

Impact of monetary policy on economic cycles in Peru, 2000 - 2019

Angel Renato Meneses Crispín¹, and Juan Carlos Ocampo Risco²

¹Universidad Privada del Norte, Perú, angel.meneses@upn.edu.pe, angelrenatom@gmail.com

²Universidad Privada del Norte, Perú, juan.ocampo@upn.edu.pe, jcor67@gmail.com

Abstract– *Monetary policy is a key tool to stabilize an economy as well as to boost it. In the present study we seek to demonstrate that there was a causal relationship in the Granger sense between monetary policy and economic cycles in Peru during 2000 - 2019; since the evolution of the monetary policy interest rate was empirically analyzed, in its role as an operational instrument of monetary policy in the economic cycles in Peru during 2000 - 2019; and the effects of monetary policy on the behavior of the real exchange rate and the terms of trade and its impact on economic cycles in Peru during the aforementioned period.*

One of the relevant findings is that the real interest rate had a significant influence on GDP and negatively with respect to the first and second lags. On the other hand, the terms of trade had a significant influence on GDP, being positive and negative with respect to the first and second lags, and the increases in the expected price of metal and food exports caused an increase in investment demand in the export sector of the country. This economic progress occurred at such a rapid pace that it offset and exceeded the losses caused by the excessive consumption of capital goods and the clumsy reversals of expansionary monetary policy.

Keywords-- *external shocks, monetary policy, stabilize and operational instrument.*

Digital Object Identifier: (only for full papers, inserted by LACCEI).

ISSN, ISBN: (to be inserted by LACCEI).

DO NOT REMOVE

Incidencia de la política monetaria en los ciclos económicos en el Perú, 2000 - 2019

Angel Renato Meneses Crispín¹ , and Juan Carlos Ocampo Risco² 

¹Universidad Privada del Norte, Perú, angel.meneses@upn.edu.pe, angelrenatom@gmail.com

²Universidad Privada del Norte, Perú, juan.ocampo@upn.edu.pe, jcor67@gmail.com

RESUMEN

La política monetaria es una herramienta clave para estabilizar una economía así como para impulsarla, en el presente estudio buscamos demostrar que existió una relación de causalidad en el sentido de Granger entre política monetaria y ciclos económicos en Perú durante 2000 - 2019; toda vez que se analizó empíricamente la evolución de la tasa de interés de política monetaria, en su papel de instrumento operativo de la política monetaria en los ciclos económicos en Perú durante 2000 - 2019; y los efectos de la política monetaria en el comportamiento del tipo de cambio real y de los términos de intercambio y su impacto en los ciclos económicos en Perú durante el mencionado period.

Uno de los hallazgos relevantes es que la tasa de interés real influyó significativamente sobre el PBI y negative respecto al primer y segundo rezago. De otro lado, los terminos de intercambio influyeron significativamente sobre el PBI siendo positive y negative respect al primer y segundo rezago, y los aumentos del precio esperado de las exportaciones de metales y alimentos provocaron un aumento de la demanda de inversion en el sector exportador del país. Este progreso económico se produjo a un ritmo tan rápido que compensó y superó las pérdidas provocadas por el excesivo consumo de bienes de capital y las torpes inversiones de la política monetaria expansiva.

Palabras claves: choques externos, política monetaria, estabilizar e instrumento operativo.

Abstract– Monetary policy is a key tool to stabilize an economy as well as to boost it. In the present study we seek to demonstrate that there was a causal relationship in the Granger sense between monetary policy and economic cycles in Peru during 2000 - 2019; since the evolution of the monetary policy interest rate was empirically analyzed, in its role as an operational instrument of monetary policy in the economic cycles in Peru during 2000 - 2019; and the effects of monetary policy on the behavior of the real exchange rate and the terms of trade and its impact on economic cycles in Peru during the aforementioned period.

One of the relevant findings is that the real interest rate had a significant influence on GDP and negatively with respect to the first and second lags. On the other hand, the terms of trade had a significant influence on GDP, being positive and negative with respect to the first and second lags, and the increases in the expected price of metal and food exports caused an increase in investment demand in the export sector of the country. This economic progress occurred at such a rapid pace that it offset and exceeded the losses caused by the excessive consumption of capital goods and the clumsy reversals of expansionary monetary policy.

Keywords– external shocks, monetary policy, stabilize and operational instrument.

1. INTRODUCCION

En la literatura sobre política monetaria y los ciclos reales encontramos a Abel y Tercero (2020) señalan que se podría aplicar el Helicóptero monetario para la eurozona, con lo cual el BCE compraría bonos al BEI, con lo cual esta entidad utilizaría estos recursos para desarrollos de diferentes proyectos y el apoyo en acceso al crédito para las mypes.

Los autores afirman que las medidas de los gobiernos y bancos centrales en política monetaria tuvieron su acción muy reducido para enfrentar las crisis financieras del 2007 y 2012

Arellano (2022) considera que la política económica tiene como objetivo mejorar la calidad de vida de la población, el autor señala que el gasto público debe enfocarse en la creación de infraestructura en sectores estratégicos con inversión física, para conseguir estos objetivos se debe aumentar los ingresos tributarios.

Duarte (2022) considera las expectativas para el mecanismo de transmisión de la tasa de interés para incrementar la inversión, en ese sentido señala que la política monetaria no es suficiente para expandir la actividad económica con menor costo del dinero. Para incrementar la inversión se requiere de mejorar las expectativas a los agentes económicos y se debe complementar potenciando las políticas fiscales. De esta manera se podría mejorar las expectativas de los inversionistas.

Frasser y Camilo (2023) concluyen que en sus dos modelos que reasignan liquidez para los agentes que tienen déficit de liquidez, con lo cual se reduce el efecto de la inflación. Los autores incorporan un efecto de calibración en sus modelos permite que el costo del bienestar relacionado a una inflación positiva se reduzca por el efecto de la reasignación de liquidez.

Según Friedman. M. (2006), perteneciente a la escuela monetarista, explica que los ciclos económicos están basados en factores exógenos, principalmente en las decisiones de política económica realizadas por las autoridades gubernamentales. Ahora bien, Friedman argumenta que la política económica si tiene efectos, que pueden ser efectivos en el corto plazo, pero que nos hereda efectos devastadores para el largo plazo, ya que genera efectos potentes en el empleo y la actividad, pero que en el largo plazo nos deja con una alta inflación.

Por otra parte Keynes hace la siguiente aseveración: “Pero sugiero que el carácter esencial del ciclo económico y, esencialmente, la regularidad de la secuencia de tiempo y de la duración que justifica el que lo llamemos ciclo se debe sobre todo a cómo fluctúa la eficiencia marginal del capital” (Keynes, 1936). Este autor en una afirmación categórica expresa que la eficacia marginal del capital es la causa principal de la crisis en desmedro de la tasa de interés: “creo que la explicación más típica y con frecuencia la

predominante de la crisis, no es precisamente un alza en la tasa de interés, sino un colapso repentino de la eficacia marginal del capital” (Keynes, 1936). Por tanto, la causa del ciclo económico es la eficacia marginal del capital, que no puede ser controlado de manera acabada por las políticas monetarias, debido al componente subjetivo sustentado en la confianza sobre el futuro que tienen los empresarios, mientras que la tasa de interés puede ser regulada según la cantidad de dinero que requiere el sistema económico en un momento dado, subestimando el componente subjetivo que motiva al empresario a ver expectativas positivas en torno a los retornos que recibirá por la futura inversión.

La mayoría de bancos centrales tiene como objetivo principal mantener una tasa de inflación baja, típicamente cercana a 2 por ciento. Esto se sustenta en la evidencia empírica internacional que muestra que en el largo plazo la principal contribución de la política monetaria a la sociedad es mantener la estabilidad de precios.

En este artículo se demuestra si existe una relación de causalidad en el sentido de Granger entre política monetaria y ciclos económicos. En particular, el análisis se centra en que, al ser un país emergente, se caracterizan por ser una economía con crecimiento acelerado y acceso a los mercados de financiamiento internacionales, pero con riesgo de una situación política inestable por la inestabilidad monetaria, altos niveles de inflación, fuga de capitales y colapsos en los sistemas financieros.

Reinhart C. y Savastano M. (2003) plantea que las metas monetarias implementadas con el fin de contener la inflación sólo son efectivas bajo sistemas de tipo de cambio flexible y analiza el caso de México y Perú, concluyendo que la inestabilidad de las economías emergentes dificulta la aplicación de este tipo de políticas, independientemente del régimen cambiario.

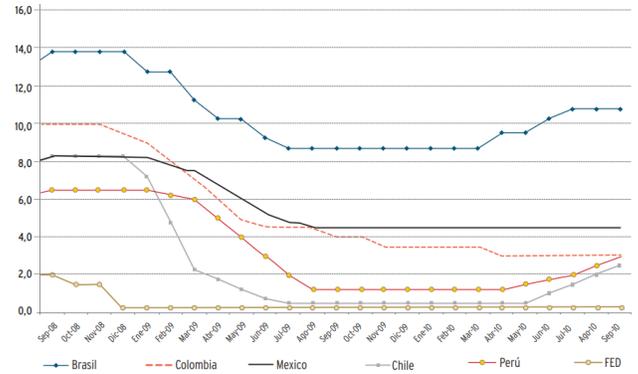
Según documentan León y Revéiz Herault (2008) la dolarización de pasivos incrementa el riesgo sistémico y hace a la economía más vulnerable a los choques externos, generando un efecto balance en el sector financiero y real por exposición cambiaria, lo que suscita en el banco central un temor a la flotación y presiones para mantener la estabilidad del tipo de cambio, en contra de la autonomía monetaria. Además, un aumento en la probabilidad que un shock externo lleve a un episodio de sudden stop y a una crisis gemela, y una distorsión en los mecanismos de transmisión monetaria, pudiendo una expansión monetaria y la depreciación resultante, producir una contracción en la economía.

La evolución de la tasa de interés de política monetaria, en su papel de instrumento operativo de la política monetaria en los ciclos económicos en Perú.

Los bancos centrales de la región han enfrentado esta situación en varios episodios desde 2005. Durante la crisis financiera global, tanto la inflación como el crecimiento se redujeron rápidamente en 2009, lo que generó una respuesta agresiva de los bancos centrales, recortando sus tasas de política monetaria. Con ello se buscaba estimular la actividad económica, así como reducir el riesgo de que la inflación se ubique por debajo de sus respectivos rangos meta.

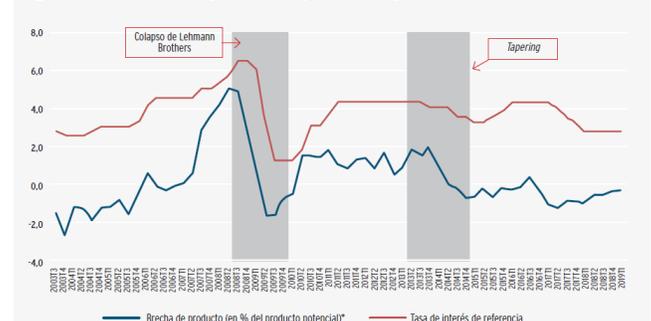
En el caso del Perú, el BCRP redujo su tasa de interés a su mínimo histórico, 1.25 por ciento, lo que se reflejó en tasas de interés en el sistema financiero por debajo de sus promedios históricos, incentivando el gasto agregado y el crédito al sector privado (ver Gráfico 1). Consistente con la respuesta de política monetaria, la brecha producto, indicador de presiones inflacionarias de demanda, y la tasa de política monetaria del BCRP, muestran una correlación positiva (ver Figura 2).

Fig 1. Tasa de interés de política monetaria.



Nota: Banco Central de Reservas del Perú.

Fig 2. Perú: Brecha producto y tasa de política monetaria.

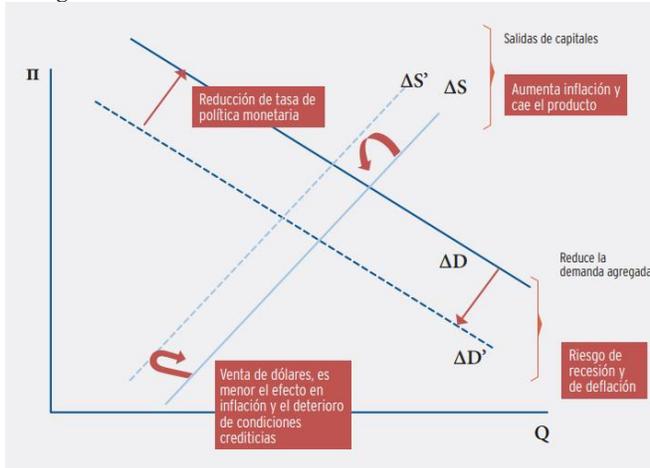


Nota: Banco Central de Reservas del Perú.

En el caso del Perú, la política de acumulación preventiva de reservas internacionales ha sido fundamental para poder implementar de manera efectiva una respuesta contracíclica, no solo frente a la crisis financiera internacional, sino también frente a las salidas de capital que generó el proceso de reversión del estímulo monetario de la Reserva Federal de los EE. UU. Esto permitió que el BCRP mantuviera una de las tasas de interés más bajas durante el periodo de la crisis financiera global (ver Figura 1). Tal como se muestra en el Gráfico 1, frente a un choque externo negativo, en el que la demanda agregada se reduce, y también la oferta agregada, asociada a la menor capacidad de dar créditos de la banca, la reducción de la tasa de interés y la venta de moneda extranjera por parte del BCRP son complementarios. El primer instrumento tiene por objetivo estimular la demanda agregada, mientras que el segundo, limitar la contracción de la oferta agregada y el impacto de las salidas de capital sobre la inflación.

En conclusión, una política monetaria orientada a mantener la inflación baja y que utiliza instrumentos adicionales, como la acumulación preventiva de reservas, la intervención cambiaria y el uso cíclico de los encajes, puede no solo lograr una implementación más eficiente de la política monetaria, sino también una respuesta contracíclica tanto frente a choques de demanda agregada negativos como frente a choques externos negativos.

Grafico 1. Perú: Demanda y oferta agregada ante un choque externo negativo



Nota: Banco Central de Reservas del Perú.

II. METODOLOGÍA

El presente estudio toma en cuenta la metodología no experimental, descriptivo cuantitativo, siendo el interés de explicar la relación de causalidad entre política monetaria y ciclos económicos en el Perú, 2000 – 2019.

A la política monetaria expansiva del 9.4% en el primer trimestre del 2010 hasta el 46.16% en el segundo trimestre del 201 le siguió una desaceleración del PBI entre 5.6% en el cuarto trimestre del 2011 hasta el 5.9% del cuarto trimestre del 2012.

Así el ciclo económico durante, 2000 – 2019 ha mostrado un patrón cuasi estable, reduciendo su volatilidad: su desviación estándar se redujo a 2% y 1.4% en los subperiodos 2000 – 2002 y 2003 – 2019, respectivamente.

Esa reducción de la volatilidad de los ciclos económicos reflejó una menor volatilidad de las fuentes de los ciclos (aquellas fuentes asociadas a políticas fiscales y monetarias) y cambios en la estructura de la economía y en la cuenta de capitales; las que han inducido a una mayor capacidad de los agentes económicos para suavizar el consumo. Esta política se ha caracterizado por ser mucho más estables en los años 2000 -2019. La economía es más abierta y el nivel de profundidad del sistema financiero ha aumentado de manera significativa.

Por lo tanto, entre 2000 – 2019 se distingue 2 ciclos completos. El primero se inicia el primer trimestre de 1992 y termina el cuarto trimestre del 2002 con una duración de 10 años y una amplitud de 5.5%. El segundo se inicia el primer trimestre de 2003 y termina el cuarto trimestre del 2012 con una duración de 10 años y una amplitud de 4.5%. Así, la información de las variables nominales: dinero, precios y tasas de interés se ha dividido en 2 subperíodos, correspondientes a los periodos previo y posterior a la adopción del régimen de Metas Explicitas de Inflación MEI.

Durante el primer subperíodo (1992:1-2002:4) la política monetaria se realizaba mediante el control del agregado monetario: emisión primaria; mientras que durante el segundo subperíodo (2003:1-2012:4) el instrumento de política era la tasa de interés de referencia de corto plazo. Hay un cambio en el comportamiento cíclico de las variables nominales entre los dos subperíodos, el cual ha sido influenciado por: la adopción del régimen de MEI y el cambio de instrumento monetario. Las volatilidades no condicionales de las variables nominales caen durante el periodo de MEI. Se reportan los hechos estilizados de los ciclos económicos de las variables nominales, comparándolos entre esos 2 subperíodos. Estas variables se han analizado en 4 grupos: agregados monetarios, ratios de dolarización financiera, tipo de cambio nominal, tasas de interés nominal y precios (IPC).

Las correlaciones dinámicas entre los agregados monetarios y la producción para ambos subperiodos son: los agregados monetarios son altamente procíclicos. Las correlaciones con (a producción cambian al pasar de M_0 a M_3 ; y entre sub- periodos: En el caso de M_0 (el agregado monetario más pequeño) ambos subperiodos presentan un patrón procíclico que sigue a la producción, lo cual refleja cambios: que la cantidad de dinero se ajusta al nivel de la producción. En el caso de M_1 (dinero) la correlación es positiva en ambos subperíodos. En el caso de M_3 (el agregado monetario más amplio) la correlación es positiva para el primer subperíodo, pero para el segundo subperíodo existe una correlación negativa que precede a la producción y una correlación positiva que sigue a la producción: valores pequeños de la producción tienden a ser precedidos por valores altos de M_3 , pero seguidos por valores pequeños de M_3 .

Este efecto se explica por el efecto del tipo de cambio nominal sobre M_3 : la economía peruana al estar parcialmente dolarizada, M_3 incluye la liquidez en moneda nacional y en moneda extranjera. Por lo tanto, choques que causen una subida del tipo de cambio nominal causan un incremento instantáneo en el valor nominal de M_3 . Además, dado que una depreciación de la moneda local es contractiva, esta depreciación causa a su vez una disminución en la producción en los periodos siguientes. Entonces, el efecto total es una correlación negativa entre los rezagos de M_3 y la producción.

La dolarización de los depósitos y créditos es anticíclica y le siguen a la producción en 2 trimestres para ambos subperíodos: lo cual indica que los depósitos y créditos en soles son más líquidos que los depósitos y créditos en dólares: un aumento en esa producción estaría ligado a un mayor aumento de esos depósitos y créditos en soles que en dólares, por lo cual la ratio de dolarización financiera disminuye.

Hay un cambio en la correlación entre la tasa de interés nominal de corto plazo y la producción, luego de la adopción del régimen de MEI:

En el primer subperíodo, las tasas de interés nominal de corto plazo en soles y en dólares, muestran un patrón anticíclico que precede a la producción en 2 trimestres.

En el segundo subperíodo, dicho patrón es procíclico y le sigue a la producción en 2 trimestres, lo cual indicaría una política monetaria más activa y anticíclica luego de la adopción del régimen de MEI: aumentos en la producción estarían seguidos por aumentos en la tasa de interés nominal de corto plazo.

Las tasas de interés de largo plazo siguen un comportamiento similar, aunque de menor magnitud, que a las de corto plazo en ambos subperíodos.

En el segundo subperíodo la tasa de interés de corto plazo en dólares muestra un patrón altamente anticíclico que precede a la producción en 5 trimestres, lo cual indicaría que la política monetaria: tiene un efecto sobre la producción luego de 5 trimestres y que tiene mayor potencia a través de la tasa de interés en dólares, lo cual sería consistente con el hecho que la economía peruana se encuentra altamente dolarizada.

La correlación entre la producción, el IPC y el tipo de cambio nominal: en el caso del IPC hay una relación procíclica para ambos subperíodos. Los ciclos económicos de la economía peruana estarían siendo explicadas por choques de demanda, entre los cuales podrían ser considerados choques de política fiscal y choques externos. El tipo de cambio nominal es anticíclico en ambos subperíodos, lo cual indicaría que (en la economía peruana) las depreciaciones de la moneda local son contractivas, lo cual mostraría un indicio de la existencia de un efecto hoja de balance. En los principales hechos estilizados sobre las fluctuaciones cíclicas de la economía peruana: a) se observa una mayor apertura comercial y financiera, una mayor estabilidad de las políticas fiscal y monetaria, y una mayor profundización de los mercados financieros; b) a raíz del cambio en la estructura y de la adopción del régimen MEI en el año 2002, ha cambiado el comportamiento cíclico de las variables macroeconómicas.

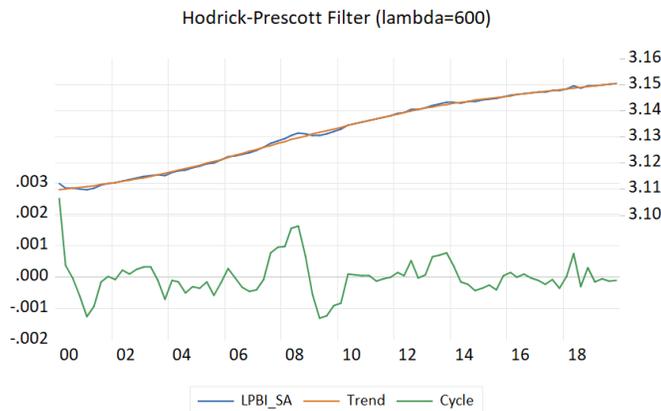
Durante 2000-2002 se observa: una reducción de la volatilidad de la producción (casi 4 veces) y de sus componentes; una mayor asociación de los términos de intercambio con el ciclo económico y una política fiscal menos procíclica. A partir del 2002, se observa una mayor importancia de las tasas de interés en la evolución del ciclo económico.

III. RESULTADOS

Los resultados se presentan considerando la hipótesis “los auges y caídas del PBI de duración variable Y son provocadas por la política monetaria (es decir, por la evolución del tipo de cambio real X1 y de los términos de intercambio X2)” y los objetivos específicos que incluye el análisis empírico de la tasa de interés de política monetaria en su papel de instrumento operativo y su impacto en los ciclos económicos, el comportamiento del tipo de cambio real y su efecto en los ciclos económicos y el comportamiento de los términos de intercambio y su incidencia en los ciclos económicos en Perú durante 2000-2019.

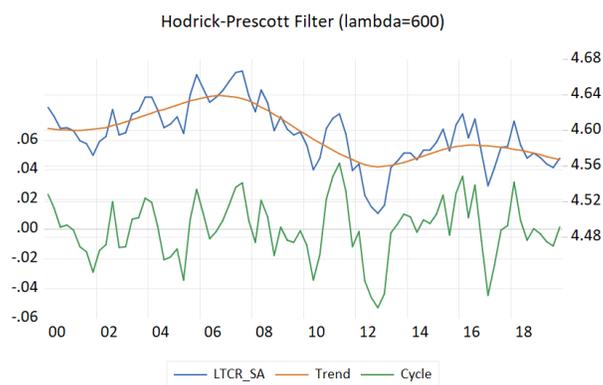
Así, aplicando el filtro de Hodrick-Prescott con $\lambda = 1600$ a las brechas del Producto Bruto Interno, la tasa de Interés Real, el Tipo de Cambio Real y los Términos de Intercambio para el período 2000-2019 se ha descompuesto las series para obtener el comportamiento cíclico del PBI, la Tasa de Interés Real, el Tipo de Cambio Real y los Términos de Intercambio. Filtro que consiste en eliminar las tendencias y suavizar de esa manera la curva; pero no garantiza que se elimina las tendencias cíclicas y volatilidades, la cual está sujeta a la discrecionalidad del investigador e induce a un comportamiento espurio de las variables.

Fig. 3 Filtro de Hodrick-Prescott



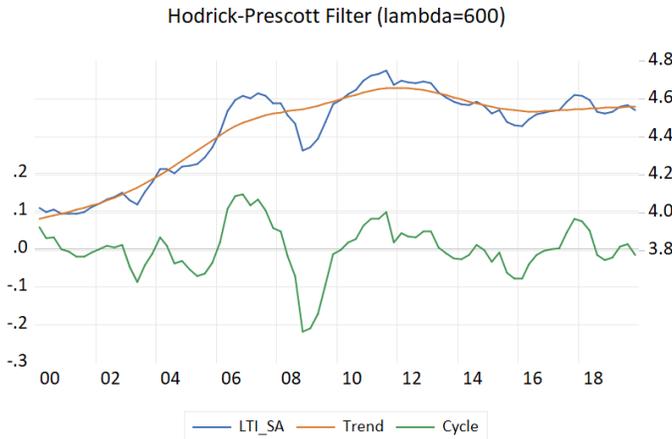
Nota: Tomando las bases de datos del BCRP.

Fig. 4 Filtro de Hodrick-Prescott



Nota: Tomando las bases de datos del BCRP

Fig. 5. Filtro de Hodrick-Prescott



Nota: Tomando las bases de datos del BCRP

Para darle más confiabilidad a los criterios de selección tomados, analizamos el presente test de estabilidad a través del test de normalidad.

Tabla 1. Autocorrelación

Dependent Variable: CICLOPBI
Method: Least Squares
Date: 06/29/22 Time: 16:42
Sample: 2000Q1 2019Q4
Included observations: 80

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CICLOTCR	-0.090032	0.118953	-1.28487	0.0000
CICLOTI	-0.099001	0.149268	-0.83667	0.0000
R-squared	0.039123	Mean dependent var		3.131716
Adjusted R-squared	-0.978163	S.D. dependent var		0.013386
S.E. of regression	1.918828	Akaike info criterion		5.082311
Sum squared resid	0.027649	Schwarz criterion		5.022761
Log likelihood	-106.2925	Hannan-Quinn criter.		5.058436
Durbin-Watson stat	1.709281			

Y por el inverse Roots of AR Characteristic Polynomial se verifica que no existe un problema de estabilidad en el modelo.

Tabla 2. Test de Jarque-Bera

Dependent Variable: CICLOPBI
Method: Least Squares
Date: 06/29/22 Time: 16:47
Sample (adjusted): 2000Q3 2019Q4
Included observations: 78 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002205	0.120026	1.799361	0.0762
CICLOPBI(-1)	1.913574	0.129095	65.76910	0.0000
CICLOPBI(-2)	0.914332	0.128609	-31.95944	0.0000
CICLOTCR(-1)	0.001170	0.100229	5.104772	0.0000
CICLOTCR(-2)	0.001166	0.100206	-5.667726	0.0000
CICLOTI(-1)	-0.001518	0.100136	11.18568	0.0000
CICLOTI(-2)	0.001476	0.100106	-13.90666	0.0000
R-squared	1.000000	Mean dependent var		4.132276
Adjusted R-squared	1.000000	S.D. dependent var		4.013083
S.E. of regression	3.06E-06	Akaike info criterion		4.407376
Sum squared resid	6.63E-10	Schwarz criterion		4.206226
Log likelihood	-108.4767	Hannan-Quinn criter.		4.308909
F-statistic	2.35E+08	Durbin-Watson stat		1.921242
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabla 3.

Chow Breakpoint Test: 2007Q1
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
Varying regressors: All equation variables
Equation Sample: 2000Q3 2019Q4

F-statistic	0.061181	Prob. F(7,64)	0.9500
Log likelihood ratio	0.361362	Prob. Chi-Square(7)	0.9430
Wald Statistic	0.280027	Prob. Chi-Square(7)	0.9609

Los residuos recursivos no siguen un comportamiento estable. Este es un síntoma de que los coeficientes del modelo tienen quiebre estructural. Se corrige este quiebre para la especificación del modelo:

Tabla 4. Prueba de hipótesis

Multiple breakpoint tests
Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks
Date: 29/06/22 Time: 19:00
Equation Sample: 2000Q3 2019Q4
Included observations: 64
Breakpoint variables: IREAL TI TCR
Break test options: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05

Sequential F-statistic determined breaks:

Break Test	F-statistic	1 Scaled F-statistic	Critical Value**
0 VS. 1	4.598423	13.77458	13.99

Según la Prueba de Chow, está dentro del Intervalo de Confianza

H0: No existe múltiples quiebres estructurales (3 quiebres estructurales)

H1: Sí existe múltiples quiebres

F statistic > Values critical → Se rechaza la hipótesis nula.

F statistic < Values critical → Se acepta la hipótesis nula

13.77458 < 13.99 → No hay quiebres estructurales

El Test de Chow siempre es más potente para detectar quiebres que los demás test.

Por lo tanto, a pesar de que la prueba CUSUMQ nos sugiere la presencia de múltiples quiebres, el Test de Chow con múltiples quiebres rechaza esta posibilidad, la cual es reforzada con el test de coeficientes recursivos.

Las políticas monetarias (tasa de interés real, términos de intercambio y tipo de cambio real) implementadas entre 2003-II – 2004-II y entre 2008-I – 2009-4 permitieron atenuar los efectos de crisis nacional y la crisis financiera global, respectivamente-te. Estas políticas monetarias resultaron efectivas, los datos trabajados en el modelo lo comprueban, al no existir el quiebre estructural que hubiera sido intenso de no darse esas políticas monetarias descritas.

Esos dos subperíodos, coinciden con los períodos previo y posterior a la adopción del régimen de Metas Explícitas de Inflación MEI. Durante el período previo la política monetaria se realizaba mediante el control de la emisión primaria; y durante el período posterior a la adopción del régimen MEI el instrumento de política monetaria era la tasa de interés de corto plazo.

Además, ese cambio en el comportamiento cíclico de las tasas de interés real, los tipos de cambio real y los términos de intercambio entre esos dos subperíodos ha sido influenciado por la adopción del régimen MEI y del cambio de instrumento monetario. Las volatilidades no condicionales de las tasas de interés real, los tipos de cambio real y los términos de intercambio caen hacia el período MEI. Se reportan los hechos estilizados de los ciclos de las tasas de interés real, los tipos de cambio real y los términos de intercambio, comparándolos según esos dos subperíodos.

Tabla 5. Prueba Dickey Fuller

Null Hypothesis: LTI_SA has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.673357	0.0009
Test critical values:		
1% level	-3.516676	
5% level	-2.899115	
10% level	-2.586866	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LTI_SA)
 Method: Least Squares
 Date: 06/29/22 Time: 18:45
 Sample (adjusted): 2000Q3 2019Q4
 Included observations: 78 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTI_SA(-1)	-1.036080	0.170402	-8.073357	0.0416
D(LTI_SA(-1))	0.454493	0.100078	4.541361	0.0000
C	-0.163834	0.277353	-0.018011	0.0375
R-squared	0.252360	Mean dependent var		0.006873
Adjusted R-squared	0.232423	S.D. dependent var		0.039902
S.E. of regression	0.034959	Akaike info criterion		-3.831571
Sum squared resid	0.091661	Schwarz criterion		-3.740929
Log likelihood	-92.47313	Hannan-Quinn criter.		-3.795285
F-statistic	50.65782	Durbin-Watson stat		2.158602
Prob(F-statistic)	0.000018			

El ciclo del PBI es estacionario porque se rechaza la hipótesis nula H_0 : la serie CICLOPBI presenta raíz unitaria dado que su probabilidad = 0.0000 < α = 1%.

Así, la ecuación que utiliza el ADF para obtener el t – Estadístico del ADF es:

$$D(\text{CICLOPBI},3) = \beta_0 + \beta_1 D(\text{CICLOPBI}(-1),2) + \beta_2 D(\text{CICLOPBI}(-1),3) + \beta_3 D(\text{CICLOPBI}(-2),3).$$

H_0 Los errores del modelo ciclo real no presenta heterocedasticidad

H_1 Los errores del modelo ciclo real sí presenta heterocedasticidad

Se acepta H_0 por lo tanto, los errores son homocedásticos
 [α = 5% < Prob 0.0573]

[α = 5% < Prob 0.0611]

Aspectos metodológicos

Mediante la técnica econométrica no lineal de Vectores Autoregresivos VAR con datos de la economía peruana para el período enero 2000 - Diciembre 2019 se muestra los efectos contractivos y expansivos en el PBI causado por variaciones de la tasa del tipo de cambio real y de los términos de intercambio.

Tabla 6. VAR economía peruana

Group unit root test: Summary
 Series: CICLOPBI, CICLOTGR, CICLOTI
 Date: 06/29/22 Time: 18:52
 Sample: 2000Q1 2019Q4
 Exogenous variables: Individual effects
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic lag length selection based on SIC: 4 to 5
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-7.89286	0.0003	2	149
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-15.7932	0.0009	2	149
ADF - Fisher Chi-square	160.299	0.0003	2	149
PP - Fisher Chi-square	86.3489	0.0002	2	158

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Tabla 7. Tes de White

Heteroskedasticity Test: White
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	2.110838	Prob. F(8,69)	0.0050
Obs*R-squared	13.55251	Prob. Chi-Square(8)	0.0600
Scaled explained SS	19.29321	Prob. Chi-Square(8)	0.0038

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 06/29/22 Time: 19:00
Sample: 2000Q3 2019Q4
Included observations: 78
Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.003558	4.20E-09	2.347016	0.0418
CICLOPBI(-1)^2	0.008814	5.09E-08	-4.872887	0.7742
CICLOPBI(-1)*CICLOPBI(-2)	0.142455	4.85E-08	4.851871	0.4023
CICLOPBI(-1)*CICLOTOT(-1)	0.082222	2.85E-09	2.599808	0.3562
CICLOPBI(-1)*CICLOTOT(-2)	0.403231	6.12E-10	0.729310	0.1792
CICLOPBI(-1)*CICLOTI(-1)	0.595353	3.21E-09	2.396798	0.0256
CICLOPBI(-1)*CICLOTI(-2)	0.081484	1.79E-10	-1.325198	0.6121
CICLOTOT(-1)*CICLOTI(-1)	0.055649	2.07E-09	-2.405982	0.2142
CICLOTI(-1)^2	0.055451	2.69E-10	0.159916	0.3232
R-squared	0.430160	Mean dependent var	8.521512	
Adjusted R-squared	0.364092	S.D. dependent var	13.7E-11	
S.E. of regression	12.42111	Akaike info criterion	7.025142	
Sum squared resid	12372.20	Schwarz criterion	8.753249	
Log likelihood	-342.9091	Hannan-Quinn criter.	8.916556	
F-statistic	2.110838	Durbin-Watson stat	2.036288	
Prob(F-statistic)	0.000003			

Se rechaza H0: las series CICLOPBI, CICLOTI, CICLOTOT presentan raíz unitaria Prob. $0.0000 < \alpha = 0.01 = 1\%$ es decir, no existe raíz unitaria.

En consecuencia, las Series CICLOPBI, CICLOTI, CICLOTOT son estacionarias.

Así, se estudia los mecanismos de propagación de los ciclos económicos a través del uso del modelo de vectores autorregresivos con dos rezagos (ya que por el test de exclusión de rezagos se eligió 2 rezagos).

La prueba de causalidad de Granger nos permite establecer la relación de causalidad entre las variables incorporadas en el sistema VAR.

Tabla 8. Test de causalidad de Granger

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 06/29/22 Time: 19:10
Sample: 2000Q1 2019Q4
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LTCR_SA does not Granger Cause LPBI_SA	78	0.67644	0.0074
LPBI_SA does not Granger Cause LTCR_SA		1.53081	0.0772
LTI_SA does not Granger Cause LPBI_SA	78	7.22438	0.0014
LPBI_SA does not Granger Cause LTI_SA		0.91817	0.0038
LTI_SA does not Granger Cause LTCR_SA	78	0.71769	0.2603
LTCR_SA does not Granger Cause LTI_SA		0.19506	0.0232

Según la aplicación del test Chi-Cuadrado, se rechaza la H0 (la tasa de interés real no causa a lo Granger al PBI) dado que la Prob $0.0074 < \alpha = 0.05 = 5\%$; y también se rechaza H0 (los términos de intercambio y el tipo de cambio real no causa a lo Granger al PBI) sí consideramos un $\alpha = 0.10 = 10\%$ y un

$\alpha = 0.27 = 27\%$ respectivamente haciendo que la Prob $0.0772 < \alpha = 0.10 = 10\%$ y que la Prob $0.2603 < \alpha = 0.27 = 27\%$

Tomando en conjunto la exclusión de todas las variables; se rechaza H0 con lo cual se demuestra que IREAL, TI y TCR sí causa a lo Granger al PBI.

IV. CONCLUSIONES

De la estimación del Modelo VAR (período trimestral 2002-2019) resulta que la Tasa de Interés Real influyó significativamente sobre el Producto Bruto Interno en sentido positivo y negativo respectivamente con un primer y segundo rezago. La política monetaria de mantener reducida la tasa de interés de referencia y aumentar la cantidad de dinero a disposición de los bancos mantuvo reducida la tasa de interés real alterando las decisiones del gasto y afectan la producción. Así, la evolución de la tasa de interés real influyó en el ciclo económico peruano; toda vez que esa reducción de la tasa de interés elevó el valor presente de los proyectos de inversión de largo plazo haciendo que los empresarios ejecutaran esos proyectos. Cuando se frenó la expansión del crédito se detectó que la falsa impresión de rentabilidad creada por esa expansión del crédito conducía a inversiones poco rentables. Muchas empresas que se habían iniciados gracias a esa reducción de la tasa de interés, y que se habían sostenido gracias al aumento del dinero, ya no eran rentables. Algunas empresas redujeron su escala de operación y otras cerraron. La crisis y la recesión le siguió a ese auge. El período de recesión era la culminación del período de inversiones poco rentables. Esas empresas que debían su existencia al hecho de que alguna vez parecían rentables en las condiciones creadas por la expansión del crédito; dejaron de ser rentables. La economía se adaptaba a estas pérdidas y a la situación que resultaba de ella.

De la estimación del Modelo VAR (período trimestral 2000-2019) resulta que el Tipo de Cambio Real influyó significativamente sobre el Producto Bruto Interno en sentido negativo y positivo respectivamente con un primer y segundo rezago. En particular; luego de las depreciaciones del tipo de cambio real; la tasa de interés real aumentó con mayor magnitud en la fase recesiva indicando un mayor temor a esas depreciaciones contractivas del tipo de cambio real (por parte del BCRP) cuando las condiciones de la economía eran frágiles.

De la estimación de la estimación del Modelo VAR (período trimestral 2000-2019) resulta que los términos de intercambio influyeron significativamente sobre el Producto Bruto Interno en sentido positivo y negativo respectivamente con un primer y segundo rezago. En particular, los aumentos en los TI causado por el aumento del precio esperado de las exportaciones de metales y alimentos provocaron un aumento de la demanda de inversión del sector exportador, favoreciendo al crecimiento del PBI potencial de la economía; y los aumentos en los TI causado por la caída de precios de los

insumos importados (como el petróleo) representaron (para las empresas en sus procesos de producción) ahorros en sus costos de producción y mejoras en su competitividad que las indujeron a producir más. Los TI tuvieron efectos en el ciclo económico y en el comportamiento de largo plazo de la economía. Así, la evolución de los términos de intercambio durante 2000-2019 influyó en el ciclo económico peruano.

Por lo tanto, tal período registró un continuo progreso económico. Este progreso económico se produjo a un ritmo tan rápido que compensó y superó las pérdidas provocadas por el excesivo consumo de bienes de capital y las torpes inversiones de la política monetaria expansiva. En tales casos, el sistema económico gozó, después de los auges, de mayor prosperidad que antes de producirse esos auges; sin embargo, la gente se consideró con menos recursos; al darse cuenta de las aún enormes posibilidades de mayor prosperidad que han sido debilitadas y desperdiciadas.

REFERENCIAS

- [1] Albert, J. y Tercero, D “Política monetaria en tiempos de pandemia: evaluación y propuesta del helicóptero monetario”, Revista de Economía mundial, Mayo 2020. <https://bit.ly/3SRkQlr>.
- [2] Arellano, M. “Consecuencias de la covid-19 en la economía y las finanzas públicas en México: más allá de la pandemia*”, El trimestre económico, Seriembre 2022. <https://bit.ly/3Zl8MuM>.
- [3] Castillo. P. Política monetaria y el ciclo económico. Revista La Moneda BCRP N° 1(179), 4-7, Perú, 2019.
- [4] Bonilla Mejía L. “Choques externos y remesas internacionales en las regions de Colombia”, Colombia: Bogotá: Banco de la República, 2016. Consultado: <https://bit.ly/3YoEHKq>
- [5] Duarte, C. “Los límites de la política monetaria, de la trampa de liquidez al Zero lower bound”, Revista Problemas del desarrollo, Octubre 2022. <https://bit.ly/41vKslm>.
- [6] Frasser, C y Camilo, J. “Reasignación de liquidez y costo de bienestar de la inflación en Colombia” Revista Lecturas de Economía, enero 2023. <https://bit.ly/3ELLmXs>.
- [7] León C. Reveiz Heraldo A. Dolarización financiera: experiencia internacional y perspectivas para Colombia. Revista de Economía Institucional Vol. 10, No. 18, 313 - 341. Banco de la República, Primer semestre. Colombia, 2008.
- [8] Keynes J. M. “The general theory of employment, interest and money”. New York (USA, 1936). <https://bit.ly/3ZbTfh8>.
- [9] Friedman M. “metodología, teoría y política económica”. Ediciones Universidad Católica de Chile, Chile, enero 2015. <https://bit.ly/3m82Gzj>.
- [10] Mishkin F. “Consensos actuales en política monetaria: entre el arte y la ciencia 2007”. Revista Cultura Económica, año XXV, N° 70. Pp. 44-75. <https://bit.ly/3Za7yCA>.
- [11] Parado H., E. “Shocks Externos y Transmisión de la Política Monetaria en Chile” Chile, Diciembre 2001).
- [12] Scialabba E. “política monetaria y ciclo económico: dolarización financiera en economías emergentes”, III Jornada de Economía Política Universidad Nacional General Sarmiento, Argentina 2009. <https://bit.ly/3SyV2dy>.
- [13] Rivas Santos P. “incidencia de política monetaria en los ciclos económicos: caso peruano 1992-2012”. Perú 2016. <http://hdl.handle.net/20.500.12952/2056>.
- [14] Saldarriaga, M. Á., & Winkelried, D. “Trade linkages and growth in Latin America: An SVAR analysis” Banco Central de Reserva del Perú. Abril 2012.
- [15] Reinhart C. y Savastano M. “realidades de hiperinflaciones modernas” Universidad de Maryland, College park, Department of economics. USA, junio 2003. pp. 20-23.
- [16] Rodríguez G. y Vassallo R.. “Impacto de Choques externos sobre la economía peruana, aplicación empírica usando modelos TVP-VAR-SV” Consejo Fiscal del Perú y Pontificia Universidad Católica del Perú Documento de Investigación N°001-2021, Perú, marzo 2021.
- [17] Vidal, P. et al. “Un análisis regional de los choques monetarios y externos, el caso del Valle del Cauca en Colombia”. *Cuadernos de economía* 2021.(Santa fé de Bogotá) (40)82, 57-82. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=7887342>