

Efectos del COVID-19 en la actividad económica de Bolivia*

Sergio Marcelo Cerezo Aguirre

Angélica del Carmen Calle Sarmiento

Vidal Choque Atto

Valeria Fernanda Jemio Hurtado

Joab Dan Valdivia Coria

RESUMEN

Las consecuencias de la pandemia COVID-19 en la actividad económica significan retrocesos en el mercado laboral, destrucción de empleo y pérdidas de crecimiento económico en la oferta y demanda agregada. En la presente investigación, se encontró que la probabilidad de estar desempleado en 2020 se incrementó, entre 5pp y 10pp, hasta el tercer trimestre de 2020. Al inicio de la pandemia, los choques de oferta y demanda agregada explicaban, en su totalidad, la contracción de la actividad económica; en 2021, se evidenció que las pérdidas de demanda son las que predominan en el comportamiento del PIB, lo que significa un retroceso persistente en la capacidad de demanda de los agentes económicos.

Clasificación JEL: C11, C63, O11

Palabras clave: Probabilidades de transición, Vectores autorregresivos bayesianos, descomposición histórica, PIB potencial, COVID-19

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

Effects of COVID-19 on economic activity in Bolivia*

Sergio Marcelo Cerezo Aguirre

Angélica del Carmen Calle Sarmiento

Vidal Choque Atto

Valeria Fernanda Jemio Hurtado

Joab Dan Valdivia Coria

ABSTRACT

The consequences of the COVID-19 pandemic on economic activity mean setbacks in the labor market, destruction of employment and losses of economic growth in aggregate supply and demand. In the present research, the probability of being unemployed in 2020 was found to increase by 5pp to 10pp until the third quarter of 2020. At the beginning of the pandemic, aggregate supply and demand shocks explained the entire contraction of economic activity; in 2021, it became evident that demand losses are the ones that predominate in the behavior of GDP, which means a persistent setback in the demand capacity of economic agents.

JEL Classification: C11, C63, O11

Keywords: *Transition probabilities, Bayesian autoregressive vectors, historical decomposition, potential GDP, COVID-19*

* The contents of this document are the responsibility of the authors and do not compromise the opinion of the Central Bank of Bolivia.

I. Introducción

El anuncio de un nuevo brote de coronavirus en la ciudad de Wuhan, China, a finales de la segunda década del siglo XXI, generó un escenario de incertidumbre global, el cual se fue agravando a medida que la Organización Mundial de la Salud (OMS) alertó sobre el alto grado de propagación del COVID-19 y sus posibles consecuencias en el estilo de vida de la población. En este sentido, considerando las recomendaciones de organismos internacionales en el área de la salud, diferentes economías aplicaron medidas de distanciamiento social con el propósito de evitar mayores niveles de contagio.

De este modo, el cierre de fronteras y las restricciones de movilidad de la población afectaron la actividad económica a nivel mundial por meses, lo que derivó en deterioros de las cadenas de suministros globales generando contracciones de oferta y demanda agregada en todos los países. Bajo este marco, muchas investigaciones, desde 2020, cuantificaron los efectos negativos de este choque epidemiológico en el crecimiento del PIB; en términos generales, y según la literatura consultada, los efectos negativos dependen mucho del tiempo de duración de las medidas restrictivas y de las políticas dirigidas para aminorar el efecto contraproducente en la economía.

A partir de la estimación de cuantilogramas cruzados, se evidencia la relación no lineal entre crecimiento de la actividad económica (IGAE) y el nivel de contagio del COVID-19, entre vigésimo y quincuagésimo cuantil de la distribución en ambas variables, el IGAE se constituye en una variable rezagada al número de casos COVID. Este resultado muestra que en la primera ola de contagios por el COVID fue una variable adelantada a la actividad económica, periodo caracterizado por cuarentenas rígidas, lo que significa que las políticas de restricción de movilidad implementadas fueron las causantes de la contracción de la economía al inicio de la crisis sanitaria.

En este contexto, la cuarentena rígida en Bolivia declarada a finales de marzo de 2020 tuvo efectos negativos de mayor magnitud durante el segundo trimestre. La tasa de desempleo se incrementó paulatinamente desde el inicio de la emergencia sanitaria hasta su máximo punto en julio (11,6%). Por su parte, las pérdidas de oferta y demanda agregada con respecto al PIB tendencial (escenario sin pandemia) fueron de 12,4% y 14,3%, respectivamente; debido a efectos persistentes en 2022 y en el corto plazo no se espera que el PIB alcance su nivel tendencial pre-pandemia. Este escenario significa que las pérdidas en productividad, nivel de empleo y la capacidad de adquisición de los

agentes económicos son consecuencias de la crisis sanitaria y tomará tiempo alcanzar los niveles de oferta y demanda agregada pre-pandemia.

En este sentido, y bajo la evidencia de los hechos estilizados, la presente investigación tiene como objetivo analizar los efectos del COVID-19 en el mercado laboral y en el comportamiento de la actividad económica a nivel agregado y sectorial. Para cumplir con este objetivo, la presente investigación emplea tres metodologías: i) para el análisis del mercado laboral al inicio de la crisis sanitaria se empleó matrices de transición para analizar la probabilidad de mantenerse desempleado; ii) con el propósito de evaluar los efectos sobre la actividad económica agregada se recurrió a la estimación de un modelo de Vector Autorregresivo bayesiano (BVAR), identificando variables de oferta y demanda agregada; y iii) en el mismo sentido, se empleó un modelo de BVAR en línea con Baumeister y Hamilton (2015) y Brinca et al. (2021) para el análisis a nivel sectorial de las actividades de Comercio, Servicios financieros, Construcción, Manufactura y Otros Servicios.

Dentro el análisis del mercado laboral los resultados de las matrices de transición develan un aumento en la probabilidad de estar desempleada en 10pp, entre el primer y segundo trimestre (al inicio de las medidas restrictivas) y en 5pp entre el segundo y tercero. En contraste, si una persona estaba desempleada al inicio de la pandemia y estaba en busca de trabajo, la probabilidad de encontrarlo se redujo en 20pp.

Por su parte, los hallazgos del modelo BVAR dentro de la descomposición histórica del PIB se observa que la disminución de la tasa del producto en el segundo trimestre de 2020 fue explicada en gran parte por la demanda agregada, acompañada por pérdidas de oferta y un sector externo adverso; sin embargo, en el último trimestre de 2020, la absorción (demanda interna) y la inflación (choques de oferta) incidieron positivamente al PIB, lo que demostró el inicio de la recuperación económica en los últimos meses de la gestión. En consecuencia, en 2021, los choques de la demanda por dinero incidieron positivamente en el comportamiento del producto, resultado en sincronía con la postura expansiva de la política monetaria; en el último trimestre, se observa que choques de demanda explican la reducción del crecimiento interanual de la actividad económica, lo que indica que la pérdida de la demanda potencial de los agentes económicos aún persiste en un contexto de post-restricciones sanitarias.

En esa misma línea, el modelo BVAR sectorial muestra que las incidencias de la descomposición histórica de choques de oferta y demanda son heterogéneos, dado que el comportamiento idiosincrático del mercado laboral

de cada actividad influye con distinto grado de incidencia en el comportamiento del PIB. En este contexto, se observa que, entre marzo y septiembre de 2020, los choques de oferta influyeron, en gran parte, sobre el comportamiento de la Industria Manufacturera y Otros Servicios, pero en el caso de los sectores de Comercio, Servicios Financieros y Construcción los choques de demanda tuvieron mayor presencia. Durante las restricciones de movilidad, cada sector enfrentó distintas dificultades para desarrollar, de manera normal, el giro del negocio, como ser: el cierre temporal de empresas productoras y negocios (sectores de Manufactura y Otros servicios) y la contracción de la actividad económica que mermó la demanda por Servicios financieros, Construcción y Comercio.

II. Revisión de literatura

En 2020, la OMS declaró como preocupación internacional la epidemia (COVID-19) localizada en Wuhan, China. El 11 de Marzo, el Director General de la OMS, Tedros Adhanom Ghebreyesus luego de una evaluación, catalogó a esta enfermedad como una pandemia, debido a sus altos niveles de propagación y gravedad.

Bajo este contexto singular y sin precedentes en el siglo XXI, la política pública en salud, a nivel mundial, probó su capacidad de respuesta para contener la propagación del virus, misma que fue insuficiente para impedir el contagio entre la población. En este sentido, en la primera ola de contagios, la política pública se caracterizó por las restricciones de movilidad (cuarentenas rígidas). A corto plazo, esto significó que la población se mantenga resguardada en su domicilio, quedando imposibilitada de dirigirse a su fuente laboral y de realizar actividades que impliquen el esparcimiento en lugares públicos. Por lo tanto, las consecuencias adversas en la producción y el mercado laboral eran inevitables, lo que condujo a la contracción de la economía a nivel mundial.

En ese marco, desde 2020, surgieron diversas investigaciones con el objetivo de cuantificar las pérdidas en crecimiento y desarrollo económico a causa de la declaración de la pandemia COVID-19. McKibbin y Fernando (2020) precisan que, a pesar de la contención de un brote del COVID-19, el impacto en la economía mundial es significativo en el corto plazo, especialmente en economías en desarrollo con una infraestructura sanitaria débil, siendo rebasadas ante el nivel de contagio. En esa misma línea, la OCDE (2020) señala que las implicaciones de la crisis sanitaria en el crecimiento del PIB dependen de la magnitud y la duración de las restricciones impuestas a nivel

nacional, además del alcance de las políticas monetarias y fiscales para mitigar los efectos del paro en la economía. El impacto inicial directo de los cierres generó una contracción de la producción entre una cuarta y quinta parte del PIB pre-pandemia; a su vez, el consumo cayó en un tercio.

Botero et al. (2022) simulan diferentes escenarios de contención del virus COVID-19 para Colombia y los costos que conllevan estas medidas restrictivas. A partir de la combinación de un modelo epidemiológico, Susceptibles-Infectados-Recuperados (SIR) y un modelo dinámico estocástico de equilibrio general (DSGE, por sus siglas en inglés) se muestra que las medidas de contención agudizan las pérdidas en el producto, entre 2,7% y 5,8%, bajo dos escenarios de contención básica y prolongada, respectivamente.

Ante la abrupta caída de indicadores económicos Lenza y Primiceri (2020), Bobeica y Hartwig (2021) y Carriero et al. (2022) proponen modificaciones a los modelos bayesianos de vectores autorregresivos (BVAR) para capturar, de la mejor manera, el efecto del COVID-19 en la economía. En el primer caso, proponen modelar el cambio en los choques estocásticos durante el brote del COVID-19, dado que se tiene conocimiento del momento de los brotes epidemiológicos y, por ende, del cambio en la volatilidad. En el segundo, muestran que, a consecuencia del COVID-19, existe inestabilidad de los parámetros a partir de la distribución *prior* de Minnesota, debido a los métodos de calibración estándar, en este sentido, para mitigar la inestabilidad de la distribución *prior*, se propone la calibración de la distribución *prior* con la desviación absoluta de mediana escalada, así como también la modelación del residuo como un proceso AR(p). Y en el tercer caso, plantean el uso de modelos VAR con volatilidad estocástica variable en el tiempo ajustado a los valores atípicos de los residuos que combinan cambios transitorios y persistentes, lo cual permitiría capturar efectos del COVID-19.

Por su parte, Rungcharoenkitkul (2021) estima una pérdida media de 6,5pp del producto en 2020; sin embargo, señala que las pérdidas económicas en diferentes países son dispersas y dependen del nivel de respuesta en la contención de la pandemia. En el mismo sentido, Nguyen et al. (2022) evidencian, para Vietnam, que un incremento de la desviación estándar con relación al brote de casos de COVID-19 (1,49%) aumenta la probabilidad de nuevas olas de contagio, lo que reduce la brecha del PIB, en el primer trimestre, en 0,94%. Ante este choque epidemiológico, el efecto se amplifica en los próximos trimestres generando mayores pérdidas del crecimiento potencial. El enfoque empleado en la investigación es un modelo DSGE.

Brinca et al. (2021), con un enfoque de modelos BVAR, miden los efectos en la oferta y demanda laboral causados por el COVID-19. El estudio a nivel sectorial muestra resultados heterogéneos negativos en la mano de obra con énfasis en marzo y abril. En promedio, las estimaciones develan que la caída del empleo privado puede ser explicada, en un 68,8%, por choques de oferta; al interior de los sectores, el sector hotelero fue el más afectado, mientras que los menos afectados fueron los servicios público y financiero. La descomposición de la varianza, en el estudio, según los autores, ayudaría a identificar los sectores más necesitados para el diseño de políticas públicas orientadas a minimizar los efectos de la crisis sanitaria.

Zhang et al. (2021) encuentran que, a consecuencia de la pandemia COVID-19, las perturbaciones de demanda agregada y demanda laboral generaron graves problemas en el desarrollo sostenible de la economía y la deuda pública, lo que generó, a su vez, una mayor desigualdad (la estimación es de un DSGE). Cuando el impacto se dio con énfasis en la demanda agregada, los autores recomiendan que la política monetaria debió enfocarse en la estabilidad de precios y promoción de la recuperación económica.

Los efectos del COVID-19 para Bolivia lo evidencia Ardiles (2021). Con un DSGE, proyecta el crecimiento del producto de Bolivia para 2020; sus resultados mostraron que este oscilaría entre un -5,4%, -5,9% y -6,1%, considerando la recuperación económica en U, V y W respectivamente.

III. Hechos estilizados

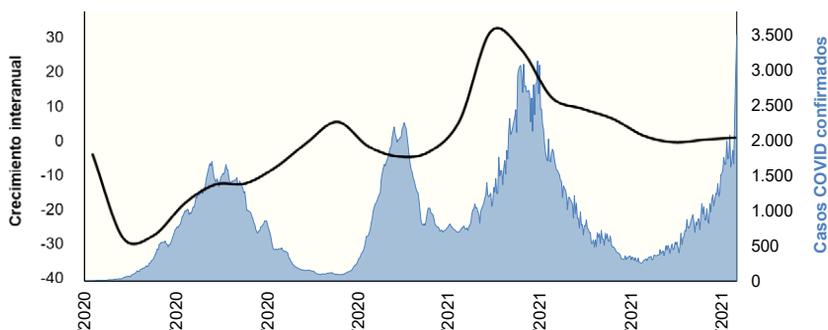
La crisis sanitaria del COVID-19 significó, en términos macroeconómicos, choques de oferta y demanda. Al inicio de la pandemia, ésta se caracterizó por confinamientos, despidos temporales o permanentes, además de la quiebra de negocios, emprendimientos y empresas. Este contexto *sui generis*, a nivel mundial, implica un retroceso del crecimiento y desarrollo económico logrado hasta antes del COVID-19. La idiosincrasia de esta crisis sanitaria, en un principio, fue la de las restricciones de movilidad y el distanciamiento social, medidas que dieron forma al teletrabajo como la opción más segura ante la propagación del virus; asimismo, se configuraron nuevos patrones de consumo, inversión y producción durante la fase de cuarentenas rígidas las cuales aún repercuten en el desempeño de la economía en su conjunto.

En el caso de Bolivia, la primera ola de contagios masivos dio paso a la declaración de cuarentenas rígidas¹, lo que paralizó la economía desde abril

1 Mediante el Decreto Supremo D.S. N°4199, de 21 de marzo de 2020.

de 2020, derivando en una contracción de 28,4% de la actividad económica, mientras que la primera ola de contagios se registraba en el país. Con el paso de los meses, se registraron nuevas olas de contagio con niveles superiores a la primera². Sin embargo, pese a este contexto, la actividad económica se fue recuperando paulatinamente en respuesta a las políticas de reactivación económica implementadas en 2021, registrando el mayor crecimiento interanual (31,7%) en abril de 2021 (Gráfico 1).

Gráfico 1: TASA DE CRECIMIENTO INTERANUAL DEL IGAE Y EVOLUCIÓN DE LOS CONTAGIOS
(En porcentaje y casos confirmados diarios)



Fuente: ourworldindata.org

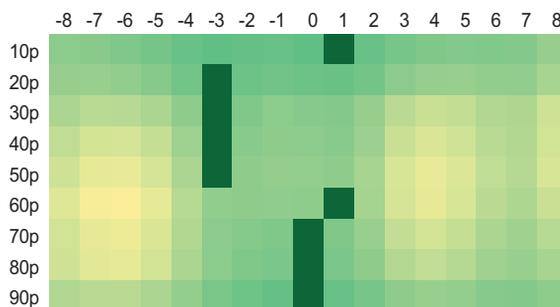
Nota: Para fines de análisis se considera el inicio de la 2da, 3ra y 4ta ola el 1-dic-2020, 1-abr-2021, 27-sep-2021, respectivamente

En este sentido, para caracterizar hechos estilizados entre el crecimiento de la actividad económica, (Índice Global de la Actividad Económica, IGAE) y el número de casos confirmados con COVID-19, las relaciones estadísticas convencionales³ no son apropiadas, por lo cual se recurrió a la estimación de cuantilogramas cruzados⁴. Han et al. (2016), precursores de la metodología, indican que la relación de dos series temporales no necesariamente implica predictibilidad direccional lineal⁵ una de la otra.

- 2 Desde julio de 2020, las restricciones de movilidad fueron suprimidas y se entró en un sistema de cuarentenas flexibles hasta noviembre. Además, se debe considerar que con las elecciones presidenciales se recuperó la confianza de la población y no existió declaraciones de restricciones de movilidad.
- 3 Co-movimientos y/o correlaciones.
- 4 Metodología creada por Han et al. (2016)
- 5 El concepto de cuantilograma y la metodología fue propuesta por Linton y Whang (2007) para medir la predictibilidad en diferentes partes de la distribución de una serie temporal. Los autores señalan que el cuantilograma ayuda a medir la dependencia no lineal basada en el correlograma de los aciertos cuantiles.

A partir de la división de los cuantiles (percentiles) la relación entre crecimiento de la actividad económica y el contagio (propagación) del COVID en la población es heterogénea; la evidencia muestra que en los percentiles más bajos de la distribución, el IGAE es una variable rezagada al número de casos COVID (20p, 30p, 40p, 50p), este hallazgo indica que al inicio de la primera ola de contagios (periodo caracterizado por las cuarentenas rígidas) la contracción de la economía fue, en esencia, a causa de las políticas de restricciones implementadas, lo cual repercutió en la productividad total de factores (PTF)⁶. En contraste, a partir del décimo sexto percentil (valores altos de la distribución) se evidencia que el IGAE es una variable sincrónica al nivel de contagio de COVID (en 2021 se dio los mayores niveles de contagio, 2da, 3ra y 4ta ola); a su vez en junio se dio inicio el proceso de vacunación masiva. En tal sentido, el crecimiento del producto en la recuperación económica se dio en dos escenarios: el levantamiento de las restricciones de movilidad y el proceso de inmunización de la población. La implementación de estas políticas implicó la restauración de la demanda interna (Gráfico 2).

Gráfico 2: CUANTILOGRAMAS CRUZADOS CRECIMIENTO INTERANUAL DEL IGAE Y EVOLUCIÓN DE LOS CONTAGIOS



Fuente: Elaboración propia
La metodología de los cuantilogramas cruzados puede verse en el Apéndice A

Pham (2021), muestra que los cuantilogramas cruzados pueden ser representados en un heat map.

Por otro lado, en el mercado laboral, se observó un ascenso sistemático de la tasa de desempleo urbano desde 5,1%, en febrero, a 11,6% en julio. Este comportamiento se debe al cierre de empresas o reducción en la capacidad de producción. En cualquier caso, las cuarentenas rígidas generaron que los

⁶ Ver Apéndice B, Gráfico B.1.

empleadores prescindieran de los trabajadores (destrucción de empleo), lo cual agravó la situación de la demanda interna a consecuencia de la reducción en los ingresos de los hogares (Gráfico 3).

**Gráfico 3: TASA DE DESEMPLEO URBANO
(En porcentaje)**



Fuente: Instituto Nacional de Estadística

Bajo esos antecedentes, la crisis sanitaria trajo consigo retos en el crecimiento potencial y tendencial de la economía⁷. Para ilustrar los conceptos citados, se consideró la estimación del PIB potencial y tendencial, evidenciando que la diferencia entre el PIB observado (que considera el efecto de la crisis sanitaria) y el PIB tendencial muestra el efecto total del evento del COVID-19, es decir, pérdidas en factores de demanda y oferta, mientras que la diferencia entre el PIB observado y potencial mide los factores adicionales de demanda asociados a este choque.

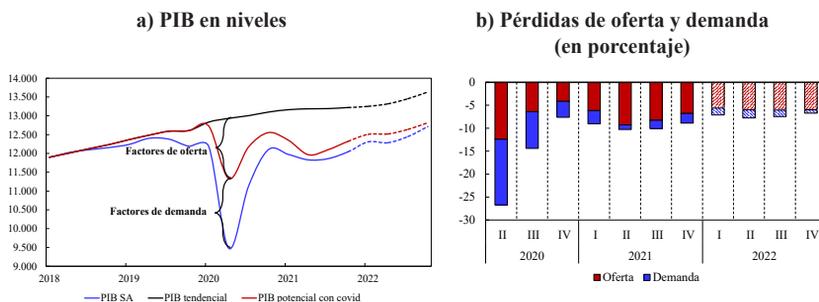
En consecuencia, y siguiendo Bodnár et al. (2020) la naturaleza de este choque cambió las condiciones de oferta en la economía, generando una disrupción en el proceso productivo, en la acumulación de capital, el comportamiento del mercado laboral y en la Productividad Total de Factores (PTF). Por tanto, los autores indican que los efectos de la crisis sanitaria sobre el nivel máximo

7 Se consideró las definiciones de PIB potencial y tendencial del Banco Central de Reserva del Perú; en el primer caso mide la capacidad productiva de mediano plazo de la economía, la cual está sujeta a fricciones reales asociadas al grado de utilización de los factores de producción y, en el segundo, describe la frontera de posibilidades de producción de una economía a lo largo de la senda de crecimiento balanceado en el largo plazo.

de producción sostenible, a mediano y largo plazo (PIB potencial), tiene dos puntos de vista extremos: i) El PIB potencial no fue influido por las medidas de contención ya que, una vez sean levantadas las restricciones de movilidad, los factores de producción existentes vuelven a utilizarse, y ii) El PIB potencial fue afectado por las medidas de restricciones y por tanto ningún recurso está disponible, como los factores de producción, capital y empleo, lo que genera que la capacidad PIB potencial se reduzca drásticamente.

En ese marco, la estimación del PIB potencial y tendencial evidencia desviaciones porcentuales ante un escenario sin crisis sanitaria por lo cual, al inicio de la pandemia, el efecto adverso de la cuarenta rígida en Bolivia se acentuó en el segundo trimestre de 2020, las pérdidas de oferta y demanda con respecto al PIB tendencial se situaron en 12,4% y 14,3% respectivamente (Gráfico 4b); incluso en 2022 aún persisten, en mayor cuantía, las pérdidas de oferta lo que significa que hubo un retroceso en la PTF que no permitió alcanzar el PIB tendencial en el corto plazo (Gráfico 4a).

Gráfico 4: PIB POTENCIAL, TENDENCIAL Y DESESTACIONALIZADO
(En millones de Bs y porcentaje)



Fuente: Elaboración propia

Nota: Las metodologías empleadas para la estimación del PIB potencial y tendencial se presentan en el Apéndice B.

IV. Metodología

El estudio emplea tres metodologías para analizar los efectos de la crisis sanitaria COVID-19 en el mercado laboral, en la actividad económica agregada y a nivel sectorial: i) estimaciones de matrices de transición del mercado laboral en tiempos de COVID-19, ii) la estimación modelo BVAR en línea con Canova y Cicarelli (2009) y Ha et al. (2019), con el propósito de cuantificar incidencias de oferta y demanda agregadas en el crecimiento del PIB, y iii) un

modelo BVAR siguiendo a Baumeister y Hamilton (2015) y Brinca et al. (2021) con el propósito de evaluar el IGAE sectorial de las actividades de Comercio, Servicios financieros, Construcción, Manufactura y Otros Servicios.

IV.1. Matrices de transición de Markov

El análisis estadístico usual del mercado laboral muestra que la población de trabajadores se encuentra en diferentes estados al interior de cada segmento del mercado laboral. Mediante las estimaciones de matrices de transición se podrá analizar el futuro probable de los trabajadores, dado un estado inicial del que viene cada trabajador, o cuánto tiempo perdura en un estado específico.

Las probabilidades de transición en el mercado laboral pueden ser analizadas de forma discreta o continua. En este sentido, Bernabé y Stampini (2008) emplearon datos discretos trimestrales de un panel rotativo de individuos y hogares de la encuesta de población activa y hogares para Georgia, extrajeron las transiciones temporales de trabajadores que abandonan y regresan a sus trabajos siendo observados en el mismo estado al comienzo y al final del período.

Siguiendo a Calle (2019), una forma de hacer inferencia estadística de parámetros es asumir un proceso de movilidad en tiempo discreto generado por un proceso de Markov homogéneo de tiempo continuo. Por lo tanto, se supone un proceso Markov homogéneo X_t definido sobre un espacio de estado discreto $E = \{1, \dots, K\}$ donde K es el número de estados posibles (sectores de trabajo), donde el trabajador podría estar situado. Con la información previa, se construye una matriz de transición de tiempo discreta $P(t, t+n)$ donde:

$$p_{ij}(t, t+n) = Pr(X(t+n) = j | X(t) = i); \text{ para } t = 0, 1, 2, \dots, = t \text{ y } n = 0, 1, 2, \dots,$$

donde p_{ij} es la probabilidad de pasar del estado i al estado j en (n) pasos. El estimador de máxima verosimilitud para p_{ij} es $p_{ij} = n_{ij} / n_i$, siendo n_{ij} el número total de transiciones del estado i al estado j y n_i el número total de observaciones iniciales en el estado (i) . Cuanto más $n \rightarrow 0$, esto da lugar a una matriz de intensidad de transición de rango $k \times k$ denominada Q , donde:

$$\frac{dP_t}{d(t)} = QP(t), \text{ la solución se da con } P(t) = e^{tQ}$$

donde las entradas de Q satisfacen:

$$q_{ij} = \left\{ \begin{array}{l} q_{ij} \in R^+, j \neq i, i, j = 1, \dots, k \\ q_{ii} = - \sum_{k=2, k \neq i}^k q_{ij} \leq 0, j = i, i = 1, \dots, k \end{array} \right\}$$

Por lo tanto, los elementos q_{ij} pueden interpretarse como probabilidades de transición del estado i al estado j .

IV.2. Vector Autorregresivo (modelo agregado)

Siguiendo a Canova y Cicarelli (2009), el modelo VAR en forma reducida se define como:

$$y_t = B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + \dots + B_p y_{t-p} + C x_t + \varepsilon_t, \quad \text{con } \varepsilon_t \sim N(0, \Sigma) \quad (1)$$

donde, B_j es una matriz de parámetros $n \times n$ asociado a los rezagos de las variables endógenas, C es una matriz de coeficientes $n \times m$ del vector de variables exógenas x_t de tamaño $m \times 1$, ε_t es un vector de residuales que se distribuyen según una normal multivariada con media cero y matriz de varianzas y covarianzas Σ_n .

En forma matricial, la ecuación (1) se reescribe como un modelo de regresión lineal múltiple:

$$Y = XB + E$$

aplicando el operador vec (vectorización), se obtiene:

$$y = (I_n \otimes X)\beta + e$$

$$y = vec(Y)$$

$$\beta = vec(B)$$

$$e = vec(E)$$

$$E(ee') = \Sigma_e \otimes I_T$$

\otimes es el producto Kronecker

De los residuos de la ecuación 1, los *shocks* estructurales μ_t se obtienen multiplicando la matriz de impacto A con el vector de innovaciones de la forma reducida ε_t , entonces $\mu_t = A\varepsilon_t^*$, con $\mu_t \sim N(0, I_n)$.

8 $\varepsilon_t = A^{-1}\mu_t$

El vector de variables endógenas y_t contiene un bloque exógeno (Δy_t^* , π_t^*) y un bloque doméstico (Δy_t , π_t , Δd_t , Δm_t , Δl_t) que se describen en la Tabla 1. Además, para efectos de identificar la naturaleza de los *shocks* en la descomposición histórica de la varianza, se realiza una clasificación por tipo de *shock* (externo, oferta y demanda).

Tabla 1: DEFINICIÓN DE VARIABLES

Tipo de <i>shock</i>	Variable	Descripción	Fuente
Externo	Δy_t^*	Tasa de crecimiento interanual del Producto Externo Relevante para Bolivia	BCB
Oferta	π_t^*	Inflación externa de principales productos de exportación	BCB
	Δy_t	Tasa de crecimiento interanual de Producto Interno Bruto	INE
	π_t	Inflación	INE
Demanda	Δd_t	Variación interanual de la demanda interna (Consumo, Inversión y Gasto de Gobierno)	INE
	Δm_t	Variación interanual del agregado monetario M3	BCB
	Δl_t	Variación interanual de la Población Económicamente Activa ⁹	OIT

Fuente: Elaboración propia

El Producto Externo Relevante (Δy_t^*), es considerado como un choque exógeno que no depende de ninguna variable interna, esta variable se construye como el promedio ponderado del nivel de actividad de los principales socios comerciales de Bolivia.

Por su parte, las variables que se enmarcan como choques de oferta son: i) la variación del Índice de Precios de Productos Básicos de Exportación (π_t^*), variable construida a partir del promedio ponderado de precios de los bienes que exporta Bolivia, el incremento de esta variable influye positivamente a la producción y al valor de los productos exportados, ii) el crecimiento del PIB (Δy_t) que varía en función de las disrupciones de las cadenas productivas a consecuencia de los confinamientos que afectó el suministro de productos y servicios con normalidad; y iii) la inflación (π_t), variable que impacta en la estructura de costos del sector empresarial y que su vez impactan en la capacidad productiva de Bolivia.

9 Los datos fueron desagregados a frecuencia trimestral mediante la metodología de Denton.

En cambio, entre las variables asociadas a choques de demanda se encuentran: i) la absorción o demanda interna (Δd_t), variable que refleja la dirección de las políticas económicas, expansivas o contractivas; por ejemplo, una mayor inversión pública presenta efectos multiplicadores de corto plazo sobre los demás sectores consolidando el crecimiento económico, ii) el agregado monetario M3 (Δm_t), que refleja la demanda por dinero de los agentes económicos, esta variable se asocia al comportamiento de la profundización financiera y por tanto a su estabilidad de este sector y iii) la población económicamente activa (Δl_t) que representa la oferta laboral que a su vez es un factor de producción del PIB.

Siguiendo a Ha et al. (2019), la identificación de los *shocks* estructurales se realiza mediante la imposición de signos en la matriz A .

$$\begin{bmatrix} \mu_{ext}^{pexr} \\ \mu_{supply}^{ippbx} \\ \mu_{supply}^{pib} \\ \mu_{supply}^{\pi} \\ \mu_{demand}^{abs} \\ \mu_{demand}^{m3} \\ \mu_{demand}^{pea} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} * & - & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ + & * & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ + & + & * & - & + & + & + \\ * & + & + & * & * & + & + \\ * & * & + & - & * & * & + \\ * & * & + & + & * & * & * \\ * & * & * & - & + & + & * \end{bmatrix}$$

El modelo se estima mediante técnicas bayesianas¹⁰ con volatilidad estocástica, asumiendo el *prior* de Minnesota con una matriz de varianza-covarianza residual Σ conocido. Se realizan 2000 simulaciones y se queman 1000 observaciones. Además, se considera a la economía boliviana como tomadora de precios, por tanto, las variables externas no son afectadas por *shocks* domésticos. En este sentido, en las primeras dos ecuaciones el valor de cero representa el bloque de exogeneidad.

IV.3. Vector Autorregresivo (modelo sectorial)

Por su parte, a nivel sectorial y siguiendo a Baumeister y Hamilton (2015), el modelo SVAR para cada sector se representa de la siguiente manera:

$$Ay_t = B_0 + B(L)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

10 Se estima el modelo mediante el Toolbox BEAR de Matlab desarrollado por Dieppe, Legrand y Van Roye (2016).

donde $y_t = (\Delta p_t, \Delta q_t)$ es un vector de dimensión 2×1 de variables observadas, A es una matriz 2×2 que describe las relaciones contemporáneas, B_0 es un vector 2×1 de constantes, $B(L)$ representa las matrices de coeficientes asociados con cada uno de los rezagos de y_t . Finalmente, ε_t es un vector 2×1 de choques estructurales i.i.d. (por sus siglas en inglés, variables aleatorias, independientes e idénticamente distribuidas), no correlacionadas, con distribución $N(0, D)$, donde D es una matriz diagonal. Adicionalmente, $\varepsilon_t = (\varepsilon_{d,t}, \varepsilon_{s,t})$, de tal manera que la primera y segunda línea corresponden a la curva de demanda y oferta, respectivamente.

Los parámetros relevantes para la definición de las ecuaciones en cuestión están descritos en la matriz A de relaciones contemporáneas:

$$A = \begin{bmatrix} -\beta & 1 \\ -\alpha & 1 \end{bmatrix}$$

donde β y α representan las elasticidades de las ecuaciones de demanda y oferta. Las restricciones de signo sobre los parámetros están definidas de acuerdo a la teoría económica:

- $\alpha \geq 0$: Describe la pendiente positiva de la curva de oferta. Por tanto, se tiene que un desplazamiento expansivo de la misma se traduce en variaciones positivas de la cantidad y negativas del precio:

$$\frac{\partial \Delta q_t}{\partial \varepsilon_{s,t}} > 0 \quad \mathbf{y} \quad \frac{\partial \Delta p_t}{\partial \varepsilon_{s,t}} < 0$$

- $\beta \leq 0$: Describe la pendiente negativa de la curva de demanda, señalando que desplazamientos positivos de la misma repercuten en incrementos tanto de la cantidad producida como del precio:

$$\frac{\partial \Delta q_t}{\partial \varepsilon_{d,t}} > 0 \quad \mathbf{y} \quad \frac{\partial \Delta p_t}{\partial \varepsilon_{d,t}} > 0$$

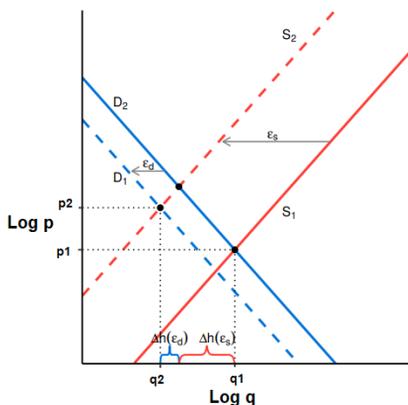
En el estilo de Brinca et al. (2021), las ecuaciones de demanda y oferta están definidas respectivamente:

$$\Delta q_t = b_{10}^d + \beta \Delta p_t + \sum_{i=1}^m b_{11}^{i,d} \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^m b_{12}^{i,d} \Delta q_{t-i} + \varepsilon_{d,t}$$

$$\Delta q_t = b_{20}^s + \alpha \Delta p_t + \sum_{i=1}^m b_{21}^{i,s} \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^m b_{22}^{i,s} \Delta q_{t-i} + \varepsilon_{s,t}$$

En este marco, el impacto de los choques contemporáneos depende de la magnitud de las elasticidades. En la Figura 1 se muestra una representación visual del proceso de identificación de choques ante una contracción de oferta y demanda:

Figura 1: ILUSTRACIÓN DE IDENTIFICACIÓN DE CHOQUES DE OFERTA Y DEMANDA



Fuente: Adaptación de Brinca et al. (2021)

Adicionalmente, nótese que los efectos de desplazamientos en las curvas de oferta y demanda en la cantidad producida y en los precios, dependen de la importancia relativa de las elasticidades $\frac{\alpha}{\beta}$. Por lo tanto, mientras más elástica (inelástica) sea la curva de oferta en relación a la curva de demanda, menor (mayor) será el impacto de un choque de oferta en la producción y mayor (menor) en el precio. Finalmente, el modelo VAR de forma reducida asociado con el modelo SVAR es dado por:

$$y_t = \Phi_0 + \Phi(L)y_{t-1} + u_t$$

donde:

$$\Phi_0 = A^{-1}B_0$$

$$\Phi(L) = A^{-1}B(L)$$

$$u_t = A^{-1}\varepsilon_t$$

$$E(u_t, u_t') = \Omega = A^{-1}D(A^{-1})'$$

Para la estimación, Brinca et al. (2021) asumen que los valores *priors* de los parámetros estructurales están relacionados con una distribución conjunta dada por $p(A, D, B)$. Sin embargo, la misma depende, fundamentalmente, de la distribución de $p(A)$ que toma en cuenta las restricciones de signo de los elementos incluidos en la matriz de efectos contemporáneos para la disposición de las curvas de oferta y demanda¹¹.

V. Resultados

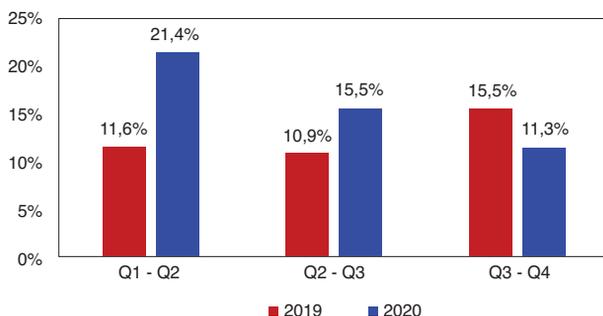
V.1. Probabilidades de transición

En 2020, producto de las estrictas medidas determinadas para contener la expansión del COVID-19 se observó un incremento sustancial del nivel de desempleo urbano en Bolivia. A partir de la Encuesta Continua de Empleo de 2020, se estimó que la población afectada por los efectos de mitigación de la pandemia hasta julio era de 698 mil personas, de los cuales cerca de 60% fueron inactivos circunstanciales y 40% desocupados.

A partir del cálculo de matrices de transición, y para la primera mitad de 2020, se han obtenido las probabilidades de transición desde la condición de empleado a desempleado, de acuerdo a la condición de actividad (empleado, desempleado, temporalmente inactivo y permanentemente inactivo) y según categoría de trabajo (asalariado, trabajador por cuenta propia y trabajador familiar que no recibe salario). Para medir el impacto de las medidas implementadas en 2020, se compararon estas probabilidades para dos periodos de 2019 y 2020 a partir del cálculo de sus variaciones. El primer periodo considera las transiciones entre el primer y segundo trimestre (Q1-Q2) de 2019 y 2020; mientras que el segundo periodo considera las transiciones entre el segundo y tercer trimestre (Q2-Q3) de los mismos años.

Los resultados muestran que las probabilidades de transición, desde el estado de empleado a desempleado, se incrementaron de manera importante en el primer periodo de análisis. Es así que, en 2019, la probabilidad de pasar a estar desempleado dado que se encontraba empleado en el primer trimestre, entre el primer y segundo periodo, fue de 11,6%. Esta misma probabilidad se incrementó a 21,4% en 2020, lo significa un incremento de 10pp (Gráfico 5).

11 Para el proceso de estimación y las variables empleadas en el modelo véase el Apéndice D.

Gráfico 5: PROBABILIDADES DE TRANSICIÓN DE EMPLEADO A DESEMPLEADO

Fuente: Elaboración propia

Por su parte, para el segundo periodo de análisis (Q2-Q3), se observó que, en 2019, la probabilidad entre el segundo y tercer trimestre de pasar a estar desempleado dado que se encontraba empleado fue de 10,9%, esta misma probabilidad se incrementó a 15,5% en 2020. En este caso, el incremento registrado fue de 5pp inferior a la registrada en el primer periodo de análisis.

Respecto al análisis por condición de actividad, se observó, para el primer periodo de análisis, que la probabilidad de que una persona empleada en el periodo pre-pandemia pase a ser temporalmente inactiva en el periodo de pandemia se incrementó en 7,2pp; no obstante, este incremento fue de 11pp para aquellas personas que pasaron de estar desempleadas a temporalmente inactivas. Estos resultados evidenciaron que, durante la pandemia, los desempleados fueron los que enfrentaron un impacto más severo en su decisión de participar en el mercado laboral (Tabla 2).

Tabla 2: PROBABILIDADES DE TRANSICIÓN SEGÚN CONDICIÓN DE ACTIVIDAD PARA EL PRIMER PERIODO (Q1-Q2) 2019 Y 2020

Q1-2019 \ Q2-2019	Q2-2019				Q1-2020 \ Q2-2020	Q2-2020			
	Empleado	Desempleado con experiencia	Temporalmente inactivo	Permanente mente inactivo		Empleado	Desempleado con experiencia	Temporalmente inactivo	Permanente mente inactivo
Empleado	88,44	2,45	9,12	0	Empleado	78,63	5,03	16,34	0
Desempleado con experiencia	53,8	16,16	30,04	0	Desempleado con experiencia	33,54	25,27	41,19	0
Temporalmente inactivo	26,63	4,33	69,04	0	Temporalmente inactivo	16,49	3,47	80,04	0
Permanente mente inactivo	9,54	0,59	25,62	63,4	Permanente mente inactivo	4,31	0,32	21,33	73,32

Fuente: Elaboración propia

Así también se halló que una persona que partía de un estado inicial de desempleo en 2019, vio reducida su probabilidad de estar empleado en

20,2pp en 2020. Por último, las probabilidades de transición mostraron también que para este primer periodo de análisis (Q1-Q2), la probabilidad de permanecer en estado inactivo temporalmente en 2020 se incrementaron en 11pp (Tabla 3).

Tabla 3: PROBABILIDADES DE TRANSICIÓN SEGÚN CONDICIÓN DE ACTIVIDAD PARA EL SEGUNDO PERIODO (Q2-Q3) 2019 Y 2020

Q3- 2019 \ Q2- 2019	Empleado	Desempleado con experiencia	Temporalmente inactivo	Permanente mente inactivo
Empleado	89,14	2,3	8,56	0
Desempleado con experiencia	48,5	20,51	30,99	0
Temporalmente inactivo	26,11	3,2	70,69	0
Permanente mente inactivo	10,16	0,62	26,88	61,95

Q3- 2020 \ Q2- 2020	Empleado	Desempleado con experiencia	Temporalmente inactivo	Permanente mente inactivo
Empleado	84,54	6,08	9,38	0
Desempleado con experiencia	53,93	27,47	18,6	0
Temporalmente inactivo	26,23	6,23	67,53	0,02
Permanente mente inactivo	4,63	0,97	17,47	76,25

Fuente: Elaboración propia

Respecto al segundo periodo de análisis, Q2 – Q3, se puede observar que la probabilidad de que una persona empleada pase a ser temporalmente inactiva continua siendo mayor en 2020, no obstante la diferencia es de 0,82pp respecto a 2019. Este resultado, indica que la supresión de las medidas de movilidad restrictivas contribuyó a una menor transición de personas empleadas a la inactividad. Un aspecto que respalda la aseveración precedente, es la importante caída en la probabilidad de que un desempleado pase a ser temporalmente inactivo en 2020, esta probabilidad experimento un descenso de 12pp.

En lo que se refiere a la categoría de trabajo fue posible observar que, en el primer periodo de análisis (Q1-Q2), los asalariados vieron reducida su probabilidad de permanecer en ese estado en 2020 en 7,8pp. Por su parte, la probabilidad de que un asalariado pase a ser un trabajador por cuenta propia en 2020 se redujo levemente, en 0,8pp (Tabla 4).

Tabla 4: PROBABILIDADES DE TRANSICIÓN SEGÚN CATEGORÍA DE TRABAJO PARA EL SEGUNDO PERIODO (Q1-Q2) 2019 Y 2020

Q2- 2019 \ Q1- 2019	Asalariado	Trabajador por cuenta propia	Trabajador familiar que no recibe salario	Otro
Asalariado	78,54	7,69	1,43	1,74
Trabajador por cuenta propia	8,89	74,17	2,89	4,82
Trabajador familiar que no recibe salario	7,53	11,44	54,09	1,16
Otro	12,06	24,58	3,25	49,91

Q2- 2020 \ Q1- 2020	Asalariado	Trabajador por cuenta propia	Trabajador familiar que no recibe salario	Otro
Asalariado	70,74	6,81	1,45	1,13
Trabajador por cuenta propia	5,39	72,18	2,44	2,13
Trabajador familiar que no recibe salario	4,28	8,2	45,01	1,43
Otro	7,02	26,85	1,72	42,61

Fuente: Elaboración propia

En cuanto a las diferencias en las probabilidades para el caso del trabajador por cuenta propia, se observó que, en 2020 y para el primer periodo de estudio, su probabilidad de pasar a ser asalariado se redujo en 3,5pp. Mientras que, la probabilidad de permanecer en la categoría de cuenta propia se redujo solamente en 2pp (Tabla 5). De la evidencia empírica hallada, se puede apreciar que las personas que trabajaron como cuentapropistas, durante la pandemia, tuvieron ligeras reducciones en su probabilidad respecto a lo que se observó para los asalariados.

Tabla 5: PROBABILIDADES DE TRANSICIÓN SEGÚN CATEGORÍA DE TRABAJO PARA EL SEGUNDO PERIODO (Q2-Q3) 2019 Y 2020

Q3- 2020		Asalariado	Trabajador por cuenta propia	Trabajador familiar que no recibe salario	Otro	Q3- 2020		Trabajador familiar que no recibe salario	Otro
Q2- 2020	Q2- 2020								
Asalariado	80,94	7,36	1,09	1,75	Asalariado	76,65	7,57	1,25	1,02
Trabajador por cuenta propia	7,3	76,38	1,95	4,76	Trabajador por cuenta propia	6	74,29	3,02	2,53
Trabajador familiar que no recibe salario	6,91	11,47	53,77	2,78	Trabajador familiar que no recibe salario	4,79	11,74	54,85	1,48
Otro	10,88	24,98	1,61	52,9	Otro	7,32	23,45	2,06	48,22

Fuente: Elaboración propia

Para el segundo periodo de análisis, y de acuerdo a la categoría de trabajo, es posible observar que los asalariados mostraron un incremento, en 2020, de pasar a ser trabajadores por cuenta propia; el incremento fue 0,2pp, y aunque es moderado, podría mostrar que, en alguna medida, mayores flujos de trabajadores hacia un sector podría caracterizarse por una mayor informalidad. Por su parte, la probabilidad de mantenerse en el estado de asalariado continuó reduciéndose, aunque de manera moderada, en 4,3pp respecto a lo observado en el periodo anterior.

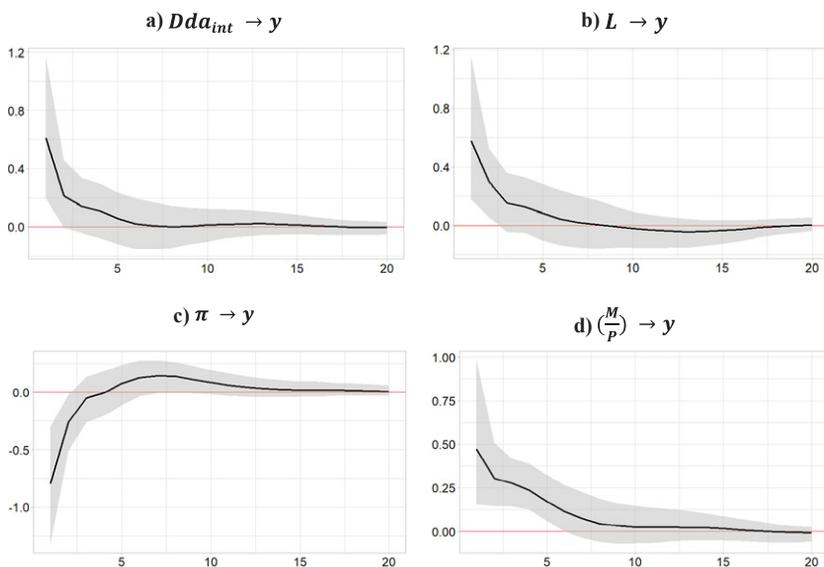
Por último, se observó que los trabajadores por cuenta propia continuaron experimentando una reducción en la probabilidad de mantenerse en este estado en 2020 y entre Q2-Q3; no obstante se debe señalar que la reducción fue similar a la que se evidenció en el primer periodo (Q1-Q2).

V.2. Modelo agregado

La modelación del BVAR muestra, en todos los casos, que funciones impulso respuesta (FIR) presentan un comportamiento estable. Choques en la absorción y la demanda por trabajo impactarían casi en la misma magnitud en 0,6pp a la actividad económica (Gráfico 6, a y b). Este resultado muestra los beneficios de políticas económicas dirigidas a fortalecer la demanda interna y el mercado laboral. El efecto de mayor inflación en el crecimiento del PIB muestra

un escenario adverso (-0,75pp), interpretado como inflación por costos. Este tipo de fenómeno, en el proceso productivo de una economía, encarece los insumos y productos intermedios para la elaboración de productos de consumo final, lo que lleva a una menor inversión repercutiendo de forma negativa en el dinamismo de la economía (Gráfico 6, c). Por otro lado, los efectos de la demanda de dinero son positivos en la actividad económica (0,5pp): una mayor circulación de efectivo en manos de los agentes económicos provoca un aumento en el intercambio de productos lo cual estimula el consumo y, a su vez, genera incentivos a incrementar los niveles de producción (Gráfico 6, d).

Gráfico 6: FUNCIONES IMPULSO RESPUESTA DEL PIB FRENTE A DIFERENTES CHOQUES

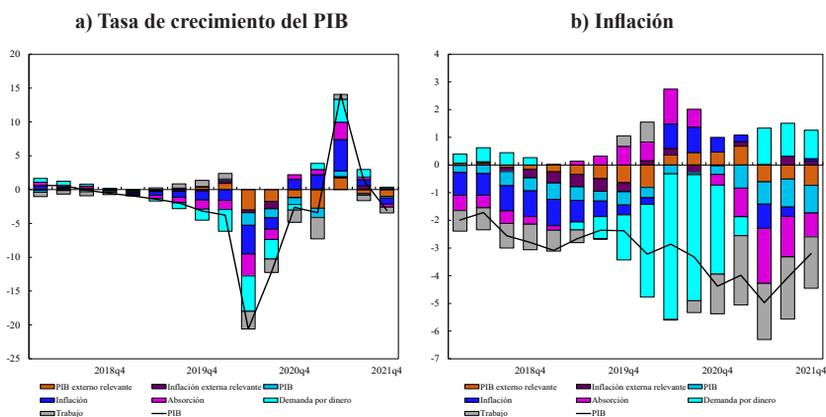


Fuente: Elaboración propia

Los resultados de las FIR guardan coherencia con la descomposición histórica del crecimiento del PIB. En el segundo trimestre de 2020, las pérdidas de la demanda agregada fueron mayores a las de oferta y, en conjunto, impactaron negativamente al crecimiento económico (ver Apéndice C, Gráfico C.1.), periodo caracterizado por la cuarentena rígida; los efectos se mantuvieron en el tercer trimestre pero en menor porcentaje. En el último trimestre de 2020, la demanda interna (absorción) y la inflación (choques de oferta) incidieron positivamente en el comportamiento del PIB. Cabe destacar que, desde inicios de 2021, los choques de demanda de dinero presentan sistemáticamente aportes positivos

al PIB, resultado que evidencia la postura expansiva de la política monetaria en Bolivia; en el último trimestre de 2021 existe una dominancia de choques de demanda (absorción y trabajo) lo cual indicaría la pérdida de demanda potencial de los agentes económicos que persiste a consecuencia de la crisis sanitaria desde el 2020 (Gráfico 7a).

Gráfico 7: DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA



Fuente: Elaboración propia

Por su parte, el comportamiento de la inflación a lo largo del 2020, se explica por los choques de demanda por dinero. Desde el segundo trimestre de 2022, la efectividad de la política monetaria expansiva es evidente con incidencias positivas hacia la inflación (Gráfico 7b).

V.3. Modelo sectorial

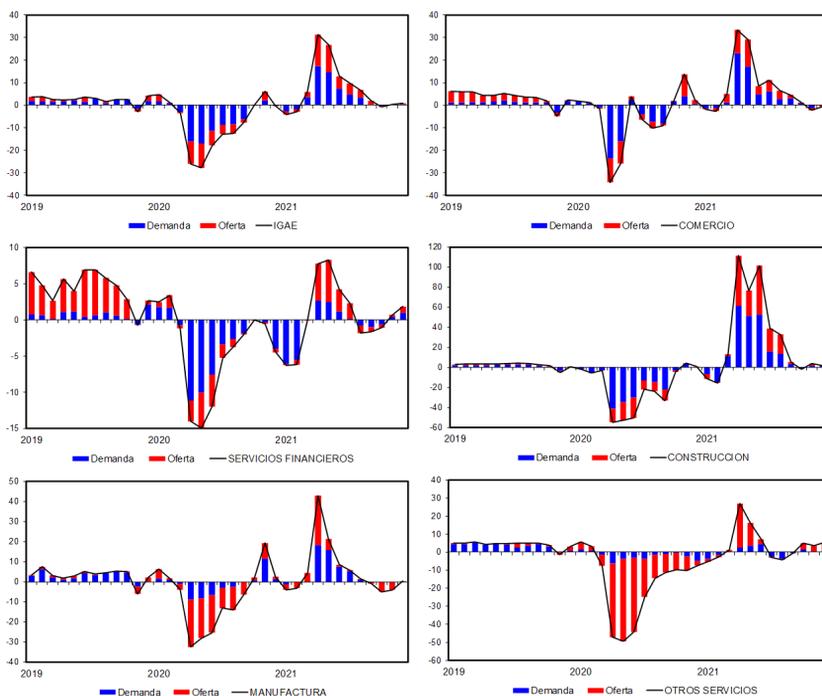
La descomposición de choques (Gráfico 8) para el IGAE y para cada uno de los sectores analizados muestra resultados heterogéneos en cuanto a impacto y magnitud, los cuales se detallan a continuación¹²:

- Entre enero de 2019 y febrero de 2020, los choques de demanda presentaron una mayor relevancia en el caso del índice general del IGAE¹³, industria manufacturera, otros servicios y construcción, mientras que los choques de oferta son preponderantes para el sector de comercio y servicios financieros.

12 La estimación de los parámetros se detalla en el Apéndice D.

13 Se considera el IGAE sin derechos de importación.

Gráfico 8: DESCOMPOSICIÓN DE CHOQUES DE OFERTA Y DEMANDA – POR SECTOR
(En porcentaje)



Fuente: Elaboración propia

- Durante la primera ola de contagios, marzo – septiembre de 2020, los choques de oferta cobraron una mayor relevancia en el caso del sector de industria manufacturera y otros servicios; mientras que los sectores de comercio, servicios financieros y construcción todavía estuvieron dominados por choques de demanda (Gráfico 8). En el caso del IGAE total, los choques de demanda continuaron teniendo la mayor relevancia, aunque los de oferta llegaron a cobrar un mayor protagonismo respecto a gestiones pasadas.

En particular, los sectores de servicios financieros y construcción enfrentaron una menor demanda ante la paralización generalizada de las actividades económicas, mientras que el sector de comercio vio reducidos sus márgenes de ingresos ante las restricciones de movilidad de productos

nacionales e importados. El sector de manufactura enfrentó cierres temporales de empresas productoras para el resguardo de la salud de los trabajadores y, por su parte, en el caso del sector de servicios, la actividad se redujo significativamente a consecuencia del cierre de negocios como restaurantes, hoteles, salones de eventos entre otros.

- A medida que pasa el tiempo y se levantan las medidas restrictivas de movilidad, los choques de demanda recobraron su importancia, pero en menor magnitud que en el periodo pre-pandemia en el caso de la actividad económica general. Por sectores, en este periodo, la demanda fue predominante en los casos de comercio, manufactura y construcción. En el caso de otros servicios y servicios financieros los choques de oferta fueron preponderantes.

Los resultados siguen los hallazgos de Brinca et al. (2021). En el estudio muestran que un choque de oferta es aquel que reduce la capacidad de producción de bienes y servicios de una economía. Asimismo, un choque de demanda se refiere a la reducción en la capacidad o disposición de compra de los consumidores. En este sentido, al inicio de la declaración de emergencia sanitaria en Bolivia, los choques de demanda predominaron en el caso de los sectores de comercio, servicios financieros y construcción, mientras que los de oferta presentaron mayor relevancia para los rubros de manufactura y servicios.

VI. Conclusiones

La llegada de la pandemia del COVID-19, en 2020, configuró una ruptura y retroceso en los indicadores económicos a nivel mundial, las medidas de restricción de movilidad implementadas por muchos países significaron pérdidas en crecimiento económico y deterioro del mercado laboral. La evidencia estadística a partir de los cuantilogramas cruzados muestra una relación no lineal entre crecimiento de la actividad económica (IGAE) y el nivel de contagio del COVID-19, en los primeros cuantiles (hasta el quincuagésimo cuantil) de la distribución en ambas variables, el IGAE se constituye en una variable rezagada al número de casos COVID, demostrando que la primera ola de contagios de COVID fue una variable adelantada a la actividad económica, lo que significó que la política de contención y propagación de la enfermedad fue la causante de la contracción de la economía al principio de la crisis sanitaria. Por su parte, se evidenció que el desempleo urbano llegó a 11,6% en julio de 2020 (la contracción más elevada del mercado laboral desde que se

inició la pandemia); y en lo que respecta al crecimiento económico las pérdidas de oferta y demanda agregada con respecto al PIB tendencial (sin COVID - 19) fueron de 12,4% y 14,3%, respectivamente; estos efectos en 2022 aún persisten causando en el corto plazo una brecha negativa del PIB observado respecto del tendencial.

En este sentido, en el análisis del mercado laboral a partir de la estimación de las probabilidades de transición se evidenció incrementos en la probabilidad de estar desempleado en 10pp, entre el primer y segundo trimestre de 2020 respecto al 2019 y en 5pp entre el segundo y tercero. En este sentido, se encontró que la condición de desempleado al inicio de la pandemia en busca de trabajo redujo en 20pp la probabilidad de cambiar de estado.

A partir del modelo BVAR agregado, los resultados muestran que la contracción del producto en el segundo trimestre de 2020 fue explicado en mayor proporción por la demanda agregada y en menor medida por la oferta; sin embargo, en el último trimestre de 2020, la absorción y la inflación incidieron positivamente al PIB, demostrando de este modo que el inicio de la recuperación económica se dio en los últimos meses de 2020. Por consiguiente, los choques de la demanda por dinero en 2021 impactaron positivamente al producto, evidencia que demuestra los efectos de la postura expansiva de la política monetaria; sin embargo, en el último trimestre los choques de demanda tendrían el mayor aporte en la reducción del crecimiento de la actividad económica, lo que se traduce en una reducción de la demanda potencial persistente aun en tiempos de post-restricciones sanitarias.

Por su parte, los resultados a nivel sectorial muestran la heterogeneidad de los choques de demanda y oferta. Entre marzo y septiembre de 2020, los choques de demanda fueron predominantes en los casos de Servicios Financieros, Construcción y Comercio, ante la paralización generalizada de la actividad económica. Sin embargo, los rubros de Industria Manufacturera y Otros Servicios, fueron dominados por los choques de oferta. Bajo este marco, las restricciones de movilidad configuraron un perjuicio para el desarrollo normal de los negocios, ya que el cierre temporal de empresas productoras significó menor demanda de servicios transversales, lo que se tradujo en una contracción de la actividad económica.

Ante la evidencia y los resultados encontrados en el presente documento, se puede concluir que las políticas de restricciones a causa del COVID-19 fueron las causantes del deterioro del mercado laboral y de la pérdida de crecimiento del producto, tanto en los factores de oferta y demanda a nivel

agregado y sectorial. En este sentido, y después de la primera ola de contagios las políticas dirigidas a la reactivación económica que fueron implementadas desde finales del 2020 se centraron en fortalecer la demanda y oferta agregada, contrarrestando los efectos del COVID-19.

Por el lado de la demanda, se dio la continuidad de las transferencias condicionadas en efectivo (Bono Juancito Pinto, Bono Juana Azurduy y Renta Dignidad). Además, el pago de bonos (Bono familia, Canasta familiar y Universal) con el objetivo de devolver el poder de adquisición de bienes y productos a los hogares afectados por las restricciones de movilidad.

Por su parte, para fortalecer la oferta, las políticas fueron dirigidas a la implementación del periodo de gracia de seis meses para reprogramar y/o refinanciar sus créditos sin pago de intereses ni capital. Asimismo, se creó el programa SIBOLIVIA, que ofreció créditos dirigidos a micro, pequeñas, medianas y grandes empresas del sector productivo que necesitaban capital de operación e inversión para la producción de bienes de consumo final o intermedio de productos agropecuarios y manufacturas que sustituyan importaciones.

Todas las medidas implementadas han tenido un impacto significativo en la demanda y oferta agregada, generando una mayor disponibilidad de recursos lo que contribuyó a la recuperación económica.

Referencias bibliográficas

ARDILES, Fabrizio, 2021. Incidencia del COVID-19 en la economía de Bolivia: ¿Qué tanto podemos aprender de un *shock* pandémico? The Latin American and Caribbean Economic Association, Working paper, March. Disponible en: http://vox.lacea.org/files/Incidencia_COVID_Bolivia.pdf

BATES, J., GRANGER, C, 1969. The Combination of Forecasts. *Journal of the Operational Research Society*, 20 (4), pp. 451 – 468. EISSN: 14769360. Disponible en: <https://doi.org/10.2307/3008764>

BAUMEISTER, Christiane and HAMILTON, James, 2015. Sign Restrictions, Structural Vector Autoregressions, and Useful Prior Information. En: The Allied Social Science Associations Annual Meeting, January 3 – 5, 2015. Boston, Massachussets: American Economic Association. Disponible en: <https://www.aeaweb.org/conference/2015/preliminary.php>

BERNABÈ, Sabine and STAMPINI, Marco, 2008. Labour Mobility during Transition: Evidence from Georgia. LICOS Centre for Institutions and Economic Performance, Discussion Papers 206/2008, May. Disponible en: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/74859/1/dp206.pdf>

BLANCHARD, Olivier and QUAH, Danny, 1989. The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *The American Economic Review*, 79 (4), pp. 655 - 673. ISSN 00028282. Disponible en: <http://www.jstor.org/stable/1827924>

BOBEICA, Elena and HARTWIG, Benny, 2021. The COVID-19 shock and challenges for time series models. European Central Bank, Working Paper Series No 2558, May. Disponible en: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2558~22b223a7c6.en.pdf>

BODNÁR, Katalin, LE ROUX, Julien., LOPEZ-GARCIA, Paloma and SZÖRFI, Bela, 2020. The impact of COVID-19 on potential output in the euro area. European Central Bank, *Economic Bulletin*, 7, pp. 42 – 61. Disponible en: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/ecbu/eb202007.en.pdf>

BOTERO Jesús, MONTAÑEZ Diego, ARELLANO Matheo y GONZÁLEZ Marcos, 2022. Macroeconomía en los tiempos del Covid-19: un análisis de equilibrio dinámico estocástico para Colombia. En: CORTÉS, Darwin, POSSO, Christian y VILLAMIZAR-VILLEGAS Mauricio, eds. *Covid-19: Consecuencias*

y desafíos en la economía colombiana. Una mirada desde las universidades. Bogotá: Universidad del Rosario y Banco de la República, pp. 23 – 39. ISBN: 978-958-784-849-6. Disponible en: https://repositorio.banrep.gov.co/bitstream/handle/20.500.12134/10296/LBR_2022-04.pdf

BRINCA, Pedro, DUARTE, Joao and FARIA-E-CASTRO, Miguel, 2021. Measuring Labor Supply and Demand Shocks during COVID-19. Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper No. 2020-011G, July. Disponible en: <https://doi.org/10.20955/wp.2020.011>

CALLE, Angélica, 2019. Análisis dinámico del desempleo en Bolivia mediante la Encuesta Continua de Empleo (ECE). Banco Central de Bolivia, Documento de trabajo N.º 09/2019, diciembre. Disponible en: <https://www.bcb.gob.bo/webdocs/publicacionesbcb/2021/05/00/42%20-%20An%C3%A1lisis%20din%C3%A1mico%20del%20desempleo%20en%20Bolivia%20mediante%20la%20Encuesta%20Continua%20de%20Empleo%20%28ECE%29.pdf>

CANOVA, Fabio and CICCARELLI, Matteo, 2009. Estimating Multicountry VAR models. *International Economic Review*, 50 (3), pp. 929 - 959. Online ISSN: 1468 – 2354. Disponible en: <https://doi.org/10.1111/j.1468-2354.2009.00554.x>

CARRIERO, Andrea, CLARK, Todd, MARCELLINO, Massimiliano and MERTENS, Elmar, 2022. Addressing COVID-19 outliers in BVARs with stochastic volatility. Deutsche Bundesbank, Discussion Paper No. 13/2022, April. Disponible en: <https://www.bundesbank.de/resource/blob/889146/e081b6315b69444eda1931b29d3c68a4/mL/2022-04-11-dkp-13-data.pdf>

CASEY, Eddie, 2018. Inside the “Upside Down”: Estimating Ireland’s Output Gap. Irish Fiscal Advisory Council, Working Paper No. 5, January. Disponible en: <https://www.fiscalcouncil.ie/wp-content/uploads/2018/01/Casey-E-2018-Estimating-Irelands-Output-Gap.pdf>

CERRA, Valerie and SAXENA, Sweta, 2000. Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap: An Application to Sweden. International Monetary Fund, Working paper WP/00/59, March. Disponible en: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/30/Alternative-Methods-of-Estimating-Potential-Output-and-the-Output-Gap-An-Application-to-Sweden-3506>

CHAHIN, Fabian, 2011. Medición de la brecha del producto para la economía boliviana. En: 3ra Conferencia Boliviana en Desarrollo Económico. La Paz:

Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo. Disponible en: <https://www.inesad.edu.bo/bcde2011/Dc2011/24%20Chain%20Fabian.pdf>

CHAVARÍN, Ricardo, GÓMEZ, Ricardo and SALGADO, Alfredo, 2021. An Analysis of Sectoral Supply and Demand Shocks in Mexico During COVID-19. En: 2021 CEMLA Joint Research Program: Macroeconomic Policy Responses to COVID-19. México: Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos. Disponible en: https://www.cemla.org/actividades/2021-final/2021-07-joint-research/6_Banxico_Chavarin_Presentacion_Shocks_CEMLA_Jul21%20final.pdf

CHRISTIANO, Lawrence and FITZGERALD, Terry, 1999. The Band Pass Filter. National Bureau of Economic Research, Working Paper 7257, July. Disponible en: <https://doi.org/10.3386/w7257>

CLARIDA, Richard and GALI, Jordi, 1994. Sources of real exchange-rate fluctuations: How important are nominal shocks? *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41, pp. 1 - 56. ISSN 0167-2231. Disponible en: [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(94\)00012-3](https://doi.org/10.1016/0167-2231(94)00012-3)

CONWAY, Paul and HUNT, Benjamin, 1997. Estimating potential output: a semi-structural approach. Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper Series G97/9, December. Disponible en: <https://www.rbnz.govt.nz/hub/-/media/project/sites/rbnz/files/publications/discussion-papers/1997/g97-9.pdf>

CORBAE, Dean and OULIARIS, Sam, 2006. Extracting Cycles from Nonstationary Data. En: CORBAE, Dean, DURLAUF, Steven and HANSEN, Bruce, eds. *Econometric Theory and Practice: Frontiers of Analysis and Applied Research*, New York: Cambridge University Press, pp. 167 – 177. ISBN: 978-0-521-80723-4

DENTON, Frank, 1971. Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals: An Approach Based on Quadratic Minimization. *Journal of the American Statistical Association*, 66, pp. 99 - 102. Online ISSN: 1537-274X. Disponible en: <https://doi.org/10.1080/01621459.1971.10482227>

DÍAZ-CASSOU, Javier, CARRILLO-MALDONADO, Paul y MORENO, Kenji, 2020. COVID-19: El impacto del shock externo sobre las economías de la región andina. Banco Interamericano de Desarrollo, Documento para discusión N° IDB-DP-00779, junio. Disponible en: <https://publications.iadb.org/es/covid-19-el-impacto-del-choque-externo-sobre-las-economias-de-la-region-andina>

DIEPPE, Alistair, LEGRAND, Romain and VAN ROYE, Björn, 2016. The BEAR Toolbox. European Central Bank, Working Paper No. 1934, July. Disponible en: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1934.en.pdf>

ELOSEGUI, Pedro, GAREGNANI, Lorena, LANTERI, Luis, LEPONE, Francisco y SOTES. Juan, 2006. Estimaciones alternativas de la brecha del producto para la economía argentina. Banco Central de la República Argentina, *Ensayos Económicos*, 45, pp. 45 – 77. Disponible en: <https://www.bcra.gob.ar/Institucional/DescargaPDF/DownloadPDF.aspx?Id=941>

GACETA OFICIAL DE BOLIVIA, 2020. *Decreto Supremo D.S. N°4199*, de 21 de marzo

GÓMEZ, Victor, 2001. The Use of Butterworth Filters for Trend and Cycle Estimation in Economic Time Series. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19 (3). Online ISSN: 1537-2707. Disponible en: <https://doi.org/10.1198/073500101681019909>

GUERRIERI, Veronica, LORENZONI, Guido, STRAUB, Ludwig and WERNING, Iván, 2020. Macroeconomic Implications of COVID-19: Can Negative Supply Shocks Cause Demand Shortages? National Bureau of Economic Research, Working Paper 26918, April. Disponible en: <https://doi.org/10.3386/w26918>

HAMILTON, James, 2018. Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter. *The Review of Economics and Statistics*, 100 (5), pp. 831 - 843. E-ISSN: 1530-9142. Disponible en: https://doi.org/10.1162/rest_a_00706

HA, Jongrim, STOCKER, Marc and YILMAZKUDAY, Hakan, 2020. Inflation and exchange rate pass-through. *Journal of International Money and Finance*, 105, pp. 1 – 21. Online ISSN: 1873-0639. Disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2020.102187>

HAN, Heejoon, LINTON, Oliver, OKA, Tatsushi and WHANG Yoon-Jae, 2016. The cross-quantilogram: Measuring quantile dependence and testing directional predictability between time series. *Journal of Econometrics*, 193 (1), pp. 251 - 270. Online ISSN: 1872-6895. Disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2016.03.001>

HERNAIZ, Daniel, 2005. Una estimación del PIB potencial basada en restricciones de corto plazo. Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas, Documento de trabajo 09/2005, diciembre. Disponible en: <https://>

www.udape.gob.bo/portales_html/Documentos%20de%20trabajo/DocTrabajo/DT-0509.pdf

HODRICK, Robert and PRESCOTT, Edward, 1997. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29 (1), pp. 1 - 16. ISSN 00222879. Disponible en: <https://doi.org/10.2307/2953682>

JARAMILLO, Miguel y ÑOPO, Hugo, 2020. COVID-19 y shock externo: Impactos económicos y opciones de política en el Perú. Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE). Documento de investigación 107, junio. Disponible en: <https://www.grade.org.pe/wp-content/uploads/GRADEdi107-1.pdf>

LENZA, Michele and PRIMICERI, Giorgio, 2020. How to estimate a VAR after March 2020. National Bureau of Economic Research, Working Paper 27771, September. Disponible en: <https://doi.org/10.3386/w27771>

LINTON, Oliver and WHANG Yoon-Jae, 2007. The quantilogram: With an application to evaluating directional predictability". *Journal of Econometrics*, 141 (1), pp. 250 - 282. Online ISSN: 1872-6895. Disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.01.004>

MARINI, Marco, 2016. Nowcasting Annual National Accounts with Quarterly Indicators: An Assessment of Widely Used Benchmarking Methods. International Monetary Fund, Working Paper WP/16/71, March. Disponible en: <https://www.elibrary.imf.org/view/journals/001/2016/071/article-A001-en.xml>

MAZZI, Gian Luigi, MITCHELL, James and MOAURO, Filippo, 2016. Structural vector autoregressive (SVAR) based estimates of the euro area output gap: theoretical considerations and empirical evidence. Eurostat, Statistical Working Papers. Disponible en: <https://doi.org/10.2785/764491>

McKIBBIN, Warwick and FERNANDO, Roshen, 2020. The Global Macroeconomic Impacts of COVID-19: Seven Scenarios. Centre for Applied Macroeconomic Analysis, Working Paper 19/2020. Disponible en: https://cama.crawford.anu.edu.au/sites/default/files/publication/cama_crawford_anu_edu_au/2020-03/19_2020_mckibbin_fernando_0.pdf

MORA, José, HARMATH, Pedro y ACEVEDO, Rafael, 2012. Output Gap and Potential GDP in Venezuela: A SVAR Estimation. Munich Personal RePEc Archive Working Paper No. 58691. Disponible en: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/58691/1/MPRA_paper_58691.pdf

MURRAY, Jamie, 2014. Output gap measurement: judgement and uncertainty. Office for Budget Responsibility, Working paper No. 5, July. Disponible en: https://obr.uk/docs/dlm_uploads/WorkingPaperNo5.pdf

NGUYEN, Trung, LE, Anh, THALASSINOS, Eleftherios and TRIEU Lanh, 2022. The Impact of the COVID-19 Pandemic on Economic Growth and Monetary Policy: An Analysis from the DSGE Model in Vietnam. *Economies*, 10 (7), pp. 1 - 19. Electronic ISSN: 2227-7099 Disponible en: <https://doi.org/10.3390/economies10070159>

ÓDOR, Ľudovít and JURAŠEKOVÁ, Judita, 2014. Finding Yeti: More robust estimates of output gap in Slovakia. National Bank of Slovakia, Working paper 1/2014, February. Disponible en: https://nbs.sk/_img/documents/publik/wp_1-2014_odor_jurasekova_findingyeti.pdf

ORGANIZACIÓN PARA LA COOPERACIÓN Y EL DESARROLLO ECONÓMICOS, 2009. *Medición del capital. Manual OCDE 2009*. Segunda edición. OCDE. ISBN 978-92-64-04366-4. Disponible en: <https://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/docs/OECD-Capital-s.pdf>

ORGANIZACIÓN PARA LA COOPERACIÓN Y EL DESARROLLO ECONÓMICOS, 2020. Impacto territorial de la COVID-19: Gestionar la crisis en todos los niveles de gobierno. Disponible en: <https://www.oecd.org/coronavirus/policy-responses/impacto-territorial-de-la-covid-19-gestionar-la-crisis-en-todos-los-niveles-de-gobierno-7d27f7d9/>

PHAM, Linh, 2021. How Integrated are Regional Green Equity Markets? Evidence from a Cross-Quantilogram Approach. *Journal of Risk and Financial Management*, 14 (1). ISSN: 1911-8074. Disponible en <https://doi.org/10.3390/jrfm14010039>

PRIMICERI, Giorgio and TAMBALOTTI, Andrea, 2020. Macroeconomic Forecasting in the Time of COVID-19. Northwestern University, Department of Economics, Working paper, June. Disponible en: <https://faculty.wcas.northwestern.edu/gep575/PredictionCovid1-5.pdf>

RUNGCHAROENKITKUL, Phurichai, 2021. Macroeconomic effects of COVID-19: A mid-term review. *Pacific Economic Review*, 26 (4), pp. 439 - 458. Online ISSN: 1468-0106. Disponible en: <https://doi.org/10.1111/1468-0106.12372>

SCHÜLER, Yves, 2021. On the cyclical properties of Hamilton's regression filter. Deutsche Bundesbank, Discussion Paper No 03/2018, Disponible en: <https://www.bundesbank.de/resource/blob/704152/7dc6c0968c9581dff4878e724ac6460b/mL/2018-02-14-dkp-03-data.pdf>

SIMS, Christopher and ZHA, Tao, 1998. Bayesian Methods for Dynamic Multivariate Models. *International Economic Review*, 39 (4), pp. 949 – 968. ISSN 00206598. Disponible en: <https://doi.org/10.2307/2527347>

ZHANG, Xinpeng, ZHANG, Yimeng and YUNCHAN, Zhu, 2021. COVID-19 Pandemic, Sustainability of Macroeconomy, and Choice of Monetary Policy Targets: A NK-DSGE Analysis Based on China. *Sustainability*, 13 (6), 3362, pp. 1 – 20. ISSN 2071-1050. Disponible en: <https://doi.org/10.3390/su13063362>

APÉNDICES

Apéndice A

De acuerdo con la metodología propuesta de Han et al. (2016) un cuantilograma cruzado se define como:

$$\rho_{\tau_1, \tau_2}(k) = \frac{E[\psi_{\tau_1}(g_{1,t} - q_{1,t}(\tau_1))\psi_{\tau_2}(g_{2,t-k} - q_{2,t-k}(\tau_2))]}{\sqrt{E[\psi_{\tau_1}^2(g_{1,t} - q_{1,t}(\tau_1))]} \sqrt{E[\psi_{\tau_2}^2(g_{2,t-k} - q_{2,t-k}(\tau_2))]}}$$

donde $g_{i,t}$ es el valor de las variables involucradas y $q_{i,t}$ representa el valor del cuantilograma, es decir, el valor del cuantil (percentil) dividido en función al criterio del investigador sea cuartiles, quintiles, deciles o los mismos percentiles. Para cada $k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$, donde $\psi_a(u) \equiv 1[u < 0] - a$, el cuantilograma cruzado capta la dependencia serial entre las dos series en diferentes niveles de cuantiles. Han et al. (2016) señalan que el cuantilograma está bien definido, incluso para procesos infinitos, y este es invariante ante cualquier transformación estrictamente monótona aplicada a ambas series, como la transformación logarítmica.

Para la construcción análoga muestral del cuantilograma cruzado basado en las observaciones $\{x_1, \dots, x_T\}$, se debe estimar las funciones cuantílicas incondicionales resolviendo los siguientes problemas de minimización, por separado:

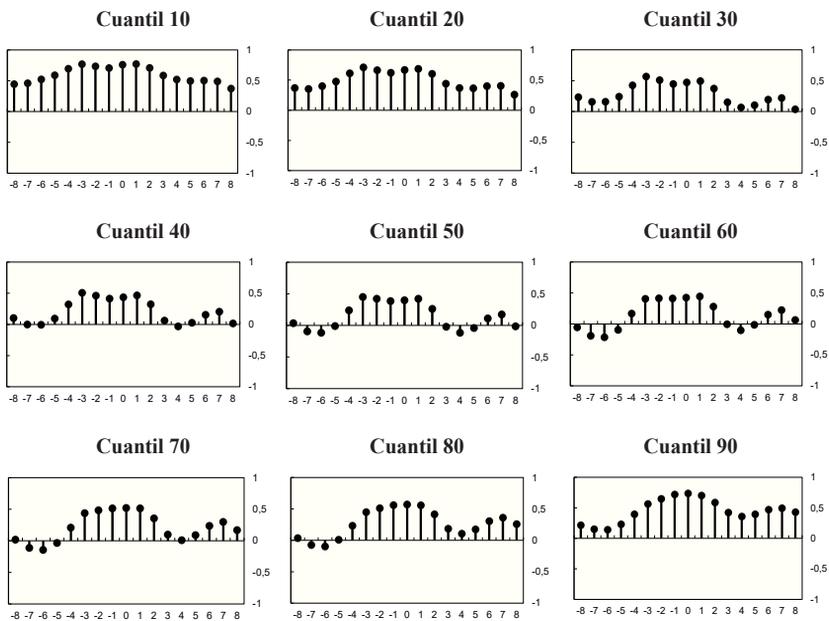
$$\hat{q}_1(\alpha_1) = \arg \min_{v_1 \in R} \sum_{t=1}^T \pi_{\tau_1}(g_{1t} - v_1) \quad \text{y} \quad \hat{q}_2(\alpha_2) = \arg \min_{v_2 \in R} \sum_{t=1}^T \pi_{\tau_2}(g_{2t} - v_2)$$

donde $\pi_a(u) \equiv u(a - 1[u < 0])$. Entonces el cuantilograma cruzado muestral es definido como:

$$\hat{\rho}_{\tau_1, \tau_2}(k) = \frac{\sum_{t=k+1}^T \psi_{\tau_1}(g_{1,t} - \hat{q}_{1,t}(\tau_1))\psi_{\tau_2}(g_{2,t-k} - \hat{q}_{2,t-k}(\tau_2))}{\sqrt{\sum_{t=k+1}^T \psi_{\tau_1}^2(g_{1,t} - \hat{q}_{1,t}(\tau_1))} \sqrt{\sum_{t=k+1}^T \psi_{\tau_2}^2(g_{2,t-k} - \hat{q}_{2,t-k}(\tau_2))}}$$

para $k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$, dado un conjunto de cuantiles, el cuantilograma cruzado considera la dependencia en términos de la dirección de la desviación de los percentiles, por tanto mide la predictibilidad direccional de una serie a otra a distintos niveles de la distribución.

Gráfico A.1: CUANTILOGRAMAS CRUZADOS IGAE - CASOS COVID



Fuente: Elaboración propia.

Apéndice B

PIB potencial, brecha del producto y COVID-19

En función a la literatura consultada, se puede indicar que el PIB potencial es una variable no observada y mide el nivel de producción óptimo que un país puede alcanzar empleando, de manera eficiente, los factores productivos como el trabajo, capital y tecnología existentes. Esta variable indica la capacidad productiva de largo plazo de una economía donde no existen presiones inflacionarias relevantes.

Ódor y Jurašeková (2014) y Casey (2018) definen esta variable como un nivel máximo de producción sostenible a mediano y largo plazo, donde “sostenible” implica que la producción se encuentra en su potencial y no está influenciada en ninguna dirección particular por los desequilibrios de la economía (externos, internos o financieros). La definición estándar de la brecha del PIB es la diferencia del PIB observado y el potencial:

$$Brecha_t = \left[\frac{y_t - \hat{y}_t}{\hat{y}_t} \right] * 100$$

donde y_t representa al PIB observado y \hat{y}_t al PIB potencial.

Debido al inicio de la crisis sanitaria del COVID-19 en 2020 y las declaraciones de cuarentenas rígidas, la estimación del PIB potencial se convirtió en un reto por la irrupción de las actividades económicas y las pérdidas en términos de demanda y oferta agregada. En este sentido, Bodnár et al. (2020) indican que los efectos de la pandemia y las cuarentenas rígidas en el PIB potencial pueden interpretarse de dos maneras:

1. Los factores de producción disponibles no se ven afectados por el cierre y las medidas de contención correspondientes. Según esta interpretación, el grado de plena capacidad no cambia durante la contención. Cuando se levantan gradualmente las medidas de contención, los factores de producción vuelven a utilizarse (la tecnología no cambia significativamente en períodos cortos de tiempo y está disponible).
2. Ningún recurso está disponible para la producción, ello implica que la capacidad potencial de las empresas cerradas se reduce a cero. Este panorama equivale a una fuerte caída temporal de la oferta y por tanto de la producción potencial.

Los autores enfatizan que ambos enfoques son extremos y que, en realidad, existe un punto intermedio del comportamiento del PIB potencial. Tomando en cuenta esta primicia, estiman los efectos del COVID-19 en PIB potencial a partir de una combinación de modelos (filtro multivariado y función de producción). La estimación del producto potencial se congela antes de 2020 y luego se superpone a la estimación realizada para el periodo 2020-22 para la Unión Europea.

Por lo expuesto se procedió a la estimación del PIB potencial bajo diferentes metodologías y se realizó una combinación de las mismas en línea con Bates y Granger (1969). En primer lugar, se estimó una función de producción donde el PIB potencial puede calcularse como la suma de los factores de producción una vez se obtenga el componente tendencial de la PTF. Asimismo, se estimó el PIB potencial directamente en la serie del PIB extrayendo el componente tendencial. Este componente tendencial se obtuvo mediante filtros univariados: Hodrick-Prescott de una sola cola y su versión recursiva, Butterworth, Corbae y Ouliaris y Hamilton. Por último se estimó el PIB potencial mediante un modelo de vector autorregresivo estructural (SVAR, por sus siglas en inglés).

A continuación se realiza una descripción de las metodologías propuestas:

Función de producción

Esta metodología es un punto intermedio entre los modelos estructurales y los univariados para la estimación del PIB potencial. Una ventaja es la posibilidad de realizar ejercicios de contabilidad del crecimiento.

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$$

donde Y_t es el PIB real desestacionalizado, K_t , es el *stock* de capital, L_t es la demanda laboral y A_t es la PTF. El *stock* de capital se estimó a partir de la metodología de inventarios perpetuos del *stock* de capital inicial en la versión de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE, 2009). Se asumió una tasa de depreciación de 3,2%.

$$K_0 = \frac{FBKF_0}{\gamma^* + \delta}$$

donde $FBKF_0$ es la formación bruta de capital fijo, γ^* es la tasa de crecimiento del PIB y δ es la tasa de depreciación. Una vez obtenido K_0 , se procedió a la aplicación de la ley de movimiento del capital $K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + I_t$ para la obtención de la serie histórica del *stock* de capital.

La estimación de la función de producción en términos per-cápita será $y_t = Y_t/L_t$ y $k_t = K_t/L_t$. Por tanto, la ecuación a estimar es $y_t = A_t k_t^\alpha$.

$\alpha = 0,54$ es un resultado plausible con base en el trabajo de Chain (2011) el cual muestra un $\alpha = 0,41$. Para la construcción de la *PTF* se parte del residual de la serie observada.

$$\ln Y_t = \ln PTF_t + \alpha \ln K_t + (1 - \alpha) \ln L_t$$

$$\ln Y_t = \ln PTF_t + 0,54 \ln K_t + 0,46 \ln L_t$$

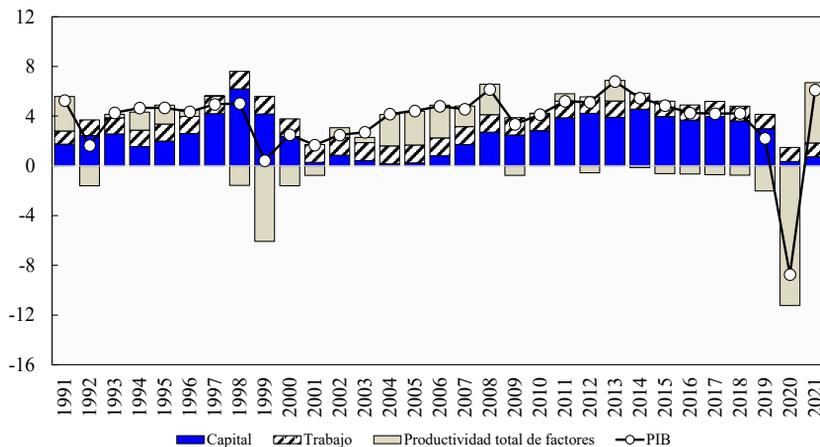
$$\ln \widehat{PTF}_t = \ln Y_t - (0,54 \ln K_t + 0,46 \ln L_t)$$

El PIB potencial puede calcularse como la suma de los factores de producción una vez se obtenga el componente tendencial de \widehat{PTF}_t , es decir \widehat{PTF}_t .

$$\ln Y_t^P = \ln \widehat{PTF}_t + 0,54 \ln K_t + 0,46 \ln L_t$$

Con los resultados de la función de producción, se obtuvo las incidencias de los factores productivos que aportan al crecimiento de la actividad económica (Gráfico B.1).

Gráfico B.1: CONTABILIDAD DEL CRECIMIENTO DEL PIB
(En porcentaje y puntos porcentuales)



Fuente: Elaboración propia.

Filtro Hodrick-Prescott

La metodología asume que el producto potencial varía suavemente en el tiempo, minimiza la brecha entre el producto potencial y el observado sujeto a una penalización λ :

$$\min_{\{\hat{y}_t\}_{t=1}^T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\hat{y}_{t+1} - \hat{y}_t) - (\hat{y}_t - \hat{y}_{t-1})]^2, \lambda = \frac{\sigma_2^1}{\sigma_2^2} > 0$$

donde \hat{y}_t es el PIB potencial no observado, y_t es el PIB observado, σ_2^1 es la varianza de la brecha del PIB, σ_2^2 es la varianza de la dinámica de crecimiento tendencial, y λ es un parámetro de penalización positivo.

Una de las debilidades de este filtro, es que muestra que el PIB no se desvía demasiado de su nivel tendencial y el crecimiento de la producción potencial es relativamente suave (Murray, 2014).

Asimismo, el componente de minimización en la función de pérdida penaliza (des)aceleraciones en la tasa de crecimiento del producto potencial.

Filtro Butterworth

El filtro de Butterworth separa una serie temporal, y_t , en dos componentes:

$$y_t = \tau_t + c_t$$

donde τ_t y c_t son los componentes tendencial y cíclico, respectivamente. Asimismo τ_t podría ser determinístico o estocástico. El objetivo principal es estimar c_t , un componente cíclico estacionario que es impulsado por ciclos estocásticos dentro de un rango específico de períodos. El componente tendencial es calculado como la diferencia entre $\tau_t = y_t - c_t$.

La función de ganancia de un filtro Butterworth está basado en:

$$G(x) = \frac{1}{1 + \left(\frac{\text{sen}(x/2)}{\text{sen}(x_c/2)} \right)^{2d}}$$

Para Gómez (2001) $G(x)$ puede ser obtenido como la mejor estimación lineal en el sentido de la media cuadrática $y_t = \tau_t + c_t$.

Filtro Corbae y Ouliaris

Esta metodología aísla el componente cíclico en las series temporales reteniendo las fluctuaciones de una duración determinada y eliminando el resto, expresado en:

$$w_{\tilde{x}}(\lambda_s) = \frac{1}{1 - e^{i\lambda_s}} w_v(\lambda_s) - \frac{e^{i\lambda_s}}{1 - e^{i\lambda_s}} \frac{(\tilde{x}_n - \tilde{x}_0)}{\sqrt{n}}$$

donde $w_{\tilde{x}}(\lambda_s)$ es la transformada discreta de Fourier de una serie $I(1)$ \tilde{x}_t , y $\lambda_s = \frac{2\pi s}{n} = (s = 1, \dots, n - 1)$ son las frecuencias fundamentales para un tamaño de muestra n . La ecuación muestra que la función de respuesta en frecuencia de un proceso integrado no es asintóticamente independiente entre frecuencias en virtud de la componente $\frac{\tilde{x}_n}{\sqrt{n}}$. En consecuencia, las estimaciones del ciclo económico en el dominio de la frecuencia serán inconsistentes. La solución de Corbae y Ouliaris (2006) a este problema es eliminar la tendencia del segundo término en la expresión anterior a través de una regresión en el dominio de la frecuencia, obteniendo así una estimación insesgada de $w_v(\lambda_s)$.

Filtro de Hamilton

Hamilton (2018) argumenta que la información del ciclo económico puede obtenerse directamente de las series temporales utilizando los errores de predicción de un modelo MCO adecuadamente elegido; sugiere un horizonte de ocho trimestres para el análisis de ciclos económicos:

$$y_{t+h} = \beta_0 + \beta_1 y_{t-8} + \beta_2 y_{t-9} + \beta_3 y_{t-10} + \beta_4 y_{t-11} + v_{t+h}$$

$$\hat{v}_{t+h} = y_{t+h} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 y_{t-8} - \hat{\beta}_2 y_{t-9} - \hat{\beta}_3 y_{t-10} - \hat{\beta}_4 y_{t-11}$$

El filtro de Hamilton evita efectivamente los ciclos espurios, los ajustes *ad hoc* del filtro y el sesgo de fin de muestra Schüller (2021).

Modelo SVAR

Esta metodología se basa en la investigación de Blanchard y Quah (1989) y tiene como base teórica la corriente keynesiana y la síntesis neoclásica. Cerra y Saxena (2000) señalan que la metodología identifica al producto potencial con la capacidad de oferta agregada de la economía y las fluctuaciones del componente cíclico (brecha) con los cambios en la demanda agregada. Blanchard y Quah (1989) suponen que los choques de oferta presentan efectos permanentes sobre el producto mientras que los choques de demanda tienen solo efectos transitorios sobre esa variable.

La estimación del PIB potencial para Bolivia, se basa en las investigaciones de Clarida y Gali (1994), Cerra y Saxena (2000), Hernaiz (2005) y Elosegui et al. (2006). El modelo SVAR considera las siguientes variables: PIB, empleo (PEA¹⁴), Índice de Precios al Consumidor (IPC) y el Índice de Precios de Productos Básicos de Exportación de Bolivia (IPPBX), todas expresadas en diferencias.

$$\Delta X_t = [\Delta Y_t, \Delta L_t, \Delta \pi_t, \Delta \pi_t^*]$$

donde ΔX_t representa el vector de variables del VAR: ΔY_t , tasa de crecimiento del PIB; ΔL_t , tasa de crecimiento del empleo; $\Delta \pi_t$, la inflación y $\Delta \pi_t^*$ tasa de crecimiento de IPPBX.

El vector ΔX_t puede representarse también como un promedio móvil:

$$\Delta X_t = C(L) \varepsilon_t$$

donde L es el operador de rezagos y $\varepsilon_t = (\varepsilon_o, \varepsilon_d, \varepsilon_n, \varepsilon_d)$ indica el vector de *shocks* estructurales exógenos no observados $\varepsilon_o, \varepsilon_d, \varepsilon_n$ y ε_d representan, el choque de oferta agregada, el choque de demanda agregada, choque nominal y choque de demanda agregada¹⁵, respectivamente. En este caso, los errores presentan ausencia de correlación serial y la matriz de varianzas-covarianzas está normalizada a la matriz identidad. Dado que el vector de choques estructurales no resulta directamente observable, se estima un VAR irrestricto, que genera la siguiente representación de promedio móvil:

$$\Delta X_t = A(L) \mu_t$$

donde $A(L)$ es la matriz identidad y μ_t es el vector de la forma reducida de residuos, con la matriz de covarianza Σ . Las dos expresiones determinan una relación lineal entre la forma reducida de los residuos y choques del modelo estructural:

$$\mu_t = C_0 \varepsilon_t$$

14 Los datos de la población económica activa (PEA) son de Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), se cambió de frecuencia (mensual) con la metodología de Denton (1971), este procedimiento tiene validez para cuentas nacionales con datos de frecuencia baja (Marini, 2016).

15 Esta última variable es considerada choque de demanda en línea con Cerra y Saxena (2000) y Elosegui et al. (2006).

Dado que la matriz simétrica $\Sigma = C_0 C_0'$ impone doce de las dieciséis restricciones requeridas, sería necesario establecer solamente cuatro restricciones adicionales a la matriz (4x4) C_0 .

La representación de largo plazo de la expresión $\Delta X_t = C(L)\varepsilon_t$ será:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta L_t \\ \Delta \pi_t \\ \Delta \pi_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11} & C_{12} & C_{13} & C_{14} \\ C_{21} & C_{22} & C_{23} & C_{24} \\ C_{31} & C_{32} & C_{33} & C_{34} \\ C_{41} & C_{42} & C_{43} & C_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_o \\ \varepsilon_d \\ \varepsilon_n \\ \varepsilon_d \end{bmatrix}$$

Seguindo a Clarida y Gali (1994) y Cerra y Saxena (2000) se impone las siguientes restricciones de largo plazo sobre la matriz de coeficientes: $C_{11} = C_{12} = C_{13} = C_{14} = 0$. Estas restricciones implican que, en el largo plazo, el producto se vería afectado solo por choques de oferta y los choques nominales no afectarían a la variable de demanda (el choque presentaría efectos permanentes en el nivel de precios).

A partir de los residuos del VAR irrestricto y los parámetros de la matriz C_0 se determina el vector de choques exógenos estructurales (expresión: $\mu_t = C_0 \varepsilon_t$); y, dado que el producto potencial no inflacionario se asimila al componente permanente del producto, Cerra y Saxena (2000) proponen derivar esa variable a partir de una tendencia a la cual se incorporan los choques de oferta derivados anteriormente. En el presente trabajo se considera la siguiente especificación:¹⁶

$$\Delta Y_t' = H_y + C_{11} \varepsilon_o$$

donde $\Delta Y_t'$ es el producto potencial no inflacionario (en variación porcentaje), H_y es la tendencia del PIB desestacionalizado obtenida a través del filtro de Hamilton (en variación), C_{11} el parámetro del VAR y ε_o es el choque de oferta. Se recupera el nivel del producto potencial no inflacionario a partir de los factores de variación que resultan de la expresión anterior y de un valor inicial de la variable¹⁷.

16 Cerra y Saxena (2000) utilizan la tendencia lineal del PIB en la expresión aunque sin aclarar cómo se obtiene. Elosegui et al. (2006) proponen como alternativa, estimar por mínimos cuadrados la tasa de variación del PIB sin estacionalidad en función de una constante y de una tendencia determinística y utilizar el dato estimado. En la presente investigación se empleó el filtro de Hamilton para obtener la tendencia de la serie y suavizarla con media móviles.

17 Para la obtención del PIB tendencial, se estimó el modelo hasta 2019 y se procedió a la proyección, a 2022, de las variables involucradas. Como siguiente paso, a partir del pronóstico, se estimó el PIB tendencial siguiendo la misma metodología descrita.

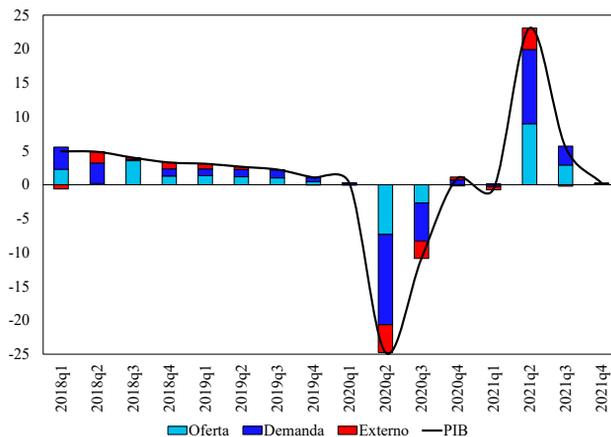
Combinación de filtros

A partir de los resultados de las diferentes metodologías, se empleó la metodología de Bates y Granger (1969), la combinación de pronósticos para obtener un solo resultado. La construcción de ponderadores es inversamente proporcional a su varianza.

$$w_i = \frac{\hat{\sigma}_i^{-2}}{\hat{\sigma}_1^{-2} + \hat{\sigma}_2^{-2}}$$

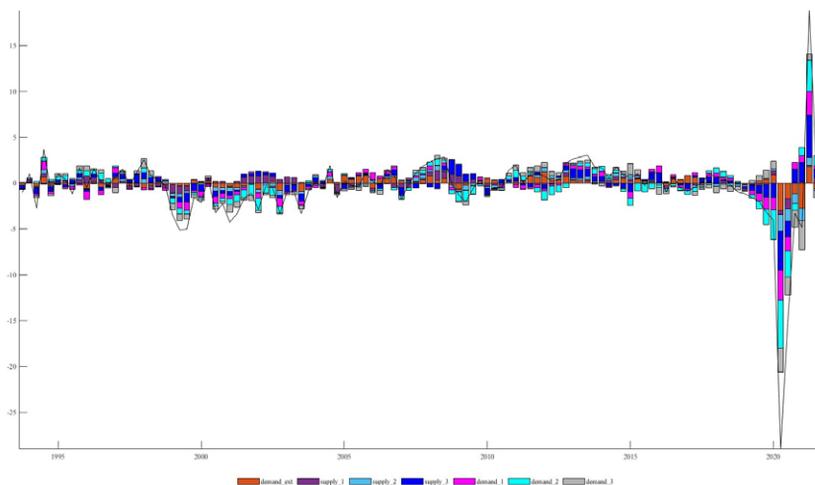
Apéndice C

Gráfico C.1: DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA DEL CRECIMIENTO ECONÓMICO, CHOQUES DE DEMANDA, OFERTA Y CONDICIONES EXTERNAS



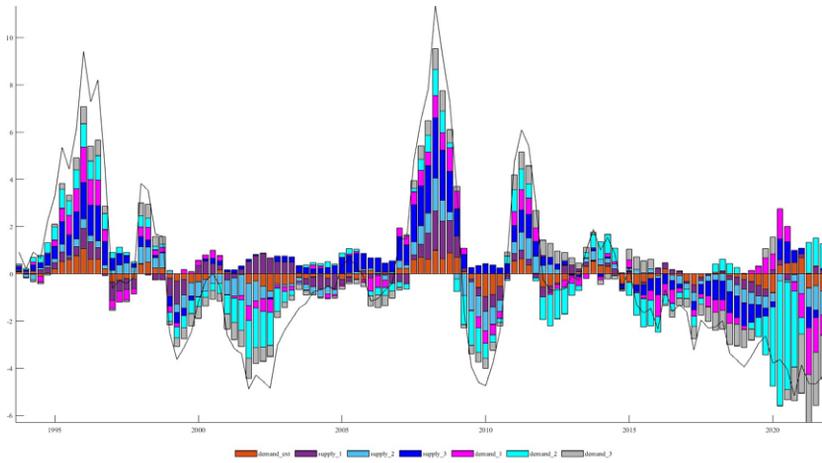
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico C.2: DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA DEL CRECIMIENTO ECONÓMICO



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico C.3: DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA DE LA INFLACIÓN



Fuente: Elaboración propia.

Apéndice D

Proceso de Estimación

Siguiendo a Baumeister y Hamilton (2015) y Brinca et al (2021), se toman en cuenta estudios previos para la asignación de la distribución y valores *priors* de los parámetros relevantes:

- En el caso de $p(A)$:
 - Se imponen restricciones de signo en la matriz A para los parámetros β y α , relevantes para la definición de la pendiente positiva y negativa de acuerdo a la teoría económica.
 - Para el caso de la elasticidad de la demanda β , se asume como *prior* una distribución t de *student* con media de -0,6 (parámetro de locación), varianza de 0,6 (parámetro de escala) y 3 grados de libertad.
 - La elasticidad para el caso de la curva oferta α asume también una distribución t -*student* con media de -0,6 (parámetro de locación), varianza de 0,6 (parámetro de escala) y 3 grados de libertad.
 - Se asume que los valores y distribuciones *priors* son los mismos para cada sector y para el conjunto de la economía. Sin embargo, los valores *posteriors* serán diferentes para cada rubro en el proceso de estimación del modelo.
- En el caso de $p(D|A)$ y $p(B|A)$
 - Se asume una distribución gamma con parámetro 2 y escala de 4.

Finalmente, la distribución *prior* está dada por:

$$p(A, D, B) = p(A)p(D|A)p(B|A)$$

Y la distribución posterior condicional en la información observada, es:

$$p(A, D, B|Y_t) = p(A|Y_t)p(D|A, Y_t)p(B|A, Y_t)$$

Los valores posteriores son computados por el Algoritmo Metropolis Hasting, que esencialmente simula la obtención de un valor específico a partir de una distribución utilizando el método de Monte Carlo.

Adicionalmente, se asegura la estacionalidad de cada uno de los modelos y se determina el número óptimo de rezagos a través de los criterios AIC, HQ y SC.

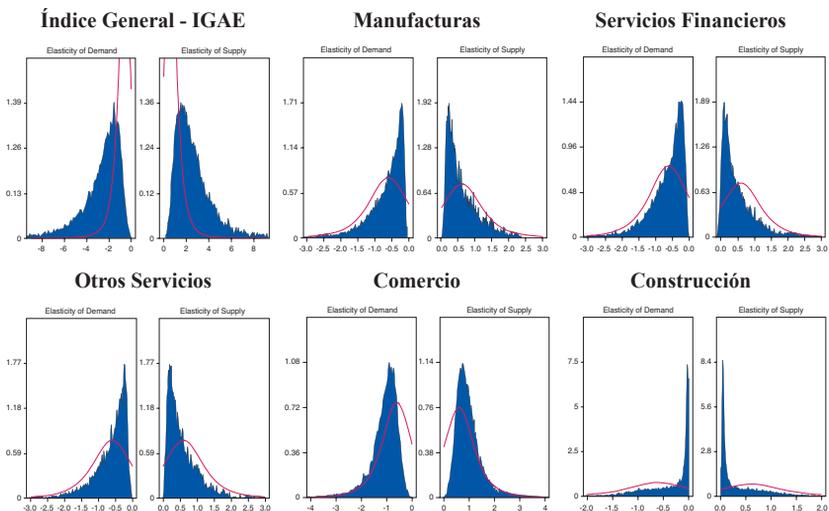
Datos

Siguiendo la aplicación propuesta por Chavarín et al. (2021) para el caso de México, la simulación del modelo para el caso de Bolivia considera datos mensuales del IGAE y del deflactor implícito del PIB como variables representativas de cantidades y precios, respectivamente. En específico se consideran:

- Datos mensuales del IGAE del Instituto Nacional de Estadística (INE), de 1990 a diciembre de 2021.
- Datos mensuales del deflactor implícito del PIB del INE de 1990 a diciembre de 2021.

En el caso de ambas series se consideró el Índice General sin derechos de importaciones y cinco componentes del mismo: Industria manufacturera, Comercio, Otros servicios, Servicios financieros y Construcción.

Gráfico D.1: ESTIMACIÓN *PRIOR* Y *POSTERIOR* POR SECTOR



Fuente: Elaboración propia