



Modelo para el ahorro del sistema financiero peruano relacionado con la inflación a largo plazo

Model for the savings of the peruvian financial system related with inflation to long-run

Minchón M, Carlos¹; Timaná P, Daphne²

RESUMEN

El presente trabajo tiene el propósito estudiar las interrelaciones a largo plazo y corto plazo entre el ahorro del sistema financiero con la inflación. En el ahorro financiero se tienen cuatro modalidades: depósitos en ahorro y los depósitos en fondos mutuos, tanto en moneda nacional como en moneda extranjera. La inflación tiene como indicador al Índice de Precios al Consumidor (IPC). La data fue recolectada de la página oficial del Banco Central de Reserva del Perú, correspondiente a periodo enero 1995 a julio 2017. La investigación es longitudinal y la fuente de información secundaria. El modelo de series de tiempo es un modelo vectorial de corrección de errores (VECM), el cual es un tipo de modelo vectorial autorregresivo (VAR), descomponiéndose su evaluación en seis fases, como es recomendado por literatura especializada. La investigación evidencia las interrelaciones a largo plazo del ahorro del sistema financiero con la inflación, y entre las modalidades de ahorro, cuya naturaleza podría en algunos casos no ser la esperada desde un punto de vista económico. En el aspecto estadístico deja abierta la posibilidad de futuras investigaciones sobre la no normalidad de los errores.

Palabras clave: Ahorro, inflación, raíz unitaria, cointegración, macroeconomía.

ABSTRACT

The present work has the purpose of studying the long-run and short-run interrelations between the saving of the financial system with inflation. In financial savings there are four types: deposits in savings and deposits in mutual funds, both in national currency and in foreign currency. Inflation has as an indicator the Consumer Price Index (CPI). The data was collected from the official page of the Central Reserve Bank of Peru, corresponding to the period January 1995 to July 2017, so the investigation is longitudinal and the source of information is secondary. The time series model is a vector model of error correction (VECM), which is a type of autoregressive vector model (VAR), decomposing its evaluation into six phases, as recommended by specialized literature. The research evidences the long-term interrelationships of the saving of the financial system with inflation, and between the saving modalities, whose nature could in some cases not be expected from an economic point of view. In the statistical aspect leaves open the possibility of future research on the non-normality of errors.

Key words: Saving, inflation, unitary root, cointegration, macroeconomy.

¹ Universidad Nacional de Trujillo

² Gerencia Regional de Educación La Libertad

INTRODUCCIÓN

Según el Banco Central de Reserva de Perú (BCRP), el ahorro del sistema financiero es parte de la riqueza del sector privado que comprende los activos de las personas y empresas bajo la forma de depósitos, adquisición de valores emitidos por empresas del sistema financiero, cuotas de participación en fondos mutuos, aportes de trabajadores al sistema privado de pensiones y adquisición de seguros de vida (BCRP, 2011).

En el caso de las familias, una cultura financiera saludable consiste en ahorrar fondos cuando se tiene capacidad de generarlos, para utilizarlos en épocas en que el requerimiento de fondos para cubrir necesidades sea mayor a los nuevos ingresos que pudiese obtener la familia (Santos, 2011). En la Unión Europea, aun cuando el porcentaje de ahorradores varía ampliamente entre países, los determinantes de ahorrar para la jubilación son bastante similares: ahorrar para la jubilación está positivamente relacionado con la edad, los conocimientos financieros, el nivel de ingresos, la categoría laboral y la tradición ahorradora del individuo (Fernández, Vivel, Otero y Rodeiro, 2012). Asimismo, se precisa que tanto en los países desarrollados como en los países en desarrollo los individuos no están realizando el ahorro necesario para su fase de retiro, y bajo el modelo de ciclo de vida, proporciona algunas reflexiones útiles para diseñar políticas públicas que permitan enfrentar este problema (Villagómez, 2014), debido a que las reformas efectuadas sobre los sistemas de pensiones, no han logrado resolver el problema de cobertura y han trasladado a los individuos un conjunto de decisiones y riesgos que antes no consideraban.

Por otra parte, el conocimiento de la evolución histórica de los principales factores que influyen en el valor de dinero, ayuda a analizar las alternativas de ahorro en el sistema financiero peruano a considerar para la obtención en el futuro de rendimientos adecuados para el capital disponible (Santos, 2011): tasas de interés, inflación y tipo de cambio; alternativas de depósito en el sistema financiero peruano (bancos, empresas, cajas municipales y rurales de ahorro y crédito) que captan depósitos del público, bajo las modalidades de ahorro, depósitos a plazo y compensación por tiempo de servicio, en moneda nacional y en moneda extranjera; y protección de depósitos de personas naturales por el Fondo de Seguro de Depósitos (FSD), cuyo objetivo es proteger a los depositantes en caso la institución financiera miembro donde mantiene sus depósitos quiebre.

El Perú ha experimentado un exitoso proceso de desdolarización financiera impulsado por factores de mercado, observándose una mayor disminución del grado de dolarización en los créditos comerciales, depósitos a plazo y depósitos de ahorro (García, 2011), deduciendo a través de modelos vectoriales autorregresivos (VAR) que la desdolarización ha sido impulsada por la estabilidad macroeconómica, la introducción de políticas macroprudenciales y el desarrollo del mercado de capitales en nuevos soles. Los modelos VAR incluyeron en primeras diferencias la dolarización de los créditos y los depósitos, y entre los depósitos consideró los depósitos a la vista, depósitos de ahorro y depósitos a plazo.

En relación a la significativa reducción de la dolarización de los depósitos, Castillo (2012) manifiesta que sigue siendo elevada entre las empresas, pero mucho menor en las familias, justificando estas diferencias en las decisiones de ahorro de las empresas y las familias, donde los agentes prefieren mantener más depósitos en dólares cuando estos esperan que sus retornos reales en dólares sean mayores que los que ofrecen los depósitos en soles. En su opinión, el Congreso de la República del Perú ha adoptado medidas directas con el objetivo de fomentar un mayor ritmo de desdolarización de precios, y con ello una menor dolarización financiera, aprobando la Ley 28300, que exige a los proveedores de bienes y servicios cuyos precios se difunden en moneda extranjera consignar también sus precios en moneda nacional. El fenómeno de la desdolarización de los depósitos fue confirmado por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP, 2013) a través

de una nota informativa, en la cual se manifiesta que la reducción de la dolarización ha sido fortalecida por la menor inflación y la mayor fortaleza de la moneda peruana.

La inflación se define en forma popular como “el aumento sostenido en el nivel promedio de precios”; pero, lo correcto sería manifestar no sólo el hecho en sí de lo qué es la inflación, sino su consecuencia, que la inflación distorsiona el sistema de precios relativos, siendo este sistema el gran computador social que coordina los miles de planes de los individuos, esa distorsión tiene efectos muy negativos sobre la marcha de la economía (Pondón, 2008). Según el BCRP (2011), la inflación es el aumento persistente del nivel general de los precios de la economía, con la consecuente pérdida del valor adquisitivo de la moneda, y se mide generalmente a través de la variación del índice de precios al consumidor. El presente trabajo, presupone que la inflación tiene consecuencias en el ahorro de las personas y de las empresas, y que el ahorro a su vez, repercute en la inflación.

Según López y Saldarriaga (2010) el tema del ahorro ha sido ampliamente abordado en Colombia en diferentes estudios que buscaban dar cuenta de su evolución, determinantes y relación con otras variables macroeconómicas; siendo el objetivo de su estudio la causalidad entre el ahorro y el crecimiento económico, encontraron que no existe causalidad en el sentido Granger entre la tasa de ahorro con el crecimiento del producto, ni con el crecimiento del capital. En cambio, Penagos, Rojas y Campo (2015), empleando un modelo vectorial de corrección de errores (VECM), encontraron que la inversión nacional y el ahorro están cointegradas, implicando que aumentos en las tasas domésticas de ahorro reducen la movilidad del capital financiero en Colombia.

En la economía de Argentina, Lanteri (2007) relaciona el ahorro y el crecimiento, mencionando la teoría de existencias reguladoras como motivo precautorio del ahorro, donde los agentes más prudentes ahorran para protegerse de las fluctuaciones impredecibles del ingreso. El autor propone cinco modelos VAR para relacionar el ahorro y el crecimiento, la tasa de inflación es una variable indicadora de la incertidumbre macroeconómica en algunos de estos modelos; sin embargo, a pesar de haber encontrado la existencia de raíz unitaria en niveles, no realizaron un análisis del modelo de corrección de errores como era necesario.

Evidencias del empleo de modelos de corrección de errores en América Latina se tienen desde hace bastante tiempo. Taboada y Sámano (2003) en el análisis de cointegración entre el sistema financiero y la economía real en México, no lograron demostrar la relación de equilibrio a largo plazo de las variables. Liquitaya y Gutiérrez (2003), se propusieron encontrar un modelo para la demanda de dinero susceptible de ser empleado en la política monetaria, analizando las relaciones de largo plazo entre el dinero, la tasa de interés, el nivel de precios y el ingreso real, y confirmaron esta relación.

En Malasia, López, Nurul, Nurmadihah, Zuroidah y Kamaruzaman (2011) analizaron la relación entre la tasa de interés, la tasa de inflación y la volatilidad del tipo de cambio, utilizando el enfoque del modelo de corrección de errores en vectores con pruebas de estacionariedad, cointegración, estabilidad y causalidad de Granger, encontraron que la tasa de inflación afecta la tasa de cambio a largo plazo. Y, en España, de Andrés (2017), modelando el comportamiento de la tasa de ahorro de los hogares a largo plazo en relación a sus determinantes: renta, riqueza, desempleo, crédito y endeudamiento, ahorro público, estructura de la población, prestaciones sociales, tipo de interés y precios, confirmó la relación de estas variables con la tasa de ahorro a largo plazo, con excepción de la riqueza.

En realidad, la mayor cantidad de estudios macroeconómicos abordan el crecimiento de los países, considerando de una u otra forma el ahorro o la inflación. En el Perú, para analizar las causas subyacentes a la “gran moderación”, posterior a la “gran inflación”, la economía peruana es modelada empleando el crecimiento real del PBI, la tasa de inflación y la tasa de crecimiento de la

oferta monetaria M1 (billetes y monedas en moneda nacional que están en poder del público, más los depósitos a la vista en moneda nacional del sector privado en las sociedades de depósito), con un modelo vectorial autorregresivo bayesiano (Castillo, Montoya, y Quineche, 2016).

Las interrelaciones a largo plazo entre los tipos de depósito, son abordadas por García (2011), Castillo (2012), y Castillo *et al.* (2016), en lo que corresponde a la desdolarización de los depósitos en ahorros en nuestro país; pero no incluye a la inflación como parte de esta relación; y aunque no suele hablarse de cómo el entorno macroeconómico influye en el ahorro, se afirma que un entorno macroeconómico favorable tiene una baja inflación (de modo que los precios no vuelven insignificantes el ahorro); s entorno macroeconómico desfavorable tendrá una inflación alta (BBVA, 2015).

La presente investigación considera el empleo de un modelo vectorial de corrección de errores, como modelos autorregresivos vectoriales de series de tiempo, con el propósito de modelar la relación a largo plazo y corto plazo del ahorro del sistema financiero peruano con la inflación, lo cual constituye una propuesta novedosa local en estudios para tratar problemas macroeconómicos, que muy bien pueden dar lugar a la aplicación de políticas para promover la desdolarización de los ahorros y la protección de los mismos por parte de Estado Peruano.

METODOLOGÍA

El estudio observacional y longitudinal de series de tiempo, basado en series estadísticas mensuales desde enero de 1995 a junio de 2017, fue realizado accediendo a las series estadísticas de la página web del Banco Central de Reserva del Perú.

Las relaciones entre el ahorro y la inflación a largo plazo se analizan empleando un modelo vectorial de corrección de errores. El VECM tiene relaciones de cointegración integradas en la especificación de modo que restringe el comportamiento a largo plazo de las variables endógenas para converger a sus relaciones de cointegración mientras permite la dinámica de ajuste a corto plazo (IHS, 2015), donde el término de cointegración se conoce como el término de corrección de errores ya que la desviación del equilibrio a largo plazo se corrige gradualmente a través de una serie de ajustes parciales a corto plazo. Las variables incluidas en el modelo vectorial de corrección de errores son:

- Depósitos en ahorros en moneda extranjera (transformadas a millones US\$)
- Depósitos en ahorros en moneda nacional (millones US\$)
- Depósitos en fondos mutuos en moneda extranjera (transformadas a millones US\$)
- Depósitos en fondos mutuos en moneda nacional (millones US\$)
- Índice de precios al consumidor

El análisis de los modelos acorde con los métodos estadísticos y procedimientos indicados en Juselius (2006) y Wiedman (2011), empleando Eviews 9 en el procesamiento de datos (IHS, 2015). El análisis estadístico comprende: descripción de las variables del sistema; prueba de no estacionariedad de Dickey-Fuller; elección del número de rezagos empleando los criterios de información; la prueba de cointegración de Johansen; estimación del modelo VEC, con componentes GARCH, análisis de las relaciones de largo plazo (long run) y decorto plazo (short run); y pruebas de especificación del modelo: independencia, autocorrelación, heterocedasticidad, y normalidad de los errores.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Variabes en el modelo

Las series de las variables incluidas en el modelo vectorial de corrección de errores (VECM),

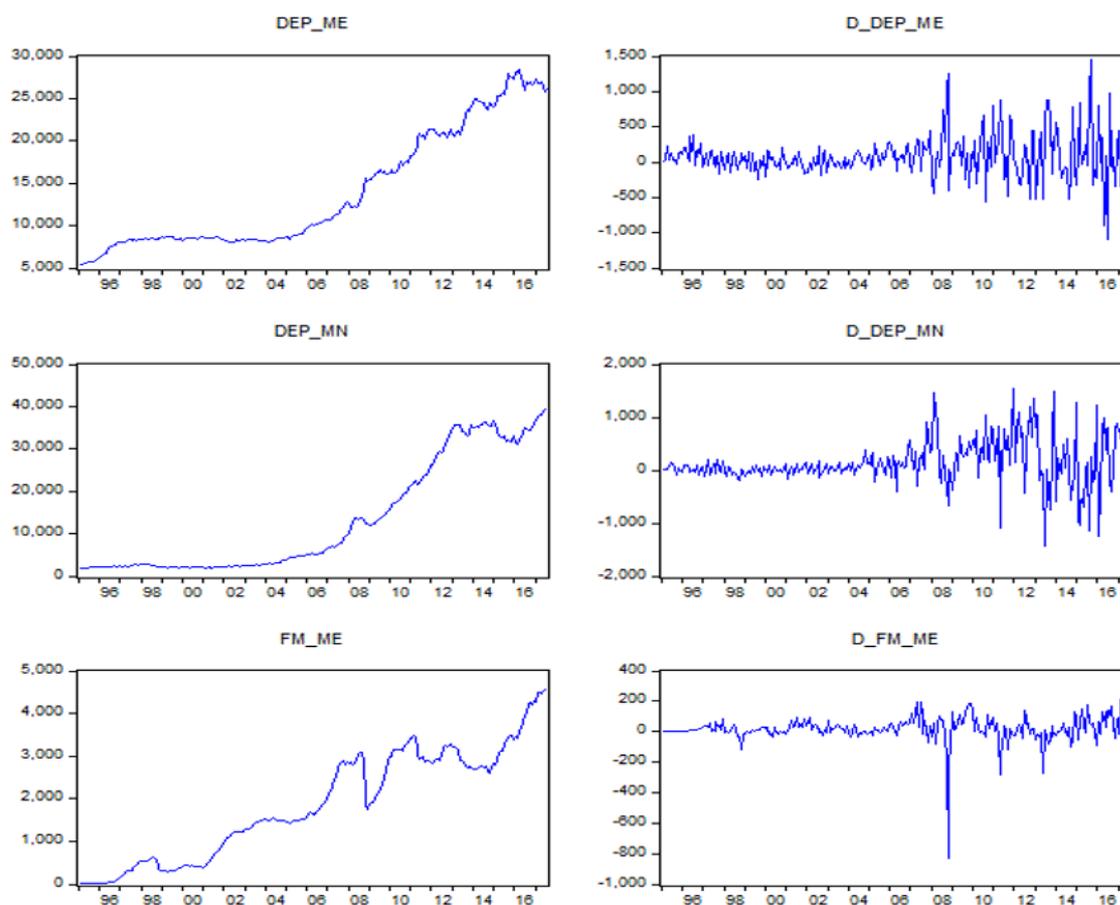
en el periodo enero 1995-julio 2017, están mostradas en la figura 1, junto con las primeras diferencias. Las variables muestran gráficamente tendencia, picos y caídas en diversos periodos, cuya evidencia se hace más notoria en las series diferenciadas de primer orden. Por otro lado, las primeras diferencias parecen estabilizarse en media, pero no en varianzas; con excepción del índice de precios al consumidor que no muestra este patrón en la variabilidad.

La figura 1, no parece indicar rasgos de la presencia de componentes estacionales en la cada una de las series de tiempo. Como sabemos, las componentes estacionales son oscilaciones regulares en periodos menores de un año.

No estacionariedad de las variables

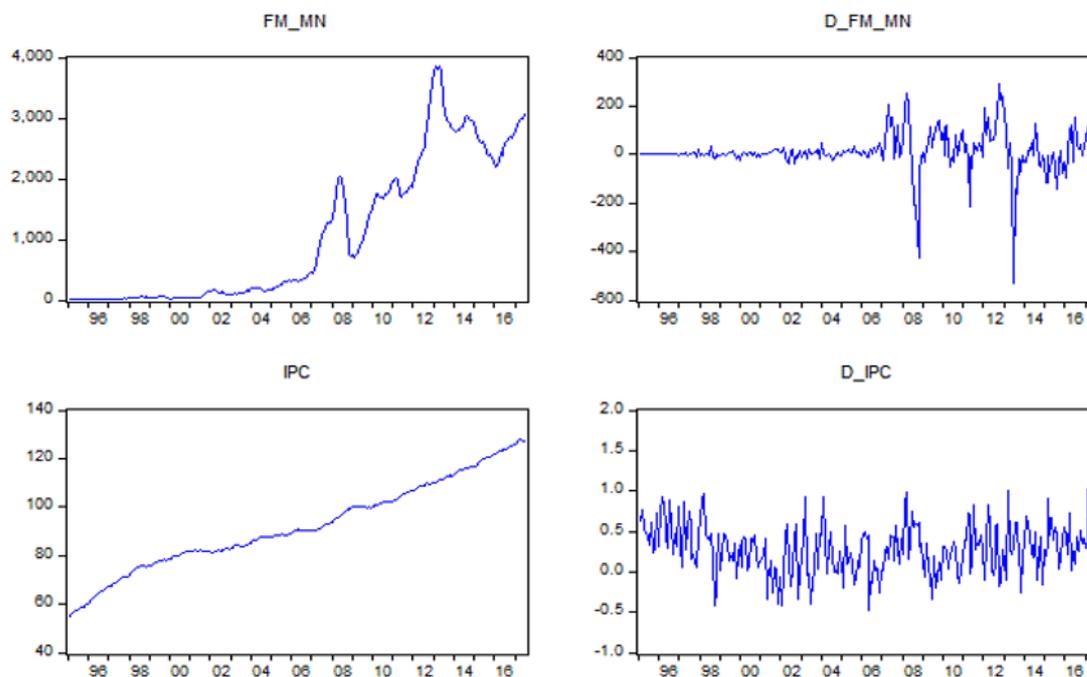
La prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF) fue aplicada para evaluar la estacionariedad de las series, encontrándose que no eran estacionarias, siendo necesario diferenciarlas.

En la tabla 1, se muestran los resultados de las pruebas, donde la hipótesis nula es: la variable tiene raíz unitaria, lo cual nos llevaría a un modelo de caminata aleatoria sin deriva que es no estacionario. En cada uno de los casos, la prueba de Dickey-Fuller proporcionó los valores-p de MacKinnon ($p < .05$, en cada caso), aceptándose que cada serie no presenta raíz unitaria, por lo tanto, son cada una estacionaria.



DEP_ME: Depósito en moneda extranjera (millones US\$); DEP_MN: Depósito en moneda nacional (millones US\$); FM_ME: Depósito en fondos mutuos en moneda extranjera (millones US\$)

Figura 1. Deposito, en moneda extranjera, en moneda nacional y en fondos mutuos en moneda extranjera y sus primeras diferencias en el modelo para el ahorro del Sistema Financiero. Perú, enero 1995-julio 2017.



FM_MN: Depósito en fondos mutuos en moneda nacional (millones US\$)

IPC: Índice de precios al consumidor

D_: Indica primera diferencia de la variable

Figura 2. Depósitos en moneda nacional e Índice de precios al consumidor y sus primeras diferencias en el modelo para el ahorro del Sistema Financiero. Perú, enero 1995-julio 2017.

En primera diferencia las variables que se incluyen en el modelo VEC muestran raíz unitaria, constituyendo un proceso estacionario de orden 1. Las componentes del modelo ajustado para mostrar la estacionariedad está en la segunda sección de la tabla, ninguno de los cuales presenta un componente de tendencia, en dos de ellos sólo incluyó el intercepto no siendo necesario el estadístico-F, puesto que solo evalúa el efecto de las variables.

La prueba ADF también ha sido aplicada por Taboada y Sámamo (2003) encontrando que las tres variables comprendidas en el análisis de cointegración entre el sistema financiero y la economía real de México, eran no estacionarias de orden I(1). En cambio, Liquitaya y Gutiérrez (2003) con la prueba ADF y la prueba de Phillips-Perron, encontraron dos variables no estacionarias de orden I(1); y a diferencia del presente trabajo, el IPC y la oferta monetaria (entre la que se encuentra billetes y monedas más cuentas en cheques en moneda nacional y extranjera) constituyen variables no estacionarias de orden I(2).

En la tabla 1, también se proporciona los indicadores de cada modelo autorregresivo estimado, R^2 , error estándar de regresión (o estimación), estadístico F del ANVA y el valor p ($p < .05$, en todos los casos), no siendo necesario, la constante y/o la tendencia t, o rezagos de la misma variable, en los casos que no aparecen, debido a que han sido eliminados del modelo univariante o no considerados al presentar valores $p > .05$; asimismo, se incluyen los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn.

Tabla 1

Prueba de Dickey-Fuller aumentada aplicada a las variables del modelo VAR en primera diferencia

	Valores-p*				
	D(DEP_ME)	D(DEP_MN)	D(FM_ME)	D(FM_MN)	D(IPC)
Dickey-Fuller aumentado (ADF)	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000
C	.0004		.0300		.0000
D(variable(-1),1)	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000
D(variable(-1),2)		.0000			
D(variable(-2),2)		.0007			
R-cuadrado	.4448	.3628	.2953	.1859	.3255
R-cuadrado ajustado	.4428	.3580	.2926	.1859	.3229
E.S. de regresión	307.5311	402.1175	75.0593	63.0799	.2935
Estadístico-F	213.9465		111.8603		128.8289
P(Estadístico-F)	.0000		.0000		.0000
Akaike	14.3024	14.8425	11.48184	11.1304	.3938
Schwarz	14.3292	14.8828	11.50857	11.1438	.4205
Hannan-Quinn	14.3132	14.8587	11.49257	11.1358	.4045
Durbin-Watson (d)	1.9923	2.0089	2.075945	2.1262	2.0095

*MacKinnon (1996) valor-p de una cola.

En cuanto a la no autocorrelación de los errores de cada variable, la prueba de Durbin- Watson con un número de observaciones de 269 meses en el periodo enero 1995-julio 2017, proporcionando valores de d como mínimo 1.9923 ($d=1.9923$, para D(DEP_ME), con $k=2$ parámetros) y el resto mayores a 2, pero todos superiores a su correspondiente valor crítico dU (dU , varía en cada caso, dependiendo del número de parámetros k en el modelo), además los valores $4-d$ tienen como mínimo de 1.8738 ($4-d=1.8738$, para D(FM_MN), con $k=1$ parámetro), concluyéndose que no hay autocorrelación.

Elección del número de rezagos del modelo

En esta etapa se corrió el modelo VAR irrestricto para proceder a analizar la estructura del rezago, y los resultados de basados en el criterio de la longitud del rezago se muestran en la tabla 2, donde se puede observar que de los cinco criterios que utiliza EVIEWS, cuatro de ellos precisan que sólo es necesario considerar un modelo con dos rezagos, y únicamente el criterio de la razón de verosimilitud establece la necesidad de cuatro rezagos. Utilizando el criterio de la parsimonia, se consideró dos rezagos para el modelo.

Tabla 2

Elección del número de rezagos del modelo

Rezago	Razón de verosimilitud	Predicción final del error	Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn
0	NA	6.52e+25	73.62936	73.69653	73.65634
1	5743.542	2.18e+16	51.81071	52.21377	51.97262
2	219.9875	1.11e+16*	51.13865*	51.87760*	51.43548*
3	42.73737	1.13e+16	51.15565	52.23048	51.58740
4	39.55684*	1.17e+16	51.18212	52.59283	51.74879

* Indica orden del rezago seleccionado por el criterio

La determinación del número de rezagos a considerarse en el análisis de cointegración es a veces dejado de lado en algunos estudios, como los casos mexicanos en referencia (Taboada, 2003) y Licitaya y Gutiérrez (2003) justificaron los cuatro rezagos empleados debido a la periodicidad trimestral de las series en estudio.

Prueba de cointegración

La prueba de cointegración de Johansen aplicada a las variables en primeras diferencias son mostradas en la tabla 3, empleando los criterios de la traza y del test del máximo valor propio. La prueba indica, a través de los dos criterios, que hay 3 ecuaciones cointegradas de las variables.

Tabla 3

Prueba de cointegración de Johansen

Número de cointegraciones	Valor propio	Test de la traza propio		Test del máximo valor propio	
		Estadístico	p**	Estadístico	p**
Ninguna*	.1421	101.8744	.0000	4.7767	.0064
Al menos 1*	.1094	61.0978	.0018	3.8039	.0186
Al menos 2*	.0814	3.2938	.0438	22.5874	.0310
Al menos 3	.0244	7.7064	.4973	6.5717	.5410
Al menos 4	.0043	1.1347	.2868	1.1347	.2868

Los tests indican 3 ecuaciones cointegradas al nivel del 5%

* Denota rechazo de la hipótesis al 5%

**p-valores de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Las relaciones de cointegración de las variables producen las siguientes ecuaciones de corrección de error:

$$Z1 = DEP_ME(-1) - 8.61229*FM_MN(-1) + 203.494666 *IPC(-1) - 23609.13655$$

$$Z2 = DEP_MN(-1) - 10.03231*FM_MN(-1) - 153.84256*IPC(-1) + 11717.11316$$

$$Z3 = FM_ME(-1) + 1.611194 *FM_MN(-1) - 170.07059*IPC(-1) + 12178.29510$$

Las ecuaciones representan la influencia de las relaciones de las variables a largo plazo (long-run) de unas variables en el corto plazo (short-run) de otra variable.

Como indican Taboada y Sámamo (2003), el análisis de cointegración tiene una ventaja sobre otras técnicas, debido a que permite establecer relaciones de largo plazo entre las variables, y que el establecimiento de las relaciones de equilibrio es especialmente relevante para la teoría económica: sin embargo, únicamente establece que existe un nivel de causalidad más no así una relación de largo plazo. Por su parte, Liquitaya y Gutiérrez (2003), empleando el test de Johansen, mostraron la existencia de al menos dos relaciones a largo plazo entre las cuatro variables incluidas en su estudio. En nuestro caso, encontramos tres relaciones de cointegración.

Estimación del modelo vectorial de corrección de errores (VECM)

Las variables del modelo son estacionarias de orden 1, con hasta 3 ecuaciones de cointegradas, las cuales conforman la ecuación modelo vectorial de corrección de errores de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
 D(Y) = & C(1)*(DEP_ME(-1) - 8.61229*FM_MN(-1) + 203.494666*IPC(-1) \\
 & - 23609.13655) + C(2)*(DEP_MN(-1) - 10.03231*FM_MN(-1) - 153.84256*IPC(-1) \\
 & + 11717.11316) + C(3)*(FM_ME(-1) + 1.611194 *FM_MN(-1) - 170.07059*IPC(-1) + \\
 & 12178.29510) + C(4)*D(DEP_ME(-1)) + C(5)*D(DEP_ME(-2)) + \\
 & C(6)*D(DEP_MN(-1)) + C(7)*D(DEP_MN(-2)) + C(8)*D(FM_ME(-1)) + \\
 & C(9)*D(FM_ME(-2)) + C(10)*D(FM_MN(-1)) + C(11)*D(FM_MN(-2)) + \\
 & C(12)*D(IPC(-1)) + C(13)*D(IPC(-2)) + C(14)
 \end{aligned}$$

La variable Y en esta ecuación, representa una de las variables del sistema. Los catorce coeficientes estimados de cada modelo también son mostrados en la tabla 4, los cuales pueden ser estimados en la forma clásica de un modelo autorregresivo en primera diferencia. Sin embargo, vista la figura 1, se decidió incluir modelos autorregresivos con heterocedasticidad condicional (ARCH) o modelos autorregresivos con heterocedasticidad condicional generalizada (GARCH), según haya sido necesario.

Los primeros tres coeficientes corresponden a las relaciones de larga duración: C(1), C(2) y C(3). Los coeficientes, denotados como C(4) a C(14), corresponden a las relaciones de corta duración.

El modelo de corrección de errores para cada variable es estimado empleando un modelo GARCH, debido al comportamiento de las primeras diferencias que presentan no estacionariedad en la varianza. Los modelos estimados fueron como sigue:

$$\begin{aligned}
 GARCH = & C(15) + C(16)*RESID(-1)^2 + C(17)*RESID(-2)^2 + C(18)*GARCH(-1) \\
 & C(19)*GARCH(-2)
 \end{aligned}$$

En la sección ecuaciones de la varianza de la tabla 4 se encuentran los coeficientes estimados en cada modelo ARCH o GARCH, que aunque no se precisa como tales corresponden a los coeficientes C(15) a C(19), conservándose únicamente aquellos con valores-p inferiores a .05 ($p < .05$), de manera consecutiva.

En la parte inferior, se proporcionan los indicadores de ajuste del modelo: R^2 , estadístico de Durbin-Watson y coeficientes de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn. Los estadísticos de Durbin-Watson para D(FM_ME) y D(FM_MN), cuyos valores son 1.17008 y 1.65449, indican presencia de autocorrelación de los errores.

Investigación Estadística 1(9): (86-104) (2018)

Tabla 4

Cointegraciones de Johansen entre las variables del modelo vectorial de corrección de errores

Variable	D(DEP_ME)		D(DEP_MN)		D(FM_ME)		D(FM_MN)		D(IPC)	
	Coef.	p	Coef.	p	Coef.	p	Coef.	p	Coef.	p
C(1)	-.00129	.90990	.03297	.01110	.00532	.00000	.00068	.51470	.00003	.01670
C(2)	-.01606	.00140	-.02751	.00000	.00057	.20800	-.00218	.00430	.00000	.80140
C(3)	.05091	.12010	.11457	.00040	.00790	.00130	.00407	.13860	.00018	.00000
C(4)	-.07058	.38200	.05419	.43410	-.00622	.00000	.00319	.30310	-.00010	.15710
C(5)	.04534	.52160	.09861	.11810	-.00350	.03550	.00057	.89700	.00004	.67060
C(6)	-.03074	.59130	.07460	.25210	.00567	.00010	.00435	.30000	-.00009	.10000
C(7)	.08171	.15520	-.02796	.72350	-.00631	.00040	-.00028	.94560	-.00009	.07700
C(8)	.16935	.46860	.22085	.46270	.34120	.00000	.07904	.00090	.00022	.44630
C(9)	.13186	.67360	-.34825	.25170	.11143	.06760	-.06303	.00790	-.00022	.45750
C(10)	-1.15099	.00140	1.18113	.00550	-.01019	.81460	.38867	.00000	-.00033	.42260
C(11)	-.48728	.22720	.22628	.60620	.09352	.07000	.18056	.00750	.00013	.72680
C(12)	35.96466	.39690	-85.18609	.01050	1.49027	.00000	-1.18632	.48720	.26440	.00030
C(13)	.55507	.98760	43.45952	.17770	4.29696	.00000	.75805	.57230	-.03758	.59570
C(14)	57.68001	.01690	95.99925	.00010	9.27321	.00000	4.84835	.03230	.23617	.00000
Ecuación de la varianza										
C	12.27779	.91400	76.69653	.59330	.00108	.94910	.04086	.90150	.05712	.00000
RESID(-1)^2	.25583	.01360	.11351	.01450	1.62092	.00000	.62868	.00000	.25949	.08800
RESID(-2)^2	-.22069	.04560			-.95466	.00000				
GARCH(-1)	.97583	.00000	.91195	.00000	.69282	.00000	-.03024	.00000		
GARCH(-2)							.64133	.00000		
R-squared	.18044		.22587		.21049		.35675		.22391	
Durbin-Watson	2.03137		2.01528		1.17008		1.65449		1.97383	
Akaike	13.61451		13.75242		1.36174		9.54079		.33096	
Schwarz	13.85570		13.98020		1.60293		9.78198		.54535	
Hannan-Quinn	13.71138		13.84391		1.45862		9.63766		.41707	

Liquitaya y Gutiérrez (2003), realizaron evaluaciones de la heterocedasticidad empleando la prueba de White, autocorrelación con la prueba de Breusch-Godfrey y normalidad mediante la prueba de Jarque-Berra, al estimar un usual modelo VAR; pero fueron corregidos al emplear un modelo de corrección de errores. En nuestro caso, se incorporó los problemas de heterocedasticidad en el modelo a través de modelos GARCH.

La teoría económica utiliza el enfoque estructural en el modelado de series de tiempo para modelar la relación entre las variables de interés; pero, desafortunadamente, la teoría económica a menudo no es lo suficientemente rica como para proporcionar una especificación dinámica que identifique todas estas relaciones (IHS, 2015). Además, la estimación y la inferencia se complican por el hecho de que las variables endógenas pueden aparecer tanto en el lado izquierdo como en el derecho del sistema de ecuaciones, teniéndose que recurrir a modelos no estructurales para modelar la relación entre las variables.

Relaciones de largo plazo (long run).

En el análisis de las relaciones a largo plazo, basados en los modelos estimados empleando modelos GARCH, no el método de mínimos cuadrados, se tienen algunos resultados importantes.

La cointegración entre dos variables no especifica la dirección de una relación causal, si existe, entre las variables. La teoría económica, como en su caso lo precisan Fadli et. al. (2011), que siempre hay una causalidad no espuria en al menos una dirección. Penagos, Rojas y Campo (2015), corroboran esta posición, empleando la prueba de Johansen para evaluar la relación entre la inversión y el ahorro. La existencia de la relación se establece con las pruebas estadísticas. Los coeficientes no sólo deben evidenciar significancia estadística, sino también deben tener el signo apropiado y cumplir ciertas restricciones de ser inferiores a 1 (en valor absoluto) para mantener la estabilidad de la relación causal.

En la tabla 4 se pueden apreciar que todos los coeficientes C(1), C(2) y C(3) son inferiores a 1 (en valor absoluto), no todos alcanzan significancia estadística ($p < .05$) y los signos varían, algunos negativos y otros positivos. En cuanto a la relación entre las diversas modalidades de ahorro, únicamente nos interesa que tenga un valor $p < .05$, y su relación puede ser negativa o positiva, dependiendo si el ahorro lo diversifican a las cuatro modalidades de ahorro o a unas más que a otras. La relación del ahorro con el IPC (inflación), y viceversa, es la que más nos interesa, se espera que tenga un valor $p < .05$ y además que los coeficientes C(1), C(2) y C(3) evidencien que la relación sea negativa, justamente estos aspectos son analizados a continuación.

Para comprender mejor la relación a largo plazo del ahorro con la inflación se debe considerar que las variables son diferenciadas de primer orden en las ecuaciones de cointegración. Una diferencia positiva en el ahorro indica un incremento en el ahorro en un periodo con respecto al anterior, y por el contrario una diferencia positiva en el IPC corresponde a un aumento de la inflación.

En las ecuaciones de cointegración podemos observar que el IPC tiene coeficiente positivo en la primera ecuación, y negativo en la segunda y tercera ecuación. De manera que, para el efecto del IPC sobre el ahorro sea el esperado, en la tabla 4 deberá tenerse $-1 < C(1) \leq 0$, $0 \leq C(2) < 1$, y $0 \leq C(3) < 1$, para que los aumentos en el IPC tiendan a disminuir el ahorro. El efecto de D(DEP_MN) y D(FM_ME) sobre D(IPC) es el esperado, donde $C(3) > 0$. Pero, no fue así el efecto de D(DEP_ME), C(2) debió ser positivo; tampoco de D(DEP_MN), donde C(1) debió ser negativo y C(2) positivo; ni de D(FM_ME) donde C(1) debió ser negativo; y ni de D(FM_MN) donde C(2) debió ser negativo.

Por otra parte, al analizar el efecto de las modalidades de ahorro sobre el IPC, se encontró que la relación es la esperada con D(FM_MN) pero no con D(DEP_ME), con C(1) positivo; ni tampoco con D(FM_ME) ni D(FM_MN) con C(3) positivo. Se debe tener en cuenta que la relación es la esperada, y cuando aumenta el ahorro disminuye la inflación.

En el entorno macroeconómico en la decisión del ahorro influyen, además de la inflación, los tipos de interés, el empleo y las perspectivas futuras (BBVA, 2015), indicando además que la inflación tiene gran influencia sobre los tipos de interés, debido a que cuando mayor sea la inflación mayor será el tipo de interés con el objetivo de que la primera no se dispare, y que en cambio si la inflación es baja se bajan los tipos de cambio para animar la economía. Al respecto, Fadli et. al. (2011), esperaban una relación a largo plazo entre la tasa de interés y la tasa de inflación (IPC), donde mientras la primera se mueve positivamente, la segunda los hace negativamente, por eso esperaban un coeficiente negativo entre ellas, además de significativo para Malasia. La relación de la inflación y el tipo de cambio es controversial, y las relaciones con el ahorro posiblemente requieran un mayor estudio, desde el punto de vista macroeconómico.

El estudio de Penagos, Rojas y Campo (2015) puede verse desde la óptica que el ahorro depende de las perspectivas futuras del entorno macroeconómico. Los autores indican que si bien teoría macroeconómica sugiere que el ahorro y la inversión en las economías abiertas pueden moverse independientemente (libremente), encontrando en Colombia que los aumentos en las tasas domésticas de ahorro reducen la movilidad del capital financiero, de manera que un incremento del ahorro nacional en un punto porcentual genera en el largo plazo un incremento de la inversión de .64 puntos porcentuales. La inversión es una variable que debiera ser incluida en el análisis de ahorro.

En nuestro caso, quedó confirmado que la inflación conforma cada una de las tres ecuaciones de cointegración con las modalidades de ahorro financiero, mostrando su relación a largo plazo con el ahorro del sistema financiero en el Perú, aunque con efectos controversiales (por los signos), y en otros casos no alcanzó la significancia estadística. Sin embargo, situaciones como esta las encontramos en otros estudios. De Andrés (2017), explica la relación de la tasa de ahorro con los determinantes de largo plazo mediante un modelo de corrección de errores, quedando excluidas la tasa de ahorro público, el interés real y la variación de precios (como indicador de la inflación), pero no debido a que no tengan incidencia sobre la tasa de ahorro, sino porque no han podido confirmar su cointegración o su aporte no ha resultado significativo.

Las ecuaciones de cointegración también proporcionan evidencia de las relaciones a largo plazo entre las modalidades de ahorro del sistema financiero, explicadas por Santos (2011) y otros autores, como la cultura financiera de las familias en el país. Asimismo, estas ecuaciones muestran las interrelaciones las consecuencias de las políticas financieras en las empresas.

Relaciones de corto plazo (short run).

La tabla 5 permite mostrar que a través de los test F y Chi-cuadrado para probar si conjuntamente los 2 rezagos de una variable influyen en una variable de interés. La influencia individual de un rezago de orden 1 o 2, es mostrado en la tabla 4, analizando por separado los valores-p para los coeficientes C(4) a C(13).

En relación al corto plazo, hay relación de FM_MN ($p < .05$) e IPC ($p < .10$) con DEP_ME, de FM_MN e IPC ($p < .05$, en ambos casos) con DEP_MN, de DEP_ME, DEP_MN e IPC ($p < .05$, en los tres casos) sobre FM_ME, de FM_ME ($p < .05$) sobre FM_MN, y de DEP_MN ($p < .10$) con IPC ($p < .10$). Esta última relación es más difícil explicar, sin embargo, desde que consideramos que los depósitos en ahorros reflejan el poder adquisitivo de la población, y el IPC el costo de vida o inflación, es lógico que se relacionen.

Tabla 5
Relaciones de corto plazo entre las variables del modelo de corrección de errores

Modelo	Hipótesis	Test F		Test Chi-cuadrado	
		Estadístico	P	Estadístico	p
D(DEP_ME)	C(6)=C(7)=0	1.04247	.35410	2.08494	.35260
	C(8)=C(9)=0	.52925	.58970	1.05850	.58900
	C(10)=C(11)=0	11.95500	.00000	23.91000	.00000
	C(12)=C(13)=0	2.91482	.05610	5.82963	.05420
D(DEP_MN)	C(4)=C(5)=0	1.38239	.25290	2.76477	.25100
	C(8)=C(9)=0	.83193	.43640	1.66387	.43520
	C(10)=C(11)=0	4.77531	.00920	9.55062	.00840
	C(12)=C(13)=0	3.74191	.02500	7.48383	.02370
D(FM_ME)	C(4)=C(5)=0	46.28795	.00000	92.57590	.00000
	C(6)=C(7)=0	9.84770	.00010	19.69539	.00010
	C(10)=C(11)=0	1.64485	.19510	3.28970	.19300
	C(12)=C(13)=0	29.42581	.00000	58.85163	.00000
D(FM_MN)	C(4)=C(5)=0	.62729	.53490	1.25459	.53400
	C(6)=C(7)=0	.58158	.55980	1.16316	.55900
	C(8)=C(9)=0	7.75401	.00050	15.50802	.00040
	C(12)=C(13)=0	.40153	.66970	.80305	.66930
D(IPC)	C(4)=C(5)=0	1.33604	.26470	2.67207	.26290
	C(6)=C(7)=0	2.72085	.06780	5.44170	.06580
	C(8)=C(9)=0	.51989	.59520	1.03978	.59460
	C(10)=C(11)=0	.34441	.70900	.68882	.70860

Liquitaya y Gutiérrez (2003), no discuten sobre análisis de largo y corto plazo. En cambio, de Andrés (2017), encontró evidencia no consolidada sobre el hecho de que los desequilibrios en la tasa de ahorro de largo plazo se corrigen en el corto plazo a través de cambios en el ingreso laboral, la riqueza y el crédito; en este caso consideraron que el ingreso laboral y la riqueza se ven afectados por el costo de vida.

En realidad, los coeficientes de corto plazo deben tener el signo apropiado conforme se espera sea la relación entre las variables, para contribuir a una relación estable a largo plazo entre ellas. Los resultados mostrados permiten análisis económicos personalizados de las interrelaciones entre las modalidades de ahorro, se deja a los interesados una interpretación más minuciosa.

Pruebas de especificación

Siempre es útil iniciar la verificación de la especificación de un modelo empleando el análisis gráfico (Juselius, 2006) debido a que muy a menudo los gráficos revelan problemas de especificación que las pruebas no logran descubrir, pero no pueden reemplazar las pruebas formales de especificación. Los residuos obtenidos en la estimación de los modelos son proporcionados en la figura 3.

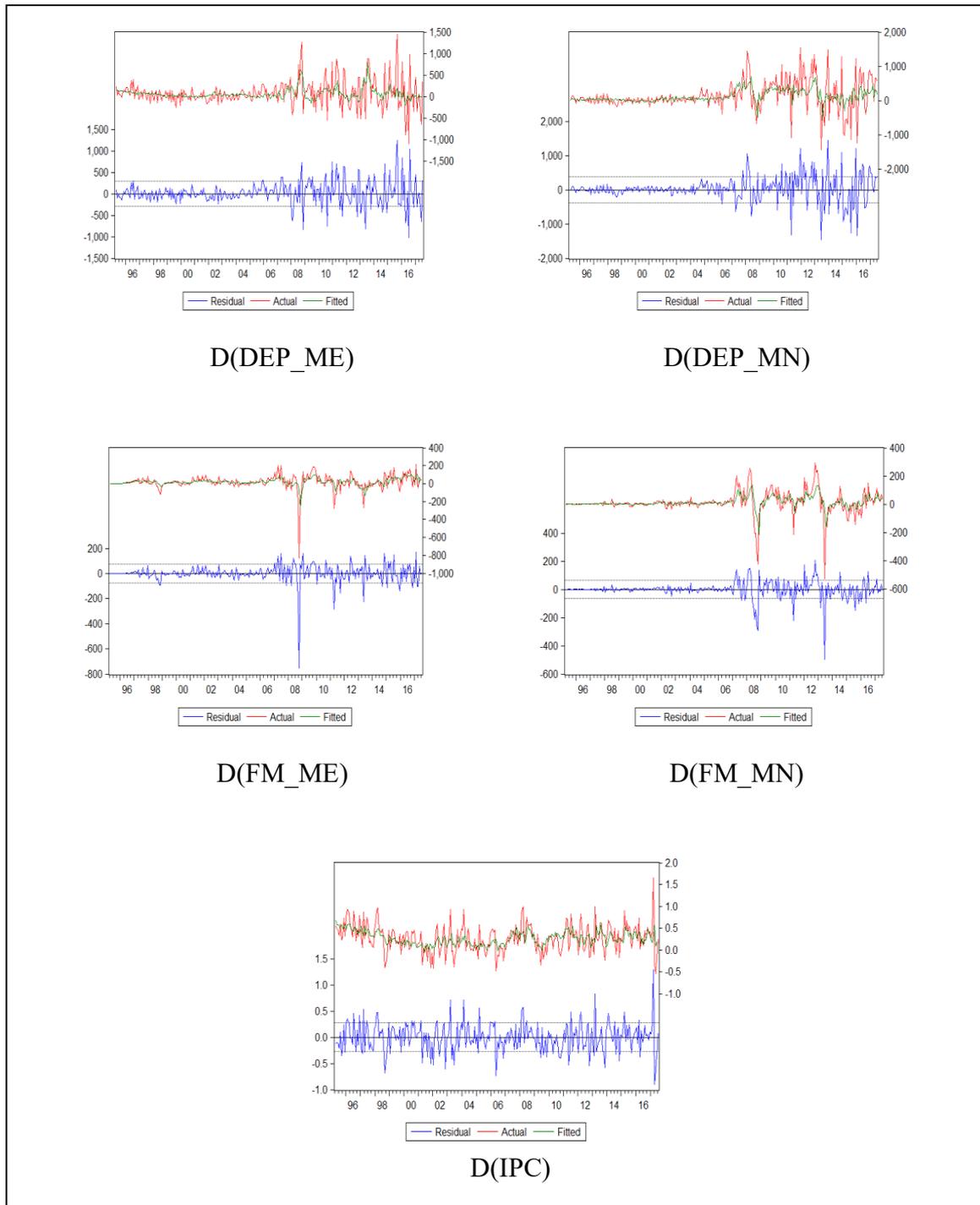


Figura 3. Residuos para las primeras diferencias de las variables en el modelo de corrección de errores. Perú, enero 1995-julio 2017

Se observa en la figura 3, que hay mayor variabilidad a partir del año 2007 en las variables. Asimismo, hay picos en $D(\text{DEP_ME})$, principalmente en febrero 2008, diciembre 2011, y junio y diciembre 2013; en $D(\text{DEP_MN})$, en octubre 2008 y junio 2013; en $D(\text{FM_ME})$, en octubre 2008; y en $D(\text{FM_MN})$, en setiembre y octubre 2008, setiembre 2015 y julio 2016. Penagos, Rojas y Campo (2015), incluyen variables dummy para modelar datos atípicos, respaldándose en sucesos históricos en algunos periodos.

Funciones de autocorrelación y criterios de información.

Las pruebas derivadas para el modelo se basan en la suposición de errores independientes, y, si no se cumplen, las distribuciones de los tests se desviarán de manera desconocida (Juselius, 2015), por lo que las propiedades de los estimadores pueden ser sensibles a las autocorrelaciones significativas.

Las funciones de autocorrelación y las funciones de autocorrelación parcial estimadas se encuentran en la Figura 4. Pareciera que en algunas variables las correlaciones están en el límite o lo sobrepasan los límites confidenciales y podría sugerirse incluir más rezagos. Sin embargo, en nuestro estudio se recurrió a criterios de información como los de Akaike, Schwartz y Hannan-Quinn para elegir la longitud de rezago, coincidiendo los tres criterios en el empleo de dos rezagos.

En el estudio de Penagos, Rojas y Campo (2015), los problemas de autocorrelación de los errores se solucionaron aumentando el número de rezagos en el modelo VAR(1), estimándose finalmente un modelo VAR(2). En ese caso, se trata de un modelo menos complejo

Autocorrelación residual.

La no autocorrelación de los errores ($H_0: \rho_k=0$) fue evaluada empleando la prueba de Bartlett, la cual se observa a través de las franjas confidenciales. Además se presentan pruebas de no autocorrelación conjuntas ($H_0: \rho_1=\rho_2=\dots=\rho_k=0$) de los errores empleando el estadístico-Q de Ljung-Box para rezagos $k=1,2,\dots,36$. Los resultados se muestran en la figura 4.

Por lo general, la hipótesis de no autocorrelación es aceptada, salvo en rezagos posteriores al 30 en la variable $D(\text{DEP_MN})$. En realidad, se permite aumentar o disminuir el número de rezagos a considerar, aunque a veces es muy reducido. Penagos, Rojas y Campo (2015), emplearon la prueba de Pormanteau, pero usando únicamente 8 rezagos, no siendo posible observar el comportamiento de las correlaciones con rezagos más alejados.

Heterocedasticidad residual.

En los modelos VAR se emplean las pruebas ARCH para determinar el orden de la dependencia de los errores respecto a su pasado (IHS, 2015; Juselius, 2015). En nuestro caso, el gráfico de los residuos ya indicaba heterocedasticidad en los errores, por lo que recurrió a emplear directamente los modelos autorregresivos heterocedasticidad condicional (GARCH), en lugar del tradicional modelo VAR.

Las componentes GARCH estimadas en los modelos VECM se encuentran en la tabla 4, siendo necesario desde un simple modelo ARCH (1) para $D(\text{IPC})$, modelo GARCH (1,2) para $D(\text{DEP_MN})$, modelos GARCH (2,1) para $D(\text{DEP_ME})$ y $D(\text{FM_ME})$, y modelo GARCH (1,2) para $D(\text{FM_MN})$. Sin embargo, los residuos muestran gráficamente cierta evidencia de heterocedasticidad, la cual puede ser corroborada en algunos casos por pruebas de multiplicadores de Lagrange (ARCH LM), pero no siempre resulta estadísticamente significativo el rezago 1 o 2, sino uno de orden superior. Por otro lado, las pruebas ARCH LM sólo analizan el componente ARCH, pero no el componente GARCH (IHS, 2015). Es decir, tenemos una limitación técnica.

Liquitaya y Gutiérrez (2003) transformaron las variables originales, y posteriormente recurrió a pruebas GARCH para verificar la eliminación del problema de homocedasticidad. Sin embargo, modelo de corrección de errores en ese estudio fue para estimar una sola variable, la demanda de saldos monetarios.

Investigación Estadística 1(9): (86-104) (2018)

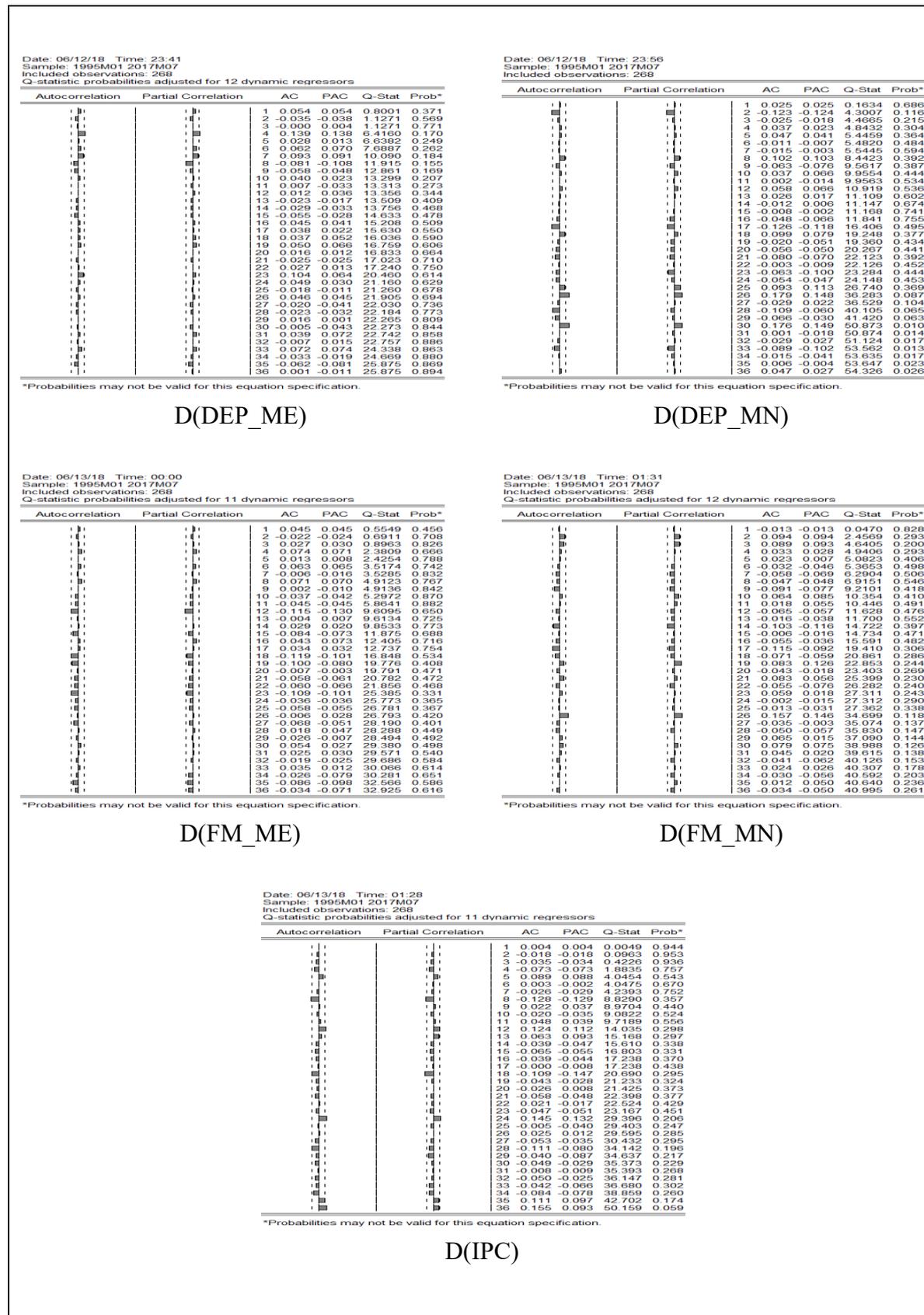


Figura 4. Residuos para las primeras diferencias de las variables en el modelo de corrección de errores. Perú, enero 1995-julio 2017.

Normalidad.

La normalidad de los errores, evaluada a través de la prueba de Jarque-Bera, mostrada en la tabla 6, es evidenciada únicamente para la primera diferencia de los depósitos en moneda nacional ($p=.45358>.05$). Sin embargo, un análisis más detallista en los resultados de esta prueba revela que la falta de normalidad no se debe a la asimetría de los residuos, sino a la kurtosis, lo cual indica que la distribución de los errores constituye una curva muy alta, pero no asimétrica.

Tabla 6

Prueba de la normalidad de Jarque-Bera de los errores en el modelo de corrección de errores.

D(DEP_ME)	D(DEP_MN)	D(FM_ME)	D(FM_MN)	D(IPC)	
Asimetría	.18536	-.07763	-.27905	-.30107	.30421
Kurtosis	.18536	3.75518	4.46764	4.02121	4.38364
Jarque-Bera	1.58118	6.63751	27.53082	15.69402	25.51190
P	.45358	.03620	.00000	.00039	.00003

Un problema similar de no normalidad se presentó en el trabajo de Liquitaya y Gutiérrez (2003), pero lograron solucionarlo empleando transformaciones y reparametrizaciones, según indican, pero sin precisar la transformación utilizada. La falta de normalidad desfavorece la potencia de las demás pruebas, como ellos mismos lo precisan, y en su caso lograron solucionar el problema de normalidad, y otros supuestos.

Las diferencias con nuestro trabajo se explican en que en nuestro caso se presenta la estimación de cada ecuación por separado, no en conjunto. Es posible verificar que una estimación conjunta de todas las ecuaciones permitiría evaluar la normalidad multivariante de los errores, encontrándose que está hipótesis no se aceptaría, determinando de manera similar el incumplimiento de la normalidad marginal. Pero el hacerlo por separado, permite introducir un modelo ARCH o GARCH en la estimación de cada modelo, con diferente grado. Se optó por considerar modelos ARCH o GARCH con todos los coeficientes que presentarán valor-p menor al 5%, descartándose incluso coeficientes de mayor rezago con esa condición debido a que otro coeficiente de menor rezago presentaba valor-p superior al 5%.

Juselius (2006) indica que desafortunadamente, en muchas aplicaciones económicas, la suposición de normalidad multivariante no se cumple para el VAR en su forma más simple, y que tan pronto se entienda las razones por las cuales el modelo no satisface las suposiciones, a menudo es posible modificar el modelo, de modo que al final podamos tener un modelo estadísticamente "de buen comportamiento", precisando entre otras como herramientas: (a) el uso de dummies de intervención para explicar eventos políticos o institucionales significativos durante la muestra, (b) cambiar el período de muestra para evitar un cambio de régimen fundamental o dividir la muestra en períodos más homogéneos.

Al respecto del uso de variables dummies, como lo indican los mismos autores, los posibles eventos políticos o instituciones que pudieran incidir en los resultados ocurren en periodos diferentes para cada variable, lo cual llevaría a crear muchas de estas variables para representar hechos relacionados con políticas monetarias, debido a que se establece una variable dummy para cada evento que da lugar a valores atípicos. La alternativa más viable debido al comportamiento de las series, como puede observarse, sería dividir el periodo de la muestra: 1995-2005 y 2006- 2017. En el primer periodo las primeras diferencias de las variables son más homogéneas, y en el segundo periodo son más cambiantes.

CONCLUSIONES

En la presente investigación se ha evidenciado las interrelaciones a largo plazo del ahorro del sistema financiero con la inflación, y entre las modalidades de ahorro, empleando un modelo vectorial de corrección de errores. Las interrelaciones se muestran a través de las ecuaciones de cointegración y las ecuaciones para cada una de las variables que comprende el sistema. Sin embargo, deja abierta la

posibilidad de futuras investigaciones sobre los errores, los cuales podrían no ser gaussianos. La utilización de modelos robustos es una tarea que queda pendiente.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Banco Central de Reserva del Perú. (2011). *Glosario de Términos Económicos*. Perú: BCRP. Recuperado de <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Glosario/Glosario-BCRP.pdf>
- Banco Central de Reserva del Perú. (2013). Dolarización de los depósitos se redujo a 37.0 por ciento en enero. Perú: BCRP, Nota informativa, 2013-03-01. Recuperado de <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Transparencia/Notas-Informativas/2013/nota-informativa-2013-03-01.pdf>
- BBVA. (2015). Ahorro y entorno marcoeconómico. Perú: BBVA. Recuperado de <https://www.bbva.com/es/ahorro-y-entorno-macroeconomico/>
- Castillo, P. (2012). La dolarización de los depósitos. ¿Por qué las empresas y las familias se comportan de manera diferente? *Revista Moneda* 152. Perú: BCRP. Recuperado de <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Moneda/moneda-152/moneda-152-02.pdf>
- Castillo, P., Montoya, J., & Quineche, R. (2016). From the “Great Inflation” to the “Great Moderation” in Peru: A Time Varying Structural Vector Autoregressions Analysis. Perú: BCRP, DT. N° 2016-003. Serie de Documentos de Trabajo. Recuperado de <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2016/documento-de-trabajo-03-2016.pdf>
- de Andrés, A. (2017). Los determinantes a largo plazo y su contribución a la tasa de ahorro de los hogares españoles en el período 1985–2016. *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 24, 292-339. Recuperado de <https://www.upo.es/revistas/index.php/RevMetCuant/article/view/2759/2289>
- Fernández, S., Vivel, M., Otero, L., & Rodeiro, D. (2012). El ahorro para la jubilación en la UE: un análisis de sus determinantes. *Revista de Economía Mundial*, 31, 111-135. Recuperado de <http://www.redalyc.org/pdf/866/86623416005.pdf>
- García, M. (2011). Factores que impulsan la desdolarización en el Perú. *Revista de Estudios Económicos*, 21, 23-4. Perú: Banco Central de Reserva del Perú. Recuperado de <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/21/ree-21-garcia-escribano.pdf>
- IHS. (2015). *Eviews 9. User's Guide II*. IHS Global Inc. Recuperado de <https://es.scribd.com/document/336200078/EViews-9-Users-Guide-II>
- Juselius, K. (2006). *The cointegrated VAR model: Methodology and applications*. United States: Oxford University Press.
- Lanteri, L. (2007). Ahorro y crecimiento: alguna evidencia para la economía argentina, 1970-2004. *Economía Mexicana. Nueva Época*, XVI (1), 75-104. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=32316103>
- Liquitaya, J., Gutiérrez, G. (2003). Un modelo de corrección de errores para la dinámica monetaria en México. *Análisis Económico*, XVIII (37), 339-357. Recuperado de <http://www.redalyc.org/pdf/413/41303716.pdf>
- López, R., Saldarriaga, J. P. (2010). Ahorro y crecimiento económico en Colombia: 1950- 2007. *Perfil de Coyuntura Económica*, 16, 45-63. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=86120022002>
- López, A., Nurul, B., Nurmadiah, J., Zuraida, M., Norazidah, S., Kamaruzaman, J. (2011). A Vector

- Error Correction Model (VECM) Approach in Explaining the Relationship Between Interest Rate and Inflation Towards Exchange Rate Volatility in Malaysia. *World Applied Sciences Journal* 12 (Special Issue on Bolstering Economic Sustainability): 49-56, Recuperado de http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download;jsessionid=3A8AF08C1930EC8E2_7788E9741E6C698?doi=1.1.1.39.8762&rep=rep1&type=pdf
- Penagos, Ó., Rojas, H., Campo, J. (2015). La Paradoja de Feldstein-Horioka – Evidencia para Colombia durante 1925-2011. *Ecos de Economía*, 19 (41), 5-24. Recuperado de <http://www.redalyc.org/pdf/3290/329040780001.pdf>
- Pondón, R. (2008). Nota del Director. ¿Qué es la inflación? *Invenio*, 11(21), 7-9. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=87702101>
- Santos, N. (2011). Diversificación del ahorro familiar en el sistema financiero peruano. *UNMS, Revista de la Facultad de Ingeniería Industrial*, 14(2): 73-81. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=81622585010>
- Taboada, E., Sámano, M. (2003). Análisis de cointegración entre el sistema financiero y la economía real en México. *Análisis Económico*, XVIII (39), 141-166. Recuperado de <http://www.redalyc.org/pdf/413/41303907.pdf>
- Villagómez, F. (2014). El ahorro para el retiro. Una reflexión para México. *El Trimestre Económico*, LXXXI, 3(323), 549-576. Recuperado de <http://www.redalyc.org/pdf/313/31340981001.pdf>
- Wiedman, M. (2011). *Money, Stock, Prices and Bank Central: A Cointegrated VAR Analysis*. Berlin: Springer-Verlag