



BANCO CENTRAL
DE BOLIVIA



ESTADO PLURINACIONAL DE
BOLIVIA

SERIE DE DOCUMENTOS DE TRABAJO

LOS BENEFICIOS DE LOS SUBSIDIOS Y LA DISTRIBUCIÓN DE EXCEDENTES DE SECTORES EXPORTADORES ESTRATÉGICOS: UN ENFOQUE DE EQUILIBRIO GENERAL DINÁMICO ESTOCÁSTICO ESTIMADO CON TÉCNICAS BAYESIANAS

VALERIA FERNANDA JEMIO HURTADO

Documento de trabajo No 01/2024

Revisado por: Martín Vallejos Tarqui

Diciembre de 2024

“2025 BICENTENARIO DE BOLIVIA”





LOS BENEFICIOS DE LOS SUBSIDIOS Y LA DISTRIBUCIÓN DE EXCEDENTES DE SECTORES EXPORTADORES ESTRATÉGICOS: UN ENFOQUE DE EQUILIBRIO GENERAL DINÁMICO ESTOCÁSTICO ESTIMADO CON TÉCNICAS BAYESIANAS

VALERIA FERNANDA JEMIO HURTADO *

Documento de trabajo No 01/2024

Revisado por: Martín Vallejos Tarqui

Diciembre de 2024

* Correo electrónico: jemiovaleria@gmail.com

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

Resumen

El presente trabajo tiene el propósito de evaluar los beneficios de los subsidios sobre las principales variables macroeconómicas a través del desarrollo de un modelo de equilibrio general dinámico estocástico calibrado y estimado con técnicas bayesianas que incluya la presencia de un sector exportador de *commodities*, y subsidios al consumo para el caso de Bolivia. La construcción del modelo, permite realizar una aproximación de segundo orden de la función de utilidad y una simulación de escenarios que permitan cuantificar los efectos sobre un entorno macroeconómico con y sin la presencia de subsidios considerando *shocks* a la curva de Phillips. Los principales resultados demuestran que la política de subsidios contiene las presiones inflacionarias evitando la contracción del consumo y la demanda agregada, y que, el sustento de los mismos, depende del desempeño de los sectores exportadores estratégicos. También se comprueba, empíricamente, que la presencia de subsidios permite la estabilidad de variables como empleo, inflación, consumo, y términos de intercambio, observando una menor volatilidad de las mismas.

Clasificación JEL : E52, F44, C11, E23

Palabras clave : Modelos de equilibrio general dinámicos estocásticos para economías abiertas, estimación bayesiana

Benefits from subsidies and the distribution of surpluses in strategic export sectors: A dynamic stochastic general equilibrium approach estimated with Bayesian techniques *

Abstract

The purpose of this paper is to evaluate the benefits of subsidies on the main macroeconomic variables through the development of a calibrated stochastic dynamic general equilibrium model estimated with Bayesian techniques that includes the presence of a commodity exporting sector and consumption subsidies for the case of Bolivia. The construction of the model allows for a second-order approximation of the utility function and a simulation of scenarios that make it possible to quantify the effects on a macroeconomic environment with and without the presence of subsidies, considering shocks to the Phillips curve. The main results show that the subsidy policy contains inflationary pressures, avoiding the contraction of consumption and aggregate demand, and that the support of these subsidies depends on the performance of strategic exporting sectors. It is also empirically proven that the presence of subsidies allows the stability of variables such as employment, inflation, consumption, and terms of trade, observing lower volatility thereof.

JEL Classification : E52, F44, C11, E23

Keywords : *Dynamic stochastic general equilibrium models for open economies, Bayesian estimation*

* Email: jemiovaleria@gmail.com

The content of this document is the responsibility of the author and does not represent the opinion of the Central Bank of Bolivia.

I. Introducción

El presente trabajo tiene el propósito de evaluar los beneficios de los subsidios al consumo sobre las principales variables macroeconómicas a través del desarrollo de un modelo de equilibrio general dinámico estocástico (DSGE por sus siglas en inglés) calibrado y estimado con técnicas bayesianas que incluya la presencia de un sector exportador de *commodities*, y subsidios al consumo. El análisis considera series de tiempo de la economía boliviana, tomando en cuenta el periodo comprendido entre 2009 y 2015.

La construcción del modelo, permite realizar una aproximación de segundo orden de la función de utilidad (*second order Taylor approximation*) y una simulación de escenarios que posibiliten cuantificar los efectos sobre un entorno macroeconómico, con y sin la presencia de subsidios, considerando *shocks* en la curva de Phillips que son traducidos en un incremento directo en la inflación por costos, seguido de un proceso de estanflación. Los *shocks* en la curva de Phillips se constituyen en el principal elemento para evaluar los efectos macroeconómicos de una reducción en los subsidios a los combustibles, al establecer un canal de transmisión inflacionaria a través del costo marginal de producción en el modelo.

Adicionalmente, la representación matemática permite obtener las ganancias del sector exportador de *commodities* a través de la derivación de condiciones de primer orden, considerando el supuesto de rendimientos decrecientes a escala en la función de producción. De esta manera, considerando que, en el caso particular de Bolivia, los recursos provenientes de los sectores exportadores estratégicos se dirigen a financiar la importación de combustibles para el consumo de los agentes económicos, el modelo asume que las ganancias o los retornos del sector de *commodities* son canalizados a través de un subsidio al consumo derivado a través de la función de restricción presupuestaria y la maximización de utilidad.

Los principales resultados demuestran que la política de subsidios contiene las presiones inflacionarias evitando la contracción del consumo y la demanda agregada y que el sustento de los mismos depende del desempeño de los sectores exportadores estratégicos. El análisis también comprueba, empíricamente, que la presencia de subsidios permite una mayor estabilidad de variables como empleo, inflación, consumo, y términos de intercambio, observando una menor volatilidad de las mismas. Adicionalmente, se demuestra el proceso persistente de los *shocks* a la curva de Phillips sobre la inflación, a diferencia del efecto de

perturbaciones negativas en la productividad y en la demanda externa cuando los efectos son solamente transitorios.

La aplicación de modelos de equilibrio general dinámico estocástico, para el caso de países en desarrollo como Bolivia, es fundamental para comprender los mecanismos de transmisión y la dinámica de las principales variables macroeconómicas ante diferentes *shocks* particulares de estas economías. En este sentido, el presente documento representa un esfuerzo por considerar dos tipos de características específicas presentes en el caso de Bolivia: un sector exportador de *commodities* y la presencia de subsidios al consumo. Sin embargo, pese a que estas son características particulares de la economía boliviana, hasta el momento no se han publicado otras investigaciones considerando estos elementos para la economía en cuestión.

El presente trabajo está organizado de la siguiente manera: la sección dos presenta una breve revisión de la literatura, considerando los principales análisis teóricos y empíricos que sirven de base para la elaboración del presente documento; la tercera sección describe y resuelve el modelo multisectorial considerando la inclusión de un sector exportador de *commodities* y la presencia de subsidios al consumo; también se muestra el desarrollo y derivación de la aproximación de segundo orden de la función de utilidad que será empleada para el análisis de los escenarios propuestos; la sección cuatro presenta los detalles de calibración y estimación bayesiana del modelo explicando la metodología empírica utilizada y describiendo los datos; la quinta sección describe los resultados obtenidos a partir de la simulación basada en la estimación de parámetros y la simulación de escenarios (con y sin subsidios) analizados; finalmente, la sección seis muestra las principales conclusiones.

II. Revisión de la literatura

La metodología empleada en el presente trabajo se basa en la construcción de un modelo de equilibrio general dinámico estocástico en el estilo de Galí y Monacelli (2005), Santacreu (2014), De Paoli (2009) y Lahcen (2014), tomando en cuenta las siguientes características generales: i) competencia imperfecta, ii) rigideces nominales à la Calvo (1983), y iii) una economía abierta que considera en la modelación al agregado mundial como un continuo infinito de pequeñas economías.

En cuanto a la presencia de subsidios en el marco de un modelo de equilibrio general dinámico estocástico, destaca el trabajo de Ginn y Pourroy (2018) que consideran la presencia de subsidios en el consumo de alimentos como medio empleado por las autoridades para contrarrestar la volatilidad de los precios, considerando una calibración para el caso de países de ingresos medios. Se demuestra una mejora en el bienestar de las familias, suavizando los efectos negativos sobre los consumidores de productos subsidiados. Los mismos autores Ginn y Pourroy (2021) desarrollaron un modelo para el caso de India, en el que se considera la estabilización de precios de los alimentos como una política particularmente importante en economías de ingresos bajos y medios.

Similarmente, Omotosho (2020) estudia las implicancias macroeconómicas de perturbaciones exógenas en el precio del petróleo y su posible repercusión en las subvenciones presentes para el caso de Nigeria, tomando en cuenta el efecto de transmisión del precio internacional del petróleo al precio minorista del combustible. La investigación demuestra que *shocks* en los precios del petróleo podrían generar impactos significativos y persistentes en el producto.

El trabajo de Haro et al. (2021) aplica una metodología empírica para el caso de Ecuador, evaluando los efectos de los subsidios sobre el bienestar, en el caso de países de Latinoamérica. Adicionalmente, el estudio determina si la supresión del subsidio a los hidrocarburos influye en los precios de los alimentos a través del análisis estructural de series de tiempo. Los resultados concluyen que cualquier cambio ligero o moderado en los costos influye en los precios al consumidor y en el nivel de su bienestar.

Khalili y Barkhordari (2012) desarrollan un modelo neo keynesiano para el caso de la economía iraní, analizando la relación entre el consumo de energía y los precios energéticos y no energéticos mediante la estimación de la función de gasto. Los resultados muestran que un mayor precio de energía disminuye el consumo de los hogares. Adicionalmente, los autores miden la función de variación compensatoria, demostrando que el bienestar de los hogares disminuye con un aumento en los precios de la energía.

Otros autores, como Britta (2014), realizan un análisis empírico para un conjunto de países, demostrando el efecto de estanflación generado a partir de *shocks* en la curva de Phillips que pueden ser traducidos como perturbaciones en el precio de los energéticos. Similarmente, Hakan (2021) muestra la relevancia del análisis adecuado de la curva de

Phillips para la evaluación de las repercusiones de fluctuaciones en los precios de los principales bienes empleados en el proceso de producción.

Para el caso de la inclusión de un sector exportador de *commodities*, se considera el trabajo de Gonzales et al. (2015) que desarrolla un modelo de equilibrio general para el caso de Colombia. Los autores introducen un sector de materias primas sensibles a fluctuaciones de precios internacionales, estableciendo una relación entre los ingresos recibidos por la exportación de *commodities* y el gasto público que se traduce en una expansión generalizada de la demanda interna. El trabajo demuestra la sensibilidad de los ingresos fiscales y los inlujos recibidos por exportaciones de materias primas.

El análisis a través de la aproximación de segundo orden de la función de utilidad sigue principalmente el trabajo de Sutherland (2005) que, principalmente, compara el desempeño de diferentes reglas de política monetaria, evaluando las mismas a través de una aproximación de segundo orden de la función de utilidad.

Por su parte, la regla de política monetaria considerada en el análisis toma en cuenta el análisis de Valdivia y Valdivia (2019), que desarrolla una regla para el caso boliviano a través de un análisis micro-fundado basado en el aporte de Poole (1970). Se toma en cuenta el régimen de *Monetary Aggregate Target*, postulando que el banco central fija la oferta monetaria en función a: la brecha del producto, brecha de la tasa de interés, tasa de interés observada, expectativas del producto, e inflación. Se muestra que, a diferencia de la regla de McCallum, la regla de Poole provee resultados coherentes con la teoría económica.

III. Descripción del modelo

El modelo propuesto sigue, principalmente, el trabajo de Galí y Monacelli (2005), considerando un entorno de competencia imperfecta y rigideces nominales *à la* Calvo (1983). Para la representación de la economía pequeña y del resto del mundo, se sigue a De Paoli (2009), estableciendo que, en el límite, el tamaño de la primera tiende a cero, de tal manera que la misma no influencia los precios ni las tasas de interés del resto del mundo, pero puede verse afectada por choques externos. El agente representativo maximiza su utilidad diferenciable en consumo, horas de trabajo y demanda por dinero en saldos reales.

En línea con Santacreu (2014) y Lahcen (2014), existen dos tipos de bienes de consumo: nacionales y extranjeros. Al mismo tiempo, los bienes nacionales se clasifican en

commodities y no *commodities*. Cada hogar posee una firma monopolísticamente competitiva que produce un bien diferenciado. A su vez, se asume que una fracción de hogares nacionales trabaja en firmas del sector no *commodity*, mientras que el resto de familias trabaja en el sector *commodity*.

En particular, se considera que la función de producción del sector de *commodities* presenta retornos decrecientes a escala. Esta especificación, acorde con la teoría económica, implica que los retornos o ganancias procedentes del sector mencionado sean positivas o mayores a cero. Por su parte, se asume que la función de producción de bienes no *commodities* presenta retornos constantes a escala.

Considerando que, en el caso particular de Bolivia, los recursos provenientes de los sectores exportadores estratégicos se dirigen a financiar la importación de combustibles para el consumo de los agentes económicos, el modelo asume que las ganancias o los retornos del sector de *commodities*, las cuales son mayores a cero dada la especificación matemática de retornos decrecientes a escala, son canalizadas a través de un subsidio al consumo derivado a través de la función de restricción presupuestaria y la maximización de utilidad.

Finalmente, en cuanto a la política monetaria, se considera una regla de agregados monetarios en el estilo de Valdivia y Valdivia 2019.

III.1. Preferencias

Cada agente representativo en la economía doméstica, maximiza su función de utilidad separable intertemporal, diferenciable en consumo “C”, horas de trabajo “N” y demanda por dinero en saldos reales “M/P”¹, la cual es creciente y cóncava respecto a la primera y tercera variables, y decreciente y convexa respecto a la segunda.

$$U_t = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U \left(C_t, N_t, \frac{M_t}{P_t} \right) \quad (1)$$

¹ Este tipo de representación se denomina “*money in the utility function*”.

$\beta \in [0,1]$ es el factor de descuento intertemporal y E_t es la esperanza condicionada en la información disponible en tiempo "t". El consumo y el trabajo están representadas por funciones de forma iso-elástica:

$$U\left(C, N, \frac{M}{P}\right) = \frac{C^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \frac{N^{1+\varphi}}{1+\varphi} + \frac{\left(\frac{M}{P}\right)^{1-\sigma_M}}{1-\sigma_M}$$

donde el parámetro σ es el coeficiente de aversión al riesgo, φ es la inversa de la elasticidad de la oferta de trabajo y σ_M es la inversa de la elasticidad de la demanda por dinero. Cada firma, monopolísticamente competitiva, produce un bien diferenciado de consumo "h" utilizando la mano de obra como único factor de producción. El agente representativo consume bienes nacionales C_H y extranjeros C_F , así el consumo total está definido por la siguiente función de elasticidad de sustitución inter-temporal constante:

$$C = \left(\lambda^{\frac{1}{v}} C_H^{\frac{v-1}{v}} + (1-\lambda)^{\frac{1}{v}} C_F^{\frac{v-1}{v}} \right)^{\frac{v}{v-1}} \quad (2)$$

donde $v > 0$ es la elasticidad intra-temporal de sustitución entre bienes nacionales y extranjeros, y λ es la proporción de bienes domésticos que consume el agente representativo. En consecuencia, el consumo óptimo de bienes nacionales y extranjeros es:

$$C_H = \lambda \left(\frac{P_N}{P} \right)^{-v} C \quad (3) \quad ; \quad C_F = (1-\lambda) \left(\frac{P_T}{P} \right)^{-v} C \quad (4)$$

Y el índice general de precios es el siguiente:

$$P = [(1-\lambda)P_F^{1-v} + \lambda P_H^{1-v}]^{\frac{1}{1-v}}$$

A su vez, el consumo de bienes nacionales C_H está conformado por bienes *commodities* C_H^O y bienes no *commodities* C_H^N , y se expresa como:

$$C_H = \left((1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_H^O)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} (C_H^N)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}$$

donde $\eta > 0$ es la elasticidad intra-temporal de sustitución entre bienes *commodities* y no *commodities*, y α es la proporción de bienes no *commodities* que consume el agente representativo. El consumo óptimo de los mismos es el siguiente:

$$C_H^O = (1 - \alpha) \left(\frac{P_H^O}{P_H} \right)^{-\eta} C_H \quad (5) \quad ; \quad C_H^N = \alpha \left(\frac{P_H^N}{P_H} \right)^{-\eta} C_H \quad (6)$$

El índice de precios de bienes nacionales se expresa como:

$$P_H = \left[(1 - \alpha) P_H^O^{1-\eta} + \alpha P_H^N^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}$$

Por lo tanto, el agente representativo destinará sus ingresos al consumo de bienes importados $P_F C_F$ y bienes nacionales *commodities* $P_H^O C_H^O$ y no *commodities* $P_H^N C_H^N$

$$P_F C_F + P_H^O C_H^O + P_H^N C_H^N = PC$$

III.2. El mercado laboral

La oferta de trabajo está compuesta por una fracción de empleados κ que producen bienes no *commodities* N_H^N y otra proporción $(1 - \kappa)$ de trabajadores que producen bienes *commodities* N_H^O . La oferta agregada de trabajadores del país doméstico N_H está representada por la siguiente función de elasticidad constante:

$$N_H = \left[(1 - \kappa)^{-\tau} (N_H^O)^{1+\tau} + (\kappa)^{-\tau} (N_H^N)^{1+\tau} \right]^{\frac{1}{1+\tau}}$$

El salario se define de la siguiente forma:

$$W_t = \left[(1 - \kappa) (W_H^O)^{\frac{\tau}{1+\tau}} + (\kappa) (W_H^N)^{\frac{\tau}{1+\tau}} \right]^{\frac{1+\tau}{\tau}}$$

donde τ es la elasticidad inversa de sustitución entre trabajo destinado entre el sector de *commodities* y no *commodities*, mientras que W_H^O y W_H^N representan los índices de salarios en los respectivos sectores. La oferta de trabajo óptima de los trabajadores es la siguiente:

$$N_H^O = (1 - \kappa) \left(\frac{W_H^O}{W_t} \right)^{\frac{1}{\tau}} N_t \quad (7) \quad ; \quad N_H^N = (\kappa) \left(\frac{W_H^N}{W_t} \right)^{\frac{1}{\tau}} N_t \quad (8)$$

Las ecuaciones anteriores representan la oferta de trabajo proporcionada por los hogares, que depende del salario relativo y de la oferta agregada total de trabajo.

III.3. Firmas y retornos de escala

Se consideran dos tipos de firmas nacionales: i) productoras de bienes no *commodities*, que presentan rendimientos constantes a escala; y ii) productoras de bienes *commodities* con rendimientos decrecientes a escala. Ambas firmas reflejan un mecanismo de determinación de precios *à la Calvo*, competencia monopolística y la presencia de rigideces nominales.

III.3.1. Firmas productoras de bienes no *commodities*

Cada firma nacional produce un bien transable diferenciado, “h”, y la función de producción es la siguiente:

$$Y_t^N(h) = N_t^{j,N}(h)A_t^N \quad (9)$$

Las horas de trabajo empleadas para la producción de bienes no *commodities* $N_t^{j,N}$ describen retornos constantes de escala, ya que se asume que el parámetro j es igual a la unidad. Por su parte, la variable A_t^N es la productividad en la fabricación de estos bienes. Luego de minimizar el costo sujeto a la función de producción, el costo marginal real log linearizado en términos de precios domésticos p_H es el siguiente:

$$mc_t^N = w_t^N - p_H - a_t$$

Como es tradicional en la literatura, los *shocks* de productividad siguen un proceso autorregresivo con choques *gaussianos* $\varepsilon_{a_t^N} \sim iid N(0, \sigma_{a_t^N})$, donde la persistencia de las perturbaciones exógenas es $\rho_{a_t^N}$:

$$a_t^N = \rho_{a_t^N} a_{t-1}^N + \varepsilon_{a_t^N}$$

Posteriormente, considerando la fijación de precios *à la Calvo* y el problema de maximización de la empresa, es posible derivar la siguiente curva de Phillips para las firmas que producen bienes no *commodities*:

$$\pi_t^N = \beta \pi_{t+1}^N + \zeta_N \tilde{m}c_t^{N,r} + \zeta_N \mu_t^N \quad ; \quad \text{con } \zeta_N = \frac{(1 - \alpha_N \beta)(1 - \alpha_N)}{\alpha_N} \quad (10)$$

donde $\beta \in [0,1]$ es el factor de descuento intertemporal, $\alpha_N \in [0,1]$ es el parámetro Calvo, mostrando que en cada periodo, una fracción de firmas productoras de bienes no *commodities* mantiene fijo el precio de los bienes que producen, mientras que la restante proporción de firmas $(1 - \alpha_N)$ selecciona sus precios de manera óptima,

independientemente del tiempo transcurrido desde la última modificación de los mismos. Finalmente, el término μ_t está representado por un proceso autorregresivo AR(1) con ruido blanco $\epsilon_\mu \sim iid N(0, \sigma_\mu)$, donde ρ_μ es la persistencia del *shock*:

$$\mu_t = \rho_\mu \mu_{t-1} + \epsilon_\mu \quad (11)$$

La ecuación anterior representa el *shock* a la curva de Phillips, que se constituye en el principal elemento para evaluar los efectos macroeconómicos de una reducción en los subsidios a los combustibles, al ser un canal directo de la inflación por costos.

III.3.2. Firmas productoras de bienes no *commodities*

Similarmente, existen firmas nacionales que producen bienes *commodities*, minimizando sus costos sujetos a la siguiente función de producción:

$$Y_t^O(h) = N_t^{k,O}(h) A_t^O \quad (12)$$

donde el parámetro $k < 1$ implica retornos decrecientes a escala. De esta manera, la especificación de las ganancias de las ventas de *commodities* es la siguiente (derivaciones en el Apéndice):

$$\Pi_t^O = (1 - k) P_{O,t}(h) Y_t^O(h)$$

Similar a la sección anterior, el costo marginal real log linearizado de las empresas productoras de *commodities*, en términos de precios domésticos p_H , es el siguiente:

$$mc_t^O = w_t^O - p_H - a_{Ot}$$

donde a_{Ot} es la productividad agregada del sector *commodity* y sigue un proceso autorregresivo con choques *gaussianos* $\epsilon_{a_t^O} \sim iid N(0, \sigma_{a_t^O})$, donde la persistencia de las perturbaciones exógenas es $\rho_{a_t^O}$:

$$a_t^O = \rho_{a_t^O} a_{t-1}^O + \epsilon_{a_t^O}$$

Considerando la fijación de precios *à la Calvo* y el problema de maximización de la empresa, se deriva la curva de Phillips para las firmas que producen bienes no *commodities*:

$$\pi_t^O = \beta \pi_{t+1}^O + \zeta_O \tilde{m} c_t^{O,r} + \zeta_O \mu_t \quad ; \quad \text{con } \zeta_O = \frac{(1 - \alpha_O \beta)(1 - \alpha_O)}{\alpha_O} \quad (13)$$

donde $\alpha_O \in [0, 1]$, es el parámetro Calvo mostrando que en cada periodo, una fracción de firmas productoras de *commodities* mantiene fijo el precio de los bienes que producen,

mientras que la restante proporción de firmas $(1 - \alpha_0)$ selecciona sus precios de manera óptima, independientemente del tiempo transcurrido desde la última modificación de los mismos. Como en la sección anterior, el término μ_t (*shock* a la curva de Phillips) está representado por un proceso autorregresivo AR(1) con ruido blanco:

$$\mu_t = \rho_\mu \mu_{t-1} + \epsilon_\mu \quad (14)$$

III.4. Elección del consumo intertemporal

Como se evidenció en las secciones anteriores, la función de producción de bienes *commodities* muestra retornos decrecientes a escala, de tal manera que las ganancias provenientes de este sector financian un subsidio en el consumo τ_t , tal que la siguiente igualdad se cumple:

$$\Pi_t^O = (1 - k)P_{O,t}(h)Y_t^O(h) = \tau_t P_t C_t$$

Por lo tanto, la restricción presupuestaria del agente representativo es la siguiente:

$$(1 + i_{t-1})B_{t-1} + (p_{s,t} + d_t)Z_{t-1} + W_t N_t + \Pi_t^N + \Pi_t^O + M_{t-1} \geq B_t + p_{z,t}Z_t + P_t C_t - M_t$$

Reemplazando Π_t^O , la restricción puede ser escrita de la siguiente manera:

$$(1 + i_{t-1})B_{t-1} + (p_{s,t} + d_t)Z_{t-1} + W_t N_t + \Pi_t^N + M_{t-1} \geq B_t + p_{z,t}Z_t + (1 - \tau_t)P_t C_t - M_t$$

donde B_{t-1} es el *stock* de bonos nominales en moneda nacional, que paga una tasa de interés i_t . Z_{t-1} representa las acciones de un activo con precio $p_{s,t}$ que paga dividendos d_t . $W_t N_t$ representa los ingresos por el trabajo, donde W_t es el salario nominal por hora y N_t son las horas de trabajo proporcionadas por el agente representativo. M_t es la cantidad de dinero nominal en t. Finalmente, $\Pi_t^N + \Pi_t^O$ son las ganancias obtenidas por la producción de bienes no *commodities* y *commodities*, respectivamente.

Como se mencionó anteriormente, el agente consume bienes extranjeros y bienes nacionales cumpliéndose la siguiente identidad descrita en la anterior sección:

$$P_F C_F + P_H^O C_H^O + P_H^N C_H^N = P C$$

Derivando las condiciones de primer orden, la ecuación de Euler, la condición de trabajo y demanda por dinero en saldos reales se obtiene:

$$\beta(1 + i_t)E_t \left(\left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t(1 - \tau_t)}{P_{t+1}(1 - \tau_{t+1})} \right) = 1 \quad (15) ;$$

$$\frac{N_t^\varphi}{C_t^{-\sigma}} = \frac{W_t}{P_t(1 - \tau_t)} \quad (3.14) ;$$

$$\left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{\sigma_M} = C_t^{-\sigma} \left(\frac{i_t}{1 + i_t} \right) \quad (16)$$

Finalmente, las ecuaciones log-linearizadas son las siguientes:

$$c_t = E_{t+1}(c_{t+1}) - \frac{1}{\sigma}(i_t - E_t\pi_{t+1} - b + v_{t+1} - v_t) \quad (17)$$

$$\varphi n_t + \sigma c_t = w_t - p_t + v_t \quad (18)$$

$$m_t = \frac{\rho}{\sigma_M} c_t - \frac{b}{\sigma_M} i_t \quad (19)$$

donde $b = -\ln\beta$; $v_t = -\ln(1 - \tau_t)$; y $\pi_{t+1} = p_{t+1} - p_t$ representa la inflación en la economía nacional y m_t es la demanda por dinero en saldos reales.

III.5. Interacción entre la pequeña economía abierta y el resto del mundo

III.5.1. Términos de intercambio e inflación

Siguiendo el trabajo de Lahcen (2014), el consumidor representativo del país doméstico considera bienes nacionales y extranjeros, de tal forma que las funciones inflacionarias son:

$$\pi_t = (1 - \lambda)\pi_{t,H} + \lambda\pi_{t,F}$$

$$\pi_{t,H} = (1 - \alpha)\pi_{t,N} + \alpha\pi_{t,O}$$

De esta manera, considerando la definición de términos de intercambio, la inflación total es definida de la siguiente manera:

$$\pi_t = (1 - \alpha)\pi_{t,N} + \alpha\pi_{t,O} + \lambda\Delta tot_t$$

donde $\Delta tot_t = \pi_t^F - \pi_t^H$.

III.5.2. Términos de intercambio y tipo de cambio

a) Términos de intercambio y tipo de cambio nominal

Tomando en cuenta que la ley del precio único se cumple solamente para aquellos bienes genéricos producidos en un determinado país, se tiene que:

$$p_t(h) = S_t p_t^*(h) \quad y \quad p_t(f) = S_t p_t^*(f)$$

donde S_t representa el tipo de cambio nominal. Utilizando la expresión anterior y la definición de precios en la economía extranjera establecida previamente, se obtiene lo siguiente:

$$P_{F,t} = S_t P_{F,t}^* \quad (20)$$

Considerando que el tamaño de la economía pequeña y abierta tiende a cero en comparación con el resto del mundo ($n \rightarrow 0$), se obtiene la siguiente expresión:

$$P^* = (v^* P_H^{*1-\theta} + (1 - v^*) P_F^{*1-\theta})^{\frac{1}{1-\theta}} = P_F^* \quad (21)$$

donde se observa que los precios de la economía pequeña y abierta no influyen los precios del resto del mundo. Combinando las ecuaciones anteriores y log-linearizando, se obtiene:

$$p_{F,t} = s_t + p_t^* \quad (22)$$

Finalmente, a partir de las relaciones anteriores, es posible observar una relación positiva entre una depreciación nominal y un aumento en los términos de intercambio:

$$tot_t = s_t - p_{H,t} + p_t^*$$

Expresando la ecuación anterior en términos de primeras diferencias, se obtiene:

$$\Delta tot_t = \Delta s_t - \pi_{H,t} + \pi_t^* \quad (23)$$

Por lo tanto, en términos teóricos, una depreciación nominal se traduce en precios nacionales comparativamente inferiores a los extranjeros. Sin embargo, esto a su vez, determina que, por cada bien nacional, puede comprarse una menor proporción de bienes extranjeros.

b) Términos de intercambio y tipo de cambio real

La definición del tipo de cambio real es la siguiente:

$$Q_t = \frac{S_t P_t^*}{P_t} \rightarrow q_t = s_t + p_t^* - p_t \quad (24)$$

donde se muestra una correlación positiva con el tipo de cambio nominal. Después de algunas derivaciones siguiendo a Gali-Monacelli (2015), las siguientes relaciones se cumplen.

$$q_t = \nu \text{tot}_t \quad (25)$$

$$q_t = (1 - \lambda) \text{tot}_t \quad (26)$$

Mostrando una correlación positiva entre los términos de intercambio y el tipo de cambio real.

III.6. Política monetaria

Se toma en cuenta una regla de agregados monetarios basada en los precios del consumidor (IPC), el producto y un factor de ajuste Ω_t (Valdivia y Valdivia, 2019):

$$m_t = \psi_\pi \pi_t + \psi_x y + \Omega_t$$

El “factor de ajuste” de la regla de agregados monetarios se define como:

$$\Omega_t = -\alpha_t i_t$$

donde i_t es la tasa de interés nominal y α_t es el factor de respuesta de los agregados monetarios ante variaciones en la tasa de interés. Se considera que $\alpha_t > 0$ (Poole, 1970) tomando en cuenta que el banco central fija la oferta monetaria en función al producto, la inflación y las tasas de interés. A diferencia de la regla de McCallum, la regla de Poole provee resultados intuitivos de tal manera que *shocks* positivos lograrían incentivos en las variables reales a través del canal de las tasas de interés incluido en la regla.

III.7. Derivación de una aproximación de segundo orden de la función de utilidad

Para comparar el desempeño de una política con y sin subsidios, se seguirá a Rotemberg y Woodford (1999), que desarrollan una aproximación de segundo orden de la función de utilidad, que es interpretada como la pérdida de utilidad experimentada por el agente representativo denominada en la literatura como la función de pérdida de bienestar (*welfare*

losses). De esta manera, se elige la política que desemboca en las menores pérdidas de acuerdo a los parámetros del modelo de equilibrio general.

En esencia, se representa el bienestar de la sociedad (*welfare analysis*) a partir de la sumatoria de la función de utilidad de los agentes representativos. Matemáticamente se tiene:

$$W = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t w_t$$

donde $w_t = \frac{C^{1-\sigma}-1}{1-\sigma} - \frac{N^{1+\eta}}{1+\eta} + \frac{(\frac{M}{P})^{1-\sigma_M}}{1-\sigma_M}$. De acuerdo con la definición de la expansión de Taylor, la función de utilidad se escribe como:

$$\begin{aligned} U_t - U = U_c C \frac{C_t - C}{C} + U_n N \frac{N_t - N}{N} + U_{\tilde{M}} \tilde{M} \frac{\tilde{M}_t - \tilde{M}}{\tilde{M}} + \frac{1}{2} U_{cc} C^2 \left(\frac{C_t - C}{C} \right)^2 \\ + \frac{1}{2} U_{nn} N^2 \left(\frac{N_t - N}{N} \right)^2 + \frac{1}{2} U_{\tilde{M}\tilde{M}} \tilde{M}^2 \left(\frac{\tilde{M}_t - \tilde{M}}{\tilde{M}} \right)^2 \end{aligned} \quad (27)$$

donde $\tilde{M} = \frac{M}{P}$. Sabiendo que: $\frac{X_t - X}{X} = x_t + \frac{1}{2} x_t^2$, la ecuación anterior se expresa como:

$$\begin{aligned} U_t - U = U_c C \left(\hat{c}_t + \frac{1}{2} \hat{c}_t^2 \right) + U_n N \left(\hat{n}_t + \frac{1}{2} \hat{n}_t^2 \right) + U_{\tilde{M}} \tilde{M} \left(\hat{m}_t + \frac{1}{2} \hat{m}_t^2 \right) + \frac{1}{2} U_{cc} C^2 \hat{c}_t^2 + \frac{1}{2} U_{nn} N^2 \hat{n}_t^2 \\ + \frac{1}{2} U_{\tilde{M}\tilde{M}} \tilde{M}^2 \hat{m}_t^2 + (\|o\|^3) \end{aligned}$$

donde ($\|o\|^3$) considera términos de tercer orden o más. Distribuyendo y reorganizando:

$$\begin{aligned} \frac{U_t - U}{U_c C} = \hat{c}_t + \frac{1}{2} \hat{c}_t^2 \left(1 + \frac{U_{cc} C}{U_c} \right) + \frac{U_n N}{U_c C} \left(\hat{n}_t + \frac{1}{2} \hat{n}_t^2 \left(1 + \frac{U_{nn} N}{U_n} \right) \right) \\ + \frac{U_{\tilde{M}} \tilde{M}}{U_c C} \left(\hat{m}_t + \frac{1}{2} \hat{m}_t^2 \left(1 + \frac{U_{\tilde{M}\tilde{M}} \tilde{M}}{U_{\tilde{M}}} \right) \right) \end{aligned} \quad (28)$$

Derivando y asumiendo una forma logarítmica de la función de consumo y saldos reales (i.e. $\sigma = \sigma_M = 1$), se tiene que:

$$\frac{U_{cc} C}{U_c} = -1 \quad ; \quad \frac{U_{nn} N}{U_n} = \eta \quad ; \quad \frac{U_{\tilde{M}\tilde{M}} \tilde{M}}{U_{\tilde{M}}} = -1 \quad (29)$$

Combinando las ecuaciones anteriores se obtiene:

$$\frac{U_t - U}{U_c C} = \hat{c}_t + \frac{U_n N}{U_c C} \left(\hat{n}_t + \frac{1}{2} \hat{n}_t^2 (1 + \eta) \right) + \frac{U_{\tilde{M}} \tilde{M}}{U_c C} \hat{m}_t \quad (30)$$

Definiendo $\frac{U_t - U}{U_c C} = W$ (*welfare losses*) y tomando la sumatoria infinita de la función anterior, se obtiene:

$$W = -\frac{C(1 + \eta)}{2} var(\hat{n}_t) \quad (31)$$

donde el término $C = \frac{U_n N}{U_c C}$ se mantiene como una constante a través del tiempo.

La ecuación anterior es la denominada función de pérdidas de la sociedad (*welfare losses*)², cuyo principal objetivo se centra en elegir la política que minimice las mismas. Por lo tanto, se elegirá aquella regla que minimice las desviaciones del trabajo de su estado estacionario.

IV. Calibración y estimación del modelo

Para simular el modelo propuesto se calibrarán los parámetros ya estimados para Bolivia y países Latinoamericanos, y posteriormente se emplearán técnicas bayesianas para calcular el resto de parámetros relevantes.

IV.1. Calibración del modelo

De acuerdo con Medina (2007), el factor de descuento intertemporal, β , es 0,98, lo que implica una tasa de interés anual del 4%, y el coeficiente de aversión al riesgo, σ , es igual a la unidad. El parámetro de la inversa de la elasticidad de la oferta de trabajo, η , es fijado en 0,5, situación que implica una elasticidad de la oferta de trabajo de 2, demostrando un alto nivel de rotación en el trabajo.

² Gali (2015) deriva una función de pérdidas del bienestar, basada en estrictos supuestos en los parámetros, llegando al siguiente resultado: $W = -(1 - \lambda) \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{1}{2} (\sigma \zeta^{-1} \pi_{Ht}^2 + (1 + \eta) \hat{x}_t^2) \right)$.

Tabla 1: PARÁMETROS CALIBRADOS DEL MODELO

Descripción	Parámetro	Valor	Fuente
Factor de descuento intertemporal	β	0,98	Medina (2007) y Zeballos (2018)
Coefficiente de aversión al riesgo	σ	1	Medina (2007) y Zeballos (2018)
Inversa de la elasticidad de la oferta de trabajo	η	0,5	Duncan (2004) y Cerezo (2010)
Grado de apertura de la economía nacional	λ	0,32	García-Cicco (2017)
Elasticidad intra-temporal de sustitución	θ	0,8	Amado (2014) y Menezes (2016)
Inversa de la elasticidad de la demanda por dinero con respecto a la tasa de interés	σ_M	2	Valdivia (2019)
Parámetro Calvo no <i>commodities</i>	α_N	0,39	Valdivia (2008) y Cerezo (2011)
Participación del trabajo en el sector no <i>commodity</i>	κ	0,87	cuentas nacionales
Parámetro de persistencia de choques de productividad	ρ_α	0,265	De Menezes (2016)
Desviación de choques de productividad	σ_α	0,0140	De Menezes (2016)
Parámetro de persistencia de choques externos	ρ_{c^*}	0,7941	Salas (2018)
Desviación de choques externos	σ_{c^*}	0,0286	Salas (2018)

Fuente: Elaboración propia

La proporción de consumo de bienes extranjeros en la economía doméstica es calibrado en 0,32, basado en el trabajo de García-Cicco (2017) que realiza un análisis entre 2000 y 2017 para el caso de Bolivia. La elasticidad intratemporal de sustitución entre bienes domésticos y extranjeros, es 0,8, consistente con el análisis en varios países de Latinoamérica, como es el caso de Perú (Amado, 2014) y Brasil (Menezes, 2016). El parámetro relacionado con el grado de rigidez de precios α , es calibrado en 0,39, lo que implica que las firmas mantienen sus precios fijos, en promedio, 1,6 trimestres³. Finalmente, los parámetros relacionados con los choques de productividad y de demanda externa, son basados en la estimación de De Menezes (2016) y Salas (2018).

³ Este cálculo se realiza mediante la definición del promedio de duración de los precios, dado por $\frac{1}{1-\alpha}$.

IV.2. Estimación del modelo

IV.2.1. Metodología empírica

Para la estimación bayesiana, los *priors* están descritos por la siguiente función de densidad:

$$p(V_A|A)$$

donde “ A ” simboliza un modelo específico, “ V_A ” representa los parámetros del modelo y $p(\cdot)$ es la función de densidad de probabilidad. Por su parte, la función de máxima verosimilitud es:

$$\mathcal{L}(V_A|Y_T, A) = p(Y_T|V_A, A)$$

El término Y_T representa los valores observados hasta el periodo T , obteniendo la función de densidad “posterior”:

$$p(V_A|Y_T, A) = \frac{p(Y_T|V_A, A)p(V_A|A)}{p(Y_T|A)}$$

Adicionalmente, la función Kernel “posterior” asume que la variable Y_T , condicionada por el modelo A , es constante y dada por:

$$p(V_A|Y_T, A) \propto K(V_A|Y_T, A)$$

Finalmente, el vector de parámetros que serán estimados es:

$$V = [\rho_w, \sigma_w, \eta, \tau]$$

Y el vector de variables observadas:

$$Y_T = [y_t, c_t, \pi_t, tot_t]$$

IV.2.2. Descripción de los datos

La estimación bayesiana se realiza a partir de cuatro series de tiempo trimestrales de la economía boliviana, para el periodo comprendido entre 1990 y 2022, del Instituto Nacional de Estadística INE. Como se menciona, el vector de variables observadas está comprendido por el PIB real (y_t), consumo real de los hogares (c_t), inflación (π_t) y términos de intercambio (tot_t).

V. Resultados

V.1. Resultados de la estimación bayesiana

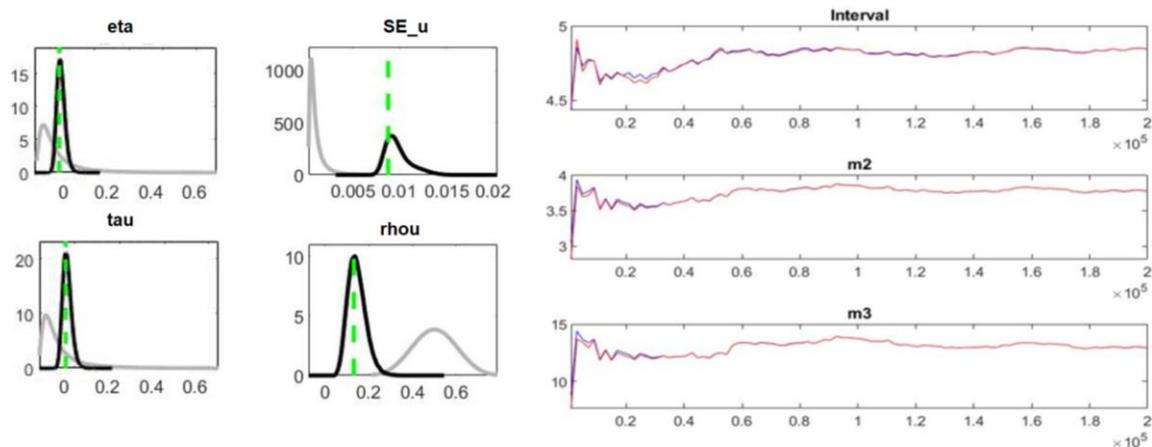
Tabla 2: ESTIMACIÓN BAYESIANA DE PARÁMETROS
(En términos de valores)

Descripción	Parámetro	PRIOR			POSTERIOR
		Densidad	Dominio	Media	Media
Persistencia de choques curva de Phillips	ρ_u	Beta	[0, 1)	0,5	0,1436
Desviación de choques curva de Phillips	σ_u	Inv. Gamma	[0, ∞)	0,0013	0,0098
Elasticidad de sustitución entre bienes <i>commodities</i> y no <i>commodities</i>	η	Beta	[0, 1)	0,01	0,044
Elasticidad de sustitución entre trabajo en el sector <i>commodity</i> y no <i>commodity</i>	τ	Beta	[0, 1)	0,01	0,017

Fuente: Elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística

El Gráfico 1 muestra los resultados de la estimación. Los cuadros de la izquierda reflejan que, la información provista por las series de tiempo ha sido informativa para la estimación de parámetros, mientras que los paneles de la derecha demuestran una adecuada convergencia del proceso.

Gráfico 1: RESULTADOS DE ESTIMACIÓN BAYESIANA Y ANÁLISIS DE CONVERGENCIA
(En términos de valores)



Fuente: Elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística

V.2. Resultados: Simulación del modelo en escenarios contrafactuales y estimados

La presente sección analiza los impactos macroeconómicos de *shocks* en la curva de Phillips (*shocks* en el subsidio), *shocks* negativos de productividad, y *shocks* negativos de demanda externa. Es importante recalcar que *shocks* en la curva de Phillips se traducen en incrementos en la inflación por costos, esto implica, directamente, aumentos en el costo marginal que repercuten en presiones inflacionarias y en una menor demanda agregada. Por dicha razón, *shocks* en los subsidios a los combustibles pueden ser interpretados, directamente, como *shocks* en la curva de Phillips.

La tabla siguiente muestra un resumen de los principales resultados obtenidos en la simulación del modelo, demostrando principalmente que ante *shocks* en la curva de Phillips (equivalentes a *shocks* en el subsidio) la volatilidad de las principales variables macroeconómicas es mayor en todos los casos.

En particular, la columna “con subsidio” muestra la desviación estándar y la pérdida de bienestar (*welfare losses*) computada a partir de la aproximación de segundo orden de la función de utilidad descrita en la sección anterior, cuando se presentan *shocks* negativos de demanda externa y *shocks* negativos de productividad. Por su parte, la columna “sin subsidio” añade a las perturbaciones exógenas mencionadas, un *shock* a la curva de Phillips que provoca incrementos inusitados en los precios y pérdidas en el producto.

Bajo estas circunstancias, se observa que los resultados obtenidos reflejan una menor desviación estándar de cada una de las variables macroeconómicas analizadas (producto, inflación, términos de intercambio y consumo) en el escenario “con subsidio”. En cambio, bajo un entorno que presenta *shocks* a la curva de Phillips, la volatilidad de las variables y las pérdidas de bienestar incrementan considerablemente.

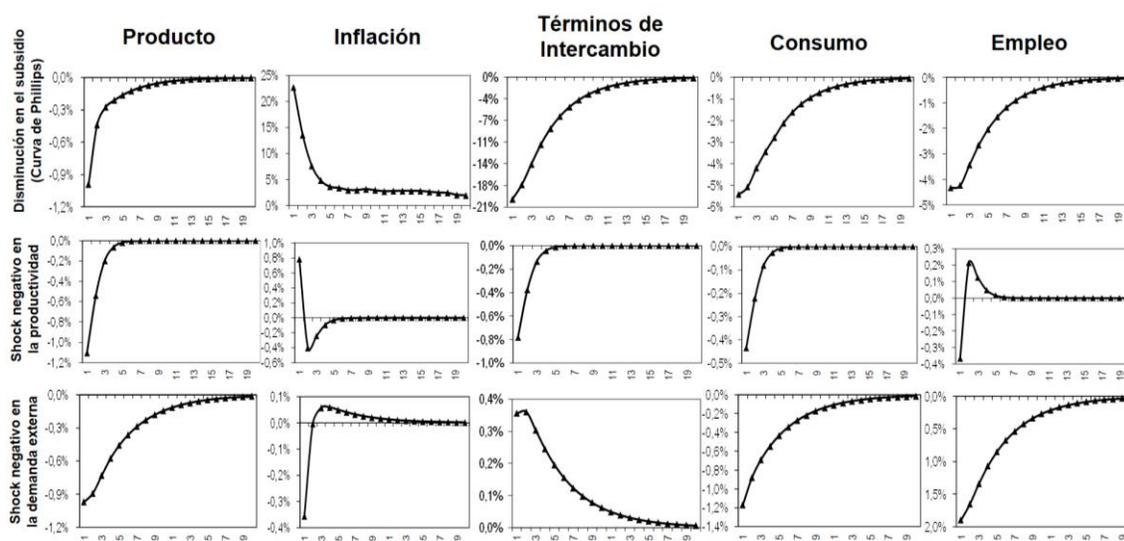
**Tabla 3: PRINCIPALES RESULTADOS DE ESCENARIOS CONTRAFACTUALES
(Variaciones porcentuales acumuladas)**

		Con subsidio	Sin subsidio
Desviación estándar	σ_y	1,433	1,732
	σ_π	1,127	3,883
	σ_c	1,282	3,692
	σ_s	1,839	3,533
welfare losses		-0,382	-0,696

Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE

En particular, se observa que cuando los *shocks* a la curva de Phillips están presentes, la volatilidad de la inflación llega a más que triplicarse, aumentando de 1,127 a 3,883. Similarmente, la desviación estándar del consumo aumenta considerablemente bajo un escenario sin subsidio de 1,282 a 3,692. Por su parte, las variaciones en los términos de intercambio y en el producto también son mayores en el caso de *shocks* a la curva de Phillips.

**Gráfico 2: FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA EN VARIABLES SELECCIONADAS*
(En porcentaje)**



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE y simulación.

Nota: */Se consideran los resultados obtenidos a partir de una varianza de 1% en los choques.

Las funciones impulso respuesta mostradas en la imagen anterior muestran las reacciones de cinco variables macroeconómicas: producto, inflación, términos de intercambio, consumo y empleo, ante tres *shocks* negativos en la demanda externa, *shocks* negativos en la productividad, y *shocks* en la curva de Phillips (*shocks* en los subsidios). Los resultados encontrados relacionados, en especial, con la última perturbación exógena mencionada, van en línea con varios trabajos de investigación realizados para diferentes economías, demostrando, en términos generales, el estado de estanflación suscitado a raíz de incrementos en la inflación por costos. Tal es el caso del trabajo de Britta (2014) que realiza un análisis teórico – empírico para un conjunto de países, demostrando el efecto de estanflación generado a partir de *shocks* en la curva de Phillips. Similarmente Hakan (2021) muestra la relevancia de este tipo de *shocks*, en especial cuando se presentan bruscas alzas en los precios de los combustibles.

En efecto, *shocks* en la curva de Phillips generan presiones directas sobre el costo marginal de producción de las empresas, repercutiendo en incrementos en la inflación por parte de aquella proporción de empresas que modifican sus precios de acuerdo al parámetro Calvo del modelo propuesto. Seguidamente, se produce una caída directa en los términos de intercambio, dada la reducción en la competitividad de los bienes producidos en la economía doméstica ante el incremento de precios. El aumento de precios genera un efecto ingreso que repercute directamente en un menor consumo y una menor demanda agregada. En este sentido, se produce una contracción de la economía, impactando negativamente sobre el empleo.

Considerando que el análisis propuesto también incluye la presencia de *shocks* negativos en la demanda externa y en la productividad, se describirá brevemente la dinámica de cada uno de estos *shocks*. i) En el primer caso, una reducción en la demanda externa se refleja, inicialmente, en un descenso en la demanda agregada por bienes nacionales y en el empleo, generando presiones deflacionarias en la economía doméstica de acuerdo al parámetro Calvo de fijación de precios. Posteriormente, surge una desmejora en los términos de intercambio, desencadenando un *expenditure switching effect*, dado que los agentes nacionales pueden acceder a comprar una menor cantidad de bienes extranjeros por cada bien nacional, repercutiendo en disminuciones en el consumo total. ii) En el segundo caso, un *shock* negativo en la productividad nacional se refleja en una menor producción nacional y presiones negativas sobre el empleo y el consumo. En esta línea, se

presentan incrementos en la inflación, dada el alza en el costo de producción, generando una caída en los términos de intercambio.

Comparando los efectos de los tres tipos de *shocks* negativos analizados, es posible percibir, a través de las funciones impulso respuesta, que el grado de persistencia de *shocks* en la curva de Phillips (*shocks* en el subsidio) es considerablemente mayor que en los otros dos casos. Por ejemplo, se observa en el Gráfico 2 que, en el caso particular de la inflación, en presencia de *shocks* en la curva de Phillips, los precios tienden a estabilizarse, recién, a partir del 19avo periodo, mientras que, en el caso de *shocks* negativos en la productividad y demanda externa, la inflación llega a estabilizarse a partir del quinto y noveno periodo, respectivamente. Similarmente, los efectos sobre el consumo y el empleo muestran una mayor persistencia cuando se suscitan *shocks* en la curva de Phillips.

VI. Conclusiones

El presente trabajo evaluó los beneficios de los subsidios al consumo de combustibles sobre las principales variables macroeconómicas a través del desarrollo de un modelo de equilibrio general dinámico estocástico (DSGE por sus siglas en inglés) calibrado y estimado con técnicas bayesianas que incluye la presencia de un sector exportador de *commodities*, y subsidios al consumo. El análisis considera series de tiempo de la economía boliviana, tomando en cuenta el periodo comprendido entre 2009 y 2022.

La construcción del modelo, permitió realizar una aproximación de segundo orden de la función de utilidad (*second order Taylor approximation*) y una simulación de escenarios que posibilitaron cuantificar los efectos sobre un entorno macroeconómico con y sin la presencia de subsidios. En línea con la literatura y la teoría económica, perturbaciones en los precios de los combustibles son modelados como *shocks* en la curva de Phillips, traducidos en un incremento directo en la inflación por costos, seguido de un proceso de estanflación.

El modelo propuesto sigue, principalmente, el trabajo de Galí y Monacelli (2005) considerando un entorno de competencia imperfecta y rigideces nominales à la Calvo (1983). Para la representación de la economía pequeña y del resto del mundo, se sigue a De Paoli (2009), estableciendo que, en el límite, el tamaño de la primera tiende a cero, de tal manera que la misma no influencia los precios ni las tasas de interés del resto del mundo, pero puede verse afectada por choques externos. Adicionalmente, el agente representativo

maximiza su utilidad diferenciable en consumo, horas de trabajo y demanda por dinero en saldos reales.

En línea con Santacreu (2014) y Lahcen (2014), existen dos tipos de bienes de consumo: nacionales y extranjeros. Al mismo tiempo, los bienes nacionales se clasifican en *commodities* y no *commodities*. Cada hogar posee una firma monopolísticamente competitiva que produce un bien diferenciado. A su vez, se asume que una fracción de hogares nacionales trabaja en firmas del sector no *commodity*; mientras que el resto de familias trabaja en el sector no *commodity*.

En particular, se consideró que la función de producción del sector de *commodities* presenta retornos decrecientes a escala. Esta especificación, acorde con la teoría económica, implica que los retornos o ganancias procedentes del sector mencionado sean positivas o mayores a cero. Por su parte, se asume que la función de producción de bienes no *commodities* presenta retornos constantes a escala.

Tomando en cuenta que, en el caso particular de Bolivia, los recursos provenientes de los sectores exportadores estratégicos se dirigen a financiar la importación de combustibles para el consumo de los agentes económicos, el modelo asume que las ganancias o los retornos del sector de *commodities*, las cuales son mayores a cero dada la especificación matemática de retornos decrecientes a escala, son canalizadas a través de un subsidio al consumo derivado a través de la función de restricción presupuestaria y las condiciones de primer orden.

La estimación bayesiana se enfocó en computar el valor de los parámetros relacionados, fundamentalmente al sector de *commodities* (elasticidades), para los cuales solamente se contaba con valores *priors* basados en investigaciones realizadas para países emergentes. Adicionalmente, se asignaron distribuciones beta e inversa de gamma para la estimación, basadas en la interpretación económica de los parámetros a ser calculados. El cómputo de los parámetros también tomó en cuenta series de tiempo del PIB real, consumo, inflación, y términos de intercambio. Los resultados muestran que los datos provistos para la estimación son suficientemente informativos para la determinación de los valores *posteriors*.

El estudio compara dos tipos de escenarios a partir de la aproximación de segundo orden de la función de utilidad. El primer escenario muestra los resultados cuando se presentan

shocks negativos de demanda externa y *shocks* negativos de productividad, mientras que el segundo escenario considera, además de estas perturbaciones, un *shock* a la curva de Phillips (inflación por costos o *shock* al subsidio de combustibles) que provoca incrementos inusitados en los precios y pérdidas en el producto. Bajo estas circunstancias, es posible observar que los resultados obtenidos reflejan una menor desviación estándar de cada una de las variables macroeconómicas analizadas (producto, inflación, términos de intercambio y consumo) en el primer escenario. En cambio, bajo un entorno que presenta *shocks* a la curva de Phillips, la volatilidad de las variables, además de las pérdidas de bienestar, incrementan considerablemente.

Los principales resultados demuestran que la política de subsidios contiene las presiones inflacionarias, evitando la contracción del consumo y la demanda agregada, y que el sustento de los mismos depende del desempeño de los sectores exportadores estratégicos. El análisis también comprueba empíricamente que la presencia de subsidios permite una mayor estabilidad de variables como empleo, inflación, consumo, y términos de intercambio, observando una menor volatilidad de las mismas.

Adicionalmente, se demuestra el proceso persistente de los *shocks* a la curva de Phillips sobre la inflación, a diferencia del efecto de perturbaciones negativas en la productividad y en la demanda externa cuando se generan efectos solamente transitorios sobre el producto, la inflación, el empleo, el consumo y los términos de intercambio. Los resultados encontrados demuestran, en términos generales, el estado de estanflación suscitado a raíz de incrementos en la inflación por costos (*shocks* en la curva de Phillips).

La aplicación de modelos de equilibrio general dinámico estocástico, para el caso de países en desarrollo como Bolivia, es fundamental para comprender los mecanismos de transmisión y la dinámica de las principales variables macroeconómicas ante diferentes *shocks* particulares de estas economías. En este sentido, el presente documento ha realizado un esfuerzo por considerar dos tipos de características específicas presentes en el caso de Bolivia: un sector exportador de *commodities* y la presencia de subsidios al consumo, siendo la primera investigación que ha considerado estos elementos para el caso de Bolivia.

Referencias bibliográficas

ADOLFSON, Malin, LASÉEN, Stefan, LINDÉ, Jesper and VILLANI, Mattias, 2007. Bayesian estimation of an open economy DSGE model with incomplete pass-through. *Journal of International Economics*, 72 (2), pp. 481 - 511. ISSN en línea: 1873-0353. Disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2007.01.003>

AGUIAR, Mark and GOPINATH, Gita, 2007. Emerging Market Business Cycles: The Cycle is the Trend. *Journal of Political Economy*, 115 (1), pp. 69 - 102. ISSN en línea: 1537-534X. Disponible en: <https://doi.org/10.1086/511283>

AMADO, María, 2014. Macroprudential Rules in Small Open Economies. Central Bank of Peru, Working paper DT. N° 2014-009, July. Disponible en: <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2014/documento-de-trabajo-09-2014.pdf>

AMIN, Sakib, MARSILIANI, Laura and RENSTRÖM, Thomas, 2018. The Impacts of Fossil Fuel Subsidy Removal on Bangladesh Economy. *Bangladesh Development Studies*, 41 (2), pp. 65 – 81. ISSN en línea: 0304095X. Disponible en: <https://www.jstor.org/stable/27031076>

ANAND, Rahul, COADY, David, MOHOMMAD, Adil, THAKOOR Vimal and WALSH, James, 2013. The Fiscal and Welfare Impacts of Reforming Fuel Subsidies in India. International Monetary Fund, Working Paper WP/13/128, May. Disponible en: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2013/wp13128.pdf>

BANCO CENTRAL DE BOLIVIA, s.f.. Estadísticas económicas. Disponible en: <https://www.bcb.gob.bo/?q=estad-sticas-semanales>. Recuperado el 22 de febrero de 2021

BAQAEE, David and BURSTEIN, Ariel, 2022. Welfare and Output with Income Effects and Taste Shocks. National Bureau of Economic Research, Working Paper 28754, August. Disponible en: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w28754/w28754.pdf

BENIGNO, Pierpaolo, 2009. Price Stability with Imperfect Financial Integration, *Journal of Money, Credit and Banking*, 41 (s1), pp. 121 - 149. ISSN en línea: 1538-4616. Disponible en: <https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2008.00201.x>

BERGER, Wolfram and WAGNER, Helmut, 2006. International Policy Coordination and Simple Monetary Policy Rules. International Monetary Fund, Working Paper WP/06/164,

June. Disponible en:

<https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/International-Policy-Coordination-and-Simple-Monetary-Policy-Rules-18771>

BERGHOLT, Drago, 2012. The Basic New Keynesian Model. Lecture note, January. Disponible en: <https://bergholt.weebly.com/teaching.html>. Recuperado el 12 de abril de 2021

CALVO, Guillermo, 1983. Staggered prices in a utility-maximizing framework, *Journal of Monetary Economics*, 12 (3), pp. 383 - 398. ISSN en línea: 1873-1295. Disponible en: [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(83\)90060-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90060-0)

CEREZO, Sergio, 2010. Un Modelo de Equilibrio General Dinámico Estocástico para el análisis de la política monetaria en Bolivia. Banco Central de Bolivia, *Revista de Análisis*, 13, pp. 49 - 89. ISSN 2305-2597. Disponible en: https://www.bcb.gob.bo/webdocs/publicacionesbcb/revista_analisis/ra_vol13/articulo_2_v1_3.pdf

CÉSPEDES, Nikita and RENDÓN, Silvio, 2012. The Frisch Elasticity in Labor Markets with High Job Turnover. IZA Institute of Labor Economics, Discussion Paper No. 6991, November. Disponible en: <https://docs.iza.org/dp6991.pdf>

CLARIDA, Richard, JORDI, Gali and GERTLER, Mark, 1999. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective, *Journal of Economic Literature*, 37 (4), pp. 1661 - 1707. ISSN en línea: 2328-8175. Disponible en: <https://doi.org/10.1257/jel.37.4.1661>

COMBES, Jean-Louis, KINDA, Tidiane and PLANE, Patrick, 2011. Capital Flows, Exchange Rate Flexibility, and the Real Exchange Rate. International Monetary Fund, Working Paper WP/11/9, January. Disponible en: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2011/wp1109.pdf>

CORSETTI, Giancarlo, DEDOLA, Luca and LEDUC, Sylvain, 2005. International Risk-Sharing and the Transmission of Productivity Shocks. Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers number 826, February. Disponible en: <https://www.federalreserve.gov/pubs/ifdp/2005/826/ifdp826.pdf>

DE MENEZES, Fernando, 2016. Assesing the Fit of a Small Open-Economy DSGE Model for the Brazilian Economy. Banco Central do Brasil, Working Paper 424, April. Disponible en: <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps424.pdf>

DE PAOLI, Bianca, 2009. Monetary policy and welfare in a small open economy, *Journal of International Economics*, 77 (1), pp. 11 - 22. ISSN en línea: 1873-0353. Disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2008.09.007>

DE PAOLI, Bianca, 2009. Monetary Policy under Alternative Asset Market Structures: The Case of a Small Open Economy, *Journal of Money, Credit and Banking*, 41 (7), pp. 1301 - 1330. ISSN en línea: 1538-4616. Disponible en: <https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2009.00257.x>

DÍAZ, Oscar y GARRÓN, Ignacio, 2016. Un Modelo de Equilibrio General Estocástico Dinámico para analizar el efecto de la política monetaria sobre el sistema financiero boliviano, Banco Central de Bolivia, *Revista de Análisis*, 24, pp. 147 - 192. Disponible en: https://www.bcb.gob.bo/webdocs/publicacionesbcb/revista_analisis/ra_vol24/articulo_4_v2_4.pdf

DUNCAN, Roberto, 2013. Institutional Quality, the Cyclicity of Monetary Policy and Macroeconomic Volatility. Federal Reserve Bank of Dallas, Working Paper No. 163, December. Disponible en: <https://www.dallasfed.org/institute/wpapers/~media/documents/institute/wpapers/2013/0163.pdf>

FERRERO, Andrea and SENECA, Martin, 2019. Notes on the Underground: Monetary Policy in Resource-Rich Economies, *Journal of Money, Credit and Banking*, 51 (4), pp. 953 - 976. ISSN en línea: 1538-4616. Disponible en: <https://doi.org/10.1111/jmcb.12556>

FERRONI, Filippo, GRASSI, Stefano and LEÓN-LEDESMA, Miguel, 2015. Fundamental shock selection in DSGE models. University of Kent, School of Economics Discussion Papers KDPE 1508, May. Disponible en: <https://kar.kent.ac.uk/62893/>

GALÍ, Jordi, 2015. *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycles. An Introduction to the New Keynesian Framework and Its Applications*. Second edition. New Jersey: Princeton University Press. ISBN 978-0-691-16478-6

GALÍ, Jordi and MONACELLI, Tommaso, 2005. Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy, *The Review of Economic Studies*, 72 (3), pp. 707 - 734. ISSN en línea: 1467-937X. Disponible en: <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2005.00349.x>

GARCÍA-CICCO, Javier, KIRCHNER, Markus, CARRILLO, Julio, RODRÍGUEZ, Diego, PEREZ, Fernando, GONDO, Rocío, MONTORO, Carlos and CHANG, Roberto, 2017. "Financial and real shocks and the effectiveness of monetary and macroprudential policies in Latin American countries. Bank for International Settlements (BIS), Working Papers No. 668, October. Disponible en: <https://www.bis.org/publ/work668.pdf>

GINN, William and POURROY, Marc, 2021. The contribution of food subsidy policy to monetary policy in India, *Economic Modelling*, 113. ISSN en línea: 1873-6122. Disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.105904>

GINN, William y POURROY, Marc, 2018. Optimal monetary policy in the presence of food price subsidies, *Economic Modelling*, 81, pp. 551 - 575. ISSN en línea: 1873-6122. Disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.06.012>

GUPTA, Sargam, 2019. Inefficient shocks and optimal monetary policy, *Economic Modelling*, 135. ISSN en línea: 1873-6122. Disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2024.106720>

HAMILTON, James, 1994. *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press, New Jersey, United States. ISBN 0-691-04289-6

HARO, Alexander y HARO, María, 2021. Efecto de la eliminación del subsidio a los combustibles y el impacto en los precios de los tubérculos y raíces en el mercado de Ambato EP-MA en Ecuador. *Compendium*, 24 (47). ISSN en línea: 2477-9725. Disponible en: <https://revistas.uclave.org/index.php/Compendium/article/view/3856/2469>

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA DE BOLIVIA, s.f.. Información estadística. Disponible en <https://www.ine.gob.bo/>. Recuperado el 22 de febrero de 2021

INTERNATIONAL MONETARY FUND, 2019. Annual Report on Exchange Rate Arrangements and Exchange Restrictions 2019. Disponible en: <https://www.imf.org/en/Publications/Annual-Report-on-Exchange-Arrangements-and-Exchange-Restrictions/Issues/2020/08/10/Annual-Report-on-Exchange-Arrangements-and-Exchange-Restrictions-2019-47102>. Recuperado el 26 de marzo de 2021

JEMIO, Valeria, 2020. Monetary rules in an open economy with distortionary subsidies and inefficient shocks: A DSGE approach for Bolivia. MPRA Paper No. 102374, July. Disponible en: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/102374/1/MPRA_paper_102374.pdf

KHALILI, Mansor and BARKHORDARI, S. (2012). An evaluation of the welfare effects of reducing energy subsidies in Iran, *Energy Policy*, 47, pp. 398 - 404. ISSN en línea: 1873-6777 Disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2012.05.007>

LAHCEN, Mohammed, 2014. DSGE models for developing economies: An application to Morocco. MPRA Paper No. 63404, August. Disponible en: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/63404/1/Master_thesis-DSGE_developing_econ-Final.pdf

LUBIK, Thomas and SCHORFHEIDE, Frank, 2005. A Bayesian Look at New Open Economy Macroeconomics. En: GERTLER, Mark and ROGOFF, Kenneth *NBER Macroeconomics Annual 2005, Volume 20*. Cambridge: The MIT Press, pp. 313 - 382. ISBN 0889-3365. Disponible en: <https://www.nber.org/books-and-chapters/nber-macroeconomics-annual-2005-volume-20/front-matter-table-contents>

MACHICADO, Carlos and ESTRADA, Paul, 2012. Fiscal policy and economic growth: a simulation analysis for Bolivia, *Analítika, Journal of Statistical analysis*, 4 (2), pp. 57 - 79. ISSN en línea: 1390-7867. Disponible en: <https://www.ecuadorencifras.gob.ec/Analitika/index.php/volumenes#vol-4>

MANCINI, Tommaso, 2008. *An Introduction to the solution & estimation of DSGE models, Dynare User Guide*. Disponible en: <https://www.sfu.ca/~kkasa/UserGuide.pdf>

MEDINA, Juan and SOTO, Claudio, 2007. The Chilean Business Cycles Through the Lens of a Stochastic General Equilibrium Model. Banco Central de Chile, Working Paper N° 457, December. Disponible en: https://www.bcentral.cl/documents/33528/133326/DTBC_457.pdf/300bcaae-c787-8c8f-987c-97b748847ad3?t=1697539173873

MENDOZA, Miguel, 2014. Panorama preliminar de los subsidios y los impuestos a las gasolinas y diésel en los países de América Latina. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), Documento de Proyecto. Disponible en: <https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/d155f6cb-6a56-4d88-a09e-8b5330ab400d/content>

MONACELLI, Tommaso, 2004. Into the Mussa puzzle: monetary policy regimes and the real exchange rate in a small open economy, *Journal of International Economics*, 62 (1), pp. 191 - 217. ISSN en línea: 1873-0353. Disponible en: [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(03\)00039-4](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(03)00039-4)

OMOTOSHO, Babatunde, 2020. Oil Price Shocks, Fuel Subsidies and Macroeconomic (In)stability in Nigeria. Central Bank of Nigeria, *CBN Journal of Applied Statistics*, 10 (2), pp. 1 – 38. Disponible en: https://www.cbn.gov.ng/out/2020/std/1%20-%2038_a416_omotosho.pdf

PARRADO, Eric, 2004. Inflation Targeting and Exchange Rate Rules in an Open Economy, International Monetary Found, Working Paper WP/04/21, February. Disponible en: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2004/wp0421.pdf>

ROTEMBERG, Julio and WOODFORD, Michael, 1999. The Cyclical Behavior of Prices and Costs, National Bureau of Economic Research, Working Paper 6909, January. Disponible en: <https://doi.org/10.3386/w6909>

SALAS, Jorge y ESCOBAR, Luis, 2018. Shocks internos, externos e innovaciones de política económica en Bolivia: Un enfoque general (DSGE). En: *Noveno Encuentro de Economistas de Bolivia del Banco Central de Bolivia*. La Paz. Consulta: 15 de febrero de 2021. Disponible en [https://www.bcb.gob.bo/eeb/sites/default/files/9eeb/archivos/Viernes%201/502/Shocks%20internos%20externos%20e%20innovaciones%20de%20politica%20economica%20en%20Bolivia%20Un%20enfoque%20general%20\(DSGE\).pdf](https://www.bcb.gob.bo/eeb/sites/default/files/9eeb/archivos/Viernes%201/502/Shocks%20internos%20externos%20e%20innovaciones%20de%20politica%20economica%20en%20Bolivia%20Un%20enfoque%20general%20(DSGE).pdf)

SANTACREU, Ana, 2005. Reaction functions in a small open economy: What role for non-traded inflation? Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper DP2005/04, October. Disponible en: https://www.rbnz.govt.nz/-/media/6b55ff24325946bf935db2734754d1ab.ashx?sc_lang=en

SUTHERLAND, Alan, 2005. Cost-push shocks and monetary policy in open economies, *Oxford Economic Papers*, 57(1), pp. 1 - 33. ISSN en línea: 1464-3812. Disponible en: <https://doi.org/10.1093/oep/gpi008>

TAYLOR, John, 1993. Discretion versus policy rules in practice, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, pp. 195 - 214. ISSN: 0167-2231. Disponible en: [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(93\)90009-L](https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-L)

VALDIVIA, Daney, 2008. Es importante la fijación de precios para entender la dinámica de la inflación en Bolivia? Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo (INESAD), Serie de Documentos de Trabajo sobre Desarrollo No. 02/2008, febrero. Disponible en: https://inesad.edu.bo/pdf/wp02_2008.pdf

VALDIVIA, Daney y VALDIVIA, Joab, 2014. Efecto de la política fiscal sobre la dinámica de la inflación en Bolivia. Disponible en: <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2487981>

VALDIVIA, Joab y VALDIVIA, Daney, 2019. Microfundaments of a Monetary Policy Rule, Poole's Rule, MPRA Paper No. 93854, April. Disponible en: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/93854/1/MPRA_paper_93854.pdf

WOLF, Martin and FORNARO, Luca, 2020. Coronavirus and macroeconomic policy. En: VOXEU Column [en línea]. Disponible en: <https://cepr.org/voxeu/columns/coronavirus-and-macroeconomic-policy>. Recuperado el 26 de marzo de 2021

ZEBALLOS, David, HEREDIA, Juan y YUJRA, Paola, 2018. Fluctuaciones cíclicas y cambios de régimen en la economía boliviana: Un análisis estructural a partir de un modelo DSGE. Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo (INESAD), Serie Documentos de Trabajo sobre Desarrollo 07/2018, octubre. Disponible en: <https://www.inesad.edu.bo/2018/12/07/fluctuaciones-ciclicas-y-cambios-de-regimen-en-la-economia-boliviana-un-analisis-estructural-a-partir-de-un-modelo-dsge/>

APÉNDICE

El problema de maximización de ganancias es escrito de la siguiente manera:

$$\Pi \frac{0}{n} = \frac{1}{n} \int_0^n p(z) y^0(z) - N_t^0 W_t^0$$

Sabiendo que: $y^0(z) = \left(\frac{p(z)}{P_t^0}\right)^{-\sigma} Y_t^0$ and $P_t^0 = \left(\frac{1}{n} \int_0^n (p_t(z))^{1-\sigma} dz\right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$, se tiene la siguiente igualdad:

$$\begin{aligned} \frac{1}{n} \int_0^n p(z) y^0(z) &= \frac{1}{n} \int_0^n p(z) \left(\frac{p(z)}{P_t^0}\right)^{-\sigma} Y_t^0 = \frac{1}{n} \int_0^n (p(z))^{1-\sigma} \frac{Y_t^0}{(P_t^0)^{-\sigma}} = (P_t^0)^{1-\sigma} \frac{Y_t^0}{(P_t^0)^{-\sigma}} \\ \frac{1}{n} \int_0^n p(z) y^0(z) &= P_t^0 Y_t^0 \end{aligned}$$

Por lo tanto, el problema de maximización de ganancias es el siguiente:

$$\begin{aligned} \Pi_t^0 &= P_t^0 Y_t^0 - N_t^0 W_t^0 \\ \Pi_t^0 &= P_t^0 A_t^0 (N_t^0)^k - N_t^0 W_t^0 \end{aligned}$$

Las condiciones de primer orden son:

$$\begin{aligned} P_t^0 A_t^0 k (N_t^0)^{k-1} &= W_t^0 \\ W_t &= \frac{P_t^0 A_t^0 k}{(N_t^0)^{1-k}} \end{aligned}$$

Reemplazando:

$$\begin{aligned} \Pi_t^0 &= P_t^0 Y_t^0 - P_t^0 A_t^0 (N_t^0)^k k \\ \Pi_t^0 &= P_t^0 Y_t^0 (1 - k) \end{aligned}$$