791
VRIN(-4)	0.040686	0.134006	0.303612	0.7633
VPBI	-0.118822	0.068946	-1.723403	0.0939
VPBI(-1)	0.004497	0.067370	0.066758	0.9472
VPBI(-2)	0.013426	0.042323	0.317220	0.7530
VPBI(-3)	0.095732	0.043073	2.222563	0.0330
VPBI(-4)	0.106228	0.046131	2.302736	0.0275
C	0.001248	0.002743	0.455174	0.6519
R-squared	0.501344	Mean dependent var		0.006813
Adjusted R-squared	0.369347	S.D. dependent var		0.017452
S.E. of regression	0.013859	Akaike info criterion		-5.523059
Sum squared resid	0.006530	Schwarz criterion		-5.117561
Log likelihood	131.5073	Hannan-Quinn criter.		-5.372680
F-statistic	3.798141	Durbin-Watson stat		1.974398
Prob(F-statistic)	0.002126	Wald F-statistic		4.824183
Prob(Wald F-statistic)	0.000348			

Elaboración: Propia

Como se puede apreciar en el Gráfico N°20, el Modelo ARDL2 presentó un ratio R-cuadrado superior a 0.5. No obstante, el ratio R-cuadrado ajustado fue inferior a 0.5, lo cual puede deberse a que el número de regresoras influye en el ratio y por tanto, se ha considerado que el modelo tuvo un ajuste aceptable. Asimismo, la significancia global de los parámetros se comprobó dado que el F-estadístico resultó superior a 2. Por último, el modelo presentó bajos valores para los criterios de información Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn, lo cual significó un buen indicador en cuanto a su calidad relativa como modelo estadístico.

Los resultados del modelo ARDL2 sugieren, además de la significancia global de todos los rezagos, la significancia individual del primer rezago de VRIN y del tercer y cuarto rezago de VPBI. En cifras, los resultados indican que un incremento en 1% mensual en el tercer y cuarto rezago de VPBI causa un incremento de 0.1% y 0.11% respectivamente en VRIN.

En el modelo ARDL3, la variable endógena se explica por sus propios rezagos y por los rezagos de la variable VUSM2, tal como se define en la siguiente ecuación:

$$VRIN_t = \beta_0 + \beta_{1k}VRIN_{1t-k} + \beta_{2k}VUSM2_{2t} + \beta_{3k}VUSM2_{3t-k} + \varepsilon_i$$

dónde:

k = Número de rezago

La siguiente tabla resume los criterios tomados en cuenta para la elección del rezago del modelo ARDL3 en base a la corrida de estimación en el software del modelo con 1 a 10 rezagos:

Tabla N°15
Criterios de Elección del Rezago del Modelo ARDL3

Rezago	R-squared	Adj. R-squared	AIC	DW	CUSUM	CUSUM of Squares
1	0.200435	0.144652	-5.316765	2.037124	Dentro de bandas	Dentro de bandas
2	0.242192	0.147466	-5.335202	1.787288	Dentro de bandas	Fuera de bandas
3	0.282573	0.146844	-5.280588	1.965267	Dentro de bandas	Fuera de bandas
4	0.288225	0.099814	-5.167214	1.995254	Fuera de bandas	Fuera de bandas
5	0.345818	0.113689	-5.134905	2.02537	Dentro de bandas	Fuera de bandas
6	0.508118	0.279744	-5.297886	2.332203	Dentro de bandas	Fuera de bandas
7	0.633886	0.414218	-5.456713	1.929355	Dentro de bandas	Fuera de bandas
8	0.65966	0.396671	-5.39514	2.170637	Fuera de bandas	Dentro de bandas
9	0.85363	0.707259	-6.107979	2.39429	Dentro de bandas	Dentro de bandas
10	0.881278	0.725454	-6.162322	2.16275	Dentro de bandas	Dentro de bandas

Elaboración: Propia

En base a la información de la tabla anterior, los cinco primeros modelos quedan descartados por presentar ratios R-Cuadrado inferiores a 0,5. Asimismo, los modelos ARDL3 con 6, 7 y 8 rezagos quedan descartados por no pasar la prueba de CUSUM-Cuadrado. Finalmente, entre los modelos ARDL3 restantes se eligió el modelo con 10 rezagos dado que presentó un R-Cuadrado superior a 0,5, así como el ratio R-Cuadrado

Ajustado más alto, el criterio de información de Akaike más bajo, un estadístico Durbin-Watson adecuado (a diferencia del modelo con 9 rezagos, cuyo estadístico DW resultó elevado) y a que pasó las dos pruebas de CUSUM.

El siguiente gráfico muestra la salida del software Eviews 8 correspondiente a la estimación del modelo ARDL3:

Gráfico N°26
Salida de Estimación del Modelo ARDL3

Dependent Variable: VRIN
Method: Least Squares
Date: 12/05/16 Time: 21:19
Sample (adjusted): 2011M11 2014M12
Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VRIN(-1)	-0.235946	0.235799	-1.000626	0.3319
VRIN(-2)	0.266071	0.151165	1.760131	0.0975
VRIN(-3)	0.246749	0.161850	1.524549	0.1469
VRIN(-4)	-0.216142	0.141234	-1.530378	0.1455
VRIN(-5)	0.134836	0.154343	0.873612	0.3953
VRIN(-6)	0.041707	0.143243	0.291162	0.7747
VRIN(-7)	-0.044339	0.133757	-0.331491	0.7446
VRIN(-8)	-0.118699	0.130003	-0.913047	0.3748
VRIN(-9)	-0.156084	0.136171	-1.146234	0.2686
VRIN(-10)	-0.030359	0.123115	-0.246593	0.8084
VUSM2	1.637591	0.743498	2.202549	0.0426
VUSM2(-1)	4.227889	0.815154	5.186611	0.0001
VUSM2(-2)	2.199104	1.115402	1.971579	0.0662
VUSM2(-3)	0.844630	0.541838	1.558824	0.1386
VUSM2(-4)	-0.161734	0.455812	-0.354827	0.7274
VUSM2(-5)	0.064253	0.434790	0.147779	0.8844
VUSM2(-6)	0.554763	0.430295	1.289261	0.2156
VUSM2(-7)	1.862503	0.441840	4.215331	0.0007
VUSM2(-8)	0.500985	0.588896	0.850718	0.4075
VUSM2(-9)	0.123146	0.492284	0.250152	0.8057
VUSM2(-10)	-0.655499	0.473513	-1.384331	0.1853
C	-0.066189	0.016057	-4.122188	0.0008
R-squared	0.881278	Mean dependent var	0.006668	
Adjusted R-squared	0.725454	S.D. dependent var	0.018311	
S.E. of regression	0.009595	Akaike info criterion	-6.162322	
Sum squared resid	0.001473	Schwarz criterion	-5.214246	
Log likelihood	139.0841	Hannan-Quinn criter.	-5.825004	
F-statistic	5.655624	Durbin-Watson stat	2.162750	
Prob(F-statistic)	0.000452			

Elaboración: Propia

Como se detalla en los anexos a partir de la página 93, el modelo ARDL3 no presentó ninguno de los problemas econométricos mencionados evaluados y por lo tanto, los resultados obtenidos a partir de su corrida serán utilizados sin ajustes para propósito del análisis y elaboración de conclusiones en las secciones siguientes.

Como se puede apreciar en el Gráfico N°20, el Modelo ARDL3 presentó un ratio R-cuadrado y R-cuadrado ajustado superior a 0.5, incluso siendo superior a 0.8 y 0.7 respectivamente. Por tanto, se ha considerado que el modelo tuvo un buen ajuste. Asimismo, la significancia global de los parámetros se comprobó dado que el F-estadístico resultó superior a 2. Por último, el modelo presentó bajos valores para los criterios de información Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn, lo cual significó un buen indicador en cuanto a su calidad relativa como modelo estadístico.

Los resultados del modelo ARDL3 sugieren, además de la significancia global de todos los rezagos, que los rezagos de la variable endógena VRIN no fueron significativos de manera individual. Asimismo, se comprobó la significancia individual de la variable VUSM2, así como de su primer y séptimo rezago. En cifras, los resultados indican que un incremento en 1% en la variable VUSM2, así como en su primer y séptimo rezago causan un incremento de 1.64%, 4.23% y 1.86% respectivamente en VRIN.

Discusión de Resultados

Los primeros resultados que permitieron corroborar las relaciones de causalidad propuestas en las hipótesis de la investigación fueron los correspondientes a las pruebas de causalidad de Granger de las series individuales de las variables regresoras respecto a la variable VRIN. A partir de los resultados de las pruebas, se pudo comprobar que, para el período estudiado, las variables VIPM, VUSM2 y VPBI causaron en sentido Granger a la variable VRIN. Asimismo, no se logró comprobar la causalidad en sentido Granger de las variables VTCN y VOMVE hacia VRIN. Éstos resultados, en relación a las hipótesis planteadas, contribuyen a la confirmación de la incidencia de VIPM, VUSM2 y VPBI sobre VRIN.

Una de las posibles razones de que se haya logrado comprobar una relación de causalidad en sentido Granger de las variables VIPM, VUSM2 y VPBI mas no de VTCN y VOMVE hacia VRIN son los períodos de tiempo que toman las variables exógenas para generar efectos sobre el valor actual de la endógena, es decir, la incidencia de los rezagos. Sobre ello se logró generar inferencias a partir de los modelos de regresión lineal.

Los resultados del Modelo de Regresión Lineal Múltiple permitieron confirmar la capacidad de explicación de las variables regresoras seleccionadas respecto a la variación del stock de reservas internacionales netas. En tal sentido, a partir de dicho modelo se logró concluir que, a nivel conjunto, las variables VIPM, VUSM2, VPBI, VTCN y VOMVE tuvieron incidencia sobre la variable VRIN de enero 2011 a diciembre 2014, con lo cual se confirma la hipótesis general de la investigación y se le otorga un sustento empírico al modelo teórico desarrollado en la presente investigación.

En tal sentido, se logró corroborar a partir de los datos históricos de las variables detalladas durante el período de estudio que la variación en el stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú se determina en función a la interacción del mercado externo (determinado por la balanza de pagos), el mercado de bienes y el mercado de dinero, cuya dinámica depende de variables exógenas, principalmente

relacionadas al mercado externo, específicamente el nivel de precios de los commodities mineros y la tasa de interés internacional.

En cuanto a la significancia individual de los parámetros en el Modelo de Regresión Lineal Múltiple, cabe resaltar que los parámetros de las variables VIPM y VUSM2 no resultaron significativos, por lo cual se decidió no incluir dichas variables en la versión final del referido modelo y por tanto no se pudo comprobar las hipótesis específicas uno y dos.

Los parámetros de las variables VPBI, VTCN y VOMVE resultaron significativos, con lo cual se confirmó la incidencia de dichas variables sobre VRIN, lo cual aportó a la comprobación de las hipótesis específicas 3, 4 y 5. No obstante, en cuanto al sentido de la incidencia de estas variables, sólo se comprobó según los resultados y de acuerdo a lo postulado por las hipótesis 4 y 5 el sentido negativo de la incidencia de VTCN y el sentido positivo de la incidencia de VOMVE. Por otro lado, los resultados indicaron una relación de causalidad negativa de la variable VPBI hacia la variable VRIN durante el período estudiado, lo cual contrasta con lo postulado por la hipótesis específica 3.

Los datos históricos confirmaron la incidencia negativa de VTCN sobre VRIN que postula el marco teórico de la investigación. Dicha incidencia se explica, en un contexto de reducción del precio internacional de los commodities mineros, por el efecto del incremento del tipo de cambio nominal sobre el stock de reservas internacionales netas, el cual, ante la reducción de la brecha entre el tipo de cambio nominal esperado y el tipo de cambio nominal efectivo, se reduce. Por otro lado, en un contexto de reducción de las tasas de interés internacional, la incidencia negativa se explica por el efecto de la reducción del tipo de cambio nominal sobre el stock de reservas internacionales netas, el cual, ante el aumento de la brecha entre el tipo de cambio nominal esperado y el tipo de cambio nominal efectivo, se incrementa.

Asimismo, la evidencia empírica presentada confirmó la incidencia positiva de VOMVE sobre VRIN deducida a partir del marco teórico. Dicha incidencia se explica, en un contexto de reducción del precio internacional de los commodities mineros, por el efecto de la reducción del nivel de producción local, el cual genera una reducción de la oferta monetaria, lo cual supone un incremento del tipo de cambio nominal y por tanto una reducción del stock de reservas internacionales netas.

Luego, los resultados del modelo ARDL1 permitieron comprobar la incidencia individual de la variable VIPM sobre VRIN. No obstante, el sentido de esta incidencia según los resultados y determinado por los rezagos significativos del modelo fue negativa, lo cual contrasta con lo postulado por la hipótesis específica 1, la cual sugiere una relación de causalidad positiva. Ello, según el modelo teórico planteado, puede deberse al efecto de otras variables exógenas que pueden ser consideradas como explicativas de las RIN, como por ejemplo, las tasas de interés internacional, las cuales, durante el período de estudio fueron muy bajas en los países desarrollados, lo cual incentivó un flujo de capitales positivo hacia economías emergentes como el Perú, lo cual, analíticamente y según el modelo teórico, generaría un incremento en el stock de RIN. Esto se comprobó con el modelo ARDL3.

Los resultados del modelo ARDL2 permitieron comprobar nuevamente la incidencia individual de la variable VPBI sobre la variable VRIN. No obstante, la significancia de los parámetros de los rezagos de la variable VPBI de este modelo sugirieron que una relación de causalidad de carácter positivo, con lo cual se confirma la hipótesis específica 3. De manera consolidada, los resultados del Modelo de Regresión Lineal Múltiple y el modelo ARDL2 sugieren que durante el período de estudio, la incidencia de VPBI sobre VRIN fue inicialmente negativa, tornándose positiva con el transcurrir de los períodos. La explicación de estas inferencias a partir de la evidencia estadística puede atribuirse al hecho de que la tendencia negativa de los precios internacionales de los commodities mineros haya tenido una mayor incidencia sobre el PBI que sobre las RIN, en tanto las últimas hayan sido influenciadas en mayor proporción por el bajo nivel de las tasas de interés pasivas internacionales, dado el contexto macroeconómico internacional descrito previamente.

Finalmente, los resultados del modelo ARDL3 permitieron comprobar la incidencia positiva individual de la variable VUSM2 sobre VRIN, con lo cual se confirma la hipótesis específica 2. Dada la magnitud de los parámetros de la variable VUSM2 y sus rezagos obtenidos en los resultados del este modelo, se logró comprobar de manera indirecta que el nivel de las tasas de interés pasivas internacionales fue la variable exógena que tuvo mayor injerencia sobre el stock de reservas internacionales netas a lo largo del período estudiado, siendo esta injerencia negativa de magnitud tal que, a partir de la evidencia empírica, habría logrado revertir la incidencia positiva sobre el stock de RIN de la tendencia negativa de los precios internacionales de los commodities mineros.

Conclusiones

La economía peruana se caracteriza por ser pequeña y abierta con movilidad imperfecta de capitales en la cual la política monetaria es manejada a partir de metas de inflación conjuntamente con un régimen de tipo de cambio de flotación controlada. En tal esquema, la acumulación de reservas internacionales cumple un rol fundamental como práctica macroprudencial, siendo utilizadas principalmente con los objetivos de evitar aumentos violentos del tipo de cambio y asegurar fondos a fin de que el BCRP pueda cumplir su rol de “prestamista de última instancia” en casos de crisis de liquidez en el sistema bancario.

Dada la importancia de las RIN, la presente investigación se propuso identificar las variables macroeconómicas que explicaron la variación en el stock de RIN en la economía peruana tras el fin del ciclo extraordinario de los precios internacionales de los commodities mineros, específicamente entre enero 2011 y diciembre 2014.

A partir de pruebas de causalidad de Granger y la formulación de modelos econométricos de regresión lineal múltiple y modelos autorregresivos de rezagos distribuidos se determinó que durante el período estudiado, las variables macroeconómicas que explicaron la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía peruana fueron el nivel de precios internacionales de los commodities mineros, la tasa de interés pasiva internacional, el producto bruto interno, el tipo de cambio nominal y la oferta monetaria, así como los valores pasados de la variación del stock de reservas internacionales netas.

En tal sentido, a partir de los resultados obtenidos, se pudo llegar a las siguientes conclusiones en cuanto a las variables que incidieron sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía peruana de enero 2011 a diciembre 2014:

- i) Un incremento mensual de 1% en el valor rezagado en un período de la variación porcentual mensual del stock de reservas internacionales netas genera un incremento de 0.38% sobre el valor actual de la variación porcentual mensual del stock de reservas internacionales netas.

- ii) Un incremento mensual de 1% en el valor de la variación porcentual mensual del tipo de cambio nominal genera una disminución de 0.49% sobre el valor actual de la variación porcentual mensual del stock de reservas internacionales netas. Con ello se comprobó el carácter negativo de la relación de causalidad del tipo de cambio nominal hacia el stock de reservas internacionales netas deducida a partir del modelo teórico.
- iii) Un incremento mensual de 1% en el valor de la variación porcentual mensual de la oferta monetaria genera un incremento de 0.05% sobre el valor actual de la variación porcentual mensual del stock de reservas internacionales netas. Con ello se comprobó el carácter positivo de la relación de causalidad de la oferta monetaria hacia el stock de reservas internacionales netas deducida a partir del modelo teórico.
- iv) En cuanto a la variación del producto bruto interno, a partir del modelo de regresión lineal múltiple desarrollado en la investigación se comprobó tanto su significancia individual como global junto con las demás variables exógenas detalladas; no obstante, el signo del parámetro de dicha variable resultó negativo, lo cual contrastó con la relación de causalidad positiva que se dedujo a partir del modelo teórico, sugiriendo que un incremento mensual de 1% en el valor actual de la variación porcentual mensual del producto bruto interno generó una reducción de 0.12% sobre el valor actual de la variación porcentual mensual del stock de reservas internacionales netas. Sin embargo, a partir de los modelos autorregresivos de rezagos distribuidos sí se pudo comprobar tanto la significancia individual de los parámetros de los rezagos de la variable exógena como el sentido positivo de la relación de causalidad hacia la variable endógena. En tal sentido, los resultados indicaron que un incremento mensual de 1% en el valor de la variación porcentual mensual del producto bruto interno rezagado en tres períodos genera un incremento de 0.1% sobre el valor actual de la variación porcentual mensual del stock de reservas internacionales netas. Asimismo, un incremento mensual de 1% en el valor de la variación porcentual mensual del producto bruto interno rezagado en cuatro períodos genera un incremento de 0.11% sobre la misma variable dependiente. Con ello se comprobó el carácter positivo de la relación de causalidad del producto bruto interno hacia el stock de reservas internacionales netas deducida a partir del modelo teórico.

- v) En cuanto a la variación del nivel de precios internacionales de los commodities mineros, a partir del modelo de regresión lineal múltiple desarrollado en la investigación se comprobó su significancia global como variable explicativa junto con las demás variables exógenas detalladas; no obstante, no se pudo corroborar estadísticamente su significancia individual. Por otro lado, a partir de los modelos autorregresivos de rezagos distribuidos sí se pudo comprobar la significancia individual de los parámetros de los rezagos de la variable; sin embargo, el signo de dichos parámetros resultó negativo, lo cual contrastó con la relación de causalidad positiva que se dedujo a partir del modelo teórico. En tal sentido, los resultados obtenidos indicaron que un incremento mensual de 1% en el valor de la variación porcentual mensual del nivel de precios internacionales de los commodities mineros rezagado en cinco períodos genera una reducción de 0.23% sobre el valor actual de la variación porcentual mensual del stock de reservas internacionales netas. Asimismo, un incremento mensual de 1% en el valor de la variación porcentual mensual del nivel de precios internacionales de los commodities mineros rezagado en ocho períodos genera una reducción de 0.20% sobre la misma variable dependiente.
- vi) En cuanto a la variación de las tasa de interés pasiva internacional, a partir de los modelos se efectuó una inferencia indirecta, ya que se utilizó a la variación de la oferta monetaria de EEUU como variable proxie. Con los resultados del modelo de regresión lineal múltiple desarrollado en la investigación se comprobó su significancia global como variable explicativa junto con las demás variables exógenas detalladas; no obstante, no se pudo corroborar estadísticamente su significancia individual. Por otro lado, a partir de los modelos autorregresivos de rezagos distribuidos sí se pudo comprobar la significancia individual de los parámetros tanto de la variable como de los rezagos de la misma. Asimismo, se logró comprobar la incidencia positiva de la variación oferta monetaria de EEUU sobre la variación en el stock de RIN y por tanto, la incidencia negativa de la variación en la tasa de interés pasiva internacional sobre la misma variable endógena. En tal sentido, los resultado obtenido indicaron que un incremento mensual de 1% en el valor actual de la variación porcentual mensual de la oferta monetaria de EEUU generó un incremento de 1.64% sobre el valor actual de la variación porcentual mensual del stock de reservas internacionales netas. Asimismo, un incremento mensual

de 1% en el valor de la variación porcentual mensual de la oferta monetaria de EEUU rezagado en uno y siete períodos genera un incremento de 4.23% y 1.86% respectivamente sobre la misma variable dependiente.

Finalmente, se concluye que el principal aporte de la presente investigación fue el demostrar de forma empírica que la tendencia positiva de la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014 se vio explicada principalmente por la balanza de capitales y no por la balanza en cuenta corriente, siendo la tasa de interés pasiva internacional la variable exógena de mayor injerencia sobre las RIN y no el precio internacional de los commodities mineros.

Recomendaciones

La presente investigación se centró exclusivamente en la comprobación de relaciones de causalidad que permitieran identificar las determinantes macroeconómicas del stock de reservas internacionales netas en el Perú. A partir de los modelos econométricos elaborados y en base al modelo teórico presentado, se logró identificar tales variables. Asimismo, se logró realizar una comprobación empírica del modelo Mundell-Flemming presentado en el marco teórico.

Por lo tanto, el alcance de la investigación contribuye con la comprobación empírica de la teoría económica en referencia a los esquemas macroeconómicos del Perú. Específicamente, aporta conocimiento las causas del comportamiento de la variación del stock de reservas internacionales netas y consecuentemente, significa un aporte en pos de una mejor gestión de las mismas. No obstante, aún se identifican vacíos en el conocimiento sobre el tema, por lo cual, para futuras investigaciones se recomienda abordar los siguientes temas.

Siguiendo la línea del presente estudio, específicamente en cuanto al hecho de que se analizó la incidencia estadística de la tasa de interés pasiva internacional sobre las RIN de manera indirecta mediante el uso de la oferta monetaria de EEUU como variable proxie, se recomienda para futuras investigaciones trabajar este análisis de manera directa con la variable exógena indicada.

Asimismo, teniendo en cuenta que el presente estudio sólo se ha centrado en la identificación de las variables macroeconómicas que inciden sobre las reservas internacionales netas y el sentido de su relación de causalidad, se recomienda efectuar estudios que desarrollen modelos que tengan un alcance de estimación y/o predicción.

Finalmente, en cuanto a política macroprudencial, se recomienda profundizar la investigación sobre la optimización de la gestión de reservas internacionales. Se sugieren estudios sobre el cálculo del costo de oportunidad de la acumulación de reservas internacionales en el Perú, así como sobre la optimización del portafolio de activos en los cuales invertir las reservas internacionales.

Referencias

Aizenman, Joshua and Jaewoo Lee (2007). "*International reserves: precautionary versus mercantilist views, theory and evidence*". *Open Economies Review* 18(2): 191-214.

Alberola, E, Erce, A. and J.M. Serena (2014). "*International Reserves and Gross Capital Flows Dynamics*". Fondo Latinoamericano de Reservas. Documento de Discusión N°3

Artículo Gestión. (2012). "*Reservas internacionales netas suman US\$ 57,722 millones*". Recuperado el 03 de Marzo del 2016 de Diario Gestión Sitio web: <http://gestion.pe/2012/07/15/mercados/reservas-internacionales-netas-us-57722-millones-2007517>

Artículo Gestión. (2015). "*Reservas Internacionales Netas cierran el 2015 en US\$ 61,529 millones*". Recuperado el 15 de Marzo del 2016 de Diario Gestión Sitio web: <http://gestion.pe/mercados/reservas-internacionales-netas-cierran-2015-us-61529-millones-2151934>

Barnichon, Regis. (2009). "*The Optimal Level of Reserves for Low-Income Countries: SelfInsurance against External Shocks*". *IMF Staff Papers*, vol.56 (4), 852-875.

Borensztein, Eduardo, Olivier Jeanne and Damiano Sandri. (2009). "*Macro-Hedging for Commodity Exporters*". *IMF Working Paper*, WP/09/229.

Crispolti, Valerio and George Tsibouris. (2011). "*International Reserves in Low Income Countries: An Event Study Analysis*". *IMF WP* (forthcoming), International Monetary Fund.

Cashin, Paul, Hong Liang and C. John McDermott. (2000). "*How Persistent Are Shocks to World Commodity Prices?*" *IMF Staff Papers*, Vol. 47, 177–217.

Edwards, Sebastian. (1983). "*The demand for international reserves and exchange rate adjustments: the case of LDCs, 1964–1972*". *Economica* Vol. 50, pp. 269–80.

Flood, R., and N. Marion. (2002). "*Holding International Reserves In an Era of High Capital Mobility*". Brookings Trade Forum, ed. by Susan M. Collins, and Dani Rodrik (Washington, The Brookings Institution), Vol. 2001, pp. 1–47

Garcia, Pablo and Claudio Soto. (2004). "*Large Holdings of International Reserves: Are They Worth It?*". Central Bank of Chile Working Papers no. 299.

Jeanne, O. and R. Rancière. (2006). "*The Optimal Level of Reserves For Emerging Markets: Formulas and Applications*". IMF Working Paper 06/229. International Monetary Fund, Washington.

Jeanne, Olivier and Romaine Ranciere. (2009). "*The Optimal level of International reserves for Emerging Market Countries: A New Formula and Some Applications*". Working Paper, Johns Hopkins University.

Larios J.F., Álvarez V.J., Quineche R. (2014). "*Fundamentos de Econometría*". Lima, Perú: Fondo Editorial Universidad San Ignacio de Loyola.

Larios J.F., Álvarez V.J. (2014). "*Análisis Económico de Series de Tiempo*". Lima, Perú: Fondo Editorial Universidad San Ignacio de Loyola.

Mankiw, G.. (2016). "*Macroeconomics*". New York: Worth Publishers.

Mendoza Bellido, Waldo. (2014). "*Macroeconomía intermedia para América Latina*". Lima, Perú: Fondo Editorial de la PUCP.

Parodi, Carlos.(2013). "*¿Qué son y para qué sirven las reservas?*" Artículo Gestión. Recuperado el 15 de Marzo de 2016 de Diario Gestión Sitio web: <http://blogs.gestion.pe/economiaparatodos/2013/01/que-son-y-para-que-sirven-las.html>

Pihlman, Jukka, and Han van der Hoorn. (2010). "*Procyclicality in Central Bank Reserve Management: Evidence from the Crisis*". IMF Working Papers WP/10/150, International Monetary Fund.

Pina, Gonçalo (2011). "*The Recent Growth of International Reserves in Developing Economies: A Monetary Perspective*". Universitat Pompeu Fabra. Job Market Paper.

R. Carter Hill, William E. Griffiths, Guay C. Lim. (2011). "*Principles of Econometrics*". New York: Wiley.

Ramkishen S. Rajan (2002). "*International Reserve Holding by Developing Countries: Why and How Much?*" University of Adelaide, Australia.

Redrano, M., J. Carrera, D. Bastourne y Ibarlurcia. (2006). "*La política de la acumulación de reservas: nueva evidencia internacional*". Investigaciones Económicas Banco Central de la República de Argentina.

Steiner, Andreas. (2010). "*The Accumulation of Foreign Exchange by Central Banks: Fear of Capital Mobility?*" University of Osnabrück, Department of Economics, D-49069 Osnabrück, Germany. Working Paper N°85.

Zárate, Cristina. (2008) "*A note on optimal reserves and sovereign risk: Argentina's case 1997-2007*". MPRA paper No. 12086

ANEXOS

Matriz de Consistencia

Problema	Objetivo	Hipótesis	Variables	Fuentes	Resultados
¿Cuáles son las variables macroeconómicas que explicaron la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía peruana de enero 2011 a diciembre 2014?	Identificar las variables macroeconómicas que explicaron la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía peruana de enero 2011 a diciembre 2014.	Las variables macroeconómicas que explicaron la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014 fueron el precio internacional de los commodities mineros, el PBI, el tipo de cambio y la oferta monetaria.	RIN IPM PBI TCN OMVE	FMI/BCRP	Aceptar Hipótesis
¿La variación en el precio internacional de los commodities mineros incidió sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía peruana de enero 2011 a diciembre 2014?	Determinar la incidencia de la variación del precio internacional de los commodities mineros sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014.	La variación del precio internacional de los commodities mineros incidió directamente sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014.	IPM RIN	FMI / BCRP	Rechazar Hipótesis
¿La variación en la tasa de interés pasiva internacional incidió sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía peruana de enero 2011 a diciembre 2014?	Determinar la incidencia de la variación en la tasa de interés pasiva internacional sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014.	La variación del nivel de las tasas internacionales de interés pasivas incidió inversamente sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014.	USM2 RIN	Reserva Federal de St. Louis / BCRP	Aceptar Hipótesis
¿La variación del PBI real incidió sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía peruana de enero 2011 a diciembre 2014?	Determinar la incidencia de la variación del PBI real sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014.	La variación del PBI real incidió directamente sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014.	RIN PBI	BCRP	Aceptar Hipótesis
¿La variación del tipo de cambio nominal incidió sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía peruana de enero 2011 a diciembre 2014?	Determinar la incidencia de la variación del tipo de cambio nominal sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014.	La variación del tipo de cambio nominal incidió inversamente sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014.	RIN TCN	BCRP	Aceptar Hipótesis
¿La variación de la oferta monetaria incidió sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía peruana de enero 2011 a diciembre 2014?	Determinar la incidencia de la variación de la oferta monetaria sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014.	La variación de la oferta monetaria incidió directamente sobre la variación del stock de reservas internacionales netas en la economía del Perú de enero 2011 a diciembre 2014.	RIN OMVE	BCRP	Aceptar Hipótesis

Base de Datos Original

Mes	RIN	IPM	USM2	PBI	TCN	OMVE
Ene11	44,510.85	245.48	7,896.20	2.79	116.61	25,685.36
Feb11	46,267.84	256.24	7,952.00	2.77	114.95	27,262.34
Mar11	46,126.68	244.21	8,009.00	2.78	125.02	24,790.93
Abr11	46,512.37	250.08	8,083.70	2.82	126.56	18,581.11
May11	46,307.03	239.46	8,147.30	2.77	130.03	18,507.83
Jun11	47,151.69	235.71	8,244.90	2.76	126.94	16,670.19
Jul11	47,673.64	242.23	8,448.20	2.74	129.39	17,705.12
Ago11	48,515.29	232.83	8,676.70	2.74	127.44	19,979.90
Sep11	48,067.79	224.10	8,714.50	2.74	128.31	16,914.71
Oct11	48,696.40	200.90	8,759.40	2.73	129.42	14,558.90
Nov11	49,049.96	193.28	8,814.50	2.71	129.64	14,986.46
Dic11	48,815.92	192.11	8,860.40	2.70	143.60	16,365.20
Ene12	50,829.62	202.04	8,948.70	2.69	122.82	20,441.00
Feb12	53,315.23	207.10	8,996.90	2.68	122.92	25,027.30
Mar12	55,788.97	206.92	9,058.90	2.67	132.13	27,196.49
Abr12	57,489.53	203.49	9,124.10	2.66	130.16	28,710.10
May12	56,881.97	193.34	9,166.10	2.67	138.81	24,223.80
Jun12	57,224.88	185.69	9,245.20	2.67	136.28	24,355.02
Jul12	57,979.95	183.15	9,331.00	2.63	138.55	25,424.45
Ago12	59,771.36	172.49	9,412.00	2.62	136.19	26,538.85
Sep12	61,160.62	179.92	9,503.90	2.60	136.75	24,079.05
Oct12	61,904.25	183.40	9,576.40	2.59	138.73	25,726.60
Nov12	63,215.55	182.12	9,648.20	2.60	137.25	27,236.90
Dic12	63,991.44	192.74	9,785.00	2.57	148.24	27,463.20
Ene13	67,015.62	202.34	9,818.20	2.55	130.45	33,602.30
Feb13	67,629.28	205.19	9,814.00	2.58	128.68	32,549.70
Mar13	67,918.10	190.64	9,895.40	2.59	135.94	33,234.50
Abr13	68,254.97	183.55	9,938.20	2.60	141.41	33,322.50
May13	66,765.36	176.40	9,984.20	2.65	144.66	29,922.04
Jun13	66,682.73	169.66	10,052.80	2.75	144.48	32,275.38
Jul13	67,614.75	172.66	10,122.00	2.78	145.41	32,715.04
Ago13	66,635.20	180.79	10,187.30	2.80	143.65	23,693.14
Sep13	66,729.28	177.66	10,245.80	2.78	143.23	25,359.22
Oct13	66,391.11	178.87	10,358.40	2.77	147.68	23,194.45
Nov13	66,279.32	177.93	10,369.60	2.80	148.02	21,264.22
Dic13	65,663.10	179.13	10,427.40	2.79	158.42	21,534.22
Ene14	65,073.81	176.40	10,485.00	2.81	135.80	21,362.52
Feb14	65,176.51	171.96	10,554.50	2.81	135.66	20,157.04
Mar14	64,953.75	164.99	10,613.60	2.81	143.92	19,364.83
Abr14	64,729.18	169.48	10,676.50	2.79	145.43	14,339.58
May14	64,629.29	164.52	10,748.40	2.79	148.35	17,249.20
Jun14	64,581.15	161.85	10,803.50	2.79	144.82	16,176.80
Jul14	65,535.82	168.76	10,872.00	2.79	148.14	16,722.85
Ago14	64,850.15	168.21	10,910.10	2.81	145.67	16,672.72
Sep14	64,452.89	161.47	10,951.00	2.86	147.39	21,895.90
Oct14	63,529.65	156.86	11,007.80	2.91	150.88	19,176.88
Nov14	63,249.68	156.42	11,051.90	2.93	147.74	15,419.96
Dic14	62,308.10	148.70	11,127.90	2.96	160.16	14,494.27

Base de Datos Transformada

Mes	VRIN	VIPM	VUSM2	VPBI	VTCN	VOMVE
Ene11	0.00920	0.05094	0.00691	-0.11729	-0.01022	0.02113
Feb11	0.03947	0.04381	0.00707	-0.01422	-0.00584	0.06140
Mar11	-0.00305	-0.04693	0.00717	0.08762	0.00328	-0.09065
Abr11	0.00836	0.02406	0.00933	0.01228	0.01307	-0.25049
May11	-0.00441	-0.04247	0.00787	0.02744	-0.01472	-0.00394
Jun11	0.01824	-0.01567	0.01198	-0.02376	-0.00381	-0.09929
Jul11	0.01107	0.02766	0.02466	0.01932	-0.00811	0.06208
Ago11	0.01765	-0.03880	0.02705	-0.01512	-0.00069	0.12848
Sep11	-0.00922	-0.03748	0.00436	0.00686	0.00169	-0.15341
Oct11	0.01308	-0.10354	0.00515	0.00863	-0.00474	-0.13928
Nov11	0.00726	-0.03795	0.00629	0.00175	-0.00953	0.02937
Dic11	-0.00477	-0.00603	0.00521	0.10765	-0.00330	0.09200
Ene12	0.04125	0.05170	0.00997	-0.14470	-0.00136	0.24905
Feb12	0.04890	0.02505	0.00539	0.00077	-0.00343	0.22437
Mar12	0.04640	-0.00087	0.00689	0.07495	-0.00462	0.08667
Abr12	0.03048	-0.01661	0.00720	-0.01493	-0.00534	0.05565
May12	-0.01057	-0.04987	0.00460	0.06645	0.00494	-0.15626
Jun12	0.00603	-0.03955	0.00863	-0.01824	0.00046	0.00542
Jul12	0.01319	-0.01367	0.00928	0.01669	-0.01347	0.04391
Ago12	0.03090	-0.05819	0.00868	-0.01707	-0.00725	0.04383
Sep12	0.02324	0.04305	0.00976	0.00415	-0.00505	-0.09269
Oct12	0.01216	0.01937	0.00763	0.01450	-0.00577	0.06842
Nov12	0.02118	-0.00699	0.00750	-0.01068	0.00423	0.05871
Dic12	0.01227	0.05831	0.01418	0.08005	-0.01233	0.00831
Ene13	0.04726	0.04981	0.00339	-0.12000	-0.00561	0.22354
Feb13	0.00916	0.01406	-0.00043	-0.01355	0.01026	-0.03133
Mar13	0.00427	-0.07091	0.00829	0.05636	0.00614	0.02104
Abr13	0.00496	-0.03719	0.00433	0.04023	0.00150	0.00265
May13	-0.02182	-0.03894	0.00463	0.02301	0.01834	-0.10205
Jun13	-0.00124	-0.03818	0.00687	-0.00124	0.03884	0.07865
Jul13	0.01398	0.01769	0.00688	0.00641	0.01033	0.01362
Ago13	-0.01449	0.04709	0.00645	-0.01207	0.00904	-0.27577
Sep13	0.00141	-0.01734	0.00574	-0.00296	-0.00832	0.07032
Oct13	-0.00507	0.00681	0.01099	0.03112	-0.00345	-0.08536
Nov13	-0.00168	-0.00525	0.00108	0.00227	0.01072	-0.08322
Dic13	-0.00930	0.00676	0.00557	0.07026	-0.00468	0.01270
Ene14	-0.00897	-0.01523	0.00552	-0.14276	0.00849	-0.00797
Feb14	0.00158	-0.02522	0.00663	-0.00106	0.00116	-0.05643
Mar14	-0.00342	-0.04054	0.00560	0.06089	-0.00213	-0.03930
Abr14	-0.00346	0.02721	0.00593	0.01050	-0.00432	-0.25950
May14	-0.00154	-0.02924	0.00673	0.02011	-0.00268	0.20291
Jun14	-0.00074	-0.01625	0.00513	-0.02382	0.00272	-0.06217
Jul14	0.01478	0.04269	0.00634	0.02291	-0.00291	0.03376
Ago14	-0.01046	-0.00324	0.00350	-0.01668	0.01018	-0.00300
Sep14	-0.00613	-0.04006	0.00375	0.01185	0.01774	0.31328
Oct14	-0.01432	-0.02859	0.00519	0.02367	0.01467	-0.12418
Nov14	-0.00441	-0.00277	0.00401	-0.02085	0.00647	-0.19591
Dic14	-0.01489	-0.04939	0.00688	0.08408	0.01266	-0.06003

Pruebas de Estacionariedad

A continuación, se presentan las salidas del software correspondientes al test de Dickey-Fuller para probar la estacionariedad de las series:

Test de estacionariedad para la variable “VRIN”.

Gráfico N°27

Test de Dickey-Fuller sin intercepto y sin tendencia para la variable VRIN

Null Hypothesis: VRIN has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.880813	0.0002
Test critical values:		
1% level	-2.615093	
5% level	-1.947975	
10% level	-1.612408	

Elaboración: Propia

Como se aprecia en el gráfico, la probabilidad asignada al estadístico t (0.0002) es inferior al nivel de significancia determinado (0.05), con lo cual se concluye que VRIN no tiene raíz unitaria y por tanto, es estacionaria a nivel.

Gráfico N°28

Test de Dickey-Fuller con intercepto y sin tendencia para la variable VRIN

Null Hypothesis: VRIN has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.238023	0.0016
Test critical values:		
1% level	-3.577723	
5% level	-2.925169	
10% level	-2.600658	

Elaboración: Propia

Como se aprecia en el gráfico, la probabilidad asignada al estadístico t (0.0016) es inferior al nivel de significancia determinado (0.05), con lo cual se concluye que VRIN no tiene raíz unitaria y por tanto, es estacionaria a nivel.

Gráfico N°29

Test de Dickey-Fuller con intercepto y con tendencia para la variable VRIN

Null Hypothesis: VRIN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.164521	0.0006
Test critical values:		
1% level	-4.165756	
5% level	-3.508508	
10% level	-3.184230	

Elaboración: Propia

Como se aprecia en el gráfico, la probabilidad asignada al estadístico t (0.0006) es inferior al nivel de significancia determinado (0.05), con lo cual se concluye que VRIN no tiene raíz unitaria y por tanto, es estacionaria a nivel.

Test de estacionariedad para la variable "VIPM".

Gráfico N°30

Test de Dickey-Fuller sin intercepto y sin tendencia para la variable VIPM

Null Hypothesis: VIPM has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.174366	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.615093	
5% level	-1.947975	
10% level	-1.612408	

Elaboración: Propia

Como se aprecia en el gráfico, la probabilidad asignada al estadístico t (0.0000) es inferior al nivel de significancia determinado (0.05), con lo cual se concluye que VIPM no tiene raíz unitaria y por tanto, es estacionaria a nivel.

Gráfico N°31

Test de Dickey-Fuller con intercepto y sin tendencia para la variable VIPM

Null Hypothesis: VIPM has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.456816	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.577723	
5% level	-2.925169	
10% level	-2.600658	

Elaboración: Propia

Como se aprecia en el gráfico, la probabilidad asignada al estadístico t (0.0000) es inferior al nivel de significancia determinado (0.05), con lo cual se concluye que VIPM no tiene raíz unitaria y por tanto, es estacionaria a nivel.

Gráfico N°32

Test de Dickey-Fuller con intercepto y con tendencia para la variable VIPM

Null Hypothesis: VIPM has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.394656	0.0003
Test critical values:		
1% level	-4.165756	
5% level	-3.508508	
10% level	-3.184230	

Elaboración: Propia

Como se aprecia en el gráfico, la probabilidad asignada al estadístico t (0.0003) es inferior al nivel de significancia determinado (0.05), con lo cual se concluye que VIPM no tiene raíz unitaria y por tanto, es estacionaria a nivel.

Test de estacionariedad para la variable “VUSM2”.

Gráfico N°33

Test de Dickey-Fuller con intercepto y sin tendencia para la variable VUSM2

Null Hypothesis: VUSM2 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.396036	0.0010
Test critical values:		
1% level	-3.577723	
5% level	-2.925169	
10% level	-2.600658	

Elaboración: Propia

Como se aprecia en el gráfico, la probabilidad asignada al estadístico t (0.0010) es inferior al nivel de significancia determinado (0.05), con lo cual se concluye que VUSM2 no tiene raíz unitaria y por tanto, es estacionaria a nivel.

Gráfico N°34

Test de Dickey-Fuller con intercepto y con tendencia para la variable VUSM2

Null Hypothesis: VUSM2 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.967808	0.0011
Test critical values:		
1% level	-4.165756	
5% level	-3.508508	
10% level	-3.184230	

Elaboración: Propia

Como se aprecia en el gráfico, la probabilidad asignada al estadístico t (0.0011) es inferior al nivel de significancia determinado (0.05), con lo cual se concluye que VUSM2 no tiene raíz unitaria y por tanto, es estacionaria a nivel.

Test de estacionariedad para la variable “VPBI”.

Gráfico N°35

Test de Dickey-Fuller sin intercepto y sin tendencia para la variable VPBI

Null Hypothesis: VPBI has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.513837	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.615093	
5% level	-1.947975	
10% level	-1.612408	

Elaboración: Propia

Como se aprecia en el gráfico, la probabilidad asignada al estadístico t (0.0000) es inferior al nivel de significancia determinado (0.05), con lo cual se concluye que VPBI no tiene raíz unitaria y por tanto, es estacionaria a nivel.

Gráfico N°36

Test de Dickey-Fuller con intercepto y sin tendencia para la variable VPBI

Null Hypothesis: VPBI has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.629255	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.588509	
5% level	-2.929734	
10% level	-2.603064	

Elaboración: Propia

Como se aprecia en el gráfico, la probabilidad asignada al estadístico t (0.0000) es inferior al nivel de significancia determinado (0.05), con lo cual se concluye que VPBI no tiene raíz unitaria y por tanto, es estacionaria a nivel.

Gráfico N°37

Test de Dickey-Fuller con intercepto y con tendencia para la variable VPBI

Null Hypothesis: VPBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.522548	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.180911	
5% level	-3.515523	
10% level	-3.188259	

Elaboración: Propia

Como se aprecia en el gráfico, la probabilidad asignada al estadístico t (0.0000) es inferior al nivel de significancia determinado (0.05), con lo cual se concluye que VPBI no tiene raíz unitaria y por tanto, es estacionaria a nivel.

Test de estacionariedad para la variable "VTCN".

Gráfico N°38

Test de Dickey-Fuller sin intercepto y sin tendencia para la variable VTCN

Null Hypothesis: VTCN has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.296227	0.0001
Test critical values: 1% level	-2.615093	
5% level	-1.947975	
10% level	-1.612408	

Elaboración: Propia

Como se aprecia en el gráfico, la probabilidad asignada al estadístico t (0.0001) es inferior al nivel de significancia determinado (0.05), con lo cual se concluye que VTCN no tiene raíz unitaria y por tanto, es estacionaria a nivel.

Gráfico N°39

Test de Dickey-Fuller con intercepto y sin tendencia para la variable VTCN

Null Hypothesis: VTCN has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.324574	0.0012
Test critical values: 1% level	-3.577723	
5% level	-2.925169	
10% level	-2.600658	

Elaboración: Propia

Como se aprecia en el gráfico, la probabilidad asignada al estadístico t (0.0012) es inferior al nivel de significancia determinado (0.05), con lo cual se concluye que VTCN no tiene raíz unitaria y por tanto, es estacionaria a nivel.

Gráfico N°40

Test de Dickey-Fuller con intercepto y con tendencia para la variable VTCN

Null Hypothesis: VTCN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.833475	0.0016
Test critical values:		
1% level	-4.165756	
5% level	-3.508508	
10% level	-3.184230	

Elaboración: Propia

Como se aprecia en el gráfico, la probabilidad asignada al estadístico t (0.0016) es inferior al nivel de significancia determinado (0.05), con lo cual se concluye que VTCN no tiene raíz unitaria y por tanto, es estacionaria a nivel.

Test de estacionariedad para la variable “VOMVE”.

Gráfico N°41

Test de Dickey-Fuller sin intercepto y sin tendencia para la variable VOMVE

Null Hypothesis: VOMVE has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.617179	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.615093	
5% level	-1.947975	
10% level	-1.612408	

Elaboración: Propia

Como se aprecia en el gráfico, la probabilidad asignada al estadístico t (0.0000) es inferior al nivel de significancia determinado (0.05), con lo cual se concluye que VOMVE no tiene raíz unitaria y por tanto, es estacionaria a nivel.

Gráfico N°42

Test de Dickey-Fuller con intercepto y sin tendencia para la variable VOMVE

Null Hypothesis: VOMVE has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.550287	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.577723	
5% level	-2.925169	
10% level	-2.600658	

Elaboración: Propia

Como se aprecia en el gráfico, la probabilidad asignada al estadístico t (0.0000) es inferior al nivel de significancia determinado (0.05), con lo cual se concluye que VOMVE no tiene raíz unitaria y por tanto, es estacionaria a nivel.

Gráfico N°43

Test de Dickey-Fuller con intercepto y con tendencia para la variable VOMVE

Null Hypothesis: VOMVE has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.510977	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.165756	
5% level	-3.508508	
10% level	-3.184230	

Elaboración: Propia

Como se aprecia en el gráfico, la probabilidad asignada al estadístico t (0.0000) es inferior al nivel de significancia determinado (0.05), con lo cual se concluye que VOMVE no tiene raíz unitaria y por tanto, es estacionaria a nivel.

Test de Causalidad de Granger

A fin de poder efectuar conclusiones sobre la causalidad en sentido Granger entre las variables, se procedió a seguir una metodología de elección del rezago óptimo y a efectuar cada test de manera individual:

Test N°1

- i) Relación de Causalidad

$$VIPM_t \xrightarrow{\text{Granger}} VRIN_t$$

- ii) Elección de rezago óptimo

Modelo No Restringido VIPM -> VRIN			
Rezago	AIC	SC	HQC
1	-5.306718	-5.227989	-5.277092
2	-5.358419	-5.199407	-5.298852
3	-5.408257	-5.167369	-5.318456
4	-5.398541	-5.074143	-5.278239
5	-5.652758	-5.243176	-5.501717
6	-5.688331	-5.191854	-5.506352
7	-5.802276	-5.217153	-5.589206
8	-5.92561	-5.250058	-5.681352
9	-5.856914	-5.089117	-5.581435

- iii) Hipótesis

$$H_0 = VIPM_t \xrightarrow{\text{No Granger}} VRIN_t$$

$$H_1 = VIPM_t \xrightarrow{\text{Granger}} VRIN_t$$

- iv) Nivel de significancia

$$\alpha = 0.05$$

v) Probabilidad

Pairwise Granger Causality Tests
 Date: 09/12/16 Time: 21:22
 Sample: 2011M01 2014M12
 Lags: 8

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
VIPM does not Granger Cause VRIN	40	6.06190	0.0003
VRIN does not Granger Cause VIPM		0.67383	0.7093

p-value = 0.0003

vi) Conclusión

- P-value < α ; se rechaza H_0 ; $VIPM_t$ causa en sentido Granger a $VRIN_t$

Test N°2

i) Relación de Causalidad

$$VUSM2_t \xrightarrow{\text{Granger}} VRIN_t$$

ii) Elección de rezago óptimo

Modelo No Restringido VUSM2 -> VRIN			
Rezago	AIC	SC	HQC
1	-5.326253	-5.208158	-5.281813
2	-5.345204	-5.146438	-5.270745
3	-5.294653	-5.013617	-5.189885
4	-5.186189	-4.821241	-5.050849
5	-5.169512	-4.718972	-5.003366
6	-5.330698	-4.792848	-5.133555
7	-5.473959	-4.847043	-5.245671
8	-5.382002	-4.664228	-5.122477
9	-5.961372	-5.150919	-5.670588

iii) Hipótesis

$$H_0 = VUSM2_t \xrightarrow{\text{No Granger}} VRIN_t$$

$$H_1 = VUSM2_t \xrightarrow{\text{Granger}} VRIN_t$$

iv) Nivel de significancia

$$\alpha = 0.05$$

v) Probabilidad

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 12/04/16 Time: 23:06
Sample: 2011M01 2014M12
Lags: 9

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
VUSM2 does not Granger Cause VRIN	39	5.64404	0.0006
VRIN does not Granger Cause VUSM2		0.72497	0.6815

$$\text{p-value} = 0.0006$$

vi) Conclusión

- P-value < α ; se rechaza H_0 ; $VUSM2_t$ causa en sentido Granger a $VRIN_t$

Test N°3

i) Relación de Causalidad

$$VPBI_t \xrightarrow{\text{Granger}} VRIN_t$$

ii) Elección de rezago óptimo

Modelo No Restringido VPBI -> VRIN			
Rezago	AIC	SC	HQC
1	-5.309906	-5.231176	-5.280279
2	-5.362779	-5.203767	-5.303212
3	-5.340994	-5.100106	-5.251194
4	-5.481866	-5.157468	-5.361563
5	-5.367933	-4.958352	-5.216892
6	-5.261096	-4.764619	-5.079117
7	-5.172669	-4.587547	-4.959599
8	-5.081125	-4.405573	-4.836867
9	-4.988281	-4.220483	-4.712801

iii) Hipótesis

$$H_0 = VPBI_t \xrightarrow{\text{No Granger}} VRIN_t$$

$$H_1 = VPBI_t \xrightarrow{\text{Granger}} VRIN_t$$

iv) Nivel de significancia

$$\alpha = 0.05$$

v) Probabilidad

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 09/12/16 Time: 21:51			
Sample: 2011M01 2014M12			
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
VPBI does not Granger Cause VRIN	44	3.01274	0.0309
VRIN does not Granger Cause VPBI		0.62167	0.6501

$$p\text{-value} = 0.0309$$

vi) Conclusión

- P-value < α ; se rechaza H_0 ; $VPBI_t$ causa en sentido Granger a $VRIN_t$

Test N°4

i) Relación de Causalidad

$$VTCN_t \xrightarrow{\text{Granger}} VRIN_t$$

ii) Elección de rezago óptimo

Modelo No Restringido VTCN -> VRIN			
Rezago	AIC	SC	HQC
1	-5.328672	-5.249942	-5.299045
2	-5.362639	-5.203627	-5.303072
3	-5.315162	-5.074273	-5.225361
4	-5.204737	-4.880338	-5.084434
5	-5.285794	-4.876212	-5.134753
6	-5.213849	-4.717372	-5.031871
7	-5.083217	-4.498095	-4.870147
8	-5.026428	-4.350876	-4.78217
9	-5.026387	-4.258589	-4.750908

iii) Hipótesis

$$H_0 = VTCN_t \xrightarrow{\text{No Granger}} VRIN_t$$

$$H_1 = VTCN_t \xrightarrow{\text{Granger}} VRIN_t$$

iv) Nivel de significancia

$$\alpha = 0.05$$

v) Probabilidad

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 09/12/16 Time: 22:02
Sample: 2011M01 2014M12
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
VTCN does not Granger Cause VRIN	46	0.77305	0.4682
VRIN does not Granger Cause VTCN		1.19085	0.3143

$$p\text{-value} = 0.4682$$

vi) Conclusión

- P-value > α ; no se rechaza H_0 ; $VTCN_t$ no causa en sentido Granger a $VRIN_t$

Test N°5

i) Relación de Causalidad

$$VOMVE_t \xrightarrow{\text{Granger}} VRIN_t$$

ii) Elección de rezago óptimo

Modelo No Restringido VOMVE -> VRIN			
Rezago	AIC	SC	HQC
1	-5.305084	-5.226354	-5.275458
2	-5.361737	-5.202725	-5.30217
3	-5.330004	-5.089116	-5.240204
4	-5.432113	-5.107715	-5.311811
5	-5.394841	-4.98526	-5.2438
6	-5.35232	-4.855843	-5.170341
7	-5.256843	-4.671721	-5.043774
8	-5.123026	-4.447474	-4.878768
9	-5.240412	-4.472614	-4.964932

iii) Hipótesis

$$H_0 = VOMVE_t \xrightarrow{\text{No Granger}} VRIN_t$$

$$H_1 = VOMVE_t \xrightarrow{\text{Granger}} VRIN_t$$

iv) Nivel de significancia

$$\alpha = 0.05$$

v) Probabilidad

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 09/12/16 Time: 22:17
Sample: 2011M01 2014M12
Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
VOMVE does not Granger Cause VRIN	44	2.41585	0.0671
VRIN does not Granger Cause VOMVE		0.94025	0.4522

p-value = 0.0671

vi) Conclusión

- P-value > α ; no se rechaza H_0 ; $VOMVE_t$ no causa en sentido Granger a $VRIN_t$

Pruebas de Multicolinealidad

Para verificar la inexistencia del problema de multicolinealidad en los modelos, es decir, confirmar la inexistencia de una relación lineal exacta (multicolinealidad perfecta) con lo que se violaría un supuesto del Modelo Clásico de Regresión Lineal, primero se comprueba que el modelo pueda ser estimado por el software estadístico y con ello se descarta la existencia de multicolinealidad perfecta.

Con el fin de descartar la existencia de multicolinealidad cuasi perfecta (una relación lineal casi exacta entre las regresoras) se procede con la metodología detallada a continuación según el modelo a evaluar.

En el caso del modelo de regresión lineal múltiple estimado, se comprueba que los resultados de los indicadores estadísticos no sugieren la existencia de multicolinealidad cuasi perfecta. Se puede apreciar que el modelo presenta un buen ajuste (0.57), así como se puede comprobar que los coeficientes de las regresoras son significativos tanto de manera individual como global.

Para finalmente descartar la existencia de multicolinealidad cuasi perfecta en el modelo se procedió a analizar la matriz de correlaciones entre regresoras, en la cual comprobamos la inexistencia de correlaciones altas entre las mismas:

Gráfico N°44

Matriz de Correlaciones de Variables Regresoras del Modelo de Regresión Lineal Múltiple

	VPBI	VTCN	VOMVE
VPBI	1.000000	0.008744	-0.214617
VTCN	0.008744	1.000000	-0.159776
VOMVE	-0.214617	-0.159776	1.000000

Elaboración: Propia

Como se aprecia en la tabla, no se encuentran valores superiores a 0.8, con lo cual se descarta la existencia de multicolinealidad cuasi perfecta en el modelo de regresión lineal múltiple.

Pruebas de Heterocedasticidad

Otro problema que puede presentar el modelo es el de heterocedasticidad, el cual implica que las varianzas del término de error del modelo no son las mismas para todas las observaciones, cuya principal consecuencia sobre el modelo es la ineficiencia de los estimadores al no poder ser considerados como de varianza mínima, con lo cual se violaría el supuesto de homocedasticidad del Modelo Clásico de Regresión Lineal.

Para descartar la existencia de heterocedasticidad en el Modelo de Regresión Lineal Múltiple se ha recurrido a la prueba de White, la cual se puede efectuar mediante el software estadístico utilizado. Las hipótesis a contrastar en estas pruebas son las siguientes:

H_0 : No existe heterocedasticidad en el modelo

H_1 : Existe heterocedasticidad en el modelo

Gráfico N°45
Resultados del Test de Heterocedasticidad de White para
el Modelo de Regresión Lineal Múltiple

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.505178	Prob. F(14,32)	0.1653
Obs*R-squared	18.66140	Prob. Chi-Square(14)	0.1783
Scaled explained SS	11.62314	Prob. Chi-Square(14)	0.6365

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/05/16 Time: 16:38
Sample: 2011M02 2014M12
Included observations: 47

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.13E-05	4.05E-05	2.007870	0.0532
VRIN(-1)^2	-0.073735	0.085775	-0.859625	0.3964
VRIN(-1)*VPBI	0.094168	0.040716	2.312780	0.0273
VRIN(-1)*VTCN	0.222799	0.248367	0.897058	0.3764
VRIN(-1)*VOMVE	0.017427	0.015140	1.151062	0.2582
VRIN(-1)	0.002800	0.003122	0.896683	0.3766
VPBI^2	0.004549	0.007888	0.576721	0.5682
VPBI*VTCN	0.031296	0.116384	0.268903	0.7897
VPBI*VOMVE	0.012869	0.006659	1.932531	0.0622
VPBI	-0.001870	0.000755	-2.477860	0.0187
VTCN^2	0.375085	0.252648	1.484616	0.1474
VTCN*VOMVE	-0.010643	0.026306	-0.404582	0.6885
VTCN	-0.000510	0.004475	-0.113886	0.9100
VOMVE^2	0.001174	0.001053	1.114470	0.2734
VOMVE	-4.62E-06	0.000256	-0.018028	0.9857
R-squared	0.397051	Mean dependent var	0.000129	
Adjusted R-squared	0.133261	S.D. dependent var	0.000163	
S.E. of regression	0.000152	Akaike info criterion	-14.49393	
Sum squared resid	7.38E-07	Schwarz criterion	-13.90346	
Log likelihood	355.6073	Hannan-Quinn criter.	-14.27173	
F-statistic	1.505178	Durbin-Watson stat	1.859639	
Prob(F-statistic)	0.165324			

Elaboración: Propia

Como se aprecia en la salida del software correspondiente a la prueba de heterocedasticidad de White, la probabilidad o p-value correspondiente al estadístico asintótico Observaciones*R-cuadrado es igual a 0.1783, por tanto es superior al nivel de significancia 0.05 escogido para la presente investigación y por ende, no se rechaza la

hipótesis nula del test, con lo cual se descarta la existencia de heterocedasticidad en el modelo de regresión lineal múltiple.

Para descartar la existencia de heterocedasticidad en los modelos ARDL1, ARDL2 y ARDL3 se ha recurrido a la prueba de Breusch-Pagan-Godfrey, la cual se puede efectuar mediante el software estadístico utilizado. Las hipótesis a contrastar en estas pruebas son las siguientes:

H_0 : No existe heterocedasticidad en el modelo

H_1 : Existe heterocedasticidad en el modelo

Gráfico N°46
Resultados del Test de Heterocedasticidad de Breusch-Pagan-Godfrey
para el Modelo ARDL1

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.450051	Prob. F(19,19)	0.2127
Obs*R-squared	23.08196	Prob. Chi-Square(19)	0.2338
Scaled explained SS	7.638315	Prob. Chi-Square(19)	0.9900

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 09/18/16 Time: 16:49
Sample: 2011M10 2014M12
Included observations: 39

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.51E-05	3.45E-05	2.751573	0.0127
VRIN(-1)	-0.001120	0.001940	-0.577480	0.5704
VRIN(-2)	-0.002235	0.001756	-1.272912	0.2184
VRIN(-3)	0.003504	0.002039	1.718549	0.1019
VRIN(-4)	0.002005	0.001888	1.061889	0.3016
VRIN(-5)	0.001067	0.001527	0.698830	0.4931
VRIN(-6)	-0.001246	0.001714	-0.727044	0.4761
VRIN(-7)	0.001429	0.001692	0.844328	0.4090
VRIN(-8)	-0.002533	0.001674	-1.512756	0.1468
VRIN(-9)	-0.000983	0.001581	-0.621662	0.5416
VIPM	0.000797	0.000643	1.240664	0.2298
VIPM(-1)	0.001461	0.000645	2.265178	0.0354
VIPM(-2)	-0.000650	0.000703	-0.924859	0.3666
VIPM(-3)	0.000752	0.000709	1.059874	0.3025
VIPM(-4)	-9.54E-05	0.000755	-0.126400	0.9007
VIPM(-5)	-0.001303	0.000714	-1.824545	0.0838
VIPM(-6)	-0.000131	0.000826	-0.158756	0.8755
VIPM(-7)	0.000471	0.000735	0.641491	0.5289
VIPM(-8)	0.002017	0.000769	2.621376	0.0168
VIPM(-9)	-0.000231	0.000768	-0.300679	0.7669
R-squared	0.591845	Mean dependent var	6.50E-05	
Adjusted R-squared	0.183690	S.D. dependent var	0.000110	
S.E. of regression	9.93E-05	Akaike info criterion	-15.29052	
Sum squared resid	1.87E-07	Schwarz criterion	-14.43741	
Log likelihood	318.1651	Hannan-Quinn criter.	-14.98443	
F-statistic	1.450051	Durbin-Watson stat	2.104048	
Prob(F-statistic)	0.212712			

Elaboración: Propia

Como se aprecia en la salida del software correspondiente a la prueba de heterocedasticidad de Breusch-Pagan-Godfrey, la probabilidad o p-value correspondiente al estadístico asintótico Observaciones*R-cuadrado es igual a 0.2338, por tanto es superior al nivel de significancia 0.05 escogido para la presente investigación y por ende, no se rechaza la hipótesis nula del test, con lo cual se descarta la existencia de heterocedasticidad en el Modelo ARDL1.

Gráfico N°47
Resultados del Test de Heterocedasticidad de Breusch-Pagan-Godfrey
para el Modelo ARDL2

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	3.820238	Prob. F(9,34)	0.0020
Obs*R-squared	22.12294	Prob. Chi-Square(9)	0.0085
Scaled explained SS	13.84853	Prob. Chi-Square(9)	0.1278

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 09/18/16 Time: 17:06

Sample: 2011M05 2014M12

Included observations: 44

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000162	3.14E-05	5.150950	0.0000
VRIN(-1)	0.006615	0.002038	3.245314	0.0026
VRIN(-2)	-0.001928	0.001575	-1.224411	0.2292
VRIN(-3)	-0.002777	0.002584	-1.074792	0.2900
VRIN(-4)	0.000267	0.001389	0.191857	0.8490
VPBI	-0.002690	0.000507	-5.303026	0.0000
VPBI(-1)	-0.000539	0.000832	-0.647892	0.5214
VPBI(-2)	-0.000231	0.000699	-0.330475	0.7431
VPBI(-3)	2.39E-05	0.000594	0.040251	0.9681
VPBI(-4)	-0.001131	0.000458	-2.468048	0.0188
R-squared	0.502794	Mean dependent var	0.000148	
Adjusted R-squared	0.371181	S.D. dependent var	0.000217	
S.E. of regression	0.000172	Akaike info criterion	-14.29692	
Sum squared resid	1.01E-06	Schwarz criterion	-13.89142	
Log likelihood	324.5323	Hannan-Quinn criter.	-14.14654	
F-statistic	3.820238	Durbin-Watson stat	1.881793	
Prob(F-statistic)	0.002042			

Elaboración: Propia

Como se aprecia en la salida del software correspondiente a la prueba de heterocedasticidad de Breusch-Pagan-Godfrey, la probabilidad o p-value correspondiente al estadístico asintótico Observaciones*R-cuadrado es igual a 0.0085, por tanto es inferior al nivel de significancia 0.05 escogido para la presente investigación y por ende, se rechaza la hipótesis nula del test, con lo cual se detecta la existencia de heterocedasticidad en el Modelo ARDL2.

Gráfico N°48
Resultados del Test de Heterocedasticidad de Breusch-Pagan-Godfrey
para el Modelo ARDL3

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.455179	Prob. F(21,16)	0.9539
Obs*R-squared	14.21169	Prob. Chi-Square(21)	0.8603
Scaled explained SS	2.515479	Prob. Chi-Square(21)	1.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/05/16 Time: 21:25
Sample: 2011M11 2014M12
Included observations: 38

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.80E-05	0.000112	0.519217	0.6107
VRIN(-1)	-3.31E-05	0.001641	-0.020195	0.9841
VRIN(-2)	-2.84E-06	0.001052	-0.002696	0.9979
VRIN(-3)	-0.000622	0.001127	-0.551894	0.5886
VRIN(-4)	0.000471	0.000983	0.478628	0.6387
VRIN(-5)	-1.92E-05	0.001074	-0.017881	0.9860
VRIN(-6)	-0.000586	0.000997	-0.587351	0.5652
VRIN(-7)	8.20E-05	0.000931	0.088035	0.9309
VRIN(-8)	0.000408	0.000905	0.450915	0.6581
VRIN(-9)	-0.000898	0.000948	-0.947084	0.3577
VRIN(-10)	0.000335	0.000857	0.390337	0.7014
VUSM2	0.001341	0.005175	0.259114	0.7989
VUSM2(-1)	0.000592	0.005674	0.104262	0.9183
VUSM2(-2)	-0.000694	0.007764	-0.089446	0.9298
VUSM2(-3)	0.002021	0.003772	0.535776	0.5995
VUSM2(-4)	-0.002161	0.003173	-0.681237	0.5055
VUSM2(-5)	0.000268	0.003026	0.088534	0.9306
VUSM2(-6)	-0.003115	0.002995	-1.039976	0.3138
VUSM2(-7)	0.003014	0.003076	0.979845	0.3417
VUSM2(-8)	-0.006713	0.004099	-1.637702	0.1210
VUSM2(-9)	0.007188	0.003427	2.097575	0.0522
VUSM2(-10)	-0.002881	0.003296	-0.874149	0.3950
R-squared	0.373992	Mean dependent var	3.88E-05	
Adjusted R-squared	-0.447644	S.D. dependent var	5.55E-05	
S.E. of regression	6.68E-05	Akaike info criterion	-16.09727	
Sum squared resid	7.14E-08	Schwarz criterion	-15.14919	
Log likelihood	327.8481	Hannan-Quinn criter.	-15.75995	
F-statistic	0.455179	Durbin-Watson stat	1.468500	
Prob(F-statistic)	0.953914			

Elaboración: Propia

Como se aprecia en la salida del software correspondiente a la prueba de heterocedasticidad de Breusch-Pagan-Godfrey, la probabilidad o p-value correspondiente al estadístico asintótico Observaciones*R-cuadrado es igual a 0.8603, por tanto es superior al nivel de significancia 0.05 escogido para la presente investigación y por ende,

no se rechaza la hipótesis nula del test, con lo cual se descarta la existencia de heterocedasticidad en el Modelo ARDL3.

Pruebas de Autocorrelación

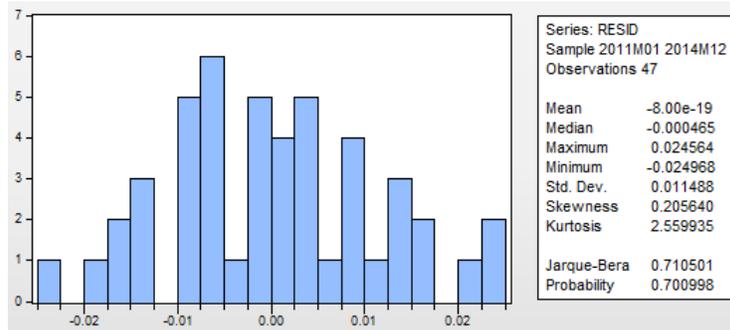
El problema de autocorrelación se da cuando el término de error del modelo está correlacionado con sus rezagos a través del tiempo. Debido a esto, si bien los estimadores de los coeficientes pueden ser insesgados y con distribución normal, no tienen varianza mínima y por tanto no son eficientes, con lo cual se viola uno de los supuestos del modelo clásico de regresión lineal.

Se realizaron dos pruebas de autocorrelación, el test de Durbin-Watson y el test de Breush-Godfrey. La primera prueba identifica la presencia de autocorrelación de primer orden en los errores, mientras que la segunda permite identificar la presencia de autocorrelación de tantos órdenes en los errores como permita el tamaño de la muestra.

Modelo de Regresión Lineal Múltiple.

Previo a realizar dichas pruebas, es necesario comprobar la normalidad de los errores del modelo:

Gráfico N°49
Histograma y Estadísticos Descriptivos de los Errores
del Modelo de Regresión Lineal Múltiple



Elaboración: Propia

Como se aprecia en el gráfico, la probabilidad asignada al estadístico JB es 0.711, superior al nivel de significancia establecido de 0.05, con lo cual no se rechaza la hipótesis nula de normalidad de los errores del modelo, pudiéndose concluir que estadísticamente, éstos tienen una distribución normal.

Habiendo comprobado la normalidad de los errores, se procede a efectuar la prueba de Durbin-Watson. Como se aprecia en el gráfico N°22 de la página 50, el estadístico DW calculado por el software para el modelo corrido es igual a 2.224. Dado que el modelo estimado ha tomado en cuenta 47 observaciones y que el modelo incluye cuatro variables regresoras, los puntos límite para la prueba a un nivel de significancia de 0.05 son los siguientes:

$$d_L = 1.378$$

$$d_U = 1.721$$

Como:

$$d_U < DW < 4 - d_U$$

$$1.378 < 2.224 < 2.279$$

No se rechaza la siguiente hipótesis nula:

H_0 : No hay autocorrelación positiva o negativa

Con lo cual se descarta la presencia de autocorrelación positiva de primer orden en los errores.

Para confirmar los resultados del test de DW y comprobar la inexistencia de autocorrelación de orden superior en los errores, se procede a efectuar la prueba de Breusch-Godfrey. Con ayuda del software, se realiza primero el test para autocorrelación de primer orden (un rezago para el residual):

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.850423	Prob. F(1,41)	0.1812
Obs*R-squared	2.029616	Prob. Chi-Square(1)	0.1543

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 12/05/16 Time: 17:23

Sample: 2011M02 2014M12

Included observations: 47

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VRIN(-1)	0.116990	0.139169	0.840636	0.4054
VPBI	0.003755	0.036756	0.102167	0.9191
VTCN	-0.041462	0.190749	-0.217366	0.8290
VOMVE	-0.001792	0.014301	-0.125310	0.9009
C	-0.000900	0.002086	-0.431557	0.6683
RESID(-1)	-0.283912	0.208712	-1.360303	0.1812

R-squared	0.043183	Mean dependent var	-8.00E-19
Adjusted R-squared	-0.073502	S.D. dependent var	0.011488
S.E. of regression	0.011903	Akaike info criterion	-5.905360
Sum squared resid	0.005809	Schwarz criterion	-5.669171
Log likelihood	144.7760	Hannan-Quinn criter.	-5.816481
F-statistic	0.370085	Durbin-Watson stat	1.966800
Prob(F-statistic)	0.866164		

Como se aprecia en la salida, las probabilidades asignadas a los estadísticos (0.1812 y 0.1543) son superiores al nivel de significancia de 0.05 con lo cual se no rechaza la hipótesis nula planteada líneas arriba, y confirma la ausencia de autocorrelación.

Asimismo, se aprecia que la probabilidad asignada al rezago del error en un período (0.1812) también es superior al nivel de significancia, cual se confirma la ausencia de autocorrelación de primer orden.

Continuamos con la prueba de Breusch-Godfrey de autocorrelación de segundo orden:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.905148	Prob. F(2,40)	0.4126
Obs*R-squared	2.035000	Prob. Chi-Square(2)	0.3615

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 12/05/16 Time: 17:25

Sample: 2011M02 2014M12

Included observations: 47

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VRIN(-1)	0.121104	0.152917	0.791962	0.4331
VPBI	0.003540	0.037341	0.094806	0.9249
VTCN	-0.039746	0.194693	-0.204147	0.8393
VOMVE	-0.001888	0.014544	-0.129808	0.8974
C	-0.000935	0.002170	-0.430774	0.6689
RESID(-1)	-0.289191	0.224641	-1.287345	0.2054
RESID(-2)	-0.011827	0.170900	-0.069206	0.9452

R-squared	0.043298	Mean dependent var	-8.00E-19
Adjusted R-squared	-0.100207	S.D. dependent var	0.011488
S.E. of regression	0.012050	Akaike info criterion	-5.862927
Sum squared resid	0.005808	Schwarz criterion	-5.587373
Log likelihood	144.7788	Hannan-Quinn criter.	-5.759234
F-statistic	0.301716	Durbin-Watson stat	1.968364
Prob(F-statistic)	0.932342		

Como se aprecia en la salida, las probabilidades asignadas a los estadísticos (0.4126 y 0.3615) son superiores al nivel de significancia de 0.05 con lo cual se no rechaza la hipótesis nula planteada líneas arriba, y confirma la ausencia de autocorrelación. Asimismo, se aprecia que la probabilidad asignada al rezago del error en dos períodos

(0.9452) también es superior al nivel de significancia, cual se confirma la ausencia de autocorrelación de segundo orden.

Siguiendo con el análisis, puede realizarse la prueba de autocorrelación de tercer orden:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.785897	Prob. F(3,39)	0.5091
Obs*R-squared	2.679342	Prob. Chi-Square(3)	0.4437

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 12/05/16 Time: 17:26

Sample: 2011M02 2014M12

Included observations: 47

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VRIN(-1)	0.127939	0.154019	0.830673	0.4112
VPBI	0.002728	0.037560	0.072635	0.9425
VTCN	-0.055380	0.196853	-0.281326	0.7799
VOMVE	-0.000728	0.014705	-0.049523	0.9608
C	-0.000967	0.002182	-0.442955	0.6602
RESID(-1)	-0.295002	0.225999	-1.305322	0.1994
RESID(-2)	-0.030694	0.173649	-0.176759	0.8606
RESID(-3)	-0.121070	0.160786	-0.752987	0.4560

R-squared	0.057007	Mean dependent var	-8.00E-19
Adjusted R-squared	-0.112248	S.D. dependent var	0.011488
S.E. of regression	0.012116	Akaike info criterion	-5.834807
Sum squared resid	0.005725	Schwarz criterion	-5.519888
Log likelihood	145.1180	Hannan-Quinn criter.	-5.716301
F-statistic	0.336813	Durbin-Watson stat	1.937171
Prob(F-statistic)	0.932091		

Como se aprecia en la salida, las probabilidades asignadas a los estadísticos (0.5091 y 0.4437) son superiores al nivel de significancia de 0.05 con lo cual se no rechaza la hipótesis nula planteada líneas arriba, y confirma la ausencia de autocorrelación. Asimismo, se aprecia que la probabilidad asignada al rezago del error en tres períodos (0.4560) también es superior al nivel de significancia, cual se confirma la ausencia de autocorrelación de tercer orden.

Se concluyó el análisis con la prueba de autocorrelación de cuarto orden:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.892152	Prob. F(4,38)	0.4781
Obs*R-squared	4.034884	Prob. Chi-Square(4)	0.4013

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 12/05/16 Time: 17:27

Sample: 2011M02 2014M12

Included observations: 47

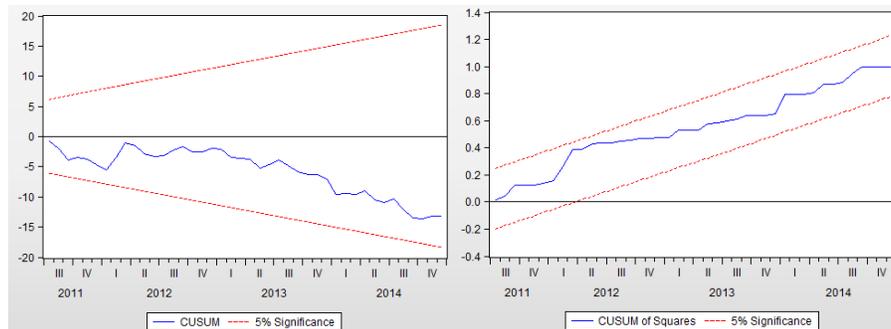
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VRIN(-1)	0.105923	0.154938	0.683645	0.4983
VPBI	0.004793	0.037512	0.127764	0.8990
VTCN	0.003057	0.203477	0.015023	0.9881
VOMVE	0.002447	0.014951	0.163677	0.8709
C	-0.000916	0.002177	-0.420641	0.6764
RESID(-1)	-0.239279	0.231098	-1.035402	0.3070
RESID(-2)	-0.029113	0.173214	-0.168075	0.8674
RESID(-3)	-0.089932	0.162880	-0.552136	0.5841
RESID(-4)	0.186810	0.170612	1.094940	0.2804
R-squared	0.085849	Mean dependent var	-8.00E-19	
Adjusted R-squared	-0.106604	S.D. dependent var	0.011488	
S.E. of regression	0.012085	Akaike info criterion	-5.823316	
Sum squared resid	0.005550	Schwarz criterion	-5.469033	
Log likelihood	145.8479	Hannan-Quinn criter.	-5.689997	
F-statistic	0.446076	Durbin-Watson stat	2.025943	
Prob(F-statistic)	0.885387			

Como se aprecia en la salida, las probabilidades asignadas a los estadísticos (0.4781 y 0.4013) son superiores al nivel de significancia de 0.05 con lo cual se no rechaza la hipótesis nula planteada líneas arriba, y confirma la ausencia de autocorrelación. Asimismo, se aprecia que la probabilidad asignada al rezago del error en cuatro períodos (0.2804) también es superior al nivel de significancia, cual se confirma la ausencia de autocorrelación de cuarto orden. Al no detectarse la presencia de autocorrelación en el

modelo de regresión lineal múltiple, no fue necesario estimar el modelo con errores estándar corregidos.

Finalmente, la estabilidad de los parámetros del Modelo de Regresión Lineal Múltiple se evaluó mediante las pruebas recursivas de CUSUM y CUSUM-Cuadrado. En el gráfico siguiente se muestran los resultados de dichas pruebas:



Como se aprecia en las pruebas, las funciones de CUSUM y CUSUM-Cuadrado no salen de las bandas críticas, por lo tanto, el modelo supera el test y se confirma la estabilidad de sus parámetros.

Modelo ARDL1.

Con el fin de comprobar la inexistencia de autocorrelación en el Modelo ARDL1, se realizaron las pruebas de Breusch-Godfrey. Con ayuda del software, se realizó primero el test para autocorrelación de primer orden (un rezago para el residual):

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.146166	Prob. F(1,18)	0.7067
Obs*R-squared	0.314142	Prob. Chi-Square(1)	0.5751

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/18/16 Time: 17:15

Sample: 2011M10 2014M12

Included observations: 39

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	0.398113	1.041319	0.382317	0.7067

Como se aprecia en la salida, las probabilidades asignadas a los estadísticos (0.7067 y 0.5751) son superiores al nivel de significancia de 0.05 con lo cual se no rechaza la hipótesis nula planteada líneas arriba, y confirma la ausencia de autocorrelación. Asimismo, se aprecia que la probabilidad asignada al rezago del error en un período (0.7067) también es superior al nivel de significancia, cual se confirma la ausencia de autocorrelación de primer orden.

Continuamos con la prueba de Breusch-Godfrey de autocorrelación de segundo orden:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.074761	Prob. F(2,17)	0.9283
Obs*R-squared	0.340032	Prob. Chi-Square(2)	0.8437

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/18/16 Time: 17:18

Sample: 2011M10 2014M12

Included observations: 39

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	0.561352	1.867617	0.300572	0.7674
RESID(-2)	0.094996	0.890325	0.106698	0.9163

Como se aprecia en la salida, las probabilidades asignadas a los estadísticos (0.9283 y 0.8437) son superiores al nivel de significancia de 0.05 con lo cual se no rechaza la hipótesis nula planteada líneas arriba, y confirma la ausencia de autocorrelación. Asimismo, se aprecia que la probabilidad asignada al rezago del error en dos períodos (0.9163) también es superior al nivel de significancia, cual se confirma la ausencia de autocorrelación de segundo orden.

Continuamos con la prueba de Breusch-Godfrey de autocorrelación de tercer orden:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.873467	Prob. F(3,16)	0.4754
Obs*R-squared	5.488368	Prob. Chi-Square(3)	0.1393

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/18/16 Time: 17:19

Sample: 2011M10 2014M12

Included observations: 39

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	-4.046154	3.442241	-1.175442	0.2570
RESID(-2)	-1.850422	1.506572	-1.228234	0.2371
RESID(-3)	-1.257369	0.801987	-1.567818	0.1365

Como se aprecia en la salida, las probabilidades asignadas a los estadísticos (0.4754 y 0.1393) son superiores al nivel de significancia de 0.05 con lo cual se no rechaza la hipótesis nula planteada líneas arriba, y confirma la ausencia de autocorrelación. Asimismo, se aprecia que la probabilidad asignada al rezago del error en tres períodos (0.1365) también es superior al nivel de significancia, cual se confirma la ausencia de autocorrelación de tercer orden.

Modelo ARDL2.

Con el fin y comprobar la inexistencia de autocorrelación en el Modelo ARDL2, se realizaron las pruebas de Breusch-Godfrey. Con ayuda del software, se realizó primero el test para autocorrelación de primer orden (un rezago para el residual):

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.032117	Prob. F(1,33)	0.8589
Obs*R-squared	0.042781	Prob. Chi-Square(1)	0.8361

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/18/16 Time: 17:23

Sample: 2011M05 2014M12

Included observations: 44

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	0.088670	0.494778	0.179212	0.8589

Como se aprecia en la salida, las probabilidades asignadas a los estadísticos (0.8589 y 0.8361) son superiores al nivel de significancia de 0.05 con lo cual se no rechaza la hipótesis nula planteada líneas arriba, y confirma la ausencia de autocorrelación. Asimismo, se aprecia que la probabilidad asignada al rezago del error en un período (0.8589) también es superior al nivel de significancia, cual se confirma la ausencia de autocorrelación de primer orden.

Continuamos con la prueba de Breusch-Godfrey de autocorrelación de segundo orden:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.480187	Prob. F(2,32)	0.6231
Obs*R-squared	1.282038	Prob. Chi-Square(2)	0.5268

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/18/16 Time: 17:24

Sample: 2011M05 2014M12

Included observations: 44

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	0.067254	0.495815	0.135644	0.8930
RESID(-2)	0.429345	0.445611	0.963497	0.3425

Como se aprecia en la salida, las probabilidades asignadas a los estadísticos (0.6231 y 0.5268) son superiores al nivel de significancia de 0.05 con lo cual se no rechaza la hipótesis nula planteada líneas arriba, y confirma la ausencia de autocorrelación. Asimismo, se aprecia que la probabilidad asignada al rezago del error en dos períodos (0.3425) también es superior al nivel de significancia, cual se confirma la ausencia de autocorrelación de segundo orden.

Continuamos con la prueba de Breusch-Godfrey de autocorrelación de tercer orden:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.457566	Prob. F(3,31)	0.7139
Obs*R-squared	1.865731	Prob. Chi-Square(3)	0.6007

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/18/16 Time: 17:25

Sample: 2011M05 2014M12

Included observations: 44

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	0.044707	0.501477	0.089150	0.9295
RESID(-2)	0.382223	0.455351	0.839403	0.4077
RESID(-3)	-0.232796	0.355239	-0.655323	0.5171

Como se aprecia en la salida, las probabilidades asignadas a los estadísticos (0.7239 y 0.6007) son superiores al nivel de significancia de 0.05 con lo cual se no rechaza la hipótesis nula planteada líneas arriba, y confirma la ausencia de autocorrelación. Asimismo, se aprecia que la probabilidad asignada al rezago del error en tres períodos (0.5171) también es superior al nivel de significancia, cual se confirma la ausencia de autocorrelación de tercer orden.

Modelo ARDL3.

Con el fin y comprobar la inexistencia de autocorrelación en el Modelo ARDL3, se realizaron las pruebas de Breusch-Godfrey. Con ayuda del software, se realizó primero el test para autocorrelación de primer orden (un rezago para el residual):

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.840975	Prob. F(1,15)	0.3736
Obs*R-squared	2.017366	Prob. Chi-Square(1)	0.1555

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 12/05/16 Time: 21:30

Sample: 2011M11 2014M12

Included observations: 38

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	-0.538095	0.586769	-0.917047	0.3736

Como se aprecia en la salida, las probabilidades asignadas a los estadísticos (0.3736 y 0.1555) son superiores al nivel de significancia de 0.05 con lo cual se no rechaza la hipótesis nula planteada líneas arriba, y confirma la ausencia de autocorrelación. Asimismo, se aprecia que la probabilidad asignada al rezago del error en un período (0.3736) también es superior al nivel de significancia, cual se confirma la ausencia de autocorrelación de primer orden.

Continuamos con la prueba de Breusch-Godfrey de autocorrelación de segundo orden:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.128228	Prob. F(2,14)	0.3513
Obs*R-squared	5.274539	Prob. Chi-Square(2)	0.0716

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 12/05/16 Time: 21:33

Sample: 2011M11 2014M12

Included observations: 38

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	-0.075359	0.699404	-0.107747	0.9157
RESID(-2)	-0.577947	0.489606	-1.180434	0.2575

Como se aprecia en la salida, las probabilidades asignadas a los estadísticos (0.3513 y 0.0716) son superiores al nivel de significancia de 0.05 con lo cual se no rechaza la hipótesis nula planteada líneas arriba, y confirma la ausencia de autocorrelación. Asimismo, se aprecia que la probabilidad asignada al rezago del error en dos períodos (0.2575) también es superior al nivel de significancia, cual se confirma la ausencia de autocorrelación de segundo orden.

Continuamos con la prueba de Breusch-Godfrey de autocorrelación de tercer orden:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.853488	Prob. F(3,13)	0.1873
Obs*R-squared	11.38429	Prob. Chi-Square(3)	0.0098

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 12/05/16 Time: 21:34

Sample: 2011M11 2014M12

Included observations: 38

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	-0.399439	0.680910	-0.586626	0.5675
RESID(-2)	-0.503644	0.460225	-1.094343	0.2937
RESID(-3)	-0.706320	0.408872	-1.727485	0.1077

Como se aprecia en la salida, si bien la probabilidad asignada al estadístico Obs*R-squared es inferior al nivel de significancia de 0.05, las probabilidades asignadas al estadístico F (0.1873) y del error en tres períodos (0.1077) son superiores al nivel de significancia, con lo cual no se puede confirmar la presencia de autocorrelación de tercer orden.