



BANCO
CENTRAL DE
BOLIVIA



ESTADO PLURINACIONAL DE
BOLIVIA

BANCO CENTRAL DE BOLIVIA

Pronóstico del producto, la inflación por desaceleración económica mundial y pérdida de términos de intercambio *

Antonio Murillo Reyes

Documento de trabajo N.º 01/2020

Revisado por: José Antonio Caballero Peláez

Septiembre de 2020

* El contenido del presente documento es de responsabilidad del autor y no compromete la opinión del Banco Central de Bolivia.

Resumen

La reducción de la actividad de comercio mundial y la caída de la actividad económica mundial y de los precios de las exportaciones han producido una fuerte caída de la actividad doméstica y de los precios mundiales. Como en situaciones normales, han influido en los niveles de precios actuales, esto último, pese a las fuertes inyecciones de liquidez del Banco Central de Bolivia, con el objeto de amortiguar los efectos de la pandemia del Covid-19. Mediante un modelo de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR) con restricciones de corto plazo, se encuentra, en principio, que los precios de los bienes básicos y el producto mundial relevante para Bolivia, al impactar significativamente en el producto, y este último y la inflación importada en la inflación doméstica, se constituyen en buenos predictores del PIB y de los precios internos.

Clasificación JEL: C3, F41

Palabras clave: PIB, términos de intercambio, pronósticos

Product forecast, inflation due to global economic slowdown and loss of terms of trade

Abstract

The reduction of world trade activity and the fall of world economic activity and export prices have led to a sharp decline in domestic activity and downward world prices. As in normal situations, despite significant liquidity injections from the Central Bank of Bolivia in order to cushion the effects of the Covid-19 pandemic, they have influenced on current price levels. Using a Structural Vector Autoregressive model (SVAR) with short-term restrictions it is found, in principle, that the prices of basic goods and the relevant world product for Bolivia, by having a significant impact on the product, and this latter and imported inflation on domestic inflation, become good predictors of GDP and domestic prices.

JEL Classification: C3, F41

Keywords: GDP, terms of trade, forecasts

I. Introducción

Las exportaciones de recursos no renovables como el gas y los minerales continúan siendo las de mayor importancia para la economía de Bolivia y, por tanto, su evolución depende significativamente del desempeño de las economías que mayoritariamente demandan este tipo de bienes y de sus cotizaciones en los mercados internacionales. A pesar de que las exportaciones no tradicionales han venido creciendo en importancia, en términos relativos, continúan representando un porcentaje reducido de las exportaciones totales y, por tanto, su capacidad de generación de ingresos continúa siendo menor.

La apertura de la economía de Bolivia a los mercados externos, su base exportadora limitada, un mercado interno con posibilidades inferiores de consumo respecto de otras sociedades y la imposibilidad de influir en los precios de las exportaciones e importaciones por lo limitado de su comercio con relación al resto del mundo, son las razones por las que, principalmente, el producto y la inflación reaccionan a cambios en las condiciones económicas externas. El repunte de la economía de Bolivia, de 2005 hasta 2014, se manifestó en un contexto externo de aceleración del crecimiento de varias economías, - interrumpido, no obstante, por la crisis financiera internacional- y de crecimiento de precios a niveles antes no observados, lo que significó abundantes ingresos por exportaciones, saldos comerciales positivos, superávits fiscales (pese a los elevados incrementos del gasto y de la inversión pública), acumulación de reservas internacionales netas, reducción del desempleo, entre otros.

El mayor dinamismo de la actividad y de los precios en las economías externas también se ha traducido en presiones inflacionarias en distintos órdenes, dependiendo de la persistencia del ritmo de suba de la actividad externa y de los precios de los bienes importados que la economía de Bolivia demanda mayoritariamente. De 1990 a 2017 los episodios de repunte de los precios se han dado a la par de episodios inflacionarios en otras economías. La transmisión de los precios importados hacia los de origen interno ha sido inmediata y la velocidad de cambio de la inflación ha sido similar a la observada en las economías exportadoras de los bienes de mayor consumo interno. Por tanto, es posible que las subas de precios de bienes semielaborados producidos en otras economías y que Bolivia importa, se hayan reflejado en contracciones en el producto y en alzas de precios que, además, ejercen presiones hacia la apreciación real del boliviano.

Las subas de los precios de las exportaciones conducen a reducciones en el tipo de cambio real en el mediano a largo plazo a través de mejoras en los términos de intercambio que desencadenan mayores precios de bienes no transables. Por tanto, la dirección de cambio del tipo de cambio real ante un *shock* externo es importante para el impacto final sobre el producto. La presión del *shock* hacia la apreciación real de la moneda doméstica amortiguaría su efecto expansivo sobre el producto, mientras que, si el resultado es una depreciación real, el impacto positivo se potenciaría.

El tipo de cambio real de Bolivia muestra un menor movimiento y es menos sensible a los *shocks* externos debido a la administración del tipo de cambio y la inmovilidad de la cotización del dólar durante varios periodos. Esta es la razón por la que este precio relativo reacciona con mayores retardos, a diferencia de lo que sucede con el tipo de cambio real de economías con tasa cambiaria de libre flotación. Bajo una política de reducida o nula variabilidad del tipo de cambio, los superávits comerciales no se reflejan en apreciaciones nominales y reales de la moneda doméstica. En episodios de presiones hacia la apreciación real en las economías socias de comercio, en economías con sistema de tipo de cambio fijo o administrado se verifica una ganancia de competitividad neta respecto de aquellas con tipos de cambio flexible y, por tanto, por lo menos en el corto plazo, la transmisión expansiva sobre el producto es reforzada. No obstante, a largo plazo, la apreciación real generada por términos de intercambio favorables puede hacer menos visible el impulso sobre la actividad.

El BCB, teniendo como principio el cumplimiento del objetivo de la política monetaria, (El objeto del BCB es procurar la estabilidad del poder adquisitivo interno de la moneda nacional por medio de un nivel de inflación baja y estable),), ha provisto al sistema los recursos en moneda nacional, a cambio de dólares, demandados ante incrementos en los niveles de ingreso generados por *shocks* externos positivos. Por otra parte, cuando la inflación ha mostrado saltos en magnitudes de consideración, el BCB ha reaccionado vendiendo títulos en el mercado abierto con la finalidad de reducir los niveles de precios, al igual que su volatilidad. Esta política fue complementada con apreciaciones de la moneda con el objeto de contener la expansión de los *shocks* inflacionarios de origen externo.

Si bien el principal objetivo de política monetaria es el antes señalado, en momentos de ausencia de presiones inflacionarias, el BCB, en general, se ha decidido por expandir la cantidad de dinero en la economía buscando, de esta manera, impulsar la actividad

económica. Es así como, a diferencia de muchas economías que sistemáticamente reaccionan contrayendo la demanda agregada ante *shocks* externos positivos, restándole impulso a la actividad, la política monetaria en Bolivia mayoritariamente ha expandido, en términos netos, la disponibilidad de recursos líquidos al sistema financiero para su colocación en forma de consumo e inversión, lo que ha potenciado el efecto de los *shocks* positivos sobre el producto doméstico.

En principio, para dejar establecida la capacidad de explicación de las variables externas señaladas en la evolución del producto y los precios, utilizando la metodología de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR) con restricciones de corto plazo, se estima el traslado de: i) los *shocks* al producto relevante para Bolivia; ii) los precios de los bienes básicos; y iii) los precios de las importaciones al Producto Interno Bruto (PIB), la inflación, el tipo de cambio real, considerando las respuestas de política monetaria seguidas por el Banco Central de Bolivia. El trabajo contempla el periodo de 1993 a 2019.

La actividad externa considerada es el Producto Mundial Relevante (PMR), que es un promedio ponderado de los niveles de actividad de los quince principales socios comerciales de Bolivia. Como medida de los precios de las exportaciones, se toma el promedio ponderado de los precios de los bienes de exportación, conocido como Índice de Precios de Productos Básicos de Exportación (IPPBX). Como medida de los precios de las importaciones se toma en cuenta el Índice de los Principales Productos de Importaciones (IPIM). El bloque interno de variables está compuesto por el Producto Interno Bruto (PIB), el Índice de Precios al Consumidor (IPC), el Índice de Tipo de Cambio Real Multilateral (ITCER) y, como medida de la postura de la política monetaria asumida, la cantidad de dinero en la economía medida por M2 prima.

Una vez que se cuenta con la estimación del modelo SVAR y las respuestas de las variables internas a los impulsos dados por las de orden externo, se realizan los pronósticos del producto y la inflación dentro de la muestra para evaluar la confiabilidad de los pronósticos y fuera de muestra, estimando además los intervalos de predicción.

II. Revisión de la literatura

El marco teórico está circunscrito al caso de economías pequeñas y abiertas que exportan, principalmente, recursos no renovables, con términos de intercambio determinados exógenamente por su reducida importancia con relación al comercio mundial.

En este tipo de economías, la expansión persistente de la demanda mundial y las subas de precios de los *commodities* de varios periodos, originan aumentos en los ingresos por exportaciones lo que impulsa un mayor dinamismo de la actividad local, que a la vez se refleja en incrementos de los ingresos tributarios, del gasto público, del empleo, en saldos externos favorables, entre otros (Collier y Goderis, 2007). Asimismo, los *booms* de términos de intercambio son los responsables de gran parte de la volatilidad observada en el producto dada su transmisión inmediata (Battelino, 2010).

Asimismo, debido a la exposición a los mercados internacionales de consumo y a la imposibilidad de influir en los precios de estos, los niveles de precios internos tienden a seguir la evolución de los precios de los bienes de origen externo, en especial de aquellos de mayor demanda interna. De igual manera, el encarecimiento de los bienes intermedios se traslada a los precios de los bienes finales por su efecto en los costos de producción que, en la medida en que sean importantes, suelen traducirse en contracciones en los niveles de oferta. En economías con las características citadas, la transmisión de los *shocks* positivos de los precios de los *commodities* hacia el producto es, en general, atenuada por la apreciación real de las monedas, producto de las ganancias de posiciones frente al dólar por las presiones hacia la baja de la tasa cambiaria que la mayor oferta de dólares genera, especialmente en las economías donde el precio del dólar se determina libremente en el mercado de divisas (Jääskelä y Smith, 2011).

En economías con tipo de cambio flexible, el ajuste en el tipo de cambio real es directo por lo que la amortiguación de los *shocks* de precios sobre el producto opera desde el corto plazo. En cambio, en economías con tipo de cambio administrado, las caídas del tipo de cambio real se sucederían a mayor plazo como consecuencia del movimiento producido en los términos de intercambio cuyas mejoras suelen inducir apreciaciones reales al provocar subas en los precios de los bienes no transables.

En cambio, Bjørnland (2008) en un estudio para Noruega determinó que los *shocks* del precio del petróleo conducen a una mayor actividad e inflación. El aumento de la producción se debe a la menor sensibilidad del tipo de cambio real a los movimientos de los precios del petróleo, hecho que contradice la visión convencional que en economías exportadoras de petróleo la respuesta de los precios relativos tiende a ser significativamente mayor. Asimismo, mientras mayor sea el traspaso hacia la actividad, los precios tenderían a registrar mayores niveles debido a las presiones de demanda. Por tanto, el precio del

petróleo es un factor exógeno de importancia y su impacto final sobre el producto y la inflación está sujeto a los cambios provocados en el tipo de cambio nominal y real. La apreciación real provocada por los *shocks* de precios del petróleo también contendría los efectos sobre la balanza comercial que, a corto plazo, registraría superávits, mientras que a largo plazo los saldos comerciales serían deficitarios por la apreciación real de largo plazo motivada por la mejora en los términos de intercambio. Finalmente, otro factor que apaciguaría los efectos expansivos de la mejora en los precios sobre el producto sería la política de suba de tasa de política monetaria que, al buscar contener las presiones inflacionarias terminaría contrayendo la demanda agregada.

Jääskela y Smith (2011), para el caso de la economía de Australia, consideran un *shock* de demanda mundial, un *shock* del precio del petróleo y un *shock* de globalización por el lado de la oferta y encuentran que el producto de ese país reacciona positivamente ante *shocks* positivos de términos de intercambio y de demanda mundial. Por su parte, la inflación responde proporcionalmente a los *shocks* de oferta y el traspaso depende de las acciones de política monetaria emprendidas. Al igual que en el caso anterior, la importancia del efecto de las mejoras en los términos de intercambio (considerados por separado, es decir, como precios de las exportaciones y de las importaciones y no como un precio relativo) sobre el producto está condicionada por la apreciación real de la moneda doméstica que amortigua los impactos positivos. De igual manera, la política monetaria de suba de tasa de referencia de política monetaria, emprendida para reducir el traspaso a precios, termina induciendo a la fijación de tasas más altas para los créditos en el sistema financiero, ocasionando de esta manera efectos contractivos en el consumo, la inversión y por tanto en la demanda agregada.

Otro estudio con características similares al anterior es el de Karagedikli y Price (2012) quienes, a través de un modelo SVAR, estiman los efectos de los términos de intercambio para Nueva Zelanda. No obstante, los resultados a los que arriban son diferentes. A diferencia de los casos anteriores, la producción de Nueva Zelanda disminuye como resultado de un *shock* positivo de términos de intercambio debido, principalmente, a la sensibilidad del tipo de cambio real a los movimientos de los precios de las exportaciones, promovidos por el movimiento fluctuante del valor del dólar americano en términos del dólar neozelandés, que ante entradas masivas de divisas se aprecia en términos reales y nominales. La apreciación real de su moneda se profundizaría además por el impacto de largo plazo de los términos de intercambio, el cual incide en un grado mayor que los demás

determinantes del tipo de cambio real de tendencia. Como en los casos anteriores, la política monetaria de tipo contractivo, llevada a cabo para reducir el traspaso a precios, refuerza el efecto amortiguador del tipo de cambio real, a tal punto que el producto registra caídas ante términos de intercambio favorables. Por otra parte, las subas de precios de los bienes importados, pese a provocar depreciaciones reales del dólar neozelandés, termina contrayendo el producto al manifestarse en mayores costos productivos y también por la contracción de la demanda promovida por la política monetaria contractiva.

Considerando la importancia de la estructura de la economía para el estudio de la transmisión de los factores externos hacia una economía pequeña y abierta, Gulbrandsen (2013), mediante un modelo SVAR para Noruega, identifica tres tipos de perturbaciones externas como ser: un *shock* de demanda mundial, un *shock* del precio del petróleo, y un *shock* de globalización y encuentra que los mismos contribuyen significativamente para explicar el producto, la inflación, el tipo de cambio real y la tasa de interés de política. Un *shock* de demanda mundial incrementa la brecha del producto noruego, inflación y tasas de interés que tienden a incrementarse con el fin de apaciguar el crecimiento de los precios, siendo ambiguo el efecto sobre el tipo de cambio real y, por tanto, su labor contendora sobre el efecto expansivo en el producto. Un *shock* sobre los precios de los bienes importados que tiende a reducirlos es expansivo, pero afecta marginalmente a los precios de la economía en el corto plazo. En cambio, a largo plazo, la inflación repunta y la tasa de interés aumenta para frenar las presiones inflacionarias siguiendo una política recesiva. Al igual que con el *shock* de demanda mundial, el efecto en el tipo de cambio es indeterminado.

Sobre la importancia de los *shocks* externos con relación a los *shocks* internos, Gulbrandsen encuentra que, en promedio, los tres choques externos explican conjuntamente el 35% de la variación de las variables domésticas. La inflación doméstica es la que en menor medida depende de los factores externos. Por su parte, las tasas de interés responden a los factores externos, dando cuenta que la política monetaria responde a los cambios en las condiciones económicas externas. No obstante, el crecimiento del producto noruego, la inflación y la tasa de interés están determinados, predominantemente, por la demanda interna y los *shocks* del lado de la oferta teniendo, los *shocks* de la política monetaria, una contribución marginal en el desenvolvimiento de las variables domésticas.

Si bien para Noruega, los *shocks* favorables a los términos de intercambio tienen repercusiones positivas en la actividad, según Jiménez-Rodríguez y Sánchez (2005),

citados por Guldbransen (2013), en economías exportadoras de petróleo, las repercusiones sobre el producto no son concluyentes. Estos autores, para los países de la OCDE encuentran que la actividad de los países exportadores de petróleo en la muestra, Noruega y Reino Unido, reaccionan en distintas direcciones. En el caso de Noruega, el producto reacciona positivamente, mientras que la economía del Reino Unido se contrae, ante mayores precios del petróleo, debido principalmente a la mayor apreciación real de la libra esterlina con relación a la correspondiente a la moneda noruega¹.

Aastveit et al. (2011), en un estudio para Canadá, Nueva Zelanda, Noruega y el Reino Unido, por medio de un modelo FAVAR, muestran que los *shocks* externos explican un porcentaje mayor de la varianza de las variables domésticas que los *shocks* domésticos. Esta evidencia es más contundente para el Reino Unido y Canadá. En Noruega, la diferencia en la capacidad explicativa de ambos tipos de *shocks* es menor.

Por el contrario, Mumtaz y Surico (2009), utilizando de igual manera la metodología FAVAR, encuentran que, para el caso de 17 economías industrializadas, los factores externos explican en menor proporción las variaciones en las variables macroeconómicas clave con relación a las provocadas por los *shocks* internos, siendo esta condición importante para este hallazgo.

En un estudio de la influencia de los *shocks* externos sobre las fluctuaciones macroeconómicas de Argentina, Lanteri (2009), mediante un modelo SVAR con restricciones de largo plazo e identificando cuatro *shocks* estructurales sobre los precios externos, la oferta agregada, la demanda agregada y precios nominales, muestra que los *shocks* de precios externos tienen un efecto positivo sobre el PIB real de las manufacturas y que la fuente más importante de las fluctuaciones en el producto son los *shocks* de oferta agregada. En cambio, los *shocks* de demanda agregada serían menos importantes para explicar las fluctuaciones en el tipo de cambio real multilateral.

Pedersen y Ricaurte (2013), en un trabajo que busca determinar el efecto de los *shocks* en los precios del petróleo (identificados como *shocks* de oferta, de demanda mundial y de demanda específica del propio bien) utilizando un modelo SVAR, determinan que el producto de Chile se contrae ante un *shock* de oferta o de demanda específico. Por el contrario, este aumenta ante un *shock* de demanda en vista de que el efecto positivo de

¹ La estimación fue realizada por medio de un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR).

una mayor actividad mundial se sobrepone al efecto negativo del mayor precio del petróleo. Únicamente en el caso de un *shock* de demanda, el impacto sobre los precios chilenos es estadísticamente significativo a largo plazo, lo que, sin embargo, no provoca alzas en las tasas de interés como medida antiinflacionaria. Al igual que en gran parte de los casos anteriores, las variaciones del tipo de cambio real condicionan los impactos sobre el producto. En efecto, el peso de aquel país se deprecia ante un *shock* de oferta y se aprecia ante un *shock* de demanda, lo que ralentiza el efecto final sobre la actividad económica.

III. Análisis de los datos²

La economía de Bolivia está expuesta a la actividad de las economías con las que, mayormente, comercia y a los precios de los bienes que exporta e importa, por su reducida importancia comercial respecto del resto del mundo. Ello hace que estas variables puedan ser consideradas como exógenas al determinarse en los mercados externos. Asimismo, por esta condición es que los *shocks* de actividad y precios en el contexto externo tienen repercusiones en las variables domésticas.

La actividad económica externa relevante para Bolivia y los precios de los bienes de exportación están estrechamente relacionados y covarían de manera positiva³. En este sentido, la recuperación de los precios de los *commodities* ha estado ligada a la reactivación de las economías de los principales socios comerciales por lo que, posiblemente, la actividad interna sea impulsada, simultáneamente, por la combinación de alza de precios y mayor demanda externa (Gráfico 1.a). La actividad externa parece anticipar los cambios de los precios, aspecto más visible en tiempos de mayor repercusión de la crisis financiera internacional entre 2007 y 2008, cuando el fuerte descenso del producto estuvo acompañado por una similar caída en los precios. Esta anticipación también parecería haberse dado en el posterior periodo de recuperación y, en adelante, los precios han venido

² Con el objeto de contar con un tamaño mayor de muestra, se mensualizó el PIB de frecuencia trimestral a través del método de Denton, para lo cual se utilizó el Índice General de Actividad Económica como variable mensual de referencia. Se constató que el crecimiento interanual trimestral del PIB mensualizado y la estacionalidad estimada coinciden en la serie trimestral y mensualizada.

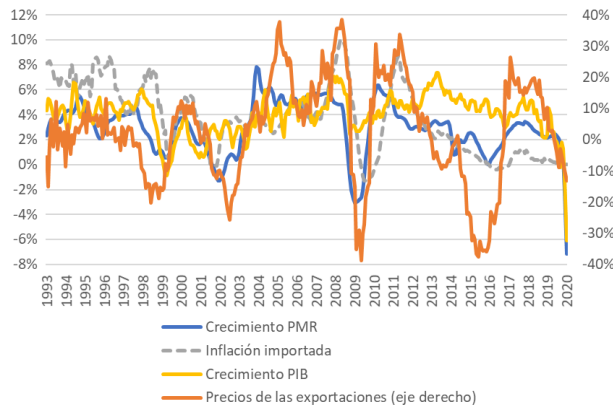
³ Los precios de los bienes de exportación básicos o *commodities* a los que se hace referencia a lo largo del documento están calculados para el caso de Bolivia y resultan del promedio ponderado de los precios de los principales bienes de exportación como gas, metales, soya y derivados, madera, algodón, café, entre otros. En la ponderación, el gas y los metales representan el 92% en promedio.

registrando caídas más severas en grados variables, lo que ha marcado una mayor volatilidad. Aproximadamente, desde finales de 2018, ambas variables han registrado menores tasas de crecimiento y, desde finales de 2019 a marzo de 2020, la caída del producto fue más severa.

Gráfico 1

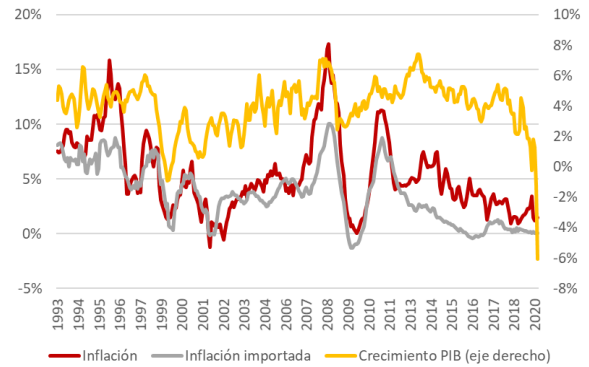
Crecimiento del PIB, PMR, precios de las exportaciones e inflación importada

a)



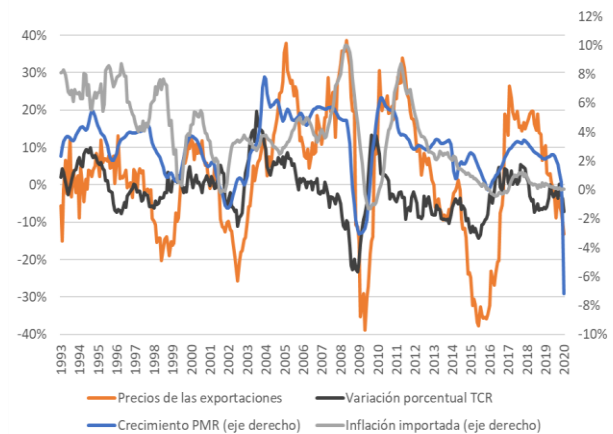
Inflación importada, inflación doméstica y crecimiento del PIB

b)



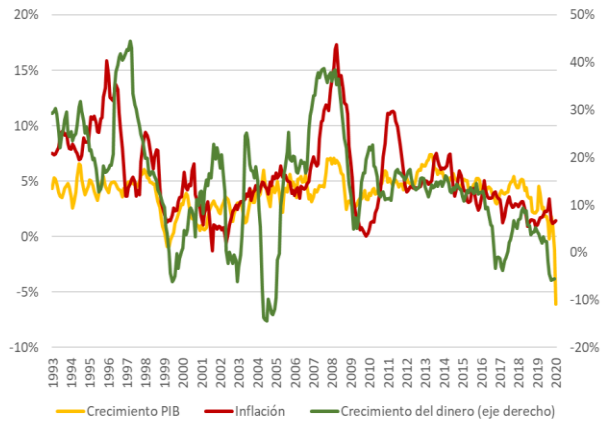
Crecimiento del PIB, PMR, precios de las exportaciones e inflación importada

c)



Inflación importada, inflación doméstica y crecimiento del PIB

d)



Fuente: Instituto Nacional de Estadística de Bolivia, Banco Central de Bolivia

En la mayor parte del periodo considerado, se observa una relación positiva y marcada entre los precios de las exportaciones e importaciones. Solamente, de 2004 a 2006, estos últimos no acompañaron la fuerte suba en los primeros (Gráfico 1.a). Mayormente, los

precios de las exportaciones se han situado por encima, lo que supondría términos de intercambio siempre al alza ante un *shock* que promueva la movilidad de ambas. No obstante, posiblemente el impacto de los *shocks* positivos del PMR y de los precios de las exportaciones sobre el producto sea frenado por la suba de los precios de los bienes importados, entre ellos los correspondientes a los bienes intermedios utilizados para la producción de bienes finales, cuyo encarecimiento podría reflejarse en contracciones en la oferta.

El crecimiento del PIB doméstico ha seguido de cerca la evolución del PMR y de los precios de los bienes de exportación, especialmente de 1993 a 2012 y de enero a febrero de 2020. La asociación tiende a ser más profunda en momentos de recuperación de la actividad externa y por tanto de los precios. Prueba de ello es que el producto local no siguió la notable desaceleración mostrada por estas variables en tiempos de la crisis financiera internacional y, en adelante, si bien la economía doméstica se desaceleró mostrando una tendencia a la baja, desde mediados de 2013, la actividad continuó exhibiendo niveles de crecimiento por encima de los observados en años anteriores, en gran parte por la política monetaria y fiscal expansiva⁴. No obstante, los niveles más altos de crecimiento del producto se sucedieron en momentos en los que el PMR y los precios de las exportaciones también registraron tasas históricas como en el primer trimestre de 2007 y el primer semestre de 2013. La relación entre ambas variables ha sido más profunda una vez que la economía mundial comenzó a entrar en crisis como consecuencia de la pandemia por la Covid-19.

Respecto de los precios de las importaciones, no se observa una sistematicidad determinada. Si bien, mayormente, la covolución con el producto es positiva, se han presentado episodios en los que la relación se ha tornado negativa, como entre 1993 y 1995, como, en principio, era de esperar (Gráfico 1.a). No obstante ello, como los precios de las exportaciones han superado mayormente a los de las importaciones, los términos de intercambio han sido, en términos netos, favorables para la economía de Bolivia.

Como buena parte de los bienes de consumo duradero y no duradero provienen de fuentes externas y, además, como la economía local es tomadora de precios, la inflación doméstica

⁴ De acuerdo al Banco Central de Bolivia (2016a), el impulso de la economía de Bolivia en un contexto de caída de la actividad y los precios, observado desde mediados de 2014, se ha debido a la aplicación de políticas monetarias y fiscales expansivas.

está fuertemente vinculada a los niveles de precios en los mercados internacionales, principalmente cuando éstos muestran una mayor persistencia, tanto al alza como a la baja (Gráfico 1.b). A partir de la década de los noventa, los episodios de mayor inflación se han debido a subas persistentes de los precios de los bienes que, principalmente, importa Bolivia. Esa parece haber sido la raíz y, probablemente, la aceleración de la inflación se haya debido al repunte del ingreso ya que, como puede verse, ambas variables covarían en la misma dirección. Es también posible que los *shocks* externos promuevan los movimientos de ambas variables en las mismas direcciones, generándose una retroalimentación en ambos sentidos. La demanda agregada se traslada a precios y estos terminan por reducir el efecto expansivo al actuar contrayendo la capacidad adquisitiva de los salarios.

El PMR, además de mostrar una relación cercana con los precios de las exportaciones, de las importaciones, el producto y los precios internos, fluctúa con intensidad parecida a la del tipo de cambio real (Gráfico 1.c). La elevada depreciación real del boliviano, entre el tercer trimestre de 2002 y el correspondiente a 2003, coincidió con el repunte de la actividad externa, al igual que su baja pronunciada desde 2008 hasta inicios de 2009. La posterior recuperación competitiva de la economía de Bolivia también contó con un nuevo repunte del producto externo. Más adelante, ambas variables oscilaron de manera parecida. Es posible que los incrementos de la demanda externa, al ejercer presiones hacia la suba de los precios de las economías socias, termine modificando, al alza, el tipo de cambio real de Bolivia.

Por otra parte, el incremento de los precios de los bienes básicos ha inducido apreciaciones reales de la moneda doméstica, aunque a mayor plazo con el que suele suceder en otras economías. En economías con sistema de tipo de cambio flexible, la entrada de divisas por mayores precios de exportaciones se refleja de inmediato en el tipo de cambio real por el movimiento hacia la baja del precio del dólar. En cambio, en Bolivia el sistema de tipo de cambio es administrado, con una fuerte tendencia a dejar el precio del dólar sin movimiento. Por tanto, la incidencia de los precios de las exportaciones sobre el tipo de cambio real se manifiesta con retardos vía términos de intercambio favorables, los cuales presionan al tipo de cambio real hacia la baja, vía su efecto sobre el precio de los bienes no transables. En este entendido, el efecto amortiguador del tipo de cambio real sobre el producto ante un *shock* de precios de *commodities*, se sucedería a más plazo con relación a economías con tipo de cambio flexible.

Cuando los precios en las economías socias crecen, la moneda en términos reales, en general, se deprecia porque precios más altos en economías de países socios comerciales conllevan ganancias de competitividad. No obstante, este efecto final dependerá también del traspaso de la inflación importada a los precios internos, cuyas subas, por ejemplo, provocadas por *shocks* externos podrían, más bien, hacer caer al tipo de cambio real.

Como el objetivo de la política monetaria es es procurar la estabilidad del poder adquisitivo interno de la moneda nacional, la política de inyección de liquidez o de retiro de recursos líquidos, principalmente a través de Operaciones de Mercado Abierto, ha estado condicionada por los niveles de inflación observados.⁵ En este entendido, ante *shocks* externos de precios que podrían haber desencadenado procesos inflacionarios internos, la política monetaria ha actuado retirando recursos líquidos buscando contraer la demanda agregada y contener, por tanto, las presiones inflacionarias. En cambio, en períodos de baja inflación la política monetaria ha tenido un carácter más expansivo alentando el consumo y la inversión mediante menores tasas de interés -propiciadas por una mayor oferta monetaria-, buscando afectar positivamente el producto (Gráfico 1.d)⁶. Asimismo, el BCB monetiza las divisas provenientes de las exportaciones, las cuales crecen en volumen ante un mayor dinamismo de la actividad externa y de los precios, lo cual a su vez genera un efecto ingreso que dinamiza la actividad e incrementa la demanda de moneda doméstica.⁷

IV. El modelo SVAR

IV.1 Metodología de los modelos SVAR

Para determinar la transmisión de los *shocks* externos a la actividad externa relevante, los precios de los bienes básicos de exportación y los precios de las importaciones sobre la

⁵ De acuerdo con Banco Central de Bolivia (1995), el objetivo de la política monetaria es es procurar la estabilidad del poder adquisitivo interno de la moneda nacional.

⁶ Si bien el objetivo declarado de política monetaria es la búsqueda de la estabilidad de precios para el mantenimiento del poder adquisitivo de los salarios, en general, en ausencia de presiones inflacionarias, el BCB mediante la inyección de recursos líquidos al sistema financiero, ha buscado apoyar la demanda agregada, especialmente en periodos de desaceleración económica.

⁷ La mayor oferta de dinero es absorbida por los consumidores, dados sus mayores deseos de posesión de efectivo para la demanda de bienes y servicios, impulsada por el efecto ingreso positivo de origen externo. Esta mayor demanda de liquidez también se vería incentivada por la reducción de las tasas de interés promovida por la mayor oferta monetaria. De esta manera las acciones de política monetaria refuerzan el dinamismo generado por un *shock* externo positivo.

actividad doméstica y la inflación, considerando las respuestas de política monetaria, se estimó un modelo de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR)⁸ porque, además de hacer posible la modelación multiecuacional sin definir *a priori* la endogeneidad o exogeneidad de las variables, permite la identificación de los *shocks* de acuerdo a criterios teóricos o de evidencia empírica, lo que permite conocer a cabalidad las respuestas a los impulsos previamente identificados (Hendry y Nielsen, 2007)⁹.

La especificación del modelo considera un conjunto de variables externas como la variación porcentual interanual de la actividad económica relevante para Bolivia (y_t^{pmr}), de los precios de las exportaciones medidos por el IPPBX (π_t^x) y la inflación de los bienes importados (π_t^m) y un conjunto de variables domésticas: variación porcentual del PIB (y_t^d), de los precios (π_t^d), del tipo de cambio real ($tcrt_t$) y del dinero considerado por el agregado monetario M'2 (m_t):¹⁰

$$A_0 \begin{bmatrix} w_t \\ d_t \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^p A_i \begin{bmatrix} w_{t-i} \\ d_{t-i} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^p B_i \begin{bmatrix} 0_{4 \times 1} \\ w_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_t^w \\ \epsilon_t^d \end{bmatrix} \quad (1)$$

donde:

$$w_t = \left[y_t^{pmr}, \pi_t^x, \pi_t^m \right]', \quad d_t = \left[y_t^d, \pi_t^d, tcrt_t, m_t \right]'$$

**Bloque externo de
variables**

**Bloque interno de
variables**

⁸ La misma metodología para estudios similares ha sido utilizada por; Jääskelä y Smith (2011) para el caso de la economía de Australia, Gulbrandsen (2013), para la economía de Noruega, Pedersen y Ricaurte (2013) para el caso de Chile y Lanteri (2011) (para Argentina).

⁹ Dado que un modelo SVAR sin restricciones generaría estimadores insesgados e inconsistentes, debido a la presencia de relaciones contemporáneas entre las variables en todas las ecuaciones (al no cumplirse el supuesto de exogeneidad estricta), es necesario imponer una serie de restricciones sobre los parámetros contemporáneos para que, a partir de la forma reducida (en la que todas las variables están únicamente en función de sus propios rezagos y de los de las demás variables involucradas) se estime de manera consistente los parámetros estructurales y se mida las respuestas a los *shocks* de igual naturaleza (Lütkepohl, 2010).

¹⁰ El detalle de las variables se encuentra en el Apéndice A.

A_0 : matriz de coeficientes contemporáneos.

$\begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \end{pmatrix}$: vectores de constantes.

A_i : matrices de coeficientes de relaciones rezagadas

Y donde los vectores ϵ_t^w y ϵ_t^d de dimensiones 3x1 y 4x1 respectivamente, son los *shocks* estructurales cuya matriz de varianzas y covarianzas, $E(\epsilon_t^w \epsilon_t^{w'})$ y $E(\epsilon_t^d \epsilon_t^{d'})$ en cada caso es diagonal, por lo que los distintos *shocks* son independientes entre sí. De este carácter de unicidad se desprende su carácter estructural. Asimismo, se asume que siguen una distribución independiente e idénticamente normal, supuesto que hará posible la estimación del modelo por máxima verosimilitud (Martin et al. 2013).

$$\epsilon_t^w \sim IIN(\mathbf{0}_{3 \times 1}, \text{diag} \Sigma_{3 \times 3}) ; \epsilon_t^d \sim IIN(\mathbf{0}_{4 \times 1}, \text{diag} \Sigma_{4 \times 4}) \quad (2)$$

Como el tamaño de la economía de Bolivia es reducido con relación a la economía mundial, en la especificación del modelo (1) los rezagos de las variables domésticas no están incluidos en las ecuaciones correspondientes a las variables externas (cuando se trate las restricciones de corto plazo se comentará sobre las relaciones contemporáneas). Esto es así porque la demanda interna no influye en los precios de los bienes que Bolivia importa y la oferta local, por una cuestión de volumen, tampoco afecta a los precios de los *commodities* en los mercados internacionales. Asimismo, la demanda local por su reducida importancia en el contexto externo, no influye en la actividad de las economías con las que Bolivia, en mayor medida, comercia. En este entendido, en la especificación del modelo SVAR (1) se impusieron restricciones lineales sobre los parámetros asociados a las variables internas rezagadas, igualándolos a cero.

De igual manera, es necesario establecer otra serie de restricciones en el modelo (1) debido a que la covarianza de las variables a la derecha de la igualdad en el periodo "t" con los *shocks* estructurales es diferente de cero, lo que genera estimadores inconsistentes de los parámetros contemporáneos incluidos en la matriz A_0 (Pesaran, 2016). Esto es así porque las variables medidas en "t", explicativas en cada una de las ecuaciones, están correlacionadas con los *shocks* a través de aquellas que en cada una las ecuaciones son consideradas como endógenas. El número de estas restricciones depende de la cantidad de variables involucradas y es determinado por la relación $\frac{k(k-1)}{2}$, donde k , en este caso, es 7, por lo que serían necesarias 21 restricciones para identificar los *shocks* estructurales

y estimar los parámetros estructurales de tal manera que sean consistentes¹¹.

Por tanto, en principio cabe definir las restricciones sobre las relaciones contemporáneas entre las variables, la cuales están incluidas en la matriz A_0 y, posteriormente, estimar, en primer término, los parámetros del modelo en su forma reducida y una vez obtenidos estos, estimar los parámetros estructurales.

Con fines explicativos se escribirá el modelo SVAR conjunto como¹²:

$$A_0 Y_t = \delta + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Una representación alternativa generalmente utilizada en este tipo de modelos es definir una variable aleatoria estandarizada como $z_t = D^{-1/2} \varepsilon_t$, donde $D^{-1/2}$ contiene las desviaciones estándar de los *shocks* en la diagonal principal y por lo tanto $E[z_t] = D^{-1/2} E[\varepsilon_t] = 0$.

Asimismo, $E[z_t z_t'] = D^{-1/2} E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] (D^{-1/2})' = D^{-1/2} D D^{-1/2} = I$. De esta manera, por (1) se concluye que $z_t \sim N(0, I)$. En tal caso (3) puede ser rescrita en términos de los *shocks* en desviaciones estándar z_t ¹³:

$$A_0 Y_t = \delta + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + D^{1/2} z_t \quad (4)$$

Pre multiplicando (4) por A_0^{-1} , la forma reducida sería:

$$Y_t = \gamma + \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + v_t \quad (5)$$

donde: $\gamma = A_0^{-1} \delta$, $\phi_i = A_0^{-1} A_i$ y $v_t = A_0^{-1} D^{1/2} z_t$

Definiendo $S = A_0^{-1} D^{1/2}$, se tiene que $v_t = S z_t$, por lo que $E[v_t] = 0$ y $E[v_t v_t'] = S S' = Q$.

Dada la distribución normal de z_t , $v_t \sim N(0, Q)$.

Para obtener la Función de Impulso Respuesta (FIR), la ecuación (5), en términos del operador de retardos, puede ser representada a partir de:

¹¹ Un estimador es consistente si la probabilidad límite del estimador es igual al parámetro poblacional cuando la muestra tiende a infinito. Si A_N es una sucesión de variables aleatorias, se dice que A_N converge en límite a A ; si $\lim_{N \rightarrow \infty} P_r[|A_N - A| > \varepsilon] = 0 \quad \forall \varepsilon > 0$.

¹² El desarrollo teórico del modelo SVAR está basado en Martin et al. (2013). "Econometric modelling with time series y Pesaran (2016). "Time series and panel data econometrics"

¹³ Los shocks así presentados son shocks en una desviación estándar, dado que un incremento en z_{it} es multiplicado por la correspondiente desviación estándar del shock "i".

$$(I - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \phi_3 L^3 - \dots - \phi_p L^p) Y_t = \gamma + v_t \quad (6)$$

Sea $\Phi(L) = (I - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \phi_3 L^3 - \dots - \phi_p L^p)$, entonces:

$$\Phi(L) Y_t = \gamma + v_t \quad (7)$$

$$Y_t = \Phi(L)^{-1} (\gamma + v_t) \quad (8)$$

Siempre y cuando las raíces η de $|\Phi(\eta) - I| = 0, |\eta| > 1$. (9)

en módulo sean mayores a 1.

Bajo el cumplimiento de la condición (8), la FIR, que es la representación de medias móviles en forma vectorial, está dada por:

$$Y_t = \psi_0 v_t + \psi_1 v_{t-1} + \psi_2 v_{t-2} + \psi_3 v_{t-3} + \dots = \sum_{i=1}^{\infty} \psi_i v_{t-i} \quad (10)$$

con $\psi_0 = I$ y $\psi_i = \sum_{j=1}^i \Phi_j \psi_{i-j}$ donde $\Phi_j = 0, j > p$

De igual manera, (10) es equivalente a:

$$Y_t = \psi_0 S z_t + \psi_1 S z_{t-1} + \psi_2 S z_{t-2} + \psi_3 S z_{t-3} + \dots = S \sum_{i=1}^{\infty} \psi_i z_{t-i} \quad (11)$$

De donde la FIR al periodo h viene dada por:

$$\text{FIR}(h) = \frac{\partial Y_{t+h}}{\partial z_t} = \psi_h S \quad (12)$$

El efecto contemporáneo de los distintos *shocks* estructurales sobre cada una de las variables ocurre cuando $h = 0$. Es decir, $\text{FIR}(0) = \frac{\partial Y_t}{\partial z_t} = S$, $S = A_0^{-1} D^{1/2}$.

IV.2 Esquema de identificación del modelo SVAR

Como la economía de Bolivia es pequeña y abierta al comercio exterior, ninguna de las variables domésticas debería tener un efecto contemporáneo y rezagado sobre las variables externas. En cambio, estas últimas sí tendrían que ser consideradas en la especificación de cada una de las de orden doméstico, en vista de la influencia del contexto externo sobre la actividad, los precios y las acciones de política económica, en general, seguidas en respuesta al marco externo vigente una vez que éste ha evidenciado cambios.

Se definió una matriz A_0 triangular inferior, lo cual implica una descomposición de Cholesky de acuerdo con cierta exogeneidad relativa entre las variables, definida a partir de criterios teóricos o de evidencia empírica (Kilian y Lütkepohl, 2016). La ecuación (1) puede ser reescrita como:

$$\begin{bmatrix} 1 & \beta_{10} & \beta_{10} & \beta_{20} & \beta_{30} & \beta_{40} & \beta_{50} \\ \beta_{20} & 1 & \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} & \beta_{24} & \beta_{25} \\ \beta_{30} & \beta_{31} & 1 & \beta_{32} & \beta_{33} & \beta_{34} & \beta_{35} \\ \beta_{40} & \beta_{41} & \beta_{42} & 1 & \beta_{43} & \beta_{44} & \beta_{45} \\ \beta_{50} & \beta_{51} & \beta_{52} & \beta_{53} & 1 & \beta_{54} & \beta_{55} \\ \beta_{60} & \beta_{61} & \beta_{62} & \beta_{63} & \beta_{64} & 1 & \beta_{65} \\ \beta_{70} & \beta_{71} & \beta_{72} & \beta_{73} & \beta_{74} & \beta_{75} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t^{em} \\ \pi_t^x \\ \pi_t^m \\ y_t^d \\ \pi_t^d \\ tcr_t \\ m_t \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^p A_i \begin{bmatrix} w_{t-i} \\ d_{t-i} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^p B_i \begin{bmatrix} 0_{4 \times 1} \\ w_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_t^w \\ \epsilon_t^d \end{bmatrix} \quad (13)$$

con:

$$w_t = [y_t^{pmr}, \pi_t^x, \pi_t^m]', \quad d_t = [y_t^d, \pi_t^d, tcr_t, m_t]'$$

La misma que bajo las restricciones de nulidad de corto plazo impuestas quedaría definida como:

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{20} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{30} & \beta_{31} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{40} & \beta_{41} & \beta_{42} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{50} & \beta_{51} & \beta_{52} & \beta_{53} & 1 & 0 & 0 \\ \beta_{60} & \beta_{61} & \beta_{62} & \beta_{63} & \beta_{64} & 1 & 0 \\ \beta_{70} & \beta_{71} & \beta_{72} & \beta_{73} & \beta_{74} & \beta_{75} & 1 \end{bmatrix} \quad (14)$$

En esta especificación, la actividad relevante para Bolivia es la de mayor exogeneidad relativa en el sentido de que, por ejemplo, existe un efecto contemporáneo hacia los precios de los *commodities*, pero en el mismo periodo de tiempo no se verifica la misma relación en sentido inverso. Esto es así porque las economías que en mayor medida demandan los bienes de exportación bolivianos, suelen afectar los precios de los bienes básicos en los mercados mundiales. Un caso representativo, al respecto, es China, de cuyo crecimiento dependen, en mucho, los niveles de precios de las materias primas. Asimismo, se ha supuesto que, por parte de estas dos variables, existe un efecto en el mismo periodo de tiempo hacia los niveles de precios de los bienes que Bolivia importa.

En el ámbito interno, se supone que la mayor demanda externa o los incrementos de los precios generan, en el corto plazo, un efecto ingreso reflejado en el PIB, el cual, a su vez, ejercería presiones sobre los precios domésticos y estos alentarían apreciaciones reales del tipo de cambio.

Finalmente, como las acciones de política monetaria (llevadas a cabo bajo una perspectiva

backward looking) emprendidas por el BCB responden tanto al contexto externo, determinado por los niveles de la actividad externa relevante para Bolivia, los precios de los *commodities*, la inflación importada (que se traduce en inflación interna), la evolución de la actividad doméstica y de la inflación local y el tipo de cambio real, se imponen restricciones contemporáneas de las demás variables hacia el dinero. Asimismo, con esas restricciones y la inclusión de los rezagos del dinero sobre el resto de las variables locales, se especifica el efecto de los *shocks* externos sobre el producto y los precios tomando en cuenta las reacciones de la política monetaria.

La definición de A_0 como una matriz triangular inferior implica que el siguiente orden de corto plazo en las variables del modelo:

$$y_t^{pmr} \rightarrow \pi_t^x \rightarrow \pi_t^m \rightarrow y_t^d \rightarrow \pi_t^d \rightarrow tcr_t \rightarrow m_t$$

IV.3 Estimación del modelo SVAR

Como un paso previo a la estimación del modelo, se comprobó primeramente que las variables no presenten raíces unitarias, requisito para la estimación econométrica mediante modelos SVAR o VAR¹⁴. En variaciones porcentuales a 12 meses, todas las series son estacionarias (Tabla 1), por lo que, primeramente, se estimó un modelo VAR con cuatro rezagos, número al cual los residuos de la forma reducida están incorrelacionados consigo mismos, su varianza individual es constante, además de estar distribuidos de manera normal (Tabla 2)¹⁵.

¹⁴ Como ejemplo, un proceso autorregresivo de orden uno, tal como $y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$, con $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$, es estacionario débil o no presenta raíces unitarias si $|\phi| < 1$, lo que implica que; i) $E(y_t) = \mu, \forall t$; ii) $Var(y_t) = \mu, \forall t$; y iii) $Cov(y_t, y_{t-k}) = \gamma_k, k = 1, 2, \dots, T$. Bajo estacionariedad débil una variable converge hacia su media y oscila de manera constante alrededor de ella en vista de que los *shocks* tienen un efecto temporal en su comportamiento. Como en un modelo SVAR los impulsos vienen dados por los distintos *shocks*, estos deberían afectar de manera no permanente a las distintas series, característica presente cuando una variable no es estacionaria (Kilian y Lütkepohl, 2017).

¹⁵ No se realizó la inclusión de rezagos de acuerdo con los criterios de Akaike, Schwarz o Hannan-Quinn, debido a que estos criterios de información sobre el número de rezagos a incluir son válidos solamente cuando todas las variables son función de los rezagos de las demás y no así cuando existen restricciones lineales de nulidad sobre los valores pasados de algunas variables (Pesaran, 2016). Como ya se adelantó, por ser Bolivia una economía pequeña y abierta al comercio externo, los niveles de precios, actividad o las decisiones de política económica no tienen influencia sobre las variables relevantes de otras economías.

Tabla 1: TEST DE RAÍZ UNITARIA POR VARIABLE 1993M1-2020M3

Variable	ADF ADF t-statistic	ADF - Q ADF t-statistic	DF-GLS DF-GLS t-statistic	Phillips Perron Adj. t-Stat	Orden de integración
y_t^{pmr}	-4,73[0,0007]	-4,95[0,01]	-3,75[-2,90]	-3,32[0,06]	$y_t^{pmr} \sim I(0)$
π_t^x	-4,06[0,007]	-4,39[0,057]	-4,06[-2,90]	-3,90[0,036]	$\pi_t^x \sim I(0)$
π_t^m	-4,51[0,001]	-4,65[0,02]	-4,25[-2,90]	-1,86[0,059]	$\pi_t^m \sim I(0)$
y_t^d	-4,01[0,009]	-5,19[0,001]	-4,03[-2,90]	-4,01[0,009]	$y_t^d \sim I(0)$
π_t^d	-3,13[0,024]	-4,14[0,11]	-3,25[2,90]	-2,70[0,07]	$\pi_t^d \sim I(0)$
tcr_t	-3,68[0,024]	-5,31[0,001]	-3,66[2,90]	-3,27[0,017]	$tcr_t \sim I(0)$
m_t	-3,84[0,015]	-4,59[0,033]	-3,47[2,90]	-2,71[0,072]	$m_t \sim I(0)$

Nota: ADF es la prueba Dickey-Fuller Ampliada, la prueba ADF-Q es la prueba ADF con quiebre.

DF-GLS es una prueba ADF modificada propuesta por Elliott et al. (1996).

[.] es el p – valor de cada test, excepto para el caso de la prueba DF-GLS donde el valor entre corchetes es el valor crítico al 5%. Para más detalles ver Choi (2015).

Tabla 2: TEST DE ESPECIFICACIÓN VAR [4]

Variable	$F_{AR(1-5)}$	$F_{ARCH(1-5)}$	$\chi^2_{NORMALITY}$	F_{HETERO}
y_t^{pmr}	0,45[0,74]	4,19[0,01]	5,85[0,051]	0,52[0,93]
π_t^x	0,09[0,98]	0,59[0,66]	4,32[0,11]	0,46[0,95]
π_t^m	1,61[0,17]	0,26[0,90]	5,70[0,60]	1,60[0,03]
y_t^d	0,90[0,46]	4,9[0,007]	0,66[0,71]	2,04[0,008]
π_t^d	0,80[0,52]	0,42[0,78]	5,98[0,51]	1,15[0,24]
tcr_t	1,09[0,36]	0,59[0,61]	0,29[0,86]	0,86[0,70]
m_t	0,99[0,42]	1,96[0,08]	4,88[0,08]	1,19[0,20]
Test Vectorial	1,22[0,08]	-	16,29[0,07]	0,58[0,90]

Nota: Los tests de especificación son la prueba LM para la autocorrelación serial $F_{AR(1-5)}$, la prueba de heterocedasticidad condicional autorregresiva $F_{ARCH(1-5)}$ hasta de orden 5, la prueba de normalidad de los residuos $\chi^2_{NORMALITY}$ y el test de heterocedasticidad de los residuos F_{HETERO} . [.] es el p – valor de cada prueba.

No obstante, no se les puede atribuir un carácter estructural debido a la existencia de correlación entre los residuos de cada una de las ecuaciones (Tabla 3).

Tabla 3: MATRIZ DE CORRELACIÓN DE LOS RESIDUOS DE LA FORMA REDUCIDA VAR [4]

	y_t^{pmr}	π_t^x	π_t^m	y_t^d	π_t^d	tcr_t	m_t
y_t^{pmr}	1						
π_t^x	0,141	1					
π_t^m	-0,051	0,078	1				
y_t^d	0,138	-0,113	0,139	1			
π_t^d	-0,122	0,092	0,292	0,043	1		
tcr_t	0,136	0,059	-0,062	-0,096	-0,335	1	
m_t	-0,033	0,063	0,082	-0,072	0,135	0,13	1

Por tanto, cabe estimar un modelo estructural, imponiendo una serie de restricciones que posibiliten, además de la consistencia de los estimadores, *shocks* incorrelacionados y, en este sentido, estructurales. La estimación de los parámetros estructurales comprende, en principio, la estimación de los parámetros de la forma reducida del modelo SVAR de acuerdo con la ecuación (5) y la posterior recuperación de los de orden estructural.

El primer paso consiste en maximizar en los parámetros de la forma reducida; $\phi_1, \phi_2, \phi_3, \phi_4$, la función del logaritmo de máxima verosimilitud¹⁶:

$$\ln L_T(\theta) = -\frac{N}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln |V| - \frac{1}{2(T-4)} \sum_{t=5}^T u_t' V^{-1} u_t \quad (15)$$

Con $\theta \in \{\gamma, \phi_1, \phi_2, \phi_3, \phi_4\}$, $u_t = Y_t - \gamma - \sum_{i=1}^4 \phi_i Y_{t-i}$, y $V = SS'$ por fuera de la función del logaritmo de verosimilitud. Esto último implica que cada ecuación del VAR (ecuación 5) es estimada individualmente por mínimos cuadrados clásicos, de lo que se obtiene $\hat{\gamma}$, $\hat{\phi}_1, \hat{\phi}_2, \hat{\phi}_3, \hat{\phi}_4$ y consecuentemente;

$$\hat{u}_t = Y_t - \hat{\gamma} - \sum_{i=1}^4 \hat{\phi}_i Y_{t-i} \quad (16)$$

de donde
$$\hat{V} = \frac{1}{T-4} \sum_{t=5}^T \hat{u}_t \hat{u}_t' = \hat{S}\hat{S}' \quad (17)$$

A continuación, los estimadores de máxima verosimilitud de A_0 y D , en el caso de los parámetros de corto plazo, se obtienen de la maximización de:

¹⁶ Según Martin et al. (2013), como la función del logaritmo de verosimilitud está basado en el supuesto de normalidad, la estimación de los parámetros de la media y la varianza se puede realizar por separado ya que la matriz de información es diagonal en bloques, por lo que la estimación puede ser realizada en dos etapas.

$$\ln L_T(\theta) = -\frac{N}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln |V| - \frac{1}{2(T-4)} \sum_{t=5}^T \hat{u}_t' V^{-1} \hat{u}_t \quad (18)$$

Otra manera equivalente de encontrar A_0 y D es resolver el sistema de ecuaciones $\hat{V} = \hat{S}\hat{S}'$ ya que este sistema de ecuaciones representa las condiciones de primer orden del problema de maximización de (18) respecto de A_0 y D (Kilian y Lütkepohl, 2017).

Dado que $S = A_0^{-1}D^{1/2}$, $\hat{S}\hat{S}' = \widehat{A_0^{-1}}\widehat{D}(\widehat{A_0^{-1}})' = \widehat{V}$. Conocido $\widehat{A_0^{-1}}$, $\widehat{A_1} = \widehat{A_0}\widehat{\phi_1}$

Por tanto (10), la Función de Impulso Respuesta, puede ser rescrita como:

$$Y_t = \psi_0 S z_t + \psi_1 S z_{t-1} + \psi_2 S z_{t-2} + \psi_3 S z_{t-3} + \dots \quad (19)$$

Con $\psi_i = \sum_{j=1}^i \widehat{A_0^{-1}}\widehat{A_j}$ donde; $\widehat{A_j} = 0$, $j > p$

V. Resultados

Una vez estimado el modelo SVAR bajo las restricciones señaladas y verificada su correcta especificación, se determinó los efectos de los *shocks* sobre las variables externas en cada una de las variables domésticas (Tabla 4).

Tabla 4: TEST DE ESPECIFICACIÓN MODELO SVAR

Variable	$F_{AR(1-5)}$	$F_{ARCH(1-5)}$	$\chi^2_{NORMALITY}$	F_{HETERO}
y_t^{pmr}	0,57[0,74]	4,05[0,01]	5,93[0,051]	0,54[0,93]
π_t^x	0,54[0,77]	0,52[0,75]	3,65[0,16]	0,41[0,97]
π_t^m	0,92[0,44]	1,30[0,26]	5,87[0,053]	1,77[0,011]
y_t^d	0,86[0,52]	3,8[0,001]	0,35[0,83]	0,65[0,21]
π_t^d	0,82[0,55]	0,44[0,84]	2,13[0,34]	1,25[0,14]
tcr_t	0,96[0,46]	3,27[0,006]	0,82[0,66]	0,92[0,60]
m_t	0,99[0,43]	1,64[0,13]	4,09[0,12]	1,13[0,26]
Test Vectorial	1,10[0,11]	-	18,29[0,07]	0,62[0,88]

Nota: Los tests de especificación son la prueba LM para la autocorrelación serial $F_{AR(1-5)}$, la prueba de heterocedasticidad condicional autorregresiva $F_{ARCH(1-5)}$ hasta de orden 5, la prueba de normalidad de los residuos $\chi^2_{NORMALITY}$ y la prueba de heterocedasticidad de los residuos F_{HETERO} [.] es el p – valor de cada prueba.

Contemporáneamente, la actividad mundial relevante para la economía de Bolivia incide sobre el producto doméstico, la inflación y el tipo de cambio real, no así en la cantidad de dinero, la cual responde con rezagos, como se verá más adelante (Tabla 5)¹⁷. Por su parte

¹⁷ La Tabla 5 resulta de la estimación de la matriz $S = A_0^{-1}D^{1/2}$ por lo que, además de estar medidos los *shocks* en una desviación estándar, el elemento $a_{i,j}$ es la respuesta de la variable en “i” a un *shock* sobre la variable en “j”.

los precios de los bienes básicos afectan a la inflación en la dirección esperada y, a muy corto plazo, no se verifica un efecto sobre el tipo de cambio real. Con relación al producto, la relación es negativa, no obstante, a más plazo la relación no es significativa, como se mostrará en lo que sigue.

Tabla 5: RESPUESTAS CONTEMPORÁNEAS A LOS SHOCKS SOBRE LAS VARIABLES EXTERNAS (En porcentaje)

	y_t^{pmr}	π_t^x	π_t^m	y_t^d	π_t^d	tcr_t	m_t
y_t^{pmr}	0,1372 [0,00]	0	0	0	0	0	0
π_t^x	0,5942[0,01]	4,1769[0,00]	0	0	0	0	0
π_t^m	-0,026[0,38]	0,044[0,14]	0,5101[0,00]	0	0	0	0
y_t^d	0,0678[0,01]	-0,0659[0,02]	0,0777[0,00]	0,476[0,00]	0	0	0
π_t^d	-0,0926[0,03]	0,0833[0,05]	0,2098[0,00]	0,024[0,56]	0,7153[0,00]	0	0
tcr_t	0,291[0,01]	0,0853[0,49]	-0,1252[0,31]	-0,2224[0,07]	-0,6867[0,00]	1,9906[0,00]	0
m_t	-0,0868[0,56]	0,177[0,24]	0,1956[0,19]	-0,1875[0,21]	0,2887[0,056]	0,4599[0,12]	2,5175 [0,00]

[.] es el p – valor relativo a la significancia estadística de cada coeficiente poblacional.

Los niveles de precios de los bienes que importa Bolivia no afectan el producto de manera negativa como sería de esperar al presionar hacia la suba los costos de producción. Sí, en cambio, desde el corto plazo inciden sobre la inflación doméstica y no afectan al tipo de cambio real. En el contexto local, se observa que la inflación presiona hacia la apreciación real del boliviano y motiva cambios en la cantidad de dinero.

V.1 Funciones de impulso respuesta¹⁸

Mediante las funciones de impulso respuesta se busca determinar las respuestas de las variables domésticas a los *shocks* sobre el PMR, los precios de las exportaciones y los precios de las importaciones, previamente identificados por medio de los supuestos acerca de las relaciones contemporáneas establecidas consideradas, además, para la estimación de los parámetros estructurales y la posterior derivación de la estructura del Vector de Medias Móviles según la ecuación (19).

Shock al Producto Mundial Relevante para Bolivia

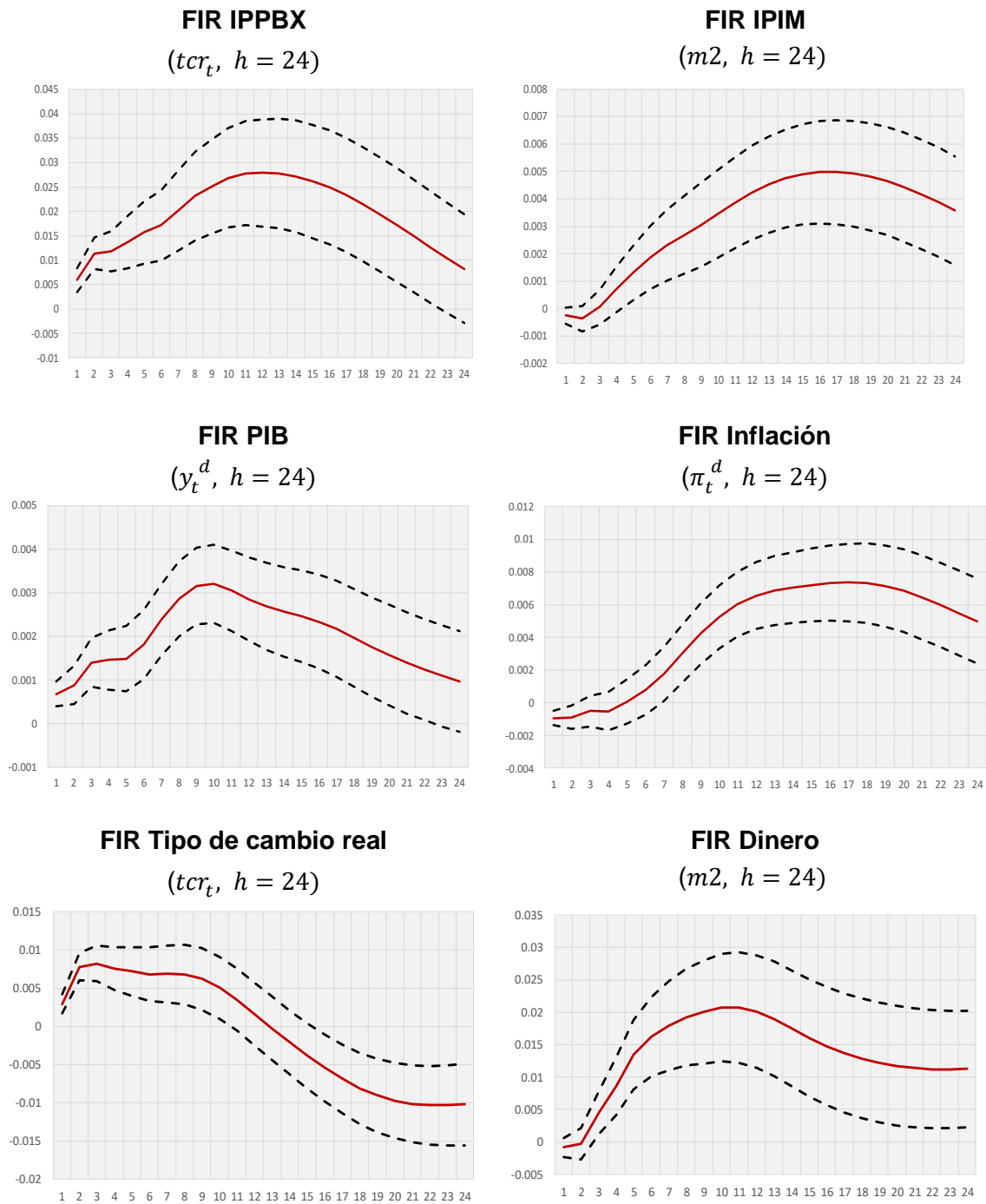
Un *shock* que impulse una mayor actividad en las economías socias de Bolivia promueve el crecimiento de los precios de las exportaciones y de las importaciones (Gráfico 2). La

¹⁸ La prueba de estabilidad del modelo se encuentra en el Apéndice B.

reacción de los precios de las exportaciones es inmediata y el *shock* persiste hasta el mes 17, provocando un crecimiento de los precios, durante todo este periodo, de 35,35%¹⁹. La respuesta de las importaciones es significativa a partir del octavo mes y el traspaso se extiende por un lapso de 16 meses. Por tanto, un *shock* sobre la actividad doméstica actúa con una similar persistencia. No obstante, el impacto acumulado es sensiblemente menor: 6,82%.

¹⁹ Se hace referencia a las respuestas significativas en cada periodo de tiempo comprobadas a partir de la relación entre el coeficiente estimado y su error estándar. A un nivel de significancia de 5%, si esta relación es mayor a 1,96, la respuesta sería significativa. A partir de la significancia por periodo de tiempo se determinó la significancia acumulada.

Gráfico 2: RESPUESTAS DE LAS VARIABLES DOMÉSTICAS A UN SHOCK SOBRE EL PMR



Al igual que respecto de los precios de las exportaciones e importaciones, la duración del shock sobre el crecimiento del PIB es de 17 meses y comienza de manera contemporánea (Gráfico 2). En el primer año, la transmisión alcanza a 2,5% y en los siete meses restantes

el incremento es de 1,22%, llegando a un total de 3,74%. Este resultado es acorde con la importancia que históricamente ha tenido el desenvolvimiento económico de los países que compran gran parte de los bienes producidos internamente. Es por esto, por lo que la actividad doméstica fluctúa con los ciclos de crecimiento del producto externo, el cual suele generar un efecto arrastre sobre el dinamismo del producto local.

Como sucede con la inflación importada, los precios locales tardan en reaccionar a un *shock* sobre el PMR. En este caso, el rezago es de 9 meses a partir del cual la persistencia del *shock* es de 15 meses (Gráfico 2). Por efecto de impulsos a la demanda externa, el efecto total sobre la inflación es de 10,23%. Es importante mencionar nuevamente que, especialmente, los picos y valles de inflación se han sucedido en momentos de aceleración y de caídas bruscas en el PMR y que, además, la inflación baja y estable observada a partir de mediados de 2013 coincide también con niveles de actividad con tendencia a la baja y sin grandes variaciones.

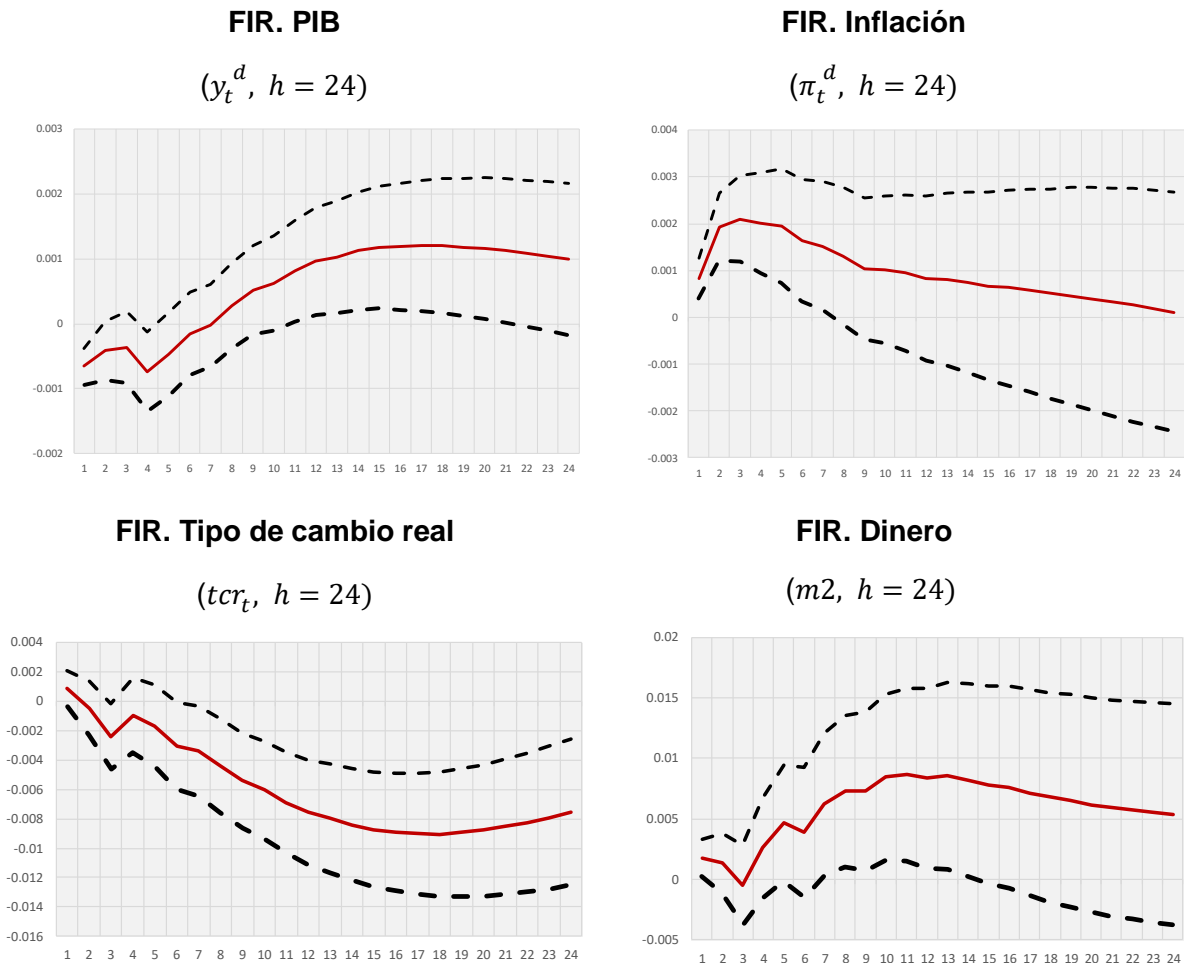
Al igual que ocurre con el producto, la transmisión de un *shock* al PMR actúa de inmediato sobre el tipo de cambio real de manera positiva y solamente durante 6 meses, a diferencia del tiempo de transmisión observado para el caso del producto y la inflación que rondan los 17 meses (Gráfico 2). En este tiempo, el *shock* mencionado se manifiesta en depreciaciones reales del boliviano del orden de 4,05%. Este traspaso se verifica cuando todavía no se manifiesta el efecto sobre la inflación doméstica, la cual presionaría hacia la apreciación de la moneda local. Es posible que el impacto sobre los precios amortigüe la transmisión al tipo de cambio real.

La mayor incidencia de los *shocks* al PMR es sobre la cantidad de dinero. El dinero responde a partir del cuarto mes y durante un lapso de 10 meses, al cabo de los cuales el cambio provocado en la oferta monetaria es de 19,4% (Gráfico 2). El impulso a la demanda externa, al generar un efecto ingreso positivo en el corto plazo, alienta la provisión de recursos líquidos a la economía ante su mayor demanda provocada por un mayor ingreso en la economía y también por la monetización de las divisas. La elevada respuesta del dinero muestra también la importancia del crecimiento de las economías socias ya que generan dinamismo en la economía, que se manifiesta también en el crecimiento de la oferta monetaria, necesaria para darle sostenimiento a un proceso de mayor movimiento económico.

Shock a los precios de las exportaciones

Los *shocks* a los precios de los *commodities* no tienen influencia en el crecimiento del PIB (Gráfico 3). Posiblemente la alta correlación entre ambas se deba a la relación de cada una de ellas con el PMR, que, como se mostró, afecta positivamente a ambas variables.

Gráfico 3: RESPUESTAS DE LAS VARIABLES DOMÉSTICAS A UN SHOCK SOBRE LOS PRECIOS DE LAS EXPORTACIONES



De igual manera, los precios domésticos y la oferta monetaria no reaccionan ante *shocks* sobre los precios de las exportaciones (Gráfico 3). Por lo menos, parte del dinamismo de la economía local es explicada por el PMR.

Los *shocks* sobre estos precios solamente tienen repercusiones en el tipo de cambio real y la relación es negativa, es decir, incrementos en estos precios se relacionan con apreciaciones reales del boliviano. Como se vio anteriormente respecto de economías con libre flotación de la tasa cambiaria nominal, esta asociación se verifica a más plazo debido

a que la tasa cambiaria sufre variaciones reducidas y durante tiempos prolongados permanece sin cambio, por lo que el reflejo en el tipo de cambio real de presiones hacia la apreciación nominal tardaría en concretarse.

Como las subas de precios de las exportaciones están asociadas con mejoras en los términos de intercambio, esta relación posiblemente se explique a través del vínculo de largo plazo entre este precio relativo y el tipo de cambio real que, para el caso de Bolivia, es significativo²⁰. De acuerdo con la estimación realizada, la transmisión hacia el tipo de cambio real comienza a partir del décimo mes y se extiende durante 10 meses, al cabo de los cuales la transmisión acumulada es de 8,44%, nivel considerable que es similar a los niveles de mayor variación porcentual registrada durante el periodo de estudio.

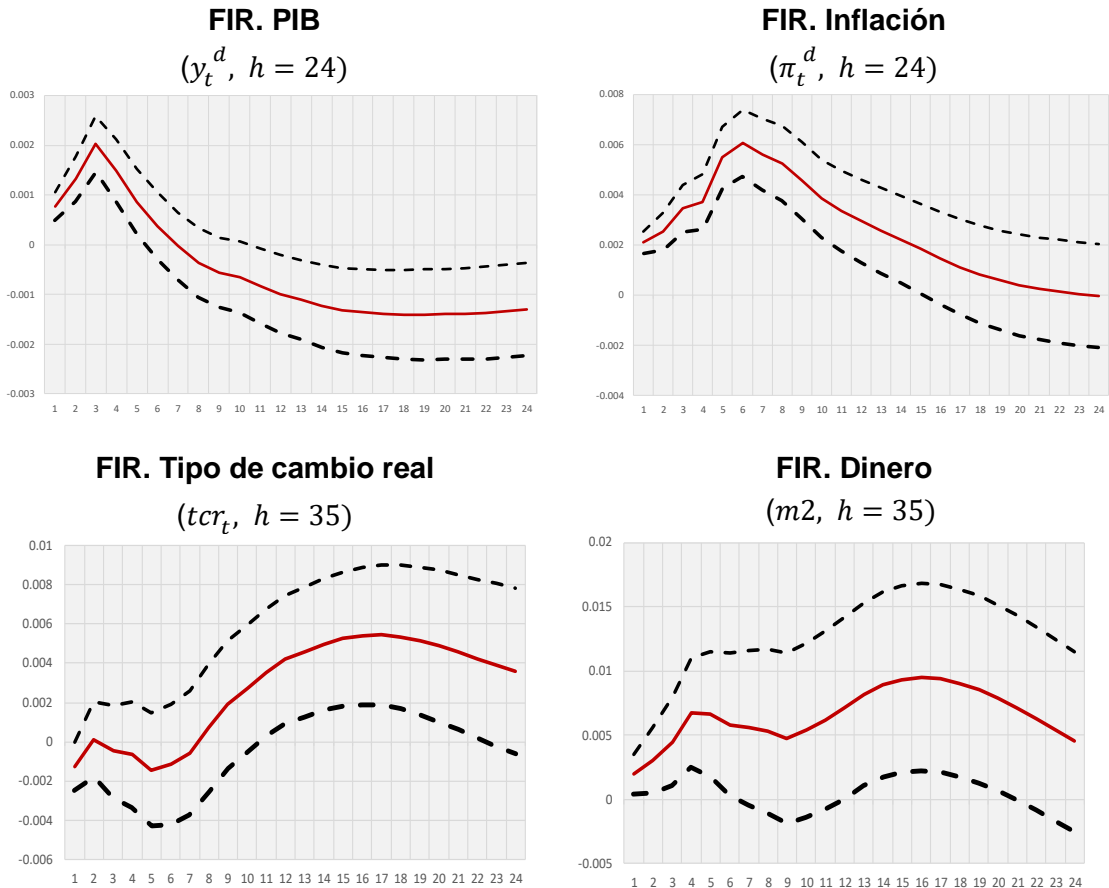
Shock a los precios de las importaciones

Los *shocks* a los precios de las importaciones solamente impactan en la inflación doméstica (Gráfico 4). Un *shock* que promueva la suba de los precios de los bienes importados actúa presionando los precios locales, durante 11 meses, tiempo en el cual el efecto acumulado es de 4,64%. Claramente el PMR es la variable externa que en mayor medida impactó sobre la inflación interna, ejerciendo además una mayor persistencia.

²⁰ De acuerdo con el Informe de Política Monetaria del Banco Central de Bolivia de julio de 2016 (Banco Central de Bolivia, 2016b), uno de los determinantes del tipo de cambio real de largo plazo son los términos de intercambio, existiendo una relación negativa entre ambas variables.

Una mejora en los términos de intercambio genera un efecto ingreso que se traduce, entre otras cosas, en una mayor demanda de bienes no transables y, por tanto, en mayores precios, por lo que la moneda doméstica tiende a apreciarse en términos reales, entendiendo al tipo de cambio real como un precio relativo de bienes transables a no transables.

Gráfico 4: RESPUESTAS DE LAS VARIABLES DOMÉSTICAS A UN *SHOCK* SOBRE LA INFLACIÓN IMPORTADA



De acuerdo con la estimación realizada, los *shocks* a los precios de los bienes que Bolivia importa y que podrían conducir a un alza, no tienen reflejo en el comportamiento del producto. Asimismo, los precios de las importaciones no tienen influencia sobre el tipo de cambio real a través de su acción en los precios internos. Tampoco la inflación importada actúa directamente sobre el tipo de cambio real a través de su impacto sobre los términos de intercambio. Subas en los precios de las importaciones, al desmejorar los términos de intercambio, podrían ejercer presiones hacia la depreciación real de la moneda doméstica. Si bien la FIR muestra que la relación es positiva, esta no es significativa.

En resumen, el efecto de los *shocks* en la demanda externa, los precios de los *commodities* y la inflación importada sobre las variables domésticas difieren en el plazo de duración y en el grado en el que motivan cambios en las variables internas (Tabla 6). En efecto, un *shock* en el PMR se transmite al crecimiento a 12 meses del PIB en un plazo de 17 meses y es significativo desde el inicio del *shock*. Sobre la inflación doméstica, el

efecto es significativo desde el noveno mes y se extiende hasta el mes 24, mientras que sobre el tipo de cambio real el impacto es de un semestre y ocurre desde el momento mismo del *shock*. Por último, sobre el dinero la transmisión es significativa a partir del quinto mes y tiene una duración de nueve meses.

En cambio, un *shock* sobre los precios de los *commodities* solamente impacta en el tipo de cambio real y el efecto se inicia al onceavo mes y se extiende al mes 20. Finalmente, la inflación importada únicamente motiva cambios en el nivel de precios doméstico, desde el inicio del *shock* hasta el onceavo mes.

Tabla 6: RESPUESTAS ACUMULADAS A LOS SHOCKS SOBRE LAS VARIABLES EXTERNAS

(En porcentaje)

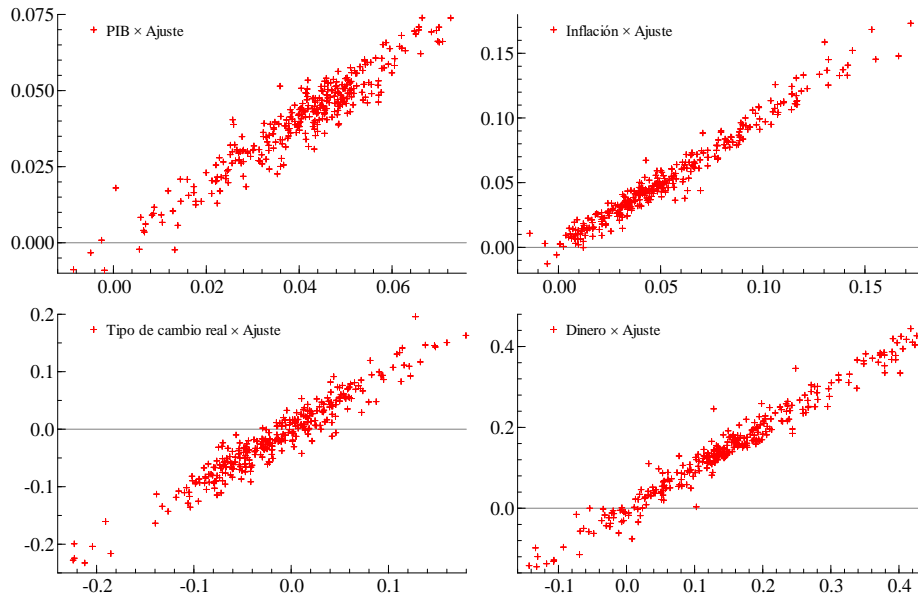
	y_t^{pmr}	π_t^x	π_t^m
y_t^d	3,74[3,42]		
π_t^d	10,23[2,71]		4,64[4,11]
tcr_t	4,05[3,11]	-8,44[2,32]	
m_t	19,40[2,58]		

Efectos acumulados por periodo de tiempo de acuerdo con la significancia estadística observada. Los efectos acumulados, que son la suma de los efectos marginales por periodo de tiempo, vienen dados por; $F = \sum_{i=0}^T \psi_i S$, con $\psi_0 = I_k$ y T el periodo del *shock*. [.] es el estadístico “t”. Significatividad al 5%.

VI. Pronósticos

El ajuste del modelo es alto (90% para el caso de la ecuación donde el producto es la variable endógena y 96% en la ecuación en la que la inflación es la variable endógena). Por ello, en el dispersograma entre la inflación y su ajuste dado por la ecuación estimada para esta variable, la relación entre valores observados y estimados es próxima a una recta de 45 grados (Gráfico 5).

Gráfico 5: RELACIÓN ENTRE VARIABLE OBSERVADA Y AJUSTE POR EL MODELO SVAR (1993-2020 M3)



Fuente: Elaboración propia

El error cuadrático medio y del error medio absoluto son cercanos a cero, señal de la precisión de los pronósticos (Tabla 8). Asimismo, el coeficiente de desigualdad de Theil es cercano a cero para la inflación y el producto (además del dinero, el producto mundial y la inflación importada), señal de que el modelo tiene una buena capacidad predictiva. La cercanía a cero del coeficiente de desigualdad de Theil devela que el modelo predice con gran exactitud los valores observados.

Tabla 8: EVALUACIÓN DE PRONÓSTICO

	Dinero	Precio commodities	PIB	Producto mundial	Tipo de cambio real	Inflación importada	inflación
Raíz del error cuadrático medio	0,023239	0,04071	0,004935	0,001468	0,019747	0,004465	0,006964
Error medio absoluto	0,016196	0,030091	0,003857	0,000966	0,015236	0,003069	0,004854
Porcentaje del error medio absoluto	144,5218	59,9392	17,02897	9,198577	162,3852	29,59905	21,51532
Coefficiente de desigualdad de Theil	0,061824	0,12192	0,057282	0,020292	0,145933	0,049928	0,054144

Fuente: Elaboración propia

Predicción dentro de la muestra

Esta predicción será realizada condicional a los valores observados del producto mundial relevante, los precios de las exportaciones y la inflación externa.

Predicción del producto

Para evaluar cuan bien predice el modelo dentro de la muestra, para el caso del producto, se eligió el episodio de recuperación y caída de mediados de 2009 a fines de 2016 utilizando como variables exógenas los valores observados del producto mundial relevante, los precios de los *commodities* y la inflación externa.

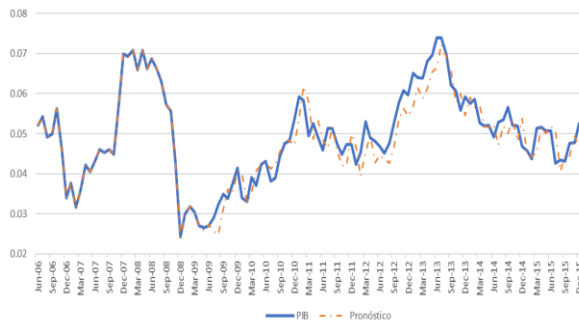
El periodo de mayor recuperación continua del producto doméstico posterior a la crisis financiera internacional y posterior desaceleración a partir de 2014 es explicada de manera significativa por el estado de las variables de control utilizadas (Gráfico 7). La fiabilidad del pronóstico queda en evidencia por las estadísticas usuales de calidad de pronóstico utilizadas: el error cuadrático medio, el error medio absoluto y el coeficiente de desigualdad de Theil son cercanos a cero (Tabla 9). En este último caso el valor de 0,00424 implica una capacidad predictiva casi perfecta (un valor de cero es señal de predicción perfecta). Asimismo, la evolución del pronóstico se encuentra estrechamente acotado utilizando más menos dos desviaciones estándar.

Estos resultados confirman la pronunciada respuesta del producto local al producto mundial relevante, principalmente, y a los precios de las exportaciones encontrada mediante la estimación del modelo SVAR. De acuerdo con el pronóstico controlado por las variables externas, el momento de mayor recuperación y caída que significó para la economía de

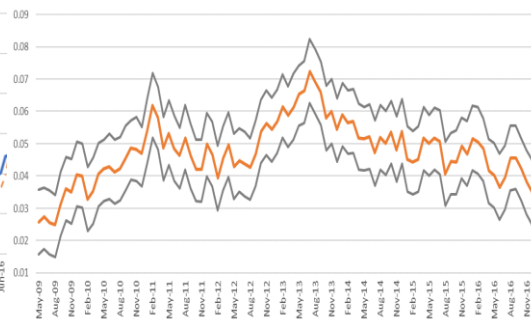
Bolivia, entre otras cosas, el regreso al déficit fiscal y comercial, pérdida de RIN, tuvo como factor explicativo el crecimiento económico mundial y de precios, al igual que la reversión de este proceso.

**Gráfico 7: PRONÓSTICO DEL PRODUCTO DENTRO DE LA MUESTRA
(junio 2009 - 2016)**

**Pronóstico de la variación interanual del PIB
(2009m5 - 2016)**



**Pronóstico de la variación interanual del PIB
(Más menos dos desviaciones estándar)**



**TABLA 9: EVALUACIÓN DE PRONÓSTICO
(Sample de pronóstico: junio 2009- 2016)**

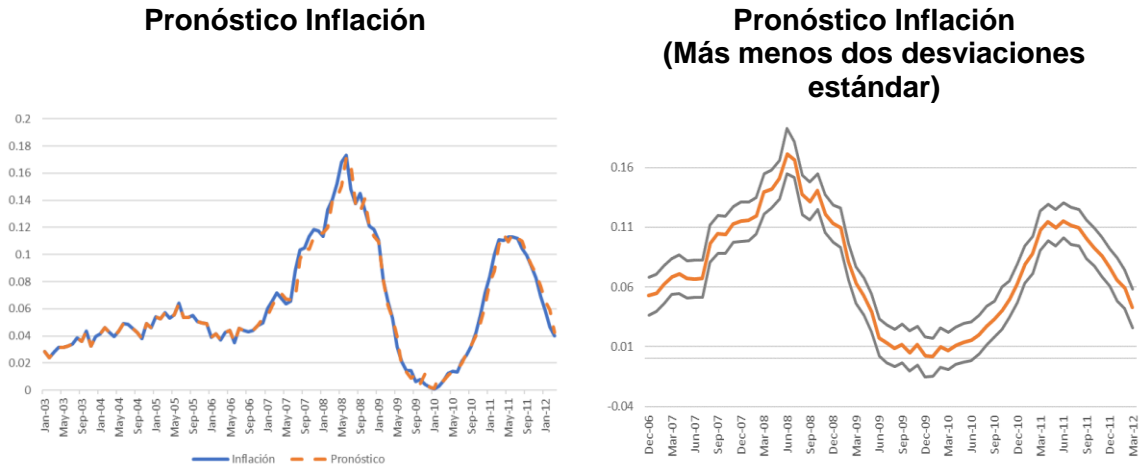
Raíz del error cuadrático medio	0,0039902
Error medio absoluto	0,0021776
Porcentaje del error medio absoluto	68.553.696
Coficiente de Desigualdad de Theil	0,0042468

Fuente: Elaboración propia

Predicción de la inflación

La inflación responde profundamente a los *shocks* sobre el producto mundial relevante y la inflación externa en especial. Los episodios de mayor crecimiento de los precios internos se han debido a repuntes de la actividad externa y a la crecida de precios derivada y, de igual manera, la reducción de la inflación doméstica ha tenido lugar cuando los precios externos han mostrado una tendencia a la baja. Esta realidad es reflejada una vez que se proyecta la inflación doméstica por las variables externas. El modelo reproduce prácticamente los valores observados en el periodo de 2007 a inicios de 2012, en el que se observó mayor variabilidad de la inflación. Otra señal de su confiabilidad es que el pronóstico sucede dentro de un intervalo reducido (Gráfico 8).

Gráfico 8: PRONÓSTICO DE LA INFLACIÓN DENTRO DE LA MUESTRA (diciembre 2006 - marzo 2012)



Fuente: Elaboración propia

La calidad del pronóstico queda demostrada por la cercanía a cero de la raíz del error cuadrático medio, del error medio absoluto y el coeficiente de desigualdad de Theil los que dan cuenta de que el pronóstico es de una gran exactitud.

Tabla 10: EVALUACIÓN DE PRONÓSTICO
(Sample de pronóstico: 2007- Marzo 2012)

Raíz del error cuadrático medio	0,0066
Error medio absoluto	0,0032
Porcentaje del error medio absoluto	16,26
Coficiente de Desigualdad de Theil	0,0037

Fuente: Elaboración propia

Predicción fuera de muestra

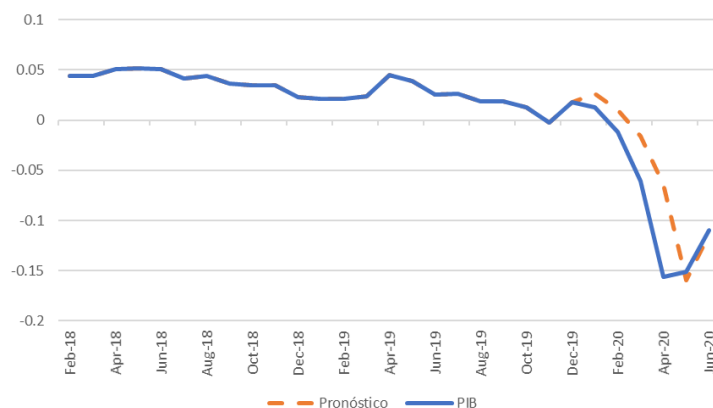
a) Simulación determinística

Una vez estimado el modelo y comprobada la calidad de predicción dentro de la muestra, se evaluó la capacidad de predicción del producto mundial relevante y de los precios de las exportaciones para predecir la caída abrupta de la actividad doméstica. Dada la caída del producto, no sería oportuno realizar un pronóstico incondicional fuera de la muestra, el cual predice en función de la estructura del modelo multivariado estimado. El propósito, en cambio, es evaluar si el modelo, que considera una estructura integradora de la economía, predice el nivel del PIB cuando se conoce con anterioridad contracciones del producto mundial y descensos en los precios de los bienes que Bolivia exporta, como suele suceder. En general, se cuenta con predicciones de estas variables como es el caso actual.

El primer caso es el del pronóstico del PIB controlando por el producto mundial relevante y los precios de las exportaciones, por la influencia que tienen en su conducta. Además, este caso no considera coeficientes fijos del modelo SVAR y residuos de acuerdo con la solución encontrada.

El modelo pronostica la baja del producto a partir de febrero, en abril se reduce y en mayo y junio se observa prácticamente una coincidencia (la raíz del error cuadrático medio es de 0,0432, Gráfico 9). Por tanto, desde el modelo SVAR se habría podido estimar, con un apreciable grado de exactitud, la profunda caída del producto. Es importante acotar que al ser una estimación fuera de muestra, en el PIB no están interviniendo los valores observados de enero a junio de 2020, es decir que la predicción es explicada por el producto externo y por los precios de los *commodities*.

Gráfico 9: PRONÓSTICO DE VARIACIÓN INTERANUAL DEL PIB



Fuente: Elaboración propia

Por la caída de la actividad e inflación externa, en el mes de enero, el modelo predice una baja de la inflación y, por una recuperación de los precios externos en el mes de febrero, la inflación predicha se alinea con la observada hasta el mes de mayo. Posteriormente, su baja pronunciada en junio responde a la profunda caída del producto externo relevante para Bolivia del mes anterior (Gráfico 10).

**Gráfico 10: PRONÓSTICO DE VARIACIÓN INTERANUAL DE LA INFLACIÓN
(enero 2020 - junio 2020)**



Fuente: Elaboración propia

b) Simulación estocástica

En el anterior análisis, las ecuaciones en el modelo SVAR planteado se mantuvieron inalterables durante el período de pronóstico. La solución dinámica está basada en una sola extracción de los *shocks* aleatorios (dada su distribución de probabilidad), que son los que movilizan el sistema, ε_{it} ($i = 1, \dots, n$, donde n es la cantidad de datos). Una nueva extracción generará una solución distinta. No obstante, sería de esperar que los errores futuros sean

los mismos que los históricos. También se han dejado fijos los coeficientes estimados en modelo SVAR y, al igual que ocurre con los errores, es posible introducir incertidumbre sobre los coeficientes y observar las implicancias en los resultados del modelo estimado. La manera más conveniente de introducir ambas aleatoriedades es utilizando simulaciones estocásticas.

La simulación estocástica implica resolver el modelo varias veces (réplicas), cada vez agregando un *shock* aleatorio para cada una de las réplicas. Cada *shock* aleatorio es tomado a partir de los obtenidos en el modelo SVAR, asumiendo una distribución particular con media cero y varianza σ^2 . En una simulación estocástica, la solución de las ecuaciones del modelo es aquella de la cual se obtienen residuos que coinciden con los errores extraídos aleatoriamente y, opcionalmente, los coeficientes y las variables exógenas del modelo también varían aleatoriamente (para tener en cuenta la aleatoriedad de los coeficientes).

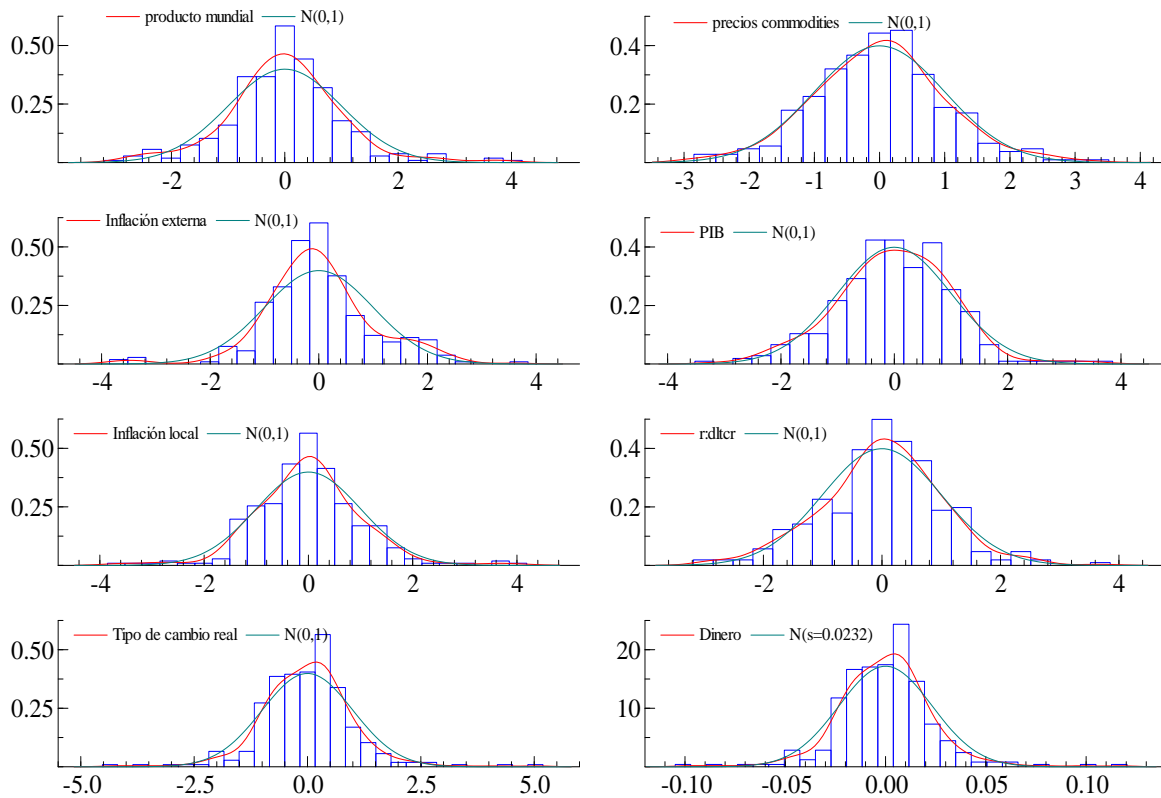
La solución del modelo, por lo tanto, genera una distribución de resultados para las variables endógenas en cada período. Se aproxima la distribución resolviendo el modelo varias veces usando diferentes extracciones de los componentes aleatorios en el modelo y luego calculando estadísticas de resumen sobre todos los diferentes resultados.

El promedio de estas extracciones será una estimación consistente del valor esperado de las variables del modelo y los momentos de orden superior, como las varianzas, el sesgo y la curtosis, se pueden calcular fácilmente. Este procedimiento se conoce como simulación estocástica y al aumentar el número de experimentos o réplicas aumenta su precisión (Elliot y Timmermann, 2016). La ventaja de la simulación estocástica es que, a partir de la distribución de los residuos estimados, las bandas del *fanchart* reflejan la incertidumbre inherente al modelo estimado.

Cada posible pronóstico es una representación de un posible resultado del modelo y, por lo tanto, el conjunto de pronósticos representa la incertidumbre del pronóstico en general. En particular, los percentiles de estos pronósticos para cada período de pronóstico ($t + i$), dan una imagen precisa de la distribución empírica de los pronósticos en ese horizonte de pronóstico específico. Si las perturbaciones utilizadas para generar los pronósticos se extraen de los errores reales de predicción de un paso adelante y no de una distribución paramétrica conocida como la normal, la incertidumbre del pronóstico reflejará cualquier falta de simetría o colas gruesas presentes en el cálculo estimado.

Para las simulaciones se utilizó innovaciones extraídas aleatoriamente mediante *bootstrapping* porque los residuos del modelo, a marzo de 2020, presentan problemas de normalidad, por lo que no se puede asumir esta distribución para realizar el ejercicio de simulación consistente en la extracción de residuos de manera aleatoria con reemplazo (Gráfico 11).

Gráfico 11: DISTRIBUCIÓN DE LOS RESIDUOS DEL MODELO SVAR POR ECUACIÓN (1993- 2020M3)



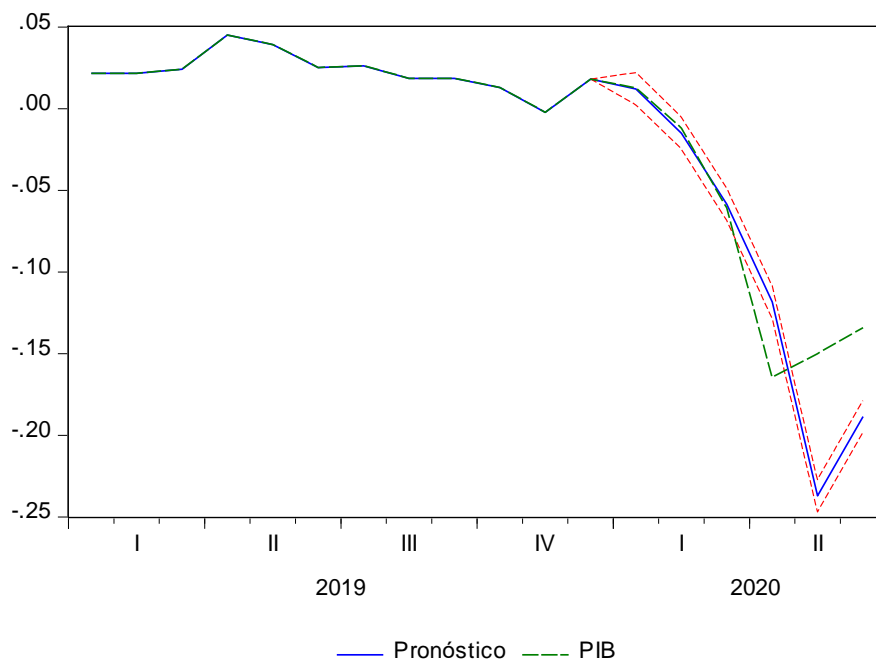
Fuente: Elaboración propia

Con *bootstrapping*, las innovaciones se generarán extrayendo aleatoriamente (con reemplazo) del conjunto de innovaciones reales observadas dentro de una muestra específica. Asintóticamente, los *shocks* por *bootstrapping* tendrán la misma distribución que la distribución empírica de los residuos de una sola ecuación (Ghysels y Marcellino, 2018). Por lo tanto, el uso de innovaciones *bootstrapping* puede ser más apropiado que los números aleatorios normales en los casos en que las innovaciones de la ecuación no parecen seguir una distribución normal. Por ejemplo, si las innovaciones parecen

asimétricas o parecen contener valores más atípicos de lo que sugeriría una distribución normal.

De acuerdo con el pronóstico por simulación estocástica, el producto mundial relevante y los precios de los *commodities* pronostican caídas mayores a las observadas a partir de abril de 2020 y un valle más profundo y una recuperación a un mayor ritmo (Gráfico 12). La evolución es replicada y el intervalo de predicción es reducido, señal de que el pronóstico es confiable.

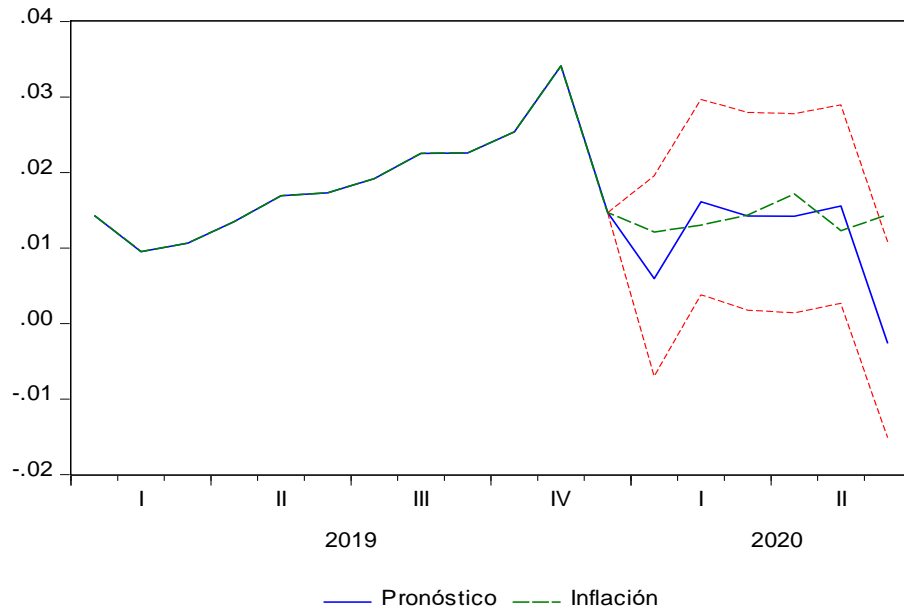
**Gráfico 12: PRONÓSTICO ESTOCÁSTICO DEL PIB
(De 2020M1 a 2020M8)**



Fuente: Elaboración propia

La media del pronóstico sigue la tendencia de la inflación observada pero el intervalo de predicción es amplio, por lo que no se podría hablar de un pronóstico puntual sino más bien de un intervalo, pero al ser este de la amplitud comentada no sería muy veraz por su falta de exactitud (Gráfico 13). La amplitud de los límites del pronóstico muestra que no es conveniente poner demasiado peso en los pronósticos puntuales. Es posible que una buena parte de esa incertidumbre, probablemente, se deba al gran residuo en la ecuación de crecimiento del PMR debido a su notable caída ya en el mes de febrero, que está creando mucha variación en las ecuaciones restantes del modelo en la simulación estocástica.

**Gráfico 13: PRONÓSTICO ESTOCÁSTICO DE LA INFLACIÓN
(De 2020M1 a 2020M8)**



Fuente: Elaboración propia

Estimación de la densidad de probabilidad del pronóstico (Fanchart)

Los *fanchart* son útiles porque muestran la incertidumbre en torno a los pronósticos del modelo en forma de cuantiles de una distribución. Mediante simulación estocástica, se estima los cuantiles de la verdadera distribución empírica de las variables de pronóstico mediante la construcción de un diagrama de distribución de probabilidad de las variables pronosticadas en cada periodo de tiempo a partir de la simulación estocástica de las ecuaciones del modelo.

La densidad del pronóstico del PIB sigue una distribución normal (Gráfico 14, Tabla 11) por lo que las desviaciones de las medias de los pronósticos son simétricas, existiendo una misma probabilidad de que el valor caiga a la derecha y a la izquierda de la media. Más importante todavía, es posible afirmar que el 95% de la información está en más menos dos desviaciones estándar.

Gráfico 14: FUNCIÓN DE DENSIDAD DEL PRONÓSTICO DEL PIB
(De 2020M1 a 2020M6, 5000 replicaciones por *bootstrapping*)

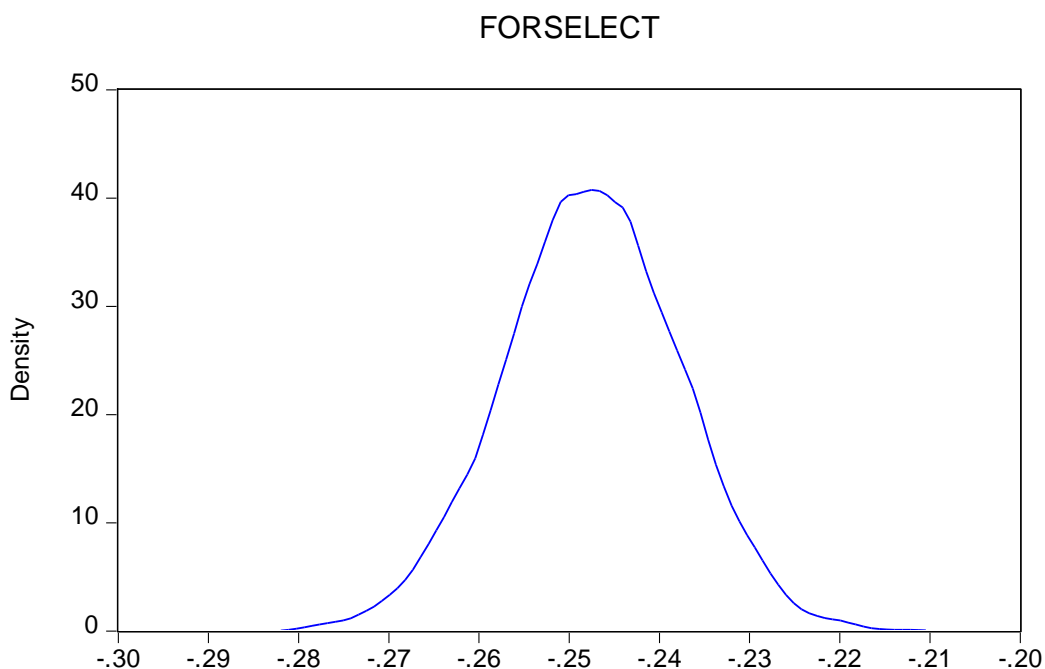
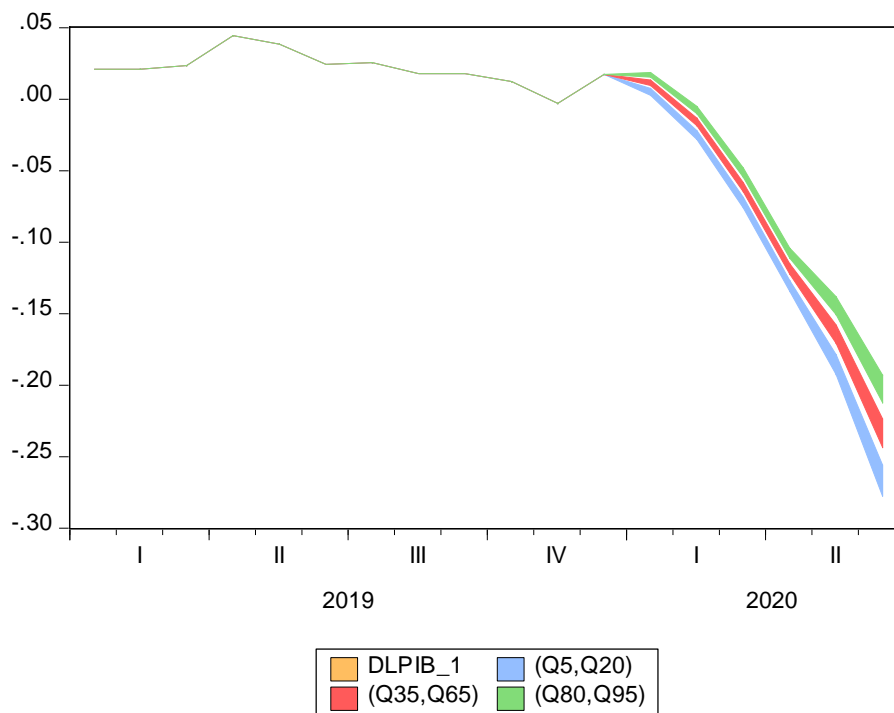


Tabla 11: RESUMEN DE ESTADÍSTICAS DEL PRONÓSTICO DEL PIB
(De 2020M1 a 2020M6, 5000 replicaciones por *bootstrap*)

	Pronóstico
Media	-0,248
Mediana	-0,248
Valor máximo	-0,212
Mínimo	-0,289
Desv. Estándar	0,01
Asimetría	-0,048
Curtosis	3,07
Jarque-Bera	2,952
Valor de probabilidad	0,229
Observaciones	5000

La simulación, considerando coeficientes del SVAR cambiantes y residuos aleatorios, si bien produce pronósticos estadísticamente aceptables, no predice el valle del PIB y la reversión del proceso de caída.

Gráfico 15: FAN CHART DEL PRONÓSTICO DEL PIB
(De 2020M1 a 2020M6, 5000 replicaciones por *bootstrapping*)



VII. Conclusiones

Los resultados encontrados muestran la importancia del contexto económico externo para la economía de Bolivia, en especial el desenvolvimiento del Producto Mundial Relevante para Bolivia. Las situaciones de mayor bonanza económica se han sucedido en momentos de recuperación de la actividad externa que motiva, además, el crecimiento de los precios de los bienes que Bolivia exporta al resto del mundo en un 35% al cabo del tiempo que dura el *shock*. Asimismo, la desaceleración del PIB también ha estado profundamente ligada al descenso pronunciado de la actividad económica externa, aunque con menor intensidad a partir de mediados de 2013, debido a las acciones contracíclicas de la política monetaria y fiscal que buscaron contener los efectos recesivos de la caída del producto mundial y los precios. No obstante ello, el producto continúa mostrando una tendencia decreciente siguiendo la ralentización de producto externo y los precios de las exportaciones.

El PIB reacciona de inmediato a los *shocks* sobre el PMR y la persistencia es de 17 meses, tiempo después del cual impacta en el crecimiento del producto en 3,74% y explica además el 34,89% de su varianza, nivel similar al *shock* doméstico de demanda interna. Por consiguiente, el desenvolvimiento del producto depende de manera importante de los

niveles de actividad de las economías socias y la demanda interna no consigue impulsar el producto en niveles tales que sea posible crecer más allá de la influencia negativa de una desaceleración de la actividad externa.

La inflación doméstica se genera, en gran parte, por la influencia de factores externos, especialmente por los *shocks* al producto externo, cuya duración es de 16 meses causando cambios en 10,23%, nivel que suele generarse en momentos de mayor crecida de precios. Estos *shocks* explican cerca del 50% de la varianza de los precios y la inflación importada tiene una influencia y persistencia menor. Ambos *shocks* hacen al 65,88% de la varianza de los precios, lo restante se debe mayormente a los *shocks* sobre la misma inflación, como los correspondientes a la oferta. Los *shocks* de demanda interna (los que impactan sobre el PIB) explican únicamente el 2,06% de la variación de los precios. Es así como los precios son determinados, principalmente, por la demanda externa y, en menor grado, por los precios de las importaciones.

Los *shocks* a los precios de las exportaciones solamente afectan al tipo de cambio real. El efecto ocurre con un retardo de 9 meses, tiene una duración de 10 meses y actúa de manera inversa, es decir, un *shock* que promueva el crecimiento de los precios, después de un tiempo, se refleja en la apreciación real de la moneda local. La reacción es retardada porque la tasa cambiaria tiende a permanecer fija o porque sus variaciones son reducidas. El impacto tendría lugar a través del movimiento provocado en los términos de intercambio, cuyas mejoras se traducen, después de un tiempo, en apreciaciones reales debido a la crecida de los precios de los bienes no transables.

La inflación importada solamente provoca respuestas en los precios internos en el corto plazo, pero en menor grado y persistencia que las respuestas provocadas por los *shocks* al Producto Mundial Relevante. La transmisión inmediata a los precios internos se sustenta en que las subas de precios en las economías socias son transferidas a precios por los agentes locales, apenas adquieren el bien externo a precios mayores. En cambio, el ajuste de precios ante incrementos en la demanda externa suele suceder pasado un plazo de tiempo, en la medida en que los efectos del *shock* se transmiten al interior de la economía.

Dentro de este modelo SVAR estimado se observa que los *shocks* externos al PMR, los precios de los *commodities* y la inflación externa, reproducen casi con exactitud las realizaciones del producto y la inflación dentro de la muestra. El pronóstico es más exacto en el caso del PIB.

Fuera de la muestra, el pronóstico determinístico reproduce de mejor manera el crecimiento del producto estimado por el del IGAE, se observa un acompañamiento cercano, como también el valle y la reversión de la caída.

El pronóstico de la inflación muestra una mayor variabilidad y es más sensible a la variación de los residuos en la ecuación del PMR debido a su caída a finales de 2019.

La simulación estocástica muestra una mejor predicción en el caso del PIB. No obstante, predice una caída mayor que la observada a través del IGAE y pronostica también el valle y la recuperación, esta con una mayor virulencia.

Cuando se considera variación estocástica en los parámetros del SVAR, el pronóstico no se acerca a la realidad esperada, en este caso se pronostica una caída más severa sin reversión alguna.

En suma, el método determinístico entrega mejores resultados y este puede ser complementado por el estocástico con simulación de extracciones aleatorias de los residuos.

Es importante destacar que las predicciones confirman principalmente la importancia del PMR en la evolución del producto doméstico, controlando por todas las demás variables, lo que hace más consistente este resultado.

Referencias bibliográficas

- AASTVEIT, K. A., H. C. BJØRNLAND, L. A. THORSRUD (2011). "The world is not enough! Small open economies and regional dependence" Norges Bank, Working Paper 2011|16, November
- BANCO CENTRAL DE BOLIVIA (2008). *Informe de Política Económica*, enero, La Paz, Bolivia
- BANCO CENTRAL DE BOLIVIA (2016a). *Informe de Política Económica*, enero, La Paz, Bolivia
- BANCO CENTRAL DE BOLIVIA (2016b). *Informe de Política Económica*, julio, La Paz, Bolivia
- BANCO CENTRAL DE BOLIVIA (2019). *Informe de Política Económica*, julio, La Paz, Bolivia
- BANCO CENTRAL DE BOLIVIA (2020). *Informe de Política Económica*, julio, La Paz, Bolivia
- BARSKY, R. and L. KILIAN (2004). "Oil and the Macroeconomy since the 1970s" *Journal of Economic Perspectives*, 18 (4), pp. 115 - 134
- BATELLINO, R. (2010). "Mining Booms and the Australian Economy" Reserve Bank of Australia, *Bulletin*, March Quarter, pp. 63 – 69
- BERKELMANS, L. (2005). "Credit and monetary policy: An Australian SVAR" Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper 2005-06, September
- BJØRNLAND, H. C. (2008). "Oil Price Shocks and Stock Market Booms in an Oil Exporting Country" Norges Bank, Working Paper 2008|16, October
- CHOI, I. (2015). *Almost all about unit roots. Foundations, Developments and Applications*, Cambridge University Press, United States of America
- COLLIER, P and B. GODERIS (2007). "Commodity Prices, Growth, and the Natural Resource Curse: Reconciling a Conundrum" University of Oxford, August
- DUNGEY, M. and A. PAGAN (2000). "A Structural VAR Model of the Australian Economy" *Economic Record*, 76 (235), pp. 321 – 342
- ELLIOT, G. and A. TIMMERMANN (2016). *Economic Forecasting*, Princeton University Press, United States of America

- ENDERS, W. (2015). *Applied econometric time series*, John Wiley & Sons Inc., United States of America
- GACETA OFICIAL DE BOLIVIA (1995). *Ley 1670, Ley del Banco Central de Bolivia*, de 31 de octubre
- GHYSELS, E. and M. MARCELLINO (2018). *Applied Economic Forecasting using Time Series Methods*, Oxford University Press, United States of America
- GULBRANDSEN, M. (2013). *The effects of terms of trade shocks in Norway: An SVAR analysis*, University of Oslo, Department of Economics, Master's thesis in Economics
- HAMILTON, J. D. (1994). *Time series analysis*, Princeton University Press, United States of America
- HAMILTON, J. D. (2003). "What is an oil shock?" *Journal of Econometrics*, 113 (2), pp. 363 - 398
- HENDRY, D. F. and B. NIELSEN (2007). *Econometric modeling: A likelihood approach*, Princeton University Press, United States of America
- JÄÄSKELÄ, J. and P. SMITH (2011). "Terms of Trade Shocks: What are They and What Do they Do?" Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper 2011-05, December
- JIMÉNEZ-RODRÍGUEZ, R. and M. SÁNCHEZ (2004). "Oil price shocks and real GDP growth: Empirical evidence for some OECD countries" European Central Bank, Working Paper Series No. 362, May
- KARAGEDIKLI, O. and G. PRICE (2012). "Identifying Terms of Trade Shocks and Their Transmission to the New Zealand Economy" paper presented at the 53rd New Zealand Association of Economists Annual Conference, 27 – 29 June 2012
- KILIAN, L. (2009). "Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market" *American Economic Review*, 99 (3), pp. 1053 - 1069
- KILIAN, L. and H. LÜTKEPOHL (2017). *Structural Vector Autoregressive Analysis*, Cambridge University Press, Great Britain
- LANTERI, L. N. (2009). "Choques externos y fuentes de fluctuaciones macroeconómicas: Una propuesta con modelos de VEC para la economía argentina" *Economía mexicana, Nueva Época*, XX (1), pp.113 - 143

LAWSON, J. and D. REES (2008). "A Sectoral Model of the Australian Economy" Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper 2008-01, April

LÜTKEPOHL, H. (2010). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, Germany

MARTIN, V., S. HURN, D. HARRIS (2013). *Econometric Modelling with Time Series: Specification, Estimation and Testing*, Cambridge University Press, United States of America

MUMTAZ, H. and P. SURICO (2009). "The Transmission of International Shocks: A Factor-Augmented VAR Approach" *Journal of Money, Credit and Banking*, Supplement to 41 (1), pp. 71 - 100

PEDERSEN, M. and M. RICAURTE (2013). "Efectos de *shocks* al precio del petróleo sobre la economía de Chile y sus socios comerciales", Banco Central de Chile, Documento de Trabajo N° 691, junio

PESARAN, M. H. (2016). *Time series and panel data econometrics*, Oxford University Press, United Kingdom

ROTEMBERG, J. J. and M. WOODFORD (1996). "Imperfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on Economic Activity" *Journal of Money, Credit and Banking*, 28 [4 (1)], pp. 549 - 577

APÉNDICES

APÉNDICE A: Descripción de las variables y fuentes

Crecimiento interanual del Producto Mundial Relevante para Bolivia (y_t^{pmr}): Variación porcentual a 12 meses de los niveles de producto promedio ponderado de las economías que mayoritariamente demandan bienes producidos localmente.

Fuente: Banco Central de Bolivia.

Crecimiento interanual de los precios de las exportaciones (π_t^x): Variación porcentual a 12 meses del Índice de Precios Promedio Ponderado de las Exportaciones (IPPBX).

Fuente: Banco Central de Bolivia.

Crecimiento interanual de los precios de las importaciones (π_t^m): Variación porcentual a 12 meses del Índice de Precios de las Importaciones (IPIM).

Fuente: Banco Central de Bolivia.

Crecimiento interanual del Producto Interno Bruto de Bolivia (y_t^d): Variación porcentual a 12 meses ajustada por estacionalidad y en frecuencia mensual.

Fuente: Instituto Nacional de Estadística de Bolivia.

Inflación interanual de Bolivia (π_t^d): Variación porcentual a 12 meses del Índice de Precios al Consumidor (IPC).

Fuente: Instituto Nacional de Estadística de Bolivia.

Variación porcentual interanual del tipo de cambio real (tcr_t): Variación porcentual interanual del Índice de Tipo de Cambio Real Multilateral (ITCER).

Fuente: Banco Central de Bolivia.

Variación porcentual interanual de la cantidad de dinero (m_t): Variación porcentual interanual del Agregado Monetaria M2 prima.

Fuente: Banco Central de Bolivia.

APÉNDICE B: Prueba de Estabilidad del Modelo SVAR

TABLA B.1: RAÍCES DE LA MATRIZ DE LA FORMA COMPAÑERA

Raíces	Módulo
0.984325	0.984325
0.929975 - 0.117987i	0.93743
0.929975 + 0.117987i	0.93743
0.892747	0.892747
0.873143	0.873143
0.8363 - 0.2257i	0.866244
0.8363 + 0.2257i	0.866244
0.8214 - 0.0973i	0.827227
0.8214 + 0.0973i	0.827227
0.810987	0.810987
-0.413731 + 0.648491i	0.76923
-0.413731 - 0.648491i	0.76923
0.5489 + 0.527808i	0.761526
0.5489 - 0.527808i	0.761526
0.5248 + 0.534087i	0.748783
0.5248 - 0.534087i	0.748783

Fuente: Elaboración propia