

EFFECTOS DE LA POLÍTICA MONETARIA POST PANDEMIA EN UNA ECONOMÍA CON TIPO DE CAMBIO FIJO: CASO BOLIVIANO

Emiliano Ribera Sabaté¹

1 Graduado de Ingeniería Económica – UPSA.

Resumen

En el siguiente ensayo, se analizan los efectos de la política monetaria en Bolivia durante el periodo post pandemia, para ello se construyó un modelo VAR (Vectores Autorregresivos) utilizando el tipo de cambio multilateral, la actividad económica, la inflación, la masa monetaria (M1 y M2) y la balanza comercial. Esta metodología al ser de un modelo dinámico permite ver la relación y los efectos entre las variables utilizadas, dando resultados que sugieren que los efectos de la política monetaria sobre la producción real son limitados, en el contexto de una economía con régimen de tipo cambio fijo.

Palabras claves: Política monetaria, tipo de cambio fijo, modelo VAR, balanza comercial, inflación, actividad económica, transmisión monetaria, masa monetaria.

Abstract

This essay analyzes the effects of monetary policy in Bolivia during the post-pandemic period. A Vector Autoregression (VAR) model was developed using key macroeconomic variables such as the multilateral exchange rate, economic activity, inflation, money supply (M1 and M2), and the trade balance. As a dynamic modeling approach, the VAR framework enables the evaluation of the interrelationships and transmission effects among these variables. The results suggest that, within the constraints of a fixed exchange rate regime, the influence of monetary policy on real economic output is limited, while its impact is more pronounced on nominal variables such as inflation and trade flows.

Keywords: Monetary policy, fixed exchange rate, VAR model, trade balance, inflation, economic activity, monetary transmission, money supply.

1. Introducción

La economía boliviana ha tenido un régimen cambiario fijo durante las últimas décadas, lo que limita la movilidad que tiene el gobierno para realizar política monetaria tradicional. Debido a la pandemia del COVID 19 se cuestionan la efectividad de las herramientas monetarias en contextos de crisis e incertidumbre.

A nivel internacional los bancos centrales respondieron con políticas monetarias expansivas, bajando tasas de intereses y aumentando la liquidez para evitar colapsos económicos, resultando en presiones inflacionarias y en el caso de muchos países una mayor dependencia del financiamiento externo.

En américa latina el impacto tuvo mayores consecuencias negativas, según (CAF, 2021), la región experimentó una de las contracciones más abruptas del PIB en

décadas, Bolivia tuvo una caída del PIB del (-8.7%) en 2020, caídas en su comercio internacional y reservas internacionales, generando una expansión monetaria para mitigar el impacto durante esos meses.

El problema central del estudio es: *¿Cuál ha sido el efecto de la política monetaria sobre la actividad económica boliviana durante el periodo post pandemia?*

El presente trabajo para responder esa interrogante, ha desarrollado un modelo VAR utilizando datos mensuales de 2009 a 2024 para analizar las relaciones dinámicas entre distintas variables endógenas al mismo tiempo, dando una visión integral de los mecanismos de transmisión de la política monetaria. Debido a que la pandemia fue un shock en la economía y debido a la alta volatilidad de la economía boliviana, sirve para analizar los efectos de otras variables relevantes en los periodos siguientes.

La hipótesis del trabajo planteada es: *En un contexto de tipo de cambio fijo, los mecanismos de transmisión de la política monetaria presentan efectos limitados sobre la actividad económica real.*

2. Descripción del caso boliviano

El panorama económico de Bolivia post pandemia resultó desafiante y los efectos resultantes se siguen apreciando hasta la actualidad, presentando una desaceleración del crecimiento, presiones inflacionarias externas y un régimen cambiario fijo que limitó la autonomía de la política monetaria, consumiendo las reservas internacionales del país para poder hacerle frente a sus obligaciones financieras. Según (CEPAL, 2022), estas incluyeron transferencias monetarias y facilidades crediticias para amortiguar el impacto de la pandemia.

Bolivia debido a su régimen de tipo de cambio fijo y alta participación estatal, una política de subvención a los hidrocarburos, limitó la efectividad de la política monetaria. El tipo de cambio se mantuvo estable gracias a las intervenciones del banco central desde el año 2011 (Banco Central de Bolivia, 2023), utilizando como ancla el dólar estadounidense, manteniendo una estabilidad de precios a corto plazo, reduciendo las reservas internacionales a mediano y limitando la capacidad de reacción del país ante shocks externos.

La pandemia afectó negativamente a las reservas internacionales netas y al comercio internacional, sin embargo, los precios de las materias primas como el gas natural y los minerales exportados por Bolivia repuntaron en 2021 y 2022, no fue suficiente para contrarrestar el consumo de las reservas y eso en conjunto con la incertidumbre global (Baker, Bloom, & Davis, 2023) terminó contagiando a las expectativas de inversión y consumo.

3. Marco teórico

3.1. Postulado del modelo Mundell-Fleming

El modelo Mundell-Fleming analiza cómo las políticas fiscales y monetarias podrían afectar a una economía abierta bajo distintos regímenes cambiarios. Este modelo IS-LM muestra que la efectividad de la política monetaria pierde efectividad si el régimen de tipo de cambio es fijo, mientras que la política fiscal se vuelve más efectiva para modificar la actividad económica (Mankiw, 2007).

Siendo la curva IS del modelo:

$$r^* = \frac{A + XY^* - R(r + q)}{b} - \frac{y}{ab}$$

Donde:

r^* : Tasa de interés internacional

A: Gasto autónomo

X: Sensibilidad de las exportaciones netas al ingreso externo

Y^* : Ingreso externo

R: Tipo de cambio real

r: Tasa de interés doméstica

q: Sensibilidad de las importaciones al tipo de cambio real

b: Sensibilidad de la inversión al tipo de interés

y: Producción o ingreso externo

a: Multiplicador keynesiano

La curva LM del modelo es:

$$r^* = \frac{k}{h}y - \frac{1}{h} \frac{M}{P}$$

Donde:

r^* : Tasa de interés internacional

k: Sensibilidad de la demanda de dinero al ingreso

h: Sensibilidad de la demanda de dinero a la tasa de interés

y: Ingreso real

M: Oferta monetaria

P: Nivel de precios

3.2. Canales de transmisión de política monetaria y tipo de cambio

Los efectos del tipo de cambio sobre la actividad económica dependen de su influencia en las exportaciones netas, el consumo y la inversión. En economías con régimen de tipo de cambio fijo, estos canales pierden potencia (Obstfeld & Rogoff, 1996).

3.3. Tipo de cambio fijo y política monetaria pasiva

El régimen de tipo de cambio fijo para que se mantenga por el banco central, tiene que comprar o vender divisas para sostener la paridad. Esto limita su capacidad para utilizar instrumentos de política monetaria para la estabilización (Krugman & Obstfeld, 2003).

3.4. Alta movilidad de capitales

En el contexto de alta movilidad de capitales, un aumento de la masa monetaria provoca una salida de capitales, provocando al banco central vender sus reservas internacionales para prevenir la depreciación (Blanchard & Johnson, 2012).

3.5. Rigidez de precios y salarios

Debido a que en Bolivia existe rigidez en los precios y salarios nominales, las variaciones del tipo de cambio real no se presentan de manera inmediata en la competitividad externa del país, lo que genera retrasos en la respuesta del producto a choques cambiarios (Taylor, 1993).

4. Metodología

4.1. Análisis con modelo VAR

La metodología utilizada para el análisis ha sido llevar a cabo un modelo VAR (Vectores Autorregresivos), debido a que es una herramienta dinámica entre múltiples variables endógenas y esto otorga una ventaja en el contexto boliviano, donde las decisiones del banco central están condicionadas por un régimen de tipo de cambio fijo, donde las decisiones están rezagadas e interdependientes.

4.2. Variables seleccionadas

El modelo VAR fue construido a partir de variables relevantes en la transmisión de la política monetaria y por representar distintos sectores de la economía boliviana:

- Tipo de cambio real multilateral (TCRM): refleja directamente a la competitividad externa de Bolivia frente a otras naciones.
- Índice global de actividad económica (IGAE): representa el crecimiento del producto interno bruto en frecuencia mensual.
- Índices de precios al consumidor (CPI): mide el nivel de inflación mensual.
- Índice GEPU_PPP: mide la percepción de incertidumbre económica a nivel internacional.
- Masa monetaria M1 deflactada: incluye el dinero en circulación y depósitos a la vista.
- Masa monetaria M2 deflactada: abarca M1 más depósitos de ahorro y a plazo.
- Saldo de la balanza comercial (SALDOCM): expresa la diferencia entre exportaciones e importaciones de bienes.

4.3. Fuentes de datos

Para la estimación del modelo VAR, se utilizaron datos mensuales para la actividad económica (IGAE), inflación (CPI), la masa monetaria (M1 y M2), la balanza comercial (SALDOCM) y la tasa de cambio real multilateral (TCRM) son provenientes del Instituto Nacional de Estadística (INE, 2025) y del Banco Central de Bolivia (BCB, 2025), mientras que el indicador de la incertidumbre internacional se extrajo del Global Economic Policy Uncertainty Index (Baker, Bloom, & Davis, 2023).

5. Estimación del modelo

5.1. Selección del número de rezagos (Lag Structure)

Para determinar el número de rezagos en el modelo se aplicó el criterio de largo de rezagos en Eviews, los criterios que usa son:

- LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
- FPE: Final prediction error
- AIC: Akaike information criterion
- SC: Schwarz information criterion
- HQ: Hannan-Quinn information criterion

El resultado haciendo con 12 rezagos es el siguiente:

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: D(TCRM) D(IGAE) D(CPI) D(GEPU_PPP) D(M1_DEF) D...
Exogenous variables: C
Date: 05/01/25 Time: 14:23
Sample: 2008M01 2025M03
Included observations: 179

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-6987.069	NA	2.05e+25	78.14602	78.27066*	78.19656*
1	-6917.323	133.2577	1.62e+25	77.91422	78.91139	78.31856
2	-6854.588	114.9547	1.40e+25	77.76076	79.63046	78.51891
3	-6808.962	80.03635	1.46e+25	77.79846	80.54068	78.91041
4	-6760.707	80.87443	1.49e+25	77.80679	81.42153	79.27254
5	-6720.286	64.58448	1.67e+25	77.90263	82.38990	79.72218
6	-6680.064	61.11869	1.89e+25	78.00072	83.36051	80.17407
7	-6624.081	80.69058	1.82e+25	77.92269	84.15501	80.44985
8	-6566.297	78.76674	1.74e+25	77.82455	84.92939	80.70551
9	-6523.909	54.46520	2.01e+25	77.89843	85.87579	81.13319
10	-6438.078	103.5730	1.46e+25	77.48690	86.33679	81.07546
11	-6374.330	71.93907	1.39e+25	77.32212	87.04454	81.26448
12	-6294.339	84.01263*	1.13e+25*	76.97585*	87.57080	81.27202

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

Fuente: Elaboración propia con Eviews, 2025.

5.2. Especificación del modelo VAR

Para las estimaciones se utilizó un modelo VAR (12), lo que permite que cada variable del sistema sea explicada por sus propios rezagos y los rezagos de las demás variables endógenas.

La ecuación general del modelo es la siguiente:

$$Y_t = c + A1Y_{t-1} + A2Y_{t-2} + \dots + ApY_{t-p} + \epsilon_t$$

Donde la matriz es:

$$Y_t = \begin{bmatrix} d(TCRM_t) \\ d(IGAE_t) \\ d(CPI_t) \\ d(GEPU_PPP_t) \\ d(M1_DEF_t) \\ d(M2_DEF_t) \\ d(SALDOCM_t) \end{bmatrix}$$

El modelo incluye 12 rezagos por lo que $p = 12$. c es el vector de constantes (interceptos). ϵ_t es el vector de errores.

El modelo fue estimado utilizando datos mensuales del periodo de abril del 2009 hasta febrero del 2025, siendo 179 observaciones. Todas las series fueron transformadas a primeras diferencias para garantizar la estacionariedad, verificado mediante las pruebas de raíz unitaria (Dickey-Fuller aumentado).

5.3. Estimación del modelo VAR

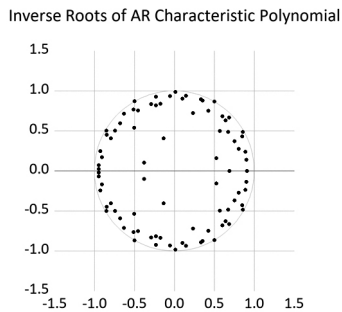
La estimación del modelo es la siguiente, utilizando 12 rezagos y las variables con diferencias de primer nivel, por lo que el modelo VAR estimado sería el siguiente:

Estadístico	D(TCRM)	D(IGAE)	D(CPI)	D(GEPU_PPP)	D(M1_DEF)	D(M2_DEF)	D(SALDOCM)
R-squared	0.624579	0.918319	0.61077	0.567608	0.433308	0.448384	0.649428
Adj. R-squared	0.289096	0.845328	0.262948	0.181216	-0.073097	-0.04455	0.336151
Sum sq. resids	72.30395	5305.133	9.648063	95571.52	53500000000	1.4E+11	693885.9
S.E. equation	0.877035	7.512495	0.320373	31.88602	23860.29	38656.2	85.9172
F-statistic	1.861733	12.58117	1.755983	1.468994	0.855656	0.909623	2.073014
Log likelihood	-172.8576	-557.3095	7.406261	-816.0719	-2000.659	-2087.025	-993.4996
Akaike AIC	2.881091	7.176642	0.866969	10.06784	23.30345	24.26843	12.05027
Schwarz SC	4.394654	8.690205	2.380532	11.58141	24.81701	25.78199	13.56384
Mean dependent	-0.074787	0.580104	0.242461	0.423583	3644.626	6072.566	-0.878343
S.D. dependent	1.040188	19.10195	0.37317	35.23835	23033.3	37822.88	105.4497

Concepto	Valor
Determinant resid covariance (dof adj.)	7.48E+23
Determinant resid covariance	8.23E+21
Log likelihood	-6294.34
Akaike information criterion	76.97585
Schwarz criterion	87.5708
Number of coefficients	595

5.4. Pruebas de estabilidad
(AR Roots Test)

Para verificar la estabilidad del modelo se aplicó la prueba de las raíces inversas del polinomio autorregresivo y el resultado es que todas las raíces están dentro del círculo unitario.



Fuente: Elaboración propia con Eviews, 2025.

5.5. Pruebas de diagnóstico
(Residual Test)

5.5.1. Autocorrelación (LM)

Con el fin de verificar la autocorrelación en el modelo VAR estimado, se utilizó la prueba LM (Lagrange Multiplier) para los rezagos 1 al 12, en todos los rezagos los valores p fueron mayores al 5% de significancia para afirmar la ausencia de la autocorrelación serial en el modelo.

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Date: 05/01/25 Time: 14:57
Sample: 2008M01 2025M03
Included observations: 179

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.HQ
1	45.75210	49	0.6056	0.931428	(49,415.6)	0.6074
2	55.42018	49	0.2454	1.140982	(49,415.6)	0.2472
3	57.79076	49	0.1824	1.193072	(49,415.6)	0.1839
4	54.29450	49	0.2798	1.116345	(49,415.6)	0.2816
5	56.33810	49	0.2195	1.161118	(49,415.6)	0.2212
6	53.10845	49	0.3189	1.090455	(49,415.6)	0.3208
7	51.64428	49	0.3709	1.058590	(49,415.6)	0.3728
8	46.85415	49	0.5605	0.955083	(49,415.6)	0.5625
9	42.31888	49	0.7389	0.858117	(49,415.6)	0.7404
10	48.57685	49	0.4902	0.992178	(49,415.6)	0.4922
11	65.24879	49	0.0601	1.358796	(49,415.6)	0.0608
12	51.38493	49	0.3805	1.052957	(49,415.6)	0.3825

Null hypothesis: No serial correlation al lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	45.75210	49	0.6056	0.931428	(49,415.6)	0.6074
2	95.35505	98	0.5568	0.969423	(98,476.9)	0.5646
3	156.1842	147	0.2865	1.066590	(147,458.1)	0.3064
4	197.8305	196	0.4499	0.998962	(196,420.6)	0.4975
5	253.0473	245	0.3484	1.017646	(245,377.1)	0.4369
6	312.4533	294	0.2198	1.041668	(294,331.1)	0.3586
7	354.6807	343	0.3205	0.978871	(343,283.8)	0.5760
8	440.7381	392	0.0449	1.071862	(392,236.0)	0.2797
9	491.3889	441	0.0486	0.997117	(441,187.7)	0.5159
10	566.0782	490	0.0098	0.960601	(490,139.3)	0.6263
11	751.8820	539	0.0000	1.196417	(539,90.7)	0.1459
12	1081.886	588	0.0000	1.732311	(588,42.0)	0.0146

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Fuente: Elaboración propia con Eviews, 2025.

5.5.2. Normalidad

Para verificar la normalidad se utilizó la prueba de normalidad de Cholesky, dando como resultado que los residuos no siguen una distribución normal, lo cual

se debe a que existen valores atípicos como puede ser la pandemia, para el caso del IGAE, M1 y M2 con mayor notabilidad, debido a la expansión monetaria y a la retracción que hubo en la economía.

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Date: 05/01/25 Time: 15:02
Sample: 2008M01 2025M03
Included observations: 179

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.041919	0.052422	1	0.8189
2	-0.360299	3.872816	1	0.0491
3	-0.003211	0.000308	1	0.9860
4	0.093529	0.260970	1	0.6095
5	5.490376	899.3028	1	0.0000
6	-0.038948	0.045255	1	0.8315
7	0.430585	5.531193	1	0.0187
Joint		909.0658	7	0.0000

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.166685	0.207221	1	0.6490
2	6.812728	108.4210	1	0.0000
3	3.699762	3.652098	1	0.0560
4	3.419822	1.314534	1	0.2516
5	56.39145	21261.07	1	0.0000
6	3.521782	2.030579	1	0.1542
7	3.711577	3.776462	1	0.0520
Joint		21380.47	7	0.0000

Component	Jarque-B...	df	Prob.
1	0.259643	2	0.8783
2	112.2938	2	0.0000
3	3.652406	2	0.1610
4	1.575504	2	0.4549
5	22160.37	2	0.0000
6	2.075833	2	0.3542
7	9.307655	2	0.0095
Joint	22289.54	14	0.0000

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Fuente: Elaboración propia con Eviews, 2025.

5.5.3. Heterocedasticidad (White Test, sin términos cruzados)

Se aplicó la prueba de White de heterocedasticidad sobre los residuos, utilizando la especificación sin términos

cruzados. El resultado del test concluyó con una probabilidad de 0.4799, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad, lo que sugiere que los residuos tienen una varianza constante.

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)
Date: 05/01/25 Time: 15:56
Sample: 2008M01 2025M03
Included observations: 179

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
4708.234	4704	0.4799			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(168,10)	Prob.	Chi-sq(168)	Prob.
res1*res1	0.937593	0.894272	0.6487	167.8291	0.4892
res2*res2	0.992790	8.196319	0.0005	177.7094	0.2891
res3*res3	0.956474	1.308031	0.3373	171.2089	0.4167
res4*res4	0.955204	1.269254	0.3595	170.9815	0.4215
res5*res5	0.787129	0.220101	1.0000	140.8962	0.9370
res6*res6	0.785044	0.217387	1.0000	140.5228	0.9397
res7*res7	0.826024	0.282615	0.9997	147.8583	0.8664
res2*res1	0.970569	1.962945	0.1182	173.7318	0.3649
res3*res1	0.936424	0.876742	0.6650	167.6199	0.4938
res3*res2	0.938454	0.907612	0.6364	167.9832	0.4859
res4*res1	0.901196	0.542919	0.9431	161.3141	0.6305
res4*res2	0.972150	2.077779	0.0995	174.0149	0.3592
res4*res3	0.985487	4.041897	0.0093	176.4022	0.3131
res5*res1	0.837101	0.305878	0.9993	149.8410	0.8394
res5*res2	0.899123	0.530539	0.9496	160.9430	0.6383
res5*res3	0.837392	0.306534	0.9993	149.8932	0.8387
res5*res4	0.933257	0.832311	0.7067	167.0530	0.5061
res6*res1	0.831376	0.293473	0.9996	148.8163	0.8537
res6*res2	0.888199	0.472883	0.9742	158.9875	0.6787
res6*res3	0.847767	0.331482	0.9984	151.7504	0.8106
res6*res4	0.932636	0.824089	0.7144	166.9418	0.5086
res6*res5	0.786037	0.218673	1.0000	140.7006	0.9384
res7*res1	0.963906	1.589613	0.2124	172.5392	0.3891
res7*res2	0.969516	1.893099	0.1315	173.5434	0.3686
res7*res3	0.940174	0.935430	0.6111	168.2912	0.4792
res7*res4	0.934571	0.850229	0.6898	167.2883	0.5010
res7*res5	0.805125	0.245922	0.9999	144.1174	0.9088
res7*res6	0.795235	0.231170	1.0000	142.3471	0.9252

Fuente: Elaboración propia con Eviews, 2025.

5.5.4. Causalidad de Granger

El test de causalidad de Granger da como resultado que existen relaciones significativas entre ciertas variables del modelo, particularmente desde la inflación y la balanza comercial hacia el tipo de cambio, y desde la incertidumbre global hacia la actividad económica y la inflación.

Estos datos muestran que efectivamente si existió un efecto de la pandemia en la economía boliviana.

Dependent variable: D(TCRM)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(IGAE)	11.38029	12	0.4966
D(CPI)	33.25254	12	0.0009
D(GEPU_PPP)	9.981486	12	0.6176
D(M1_DEF)	15.36397	12	0.2221
D(M2_DEF)	16.10193	12	0.1866
D(SALDOCM)	22.78001	12	0.0297
All	118.2532	72	0.0005

Dependent variable: D(IGAE)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(TCRM)	19.20225	12	0.0838
D(CPI)	19.32289	12	0.0810
D(GEPU_PPP)	37.65842	12	0.0002
D(M1_DEF)	20.92582	12	0.0515
D(M2_DEF)	20.52946	12	0.0577
D(SALDOCM)	20.22645	12	0.0629
All	173.0903	72	0.0000

Dependent variable: D(CPI)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(TCRM)	18.35210	12	0.1054
D(IGAE)	14.77382	12	0.2540
D(GEPU_PPP)	31.03301	12	0.0019
D(M1_DEF)	13.68361	12	0.3214
D(M2_DEF)	12.37837	12	0.4158
D(SALDOCM)	10.01346	12	0.6148
All	117.5682	72	0.0006

Dependent variable: D(GEPU_PPP)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(TCRM)	10.60864	12	0.5627
D(IGAE)	14.42143	12	0.2746
D(CPI)	21.56502	12	0.0427
D(M1_DEF)	15.72217	12	0.2043
D(M2_DEF)	16.27530	12	0.1789
D(SALDOCM)	13.99408	12	0.3011
All	92.18780	72	0.0547

Dependent variable: D(M1_DEF)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(TCRM)	6.120231	12	0.9099
D(IGAE)	13.87679	12	0.3086
D(CPI)	10.53381	12	0.5692
D(M1_DEF)	10.21493	12	0.5971
D(M2_DEF)	3.624506	12	0.9893
D(SALDOCM)	6.639858	12	0.8805
All	67.23695	72	0.6369

Dependent variable: D(M2_DEF)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(TCRM)	5.969110	12	0.9176
D(IGAE)	17.36914	12	0.1362
D(CPI)	10.99010	12	0.5298
D(GEPU_PPP)	9.898563	12	0.6249
D(M2_DEF)	4.863861	12	0.9624
D(SALDOCM)	7.771023	12	0.8028
All	71.50887	72	0.4942

Dependent variable: D(SALDOCM)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(TCRM)	5.721370	12	0.9295
D(IGAE)	18.42522	12	0.1034
D(CPI)	15.69551	12	0.2056
D(GEPU_PPP)	7.975177	12	0.7871
D(M1_DEF)	14.45621	12	0.2725
D(M2_DEF)	14.04259	12	0.2980
All	92.90890	72	0.0493

Fuente: Elaboración propia con Eviews, 2025.

6. Análisis de los resultados

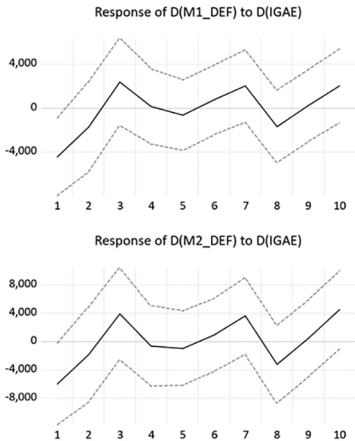
6.1. Funciones Impulso-Respuesta

Las funciones impulso-respuesta muestran efectos dinámicos ante shocks de las variables impulso a las variables respuesta, se utilizó el método de Cholesky a un horizonte de 10 periodos y las bandas representan ± 2 errores estándar.

6.1.1. Respuesta de M1 y M2 deflactados ante un shock en la actividad económica (IGAE)

Las variables M1 y M2 reaccionan positivamente en los primeros 3 periodos, indicando un aumento en la actividad económica, sin embargo, en los siguientes periodos se vuelve más inestable.

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations ± 2 S.E.

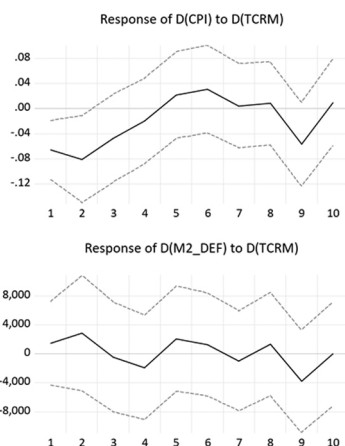


Fuente: Elaboración propia con Eviews, 2025.

6.1.2. Respuesta de la inflación (CPI) y la M2 deflactado ante un shock en la tasa de cambio real multilateral (TCRM)

Una depreciación real provoca una respuesta negativa leve en la inflación, aunque luego el efecto es cercano a 0. Para la masa monetaria M2 el impacto es más volátil, sin un patrón claro.

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations ± 2 S.E.

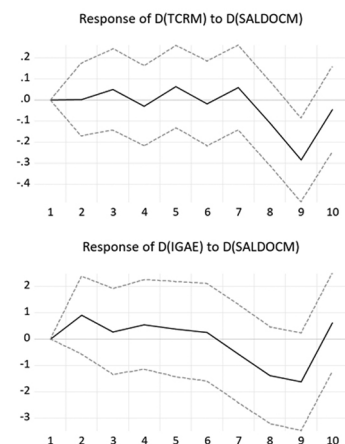


Fuente: Elaboración propia con Eviews, 2025.

6.1.3. Respuesta de la tasa de cambio real multilateral (TCRM) y de la actividad económica (IGAE) ante un shock de la balanza comercial (SALDOCM)

Los efectos resultantes ante un shock de la balanza comercial (SALDOCM) sobre la tasa de cambio real multilateral (TCRM) y la actividad económica (IGAE) no son significantes, pero si tienen un efecto negativo a mediano plazo sobre la actividad económica.

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations ± 2 S.E.



Fuente: Elaboración propia con Eviews, 2025.

6.2. Interpretación económica y lecciones de la pandemia

Las funciones impulso respuesta obtenidas por el modelo VAR permiten el análisis de como las variables reaccionan ante shocks en la política monetaria, en la actividad económica y en el comercio internacional.

Los resultados se alinean con la hipótesis de que, en un país con régimen de tipo de cambio fijo, ante un incremento de la masa monetaria, la política monetaria pierde intensidad en los cambios que ocasiona en la actividad económica, dado que está bajo control de la necesidad de mantener la paridad cambiaria.

Se observa que, ante un impulso monetario, la inflación reacciona de manera decreciente en el horizonte analizado, lo que refleja que no tienen resultados claros en torno a los precios. La respuesta de la tasa de cambio real multilateral es volátil, pero de corta duración debido a las políticas intervencionistas del banco central.

En el caso de la incertidumbre internacional los resultados sugieren que existen efectos contractivos en la actividad económica y el comercio internacional, esto se ve reflejado especialmente en el contexto de la pandemia del COVID-19, donde la economía boliviana se tuvo efectos de contracción en casi todos los sectores.

Las lecciones resultantes de la pandemia son que Bolivia cuenta con una baja capacidad de reacción ante impulsos monetarios, lo que sugiere replantear la política monetaria actual del país, dado a su régimen de tipo de cambio fijo.

El país se encuentra en la necesidad de contar con mecanismos de respuesta más ágiles ante crisis y choques externos, tomando políticas más efectivas coordinando la política fiscal, monetaria

y comercial para fortalecer a la resiliencia macroeconómica.

7. Conclusiones

El ensayo tuvo como objetivo analizar los efectos de la política monetaria en Bolivia en el periodo post pandemia, utilizando un modelo VAR con variables que permitieron obtener resultados que llaman a la reflexión.

- Se evidencia que el efecto de la política monetaria sobre la producción real es limitado, lo cual se respalda con el hecho de que la economía cuenta con un régimen de tipo de cambio fijo. Este régimen condiciona al banco central para implementar políticas expansionistas efectivas.
- La inflación tampoco presenta una respuesta contundente con las expansiones monetarias, debido a los subsidios existentes en el país, lo que limita el uso de este instrumento como herramienta de estabilización
- La incertidumbre global afecta de manera significativa en la actividad económica, demostrando la vulnerabilidad de Bolivia ante crisis internacionales, en la pandemia esto se tradujo a caídas abruptas del comercio, el empleo y la inversión, lo que se complementa con el análisis de mejorar la coordinación de las políticas fiscales, monetarias y comerciales.
- Bolivia se enfrenta a problemas estructurales que reducen la efectividad de su política, resulta necesario replantear su marco institucional y operativo para mejorar la resiliencia ante shocks externos.

8. Bibliografía

- Baker, Bloom, & Davis. (2023). *Economic Policy Uncertainty Index*. Retrieved from Economic Policy Uncertainty Index: <https://www.policyuncertainty.com/>
- Banco Central de Bolivia. (2023). Informe de Política Monetaria – Primer semestre 2023. *Informe de Política Monetaria*.
- BCB. (2025). *Base de datos estadísticos*. Retrieved from Base de datos estadísticos: <https://www.bcb.gob.bo/>
- Blanchard, O., & Johnson, D. R. (2012). *Macroeconomía*. Pearson Educación.
- CAF. (2021). La pandemia del COVID-19 en América Latina: impactos y perspectiva. *Iniciativas para la recuperación en la pospandemia*, 41.
- CEPAL. (2022). Balance preliminar de las economías de América Latina y el Caribe 2022. *Comisión Económica para América Latina y el Caribe*.
- INE. (2025). *Estadísticas económicas mensuales*. Retrieved from Estadísticas económicas mensuales: <https://www.ine.gob.bo/>
- Krugman, P. R., & Obstfeld, M. (2003). *Economía Internacional: Teoría y Política*. Addison-Wesley.
- Mankiw, N. G. (2007). *Macroeconomía. Séptima Edición*. Antoni Bosch Editor.
- Obstfeld, M., & Rogoff, K. (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. MIT Press.
- Taylor, J. B. (1993). *Macroeconomic Policy in a World Economy*. Norton & Company.