

INSTITUTO DE ESTUDIOS AVANZADOS EN DESARROLLO



**Equilibrio y desalineamientos del tipo de cambio nominal en
Bolivia (1990-2024)**

Beatriz Muriel H.

Ronaldo Terrazas M.

Serie Documentos de Trabajo sobre Desarrollo

No. 13/2025

La Paz, diciembre, 2025

Las opiniones expresadas en este documento les pertenecen a sus autores y no necesariamente reflejan la posición oficial de las instituciones auspiciadoras ni de la Fundación INESAD (Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo). Los derechos de autor le pertenecen al autor y/o a las instituciones auspiciadoras, si las hubiere. El documento solamente puede ser descargado para uso personal.

Equilibrio y desalineamientos del tipo de cambio nominal en Bolivia (1990-2024)*

Beatriz Muriel H.**
Ronaldo Terrazas M.***

Resumen

El estudio estima el tipo de cambio nominal de equilibrio de largo plazo (*TCNE*) en Bolivia para el período 1990–2024, mediante una metodología innovadora que lo modela como una variable no observable (latente); sustentada en la teoría de la paridad del poder de compra (PPC) y en la hipótesis de diferencias de productividades entre países. Para esto, se emplea un Modelo de Espacio de Estados que se estima a través del Filtro de Kalman. Además, notando que los precios de los combustibles han sido rígidos desde 2005, se construye un escenario contrafactual del *TCNE* bajo la hipótesis de un ajuste gradual de los precios de la gasolina y el diésel, desde ese año hasta converger a sus niveles internacionales en 2024. Los resultados revelan que, desde 2009, hubo un desalineamiento creciente del tipo de cambio oficial respecto a su valor de equilibrio de largo plazo; con una progresiva apreciación cambiaria con relación al *TCNE*, lo que lo que explicaría la crisis de moneda en marzo del 2023, en un contexto de deterioro de otros fundamentos macroeconómicos. Para 2024, el *TCNE* estimado resulta ser 37,2% superior al tipo de cambio oficial, mientras que en el escenario contrafactual la brecha se amplía a 59,6%.

En general, la estrategia utilizada para estimar el *TCNE* puede ser útil para analizar los desalineamientos del tipo de cambio oficial en relación a su valor de equilibrio en economías que operan bajo regímenes cambiarios fijos o cuasi-fijos.

Palabras clave: Tipo de cambio nominal de equilibrio (o sombra), tipo de cambio fijo o cuasi-fijo, Modelo de Espacio de Estados, Filtro de Kalman.

Códigos JEL: C32, E37, E59, F31, F41

* Los autores agradecen al equipo de INESAD por los valiosos aportes para mejorar el estudio.

** Directora Ejecutiva, Investigadora Senior de INESAD y Miembro de Número de la Academia Boliviana de Ciencias Económicas (ABCE). beatriz_muriel@hotmail.com

*** Investigador Junior en INESAD, consultor en análisis económico y miembro de la Sociedad de Economistas de Bolivia (SEBOL). rterrazas@inesad.edu.bo

Abstract

This study estimates the long-run nominal equilibrium exchange rate (*NEER*) in Bolivia for the period 1990–2024 using an innovative methodology that models it as an unobservable (latent) variable, grounded in purchasing power parity (*PPP*) theory and the hypothesis of cross-country productivity differentials. To this end, a state-space model estimated via the Kalman filter is employed. In addition, given the rigidity of fuel prices since 2005, a counterfactual *NEER* scenario is constructed under the assumption of a gradual adjustment of gasoline and diesel prices from that year onward, converging to international price levels by 2024. The results reveal a growing misalignment of the official exchange rate relative to its long-run equilibrium value since 2009, reflecting a progressive exchange rate revaluation in relation with the *NEER*. This dynamic helps explain the currency crisis of March 2023, in a context of deterioration in other macroeconomic fundamentals. For 2024, the estimated *NEER* is 37.2% higher than the official exchange rate, while under the counterfactual scenario the gap widens to 59.6%.

Overall, the empirical strategy used to estimate the *NEER* provides a useful tool for analyzing exchange rate misalignments in economies operating under fixed or quasi-fixed exchange rate regimes.

Keywords: nominal equilibrium (or shadow) exchange rate; fixed or quasi-fixed exchange rate regime; state-space model; Kalman filter

JEL Classification: C32, E37, E59, F31, F41

I. Introducción

El tipo de cambio nominal es uno de los precios más importantes para delimitar la estabilidad macroeconómica y, al mismo tiempo, promover un crecimiento económico eficiente. Por este motivo, las políticas cambiarias óptimas deberían ser aquellas que reducen su volatilidad, al mismo tiempo que promueven un ajuste rápido –y bajo desalineamiento– a su nivel de equilibrio de largo plazo. Con todo, las economías con regímenes fijos o cuasi-fijos –principalmente aquellas en desarrollo– se focalizan en la mayoría de los casos en el primer propósito, descuidando el segundo objetivo; lo que lleva en algunos casos incluso a una crisis moneda (Krugman, 1979; Flood y Garber, 1984; Obstfeld 1994, 1996; Krugman, 1999; Aghion, Bacchetta y Banerjee, 2001). Esto quiere decir que el tipo de cambio vigente –que se encuentra por debajo de su nivel de equilibrio o precio sombra– ya no puede mantenerse, principalmente porque las reservas internacionales se reducen a valores mínimos y, por lo tanto, los bancos centrales ya no pueden intervenir en el mercado de divisas vendiendo dólares.

En el caso de Bolivia, durante 1985-2011 prevaleció un régimen de mini-devaluaciones (*crawling-peg*); sin embargo, en noviembre de 2011, el banco central congeló el precio del dólar a 6,96 bolivianos para la venta. La medida respondió a la fuerte entrada de divisas provenientes principalmente del *boom* del valor de las exportaciones de gas natural a Argentina y a Brasil –dado el aumento sustantivo de su precio–, lo que presionó la revalorización de la moneda nacional. El resultado fue un aumento sustantivo de las reservas internacionales; que llegaron a su nivel más alto a finales del año 2014, con alrededor de USD 15.123 millones (46,2% del Producto Interno Bruto). No obstante, a partir de ese año, la producción de hidrocarburos y gas natural empezó a caer, mientras que las importaciones de combustibles aumentaron sistemáticamente; lo que llevó a una pérdida de reservas internacionales hasta llegar a una crisis de moneda a comienzos del 2023 –asociada también a un fuerte deterioro de los fundamentos, como en los casos de las crisis de primera generación (Krugman, 1979; Flood y Garber, 1984; Flood y Marion, 1999). Actualmente, Bolivia convive con dos tipos de cambio, uno paralelo y flexible y el otro fijo; lo que ha ocasionado un alza en la tasa de inflación –por el aumento de los precios de las importaciones– y una serie de distorsiones e incertidumbres en la economía.

La reciente crisis de moneda en Bolivia ejemplifica la falta de un manejo adecuado del tipo de cambio nominal oficial bilateral (BOB/USD). Actualmente, uno de los desafíos primordiales de la política macroeconómica del país –y también para aquellos que cuentan con tipos de cambio fijos y cuasi-fijos– es conocer el valor de equilibrio de este tipo de cambio nominal; lo cual, en la práctica, presenta una serie de desafíos, una vez que corresponde a un precio sobra.

Bajo este contexto, el presente estudio propone una metodología para estimar el tipo de cambio nominal bilateral de equilibrio de largo plazo (*TCNE*), como una variable no observable o latente; con base en la teoría de la paridad del poder de compra (*PPC*) y la hipótesis de diferencias de productividad entre los países (Harrod, 1933; Balassa, 1964;

Samuelson, 1964). Este tipo de cambio se determina a partir de un Modelo Espacio de Estados que es estimado con el Filtro de Kalman (Kalman, 1960; Harvey, 1989).

Además, notando que en Bolivia los precios internos han tenido rigideces por un largo periodo debido principalmente a las fijaciones de precios a los combustibles en 2005; el estudio realiza un escenario contrafactual para delimitar cual habría sido el *TCNE* si los precios de la gasolina y el diésel hubieran aumentado gradualmente hasta convergir a sus niveles internacionales en 2024. Esta simulación es particularmente importante para Bolivia, una vez que –como consecuencia de esta política- los subsidios a los combustibles ha ido aumentando a niveles insostenibles; siendo uno de los factores que explica la persistencia de los elevados déficits fiscales en el país desde 2014.

La determinación del tipo de cambio de largo plazo ha sido ampliamente estudiada en la literatura, pero considerando el tipo de cambio real (*TCR*) como variable de análisis; es decir, los precios relativos entre dos (o más) economías. Edwards (1986, 1989) observa que el *TCR* presenta dos componentes: uno de corto plazo, que explica la volatilidad del *TCR*, y el otro de largo plazo que explica el nivel del *TCR* de equilibrio de largo plazo. Estos componentes son determinados por una serie de variables, algunas de las cuales explican solamente el primer componente –como *shocks* exógenos y burbujas transitorias–; mientras que otras determinan ambos componentes; una vez que hay una relación entre las variaciones de corto plazo de estas variables con la volatilidad del *TCR*, así como con sus niveles de *steady state* con el *TCR* de equilibrio de largo plazo (Montiel, 1999)¹.

Las estimaciones de los componentes señalados utilizan econometría de series temporales, como el modelo de cointegración (ver, *e.g.*, Canzoneri *et al.*, 1999; Cashin *et al.*, 2004; Ricci y Lee, 2013). Estas aproximaciones también se encuentran para el caso de Bolivia (ver, *e.g.*, Ferrufino, 1992; Rocha y Orellana, 2000; Aguilar, 2003; Cerezo, 2012; Camacho, 2021; Terrazas, 2023).

Sin embargo, la forma de determinación del *TCR* señalada presenta limitaciones cuando las economías tienen regímenes cambiarios fijos o cuasi-fijos –como en Bolivia–, por lo que en estos casos cabe retroceder un paso hacia atrás; es decir, estimar el *TCNE*. Hasta donde se sabe, la literatura no presenta ninguna aproximación de la estimación empírica del *TCNE* como una variable no observable. Al respecto, considerando la paridad cubierta de intereses, se encuentran solamente los estudios de Derviz (2004) que estima el tipo de cambio autárquico latente para valorar activos, y Karádi (2006) que estima la meta futura implícita del tipo de cambio nominal no observable tomando en cuenta tanto las políticas de tasas de interés internas como las expectativas de los agentes.

En este sentido, el presente estudio se constituye en una aproximación innovadora para estimar el *TCNE*, no observable en economías con tipos de cambio fijos o cuasi-fijos. Además, esta aproximación puede constituirse en una herramienta de apoyo para

¹ Otros autores identifican el *TCR* de equilibrio consistente con metas de variables o cuentas macroeconómicas (Williamson, 1994; 2006).

determinar tipos de cambio nominales que no tengan un desalineamiento excesivo en relación a sus valores de equilibrio de largo plazo, evitando así crisis de moneda.

Además de esta introducción, el estudio se compone de tres secciones. La segunda sección describe el modelo teórico a estimar basado en la *PPC* y propone la estrategia empírica para medir el *TCNE*. Esto permite delimitar un Modelo de Espacio de Estados donde el grado de desalineamiento del tipo de cambio oficial con respecto al *TCNE* es una variable aleatoria no observable en el tiempo. Además, se desarrolla un escenario contrafactual que permite estimar el *TCNE* bajo la hipótesis de que los precios de la gasolina y el diésel aumentaron de manera gradual desde 2005 hasta 2024, alcanzado en el último año sus respectivos valores internacionales.

La tercera sección describe la información y sus fuentes de datos utilizadas, los resultados empíricos obtenidos para estimar *TCNE* tanto para las variables observadas como para las trayectorias contrafactuales de los precios de la gasolina y el diésel. Por último, la última sección detalla las principales conclusiones que emanan del estudio.

II. El modelo

La estimación del tipo de cambio nominal bilateral de equilibrio (*TCNE*) parte de la definición estándar del tipo de cambio real bilateral; que para un dado periodo t es especificado como:

$$TCR_t = TCNE_t \cdot \frac{P_t^*}{P_t} \quad (1)$$

donde TCR_t es el tipo de cambio real, P_t es el nivel de precios interno y P_t^* es el nivel de precios externo.

La teoría de la Paridad el Poder de Compra (*PPC*) señala que el tipo de cambio real bilateral debería ser igual a uno ($TCR_t = 1, \forall t$) (Cassel, 1918), o al menos tener una tendencia, en el largo plazo, a retornar a ese valor cuando la paridad de precios cambia por algún *shock* exógeno o alguna rigidez de precios de corto plazo, y el *TCR* no se ajusta inmediatamente a su nivel de equilibrio.

La *PPC* se basa en fundamentos microeconómicos sobre el funcionamiento del comercio internacional establecido en la Ley de un Solo Precio; donde se supone que un dado bien o servicio transable b debería tener un mismo precio en la economía nacional y la extranjera, independientemente del país donde se compre: $P_{b,t} = E_t P_{b,t}^*$. Este equilibrio deviene del arbitraje: si, por ejemplo, $P_{b,t} < E_t P_{b,t}^*$ entonces la demanda por el bien producido internamente aumentaría con mayores exportaciones, y si $P_{i,t} > E_t P_{i,t}^*$ sucedería lo inverso con un incremento de las importaciones (ver, *e.g.*, MacDonald, 2007). Esto implica que el tipo de cambio nominal debería ajustarse para mantener esta igualdad hasta llegar a su equilibrio (*TCNE*).

La Ley de un Solo Precio considera que el bien o servicio b es idéntico en ambos países, y es válida para economías abiertas –*i.e.* sin ningún tipo de barreras comerciales–, mercados competitivos e inexistencia de costos de transporte u otras distorsiones. Con base en estos supuestos, es posible agregar también todos los precios de los bienes y

servicios para cada economía, manteniendo $TCR_t = 1$; donde las canastas de consumo son iguales –con estructuras de preferencias iguales– entre ambos países².

Con todo, en la práctica, los países tienen barreras comerciales –*e.g.* políticas arancelarias y para-arancelarias–, existen costos de transporte, pocas veces los bienes o servicios son idénticos y los mercados pueden no ser competitivos, entre otros; por lo que la paridad de precios llega a ser diferente de uno. Además, la canasta de consumo de bienes y servicios representativa de una economía es usualmente diferente de otra economía, por lo que el nivel de precios agregados es medido usualmente con ponderadores diferentes. Por lo tanto, en la práctica, se considera que $TCR_t = C$ en un largo plazo, donde $C > 0$.

La evidencia empírica muestra, sin embargo, que los tipos de cambio reales son altamente volátiles en el corto plazo, y que su reversión al nivel C suele ser lenta, y en algunos casos inclusive puede desviarse de C de manera no transitoria (Frenkel, 1982; Rogoff, 1996; Hai Long Vo, 2022). Al respecto, a partir de Harrod (1933), Balassa (1964) y Samuelson (1964), se argumenta que esta desviación puede ser el resultado de las diferencias de las productividades del sector transable entre los países³. Tomando en cuenta de que la movilidad de mano de obra es altamente imperfecta entre las economías –*i.e.* las migraciones internacionales de los trabajadores son limitadas– el aumento de la productividad del sector transable en una dada economía –donde usualmente se dan las innovaciones tecnológicas–, se reflejará en salarios más altos en ese sector, presionando también al aumento de los salarios a nivel agregado –*i.e.* también en el sector no-transable– en esa economía. Este incremento de los salarios provocará un aumento de los precios internos y, desde aquí, del tipo de cambio real de largo plazo (ver, *e.g.*, Obstfeld y Rogoff, 1996). Esto conducirá a diferencias en el costo de las canastas de consumo representativas entre las economías, aún si los precios de los bienes y servicios transables no cambian –*i.e.* son tomadores de precios internacionales–.

De esta manera, el tipo de cambio real bilateral puede ser expresado como:

$$TCR_t = TCNE_t \cdot \frac{P_t^*}{P_t} \approx C \left(\frac{A_t^*}{A_t} \right)^\gamma \quad (2)$$

Donde A_t es el nivel de productividad del país, A_t^* el nivel de productividad de Estados Unidos, y $\gamma (>0)$ es un parámetro que define la elasticidad de los precios relativos con las productividades relativas. Cabe notar que un aumento sostenido de $\frac{A_t^*}{A_t}$ implica un aumento también sostenido del tipo de cambio real y, por lo tanto, en el largo plazo, la variable puede tener un tendencia creciente; lo que justifica la no reversión a la media.

² Estos índices de precios corresponden a los bienes y servicios transables; pero son aproximados con medidas que abarcan tanto los transables como los no transables, como el índice de precios al consumidor.

³ Otros autores consideran que el tipo de cambio real debería seguir un proceso de recorrido aleatorio (*random walk*), basándose en el arbitraje de la cuenta de capital y no en el arbitraje de la balanza comercial (ver, MacDonald, 2007, para una discusión al respecto).

Además de las diferencias entre productividades, la literatura apunta a otras variables que determinan el tipo de cambio real de equilibrio (Edwards, 1986, 1989). Estas variables pueden desagregarse en dos componentes: uno transitorio y otro permanente o de *steady state*. El componente transitorio –junto con otros *shocks* o variables de corto plazo– explica las desviaciones del valor de equilibrio en el corto plazo y la volatilidad del tipo de cambio real; mientras que el permanente puede ser conciliado como parte de la constante C (Montiel, 1999).

La ecuación (2) entonces resume todas las variables posibles que afectan al tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo; pero no en un corto plazo. Aplicando logaritmos neperianos y aproximándola a una regresión se tiene:

$$(p_t - p_t^*) = \alpha + tcne_t + \gamma(a_t - a_t^*) + \varepsilon_t \quad (3)$$

Donde $\ln(X_t) = x_t$, $X = E_t, P_t^*, P_t, A_t^*, A_t$, $\ln(1/C) = \alpha$, y $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ es el termino de error. Cabe notar que $tcne_t$ corresponde al logaritmo neperiano del tipo de cambio nominal bilateral de equilibrio ($TCNE_t$), el cual, en muchos países como Bolivia, no es observable; porque los bancos centrales intervienen en el mercado de divisas, comprando o vendiendo dólares para mantener un dado nivel del tipo de cambio nominal bilateral oficial (\bar{E}_t). Sin embargo, para cada periodo t es siempre posible encontrar una relación entre el tipo de cambio nominal bilateral de equilibrio y el tipo de cambio nominal oficial, de tal manera que la siguiente ecuación sea cumplida:

$$TCNE_t = (\bar{E}_t)^{\lambda_t} \quad (4)$$

Donde λ_t es un parámetro que varía en el tiempo para validar la igualdad de las expresiones (3) y (4). Esta ecuación es transformada a logaritmos neperianos, obteniendo:

$$tcne_t = \lambda_t \cdot \bar{e}_t \quad (5)$$

donde $\ln(\bar{E}_t) = \bar{e}_t$.

El parámetro $\lambda_t (>0)$ puede ser interpretado también como el grado de desalineamiento entre el tipo de cambio nominal oficial y el de equilibrio para cada periodo t ; pudiendo tener los siguientes valores:

$$\lambda_t = \begin{cases} < 1, & TCNE_t < \bar{E}_t \\ = 1, & TCNE_t = \bar{E}_t \\ > 1, & TCNE_t > \bar{E}_t \end{cases} \quad (6)$$

Sustituyendo (5) en (3) se llega a un regresión donde el coeficiente asociado al tipo de cambio oficial (\bar{e}_t) es una variable no observable en el tiempo. La dinámica inter-temporal de λ_t se determina mediante un Modelo de Espacio de Estados, que es estimado con el Filtro de Kalman (Kalman, 1960; Harvey, 1989), donde λ_t es tratada como una variable latente estocástica.

A. Modelo de Espacio de Estados

El Modelo de Espacio de Estados es un esquema de representación de sistemas dinámicos donde una parte del proceso no es observable; pero genera o se relaciona con variables observables. Los coeficientes del modelo son estimados a partir del Filtro de Kalman (Kalman, 1960; Harvey, 1989).

Para el caso de estudio, el Modelo Espacio de Estados es determinado como:

$$(p_t - p_t^*) = \alpha + \lambda_t \cdot \bar{e}_t + \gamma(a_t - a_t^*) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (7)$$

$$\lambda_t = \lambda + \rho \cdot \lambda_{t-1} + \mu_t, \quad \mu_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\mu^2) \quad (8)$$

La primera ecuación (7) representa la Ecuación de Observación; con datos observados, con excepción del estado (o variable latente) λ_t que se vincula con la segunda ecuación (8), también llamada Ecuación de Estado. Esta última expresión describe la forma de evolución de este estado no observado. Para el caso de estudio, se supone que λ_t sigue un proceso autorregresivo estocástico de primer orden AR (1), el cual puede ser estacionario o no.

El Filtro de Kalman permite estimar $\hat{\lambda}_t = \hat{\lambda} + \rho \cdot \hat{\lambda}_{t-1}$ de manera recursiva, maximizando la función de verosimilitud del modelo, donde para cada periodo t , las predicciones condicionales de la variable de estado y su varianza son actualizadas (Kalman, 1960; Harvey, 1989; Hamilton, 1994). A partir de esta aproximación, es posible obtener el tipo de cambio nominal de equilibrio (5) como $tcne_t \approx \hat{\lambda}_t \cdot \bar{e}_t$, consistente con la relación de equilibrio de largo plazo definida en la ecuación (2).

B. Estrategia de construcción de un índice de precios flexible

Como se mencionó anteriormente, la *PPC* supone que los precios son flexibles en el largo plazo. Sin embargo, Bolivia tuvo rigideces de precios durante 20 años, derivadas, en buena medida, de la regulación a los precios de los combustibles. Por este motivo, se construye un índice de precios al consumidor que pueda internalizar el aumento de estos precios bajo un escenario alternativo al actual. La estrategia es simular una trayectoria contrafactual del índice de precios de venta de los productos refinados de hidrocarburos suponiendo un incremento gradual de los precios de venta de la gasolina y el diésel hasta que convergen a sus respectivos precios internacionales.

El primer paso consiste en estimar la elasticidad entre el índice de precios al consumidor (*IPC*) y el índice de precios de venta de los productos refinados de hidrocarburos (*IPH*) mediante la siguiente regresión econométrica:

$$\frac{\Delta IPC_{s+1}}{IPC_s} = \delta_1 + \delta_2 \frac{\Delta IPH_{s+1}}{IPH_s} + v_s \quad (9)$$

donde $\Delta IPC_{s+1} = IPC_{s+1} - IPC_s$, y el periodo $s = 1, 2, \dots, t'-1$.

El segundo paso consiste en simular el IPC (IPC^c) utilizando una trayectoria contrafactual del IPH (IPH^c) para los periodos: $t', t'+1, \dots, T$.

La estimación de los coeficientes de la regresión (9) permite obtener las siguientes aproximaciones:

$$\frac{\Delta IPC_{t+1}}{IPC_t} \approx \widehat{\delta}_1 + \widehat{\delta}_2 \frac{\Delta IPH_{t+1}}{IPH_t} \quad (10)$$

$$\frac{\Delta IPC_{t+1}^c}{IPH_t^c} \approx \widehat{\delta}_1 + \widehat{\delta}_2 \frac{\Delta IPH_{t+1}^c}{IPH_t^c} \quad (11)$$

Donde $t = 1, 2, \dots, T-1$.

El tercer paso consiste en sacar la diferencia entre (10) y (11) para obtener la siguiente expresión:

$$\frac{\Delta IPC_{t+1}^c}{IPC_t^c} \approx \frac{\Delta IPC_{t+1}}{IPC_t} + \widehat{\delta}_2 \left(\frac{\Delta IPH_{t+1}^c}{IPH_t^c} - \frac{\Delta IPH_{t+1}}{IPH_t} \right) \quad (12)$$

Donde la tasa de crecimiento del IPC^c es igual a la tasa de crecimiento del IPC más la diferencia entre las tasas de crecimiento del índice de precios de venta de los productos refinados de hidrocarburos, contrafactual y observado, ajustada por el parámetro de transmisión $\widehat{\delta}_2$. Note que $\forall t = s$, la expresión (12) se reduce a $\frac{\Delta IPC_{s+1}^c}{IPC_s^c} = \frac{\Delta IPC_{s+1}}{IPC_s}$, dado que $IPH_s^c = IPH_s \forall s$.

El cuarto paso consiste en estimar el IPH_t^c para $t = t', t'+1, t'+2, \dots, T$. Notase que $IPH_t = \omega_g IPH_{g,t} + \omega_d IPH_{d,t} + \sum_{i \neq g,d} \omega_i IPH_{i,t}$ e $\Delta IPH_{t+1} = \sum_{i \neq g,d} \omega_i \Delta IPH_{i,t+1}$; donde $\omega_g, \omega_d, \omega_i$ son las ponderaciones de la gasolina, el diésel y el producto refinado i que se utiliza para estimar el índice agregado. Las variaciones del $IPH_{g,t}$ e $IPH_{d,t}$ son iguales a cero dado que la regulación implica que estos precios no cambian en el tiempo.

Aplicando una definición semejante para IPH_t^c , y sustituyendo el valor de $\sum_{i \neq g,d} \omega_i \Delta IPH_{i,t+1}$, se encuentra que:

$$\Delta IPH_{t+1}^c = \omega_g \Delta IPH_{g,t+1}^c + \omega_d \Delta IPH_{d,t+1}^c + \Delta IPH_{t+1} \quad (13)$$

La igualdad (13) es válida bajo el supuesto de que solamente los precios de la gasolina y el diésel cambian en el escenario contrafactual; mientras que los precios de los restantes productos refinados siguen su comportamiento observado –y no son afectados por los precios de la gasolina o el diésel–.

El quinto paso consiste en estimar $\Delta IPH_{g,t+1}^c$ e $\Delta IPH_{d,t+1}^c$ para $t = t', t'+1, \dots, T-1$; para lo cual se supone que los precios internos de ambos combustibles incrementan de manera

gradual en el tiempo hasta igualar sus respectivos precios internacionales en el periodo T : $\Delta IPH_{i,t+1}^c = \left(\left(\frac{PH_{i,T}^*}{PH_{i,t'}} \right)^{\frac{1}{T-t'}} - 1 \right) IPH_{i,t}^c$, donde $PH_{i,T}^*$ corresponde al precio internacional de i' ($= g, d$) en T y $IPH_{i,t}^c = IPH_{i,t}$ cuando $t = t'$ -i.e., en el periodo inicial-.

Por último, las trayectorias hipotéticas de los precios de la gasolina y el diésel son utilizados para calcular ΔIPH_{t+1}^c a partir de la expresión (13), y, desde aquí, $\frac{\Delta IPC_{t+1}^c}{IPC_t^c}$ con la expresión (12). Una vez obtenido el nuevo índice, el Modelo Espacio de Estados (7-8) es estimado nuevamente tomando en cuenta que: $\frac{\Delta P_{t+1}^c}{P_t^c} \approx \frac{\Delta IPC_{t+1}^c}{IPC_t^c}$. Esto permite encontrar el tipo de cambio nominal bilateral de equilibrio que prevalecería si -*ceteris paribus*- los precios de la gasolina y el diésel hubieran aumentando de manera gradual a partir de t' hasta llegar a sus respectivos valores internacionales en T .

III. Estimaciones del Modelo Espacio de Estados

C. Datos

El Modelo Espacio de Estados (7-8) es estimado utilizando datos anuales para el periodo 1990-2024 (35 observaciones). La regresión (9) es estimada utilizando tasas de crecimiento trimestrales desde 1986.I hasta 2005.IV, considerando el mismo trimestre entre dos años consecutivos (76 observaciones). El corte 2005 corresponde al año donde se regulan o fijan los precios de la gasolina y el diésel y 2024 es el año donde los precios de la gasolina y diésel se igualan a sus valores internacionales.

La Tabla 1 resume las variables bajo análisis, con sus respectivas fuentes de información.

Tabla 1: Variables de estudio y sus fuentes de datos

Variable	Detalle	Fuente
E	Tipo de cambio nominal oficial BOB/USD de final de período.	Banco Central de Bolivia (BCB)
P	Índice de los precios al consumidor de Bolivia (2010 = 100).	Banco Mundial
P^*	Índice de los precios al consumidor de Estados Unidos (2010 = 100).	Banco Mundial
A	Cociente entre el Producto Interno Bruto (PIB) y la población ocupada, expresado en dólares ajustados por la paridad del poder adquisitivo (2021 = 100). Dado un salto inexplicable de los datos en 2012-2019, estos fueron suavizados usando una tendencia no lineal de la serie ⁴ .	Banco Mundial
A^*	Cociente entre el PIB y la población ocupada, expresado en dólares ajustados por la paridad del poder adquisitivo (2021 = 100).	Banco Mundial
IPC	Índice de precios al consumidor empalmada de Bolivia (1991= 100).	Instituto Nacional de Estadística (INE)
IPH	Índice de precios de venta de los productos refinados de hidrocarburos (1990=100).	Unidad de Análisis de Políticas Económicas y Sociales (UDAPE)
IPH_t	Índice de precios de venta del producto refinado i' (= gasolina, diésel), construido a partir de los precios de venta internos normalizados a (1990 = 100).	Agencia Nacional de Hidrocarburos (ANH)
ω_i	Según la metodología del Instituto Nacional de Estadística (INE), el ponderador es igual al valor bruto de producción (VBP) de i' (= gasolina, diésel) sobre el VBP total de los productos de refinación de hidrocarburos para el año 1990.	Cuentas Nacionales 1988–1992, INE.

Fuente: Elaboración propia.

La Tabla 2 presenta los precios de la gasolina y el diésel regulados desde $t'=2005$ y los precios internacionales de ambos productos para $T=2024$.

⁴ Para la estimación de la tendencia se siguió la metodología de Hodrick & Prescott (1997) con un parámetro de suavizamiento igual a 100.

Tabla 2: Precios de la gasolina y el diésel

Parámetro	Definición	Fuente
$PH_{g,2005}$	Precio interno regulado de la gasolina igual 3,74 BOB/Litro (vigente desde 2005).	Superintendencia de Hidrocarburos
$PH_{d,2005}$	Precio interno regulado del diésel igual 3,72 BOB/Litro (vigente desde 2005).	Superintendencia de Hidrocarburos
$PH_{g,2024}^*$	Precio internacional (de importación) de la gasolina igual a 8,68 BOB/Litro.	ANH
$PH_{d,2024}^*$	Precio internacional (de importación) del diésel igual a 8,88 BOB/Litro.	ANH

Fuente: Elaboración propia.

B. Resultados

A partir del Filtro de Kalman, se estiman los coeficientes del Modelo de Espacio de Estados (7-8), con los p-valores reportados entre paréntesis:

$$(p_t - p_t^*) = -0,28 + \hat{\lambda}_t \cdot \bar{e}_t + 0,87(a_t - a_t^*) \quad (7')$$

(0,74) (0,07)

$$\hat{\lambda}_t = 0,03 + 0,97 \cdot \hat{\lambda}_{t-1} \quad (8')$$

(0,68) (0,00)

El coeficiente de 0,97 de $\hat{\lambda}_{t-1}$ muestra un comportamiento no-estacionario, y sugiere que las presiones para variar el tipo de cambio oficial en relación a su valor de equilibrio *-i.e.*, los desalineamientos- son persistentes en el tiempo. La elasticidad asociada al diferencial de las productividades es positiva y estadísticamente significativa; siendo consistente con la hipótesis de Harrod (1933), Balassa (1964) y Samuelson (1964): a medida que $(a_t - a_t^*)$ aumenta (disminuye) entonces $(p_t - p_t^*)$ también aumenta (disminuye). Por último, $\ln\left(\frac{1}{C}\right) = -0,28$, lo que implica que $\hat{C} = 1,32$ y, como ya se mencionó, resume otras variables y distorsiones que afectan la paridad de precios en el largo plazo.

Por otro lado, el escenario contrafactual del índice de precios al consumidor parte de la estimación de la regresión (9) por Mínimos Cuadrados Ordinarios, una vez que las variables son estacionarias (ver Tabla A.1 en Anexo). Los siguientes coeficientes, con los p-valores reportados entre paréntesis, se presentan a seguir:

$$\frac{\Delta IPC_{s+1}}{IPC_s} = 0,0682 + 0,2439 \frac{\Delta IPH_{s+1}}{IPH_s} \quad (9')$$

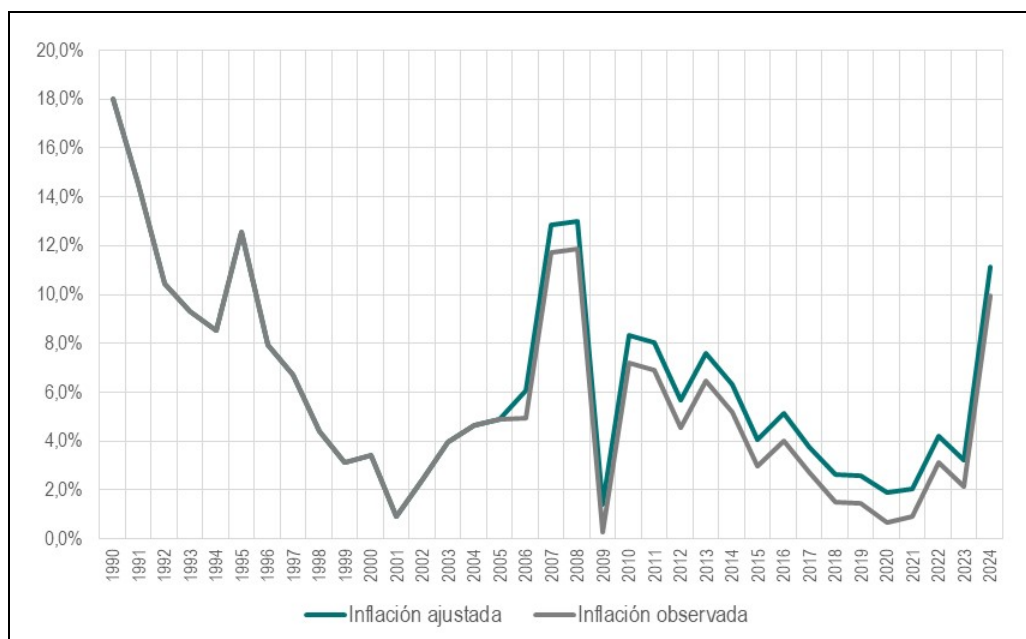
(0,00) (0,00)

El coeficiente asociado a la tasa de crecimiento del IPH_t es estadísticamente significativo al 5%. El coeficiente de determinación $R^2 = 0,22$. La Tabla A.2 (en Anexo) presenta los test de robustez del modelo.

Los resultados muestran que –ceteris paribus– un incremento del 1% en los precios de venta de los productos refinados de hidrocarburos se asocia con un incremento del 0,24% en la inflación ($\hat{\delta}_2 = 0,2439$). Utilizando los resultados de esta estimación y el cálculo de la trayectoria contrafactual del índice de precios de venta de los productos refinados de hidrocarburos, se simula la tasa de crecimiento del índice de precios al consumidor a partir de 2005, y desde aquí se obtiene la serie P_t^c para 2005-2024; notando que $P_{2005}^c = P_{2005}$.

El Gráfico 1 presenta las tasas de inflación; observada y ajustada bajo el escenario contrafactual: Si los precios de la gasolina y el diésel hubieran incrementando de manera gradual convergiendo hacia sus respectivos valores internacionales, la tasa de inflación hubiera sido más alta a la observada cada año en, aproximadamente, 1,0 a 1,2 puntos porcentuales.

Gráfico 1: Tasas de inflación observada y ajustada, 1990-2024



Fuente: Elaboración propia con base en datos del INE, Superintendencia de Hidrocarburos, ANH y UDAPE.

Por otro lado, la nueva serie de precios permite estimar el siguiente Modelo Espacio de Estados, con los p-valores reportados entre paréntesis:

$$(p_t^c - p_t^*) = -0,33 + \hat{\lambda}_t^c \cdot \bar{e}_t + 0,82(a_t - a_t^*) \quad (7'')$$

(0,71) (0,11)

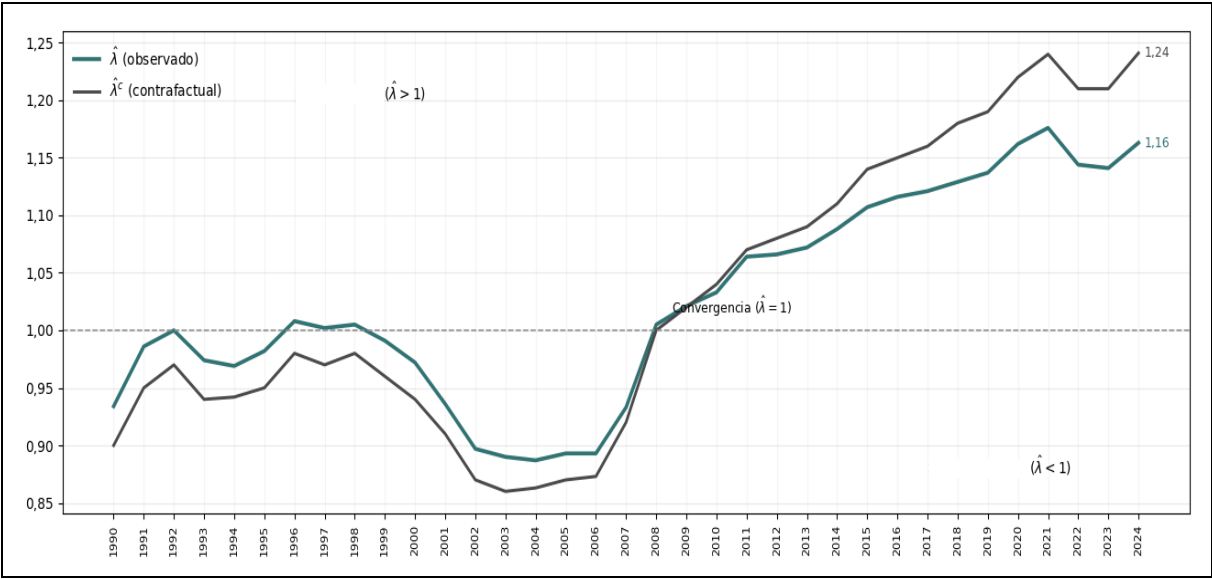
$$\hat{\lambda}_t^c = 0,01 + 0,99 \cdot \hat{\lambda}_{t-1}^c \quad (8'')$$

(0,80) (0,00)***

En este escenario, el coeficiente de $\hat{\lambda}_{t-1}^c$ es más alto que aquel estimado con los precios observados y, por lo tanto, muestra una persistencia algo mayor. Esto es consistente con el hecho de que la presencia de precios regulados (o rígidos) disminuye las presiones sobre la necesidad de alinear el tipo de cambio fijo hacia su nivel de equilibrio.

El Gráfico 2 presenta las series estimadas $\{\hat{\lambda}\}$ y $\{\hat{\lambda}^c\}$ para el periodo 1990-2024, donde se observa claramente la no-estacionariedad de ambas. La serie obtenida mediante el escenario contrafactual es más volátil: menor durante 1990-2006 y mayor entre 2011 y 2024. Desde alrededor de 2009, en ambos casos, queda evidente que $TCNE > \bar{E}$; es decir, el tipo de cambio oficial ha estado revaluado en relación a su valor de equilibrio; brecha que aumenta en los siguientes años.

Gráfico 2: Trayectorias de $\{\hat{\lambda}\}$ (y $\{\hat{\lambda}^c\}$), 1990-2024



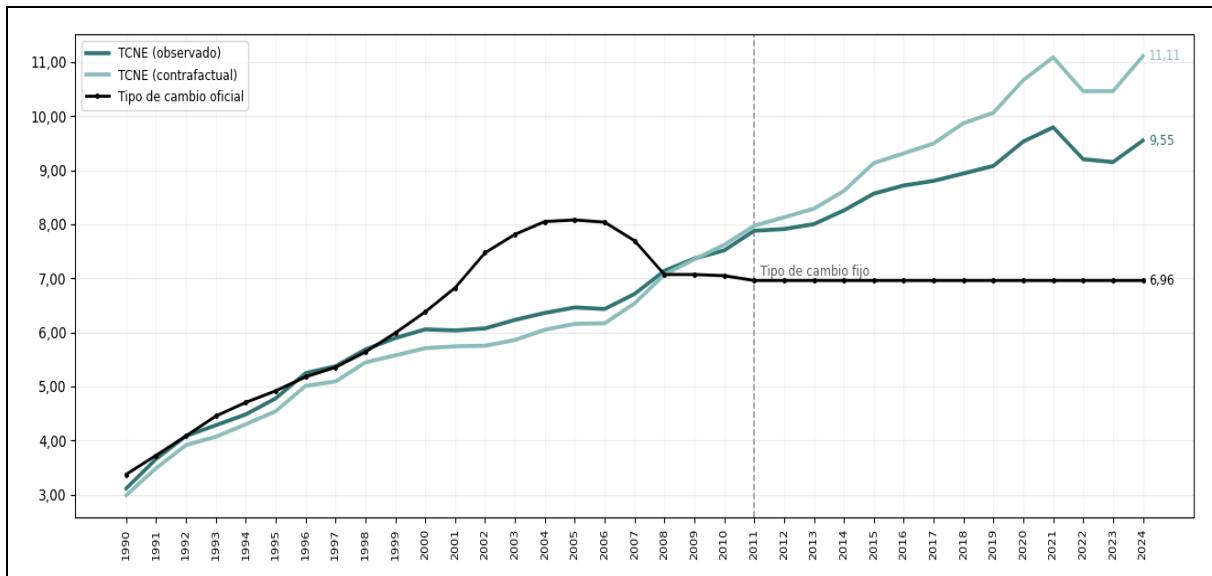
Fuente: Elaboración propia con base en datos del INE, Banco Mundial, Superintendencia de Hidrocarburos, ANH y UDAPE.

Nota: "observado" hace referencia a las estimaciones con datos observados y "contrafactual" a las estimaciones con la trayectoria contrafactual del precio de venta de los productos refinados de hidrocarburos.

A partir de los Modelos de Espacio de Estados (7'-8') y (7''-8'') se estima el tipo de cambio nominal de equilibrio ($tcne_t$) igual a $\hat{\lambda}_t \cdot \bar{e}_t$ para el caso de los precios de los combustibles observados e igual a $\hat{\lambda}_t^c \cdot \bar{e}_t$ para el escenario contrafactual. El Gráfico 3 presenta las trayectorias de ambas estimaciones contrastándolas con la evolución del tipo de cambio oficial.

Entre 1990 y 1999, las trayectorias de las variables son parecidas, mostrando que el régimen cambiario de mini-devaluaciones seguía, en buena medida, la tendencia del tipo de cambio nominal de equilibrio. A partir de 1999 hasta 2005, el tipo de cambio oficial aumentó en relación a su valor de equilibrio -i.e., estuvo devaluado-. Esto parece ser explicado por las crisis de moneda que tuvieron Brasil y Argentina, que se encuentran entre los principales socios comerciales de Bolivia. La sobre-reacción del precio del dólar americano en estos países habría incidido en un aumento del tipo de cambio oficial a fin de mantener la competitividad de los productos nacionales.

Gráfico 3: Tipos de cambio nominales (BOB/USD), 1990-2024.



Fuente: Elaboración propia con base en datos del INE, Banco Mundial, Superintendencia de Hidrocarburos, ANH y UDAPE.

Nota: "observado" hace referencia a las estimaciones con datos observados y "contrafactual" a las estimaciones con la trayectoria contrafactual del precio de venta de los productos refinados de hidrocarburos.

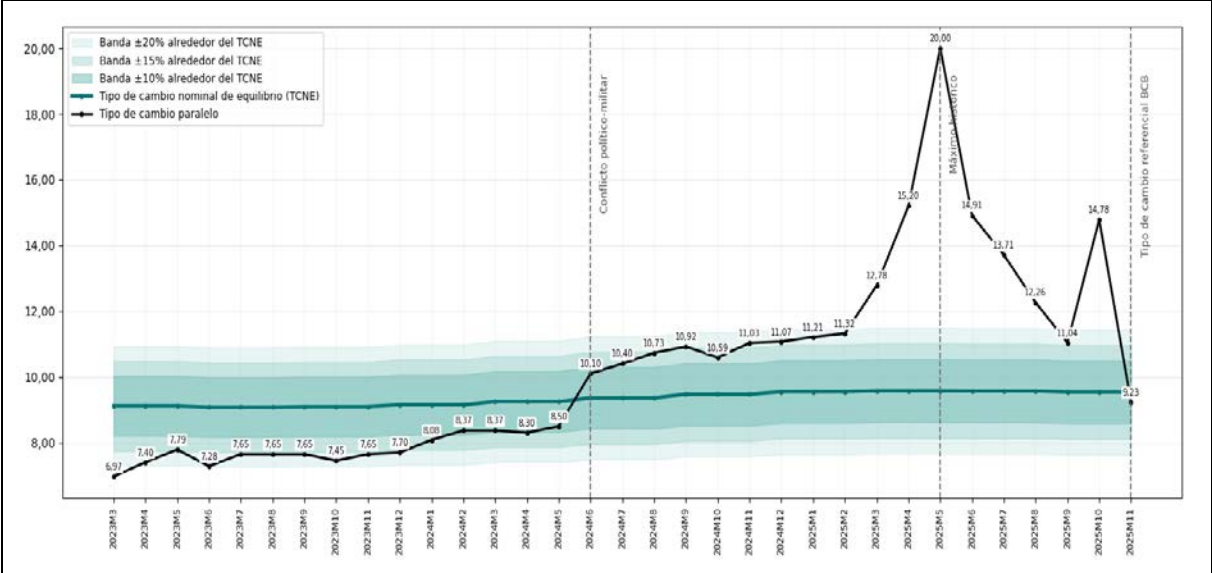
Entre 2006 y 2008, el tipo de cambio oficial cayó, llegando a su valor de equilibrio; y después continuó disminuyendo. Este comportamiento se explica por la fuerte entrada de divisas al país, como resultado del *boom* de los precios de las materias primas que se exportaban, principalmente gas natural, lo que provocó el fenómeno conocido como la enfermedad holandesa (Corden, 1982; Corden y Neary, 1982).

Frente a la sobreoferta de dólares, en el 2011 el gobierno fijó el tipo de cambio oficial a 6,96 BOB por dólar para la venta y acumuló reservas internacionales netas (RIN) hasta el 2014. A partir de ese año, sin embargo, la producción de gas natural comenzó a caer y, además, la importación de combustibles empezó a aumentar aceleradamente; mientras que el régimen cambiario no se ajustó a la nueva realidad comercial del país, y la brecha entre el tipo de cambio oficial y el tipo de cambio de equilibrio continuó ensanchándose. Esta miopía condujo a una sistemática caída de las RIN hasta llegar a una crisis de moneda de primera generación en marzo del 2023.

Con la crisis de moneda, la brecha entre el tipo de cambio paralelo (*o blue*) y el tipo oficial aumentó; aunque no se tuvo un efecto *overshooting* –que usualmente se genera inmediatamente después de la crisis–, por diversas razones. Entre ellas: los agentes con ahorros en dólares en los bancos comerciales o con transferencias recibidas del exterior, retiraron su dinero, en la mayoría de los casos, en moneda nacional al tipo de cambio oficial; el gobierno pudo vender, desde la promulgación de la Ley del Oro en mayo del 2023, 21 ton de oro de las reservas internacionales –dejando las restantes 22–; y la modalidad de los créditos públicos externos, que son en la mayoría de los casos de mediano y largo plazo ya que provienen de bancos de desarrollo y acuerdos bilaterales.

El Gráfico 4 contrasta el tipo de cambio paralelo y el tipo de cambio nominal de equilibrio, el cual ha sido trimestralizado utilizando la metodología de Denton (1971) y proyectado al 2025 con la Ecuación de Estado (ver (7-8)).

Gráfico 4: Tipo de cambio paralelo y tipo de cambio nominal de equilibrio, 2023.3-2025.11⁵



Fuente: Elaboración propia con base en datos del INE, Banco Mundial, Binance P2P.

Nota: El 1 de diciembre de 2025 el Banco Central de Bolivia ofreció un valor referencial del dólar en Bolivia a 9,32 BOB para la venta.

El tipo de cambio paralelo se ha movido alrededor del *TCNE* estimado. Inicialmente, tuvo una tendencia creciente, sobrepasando el *TCNE* en julio del 2024; alcanzó su mayor máximo en mayo del 2025 y después cayó hasta llegar a valores similares. El valor extremo se explica, en buena medida, por un aumento extraordinario del uso de criptomonedas para la compra de dólares.

IV. Conclusiones y recomendaciones

En el estudio se estima el tipo de cambio nominal de equilibrio de largo plazo (*TCNE*) en Bolivia durante 1990-2024; periodo en el que el tipo de cambio oficial pasó de mini-devaluaciones a un precio único de 6,96 BOB/USD para la venta. En el país, así como en otras economías con regímenes cambiarios fijos, cuasi-fijos o administrados, el *TCNE* corresponde a un precio sombra, por lo que su medición enfrenta desafíos relevantes. Para abordar este problema, se propone una estrategia innovadora que modela el *TCNE* como una variable no observable o latente, sustentada en la teoría de la Paridad del Poder de Compra (*PPC*) y en la hipótesis de diferencias de productividad entre países, utilizando un Modelo de Espacio de Estados estimado mediante el Filtro de Kalman. Adicionalmente,

⁵ Aunque la estimación del modelo se realiza hasta 2024, el valor del tipo de cambio nominal de equilibrio para 2025 se obtiene mediante la ecuación de estado, utilizando los parámetros estimados por el Filtro de Kalman. En particular, partiendo del valor estimado del estado latente en 2024 (λ_t), se calcula λ_{t+1} por iteración directa de la ecuación de transición. Este valor es una extensión endógena del modelo estructural, condicionada a la dinámica estimada del estado latente.

se construye un escenario contrafactual que permite evaluar cómo habría evolucionado el *TCNE* en ausencia de rigideces en los precios de la gasolina y el diésel.

El escenario contrafactual muestra que la inflación observada en Bolivia estuvo sistemáticamente reprimida; como consecuencia de la regulación de los precios de los combustibles señalados. Las estimaciones sugieren que, de haberse permitido un ajuste gradual de estos precios hasta converger a sus niveles internacionales en 2024, la inflación anual habría sido, en promedio, entre 1,0 y 1,2 puntos porcentuales mayor que la observada; lo que habría limitado las distorsiones persistentes en los precios.

Por otro lado, las estimaciones del Modelo de Espacio de Estados muestran que la variable asociada al desalineamiento del tipo de cambio oficial respecto al *TCNE* ($\hat{\lambda}$) tiene un comportamiento inter-temporal no-estacionario; lo que sugiere que las presiones para variar el tipo de cambio oficial en relación a su valor de equilibrio han sido altamente persistentes en el tiempo. En el escenario contrafactual, la estimación del coeficiente de λ_{t-1} es incluso mayor. Así, la presencia de precios rígidos parece haber reducido artificialmente las presiones de ajuste del tipo de cambio oficial hacia su nivel de equilibrio, postergando —pero no eliminando— un ajuste necesario.

Las estimaciones del *TCNE* permiten identificar claramente distintos episodios de desalineamiento del tipo de cambio oficial a lo largo del período 1990–2024. Durante los años noventa, bajo el régimen de mini-devaluaciones, el tipo de cambio oficial siguió de manera relativamente cercana la trayectoria del *TCNE*. Posteriormente, entre finales de los noventa y mediados de los años 2000, hubo una devaluación asociada con las crisis de moneda de los socios comerciales (Brasil y Argentina). Sin embargo, desde 2009 emerge un desalineamiento creciente, caracterizado por una revaluación persistente del tipo de cambio oficial en relación con su valor de equilibrio.

En el último año de análisis, 2024, el *TCNE* estimado llega a ser 37,2% superior al tipo de cambio oficial; mientras que en el escenario contrafactual —con los precios de la gasolina y el diésel ajustados a sus valores internacionales gradualmente— la brecha se amplía a 59,6%.

Finalmente, un resultado destacable es que el tipo de cambio paralelo se ha situado alrededor del *TCNE* estimado; mostrando que la metodología de estimación propuesta visibiliza los desalineamientos del tipo de cambio oficial. Esto sugiere que la aparición y evolución de dicho mercado no constituye un fenómeno exógeno o puramente especulativo, sino una manifestación del ajuste hacia su valor de equilibrio que el tipo de cambio oficial no logró reflejar oportunamente.

Los resultados obtenidos muestran que la metodología propuesta en este documento para estimar el *TCNE* —basada en modelos de espacio de estados y variables latentes— ofrece una aproximación factible y replicable para economías con regímenes cambiarios fijos o cuasi-fijos. En este sentido, el seguimiento sistemático del *TCNE* permite estimar los desalineamientos del tipo de cambio oficial, pudiendo contribuir a decisiones de política más oportunas; reduciendo la probabilidad de ajustes abruptos o crisis de moneda.

V. Referencias

- Aghion, P., Bacchetta, P., & Banerjee, A. (2001). *Currency crises and monetary policy in an economy with credit constraints*. *European Economic Review*. Recuperado de: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0014292100001008> DOI: 10.1016/S0014-2921(00)00100-8
- Aguilar, M. A. (2003). *Estimación del tipo de cambio real de equilibrio para Bolivia*. *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*. Recuperado de: https://www.bcb.gob.bo/webdocs/publicacionesbcb/revista_analisis/ra_vol0601/articulo_2_v6_1.pdf
- Balassa, B. (1964). *The purchasing-power parity doctrine: A reappraisal*. *Journal of Political Economy*, 72(6), 584–596. Recuperado de: <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/258965> DOI: 10.1086/258965
- Banco Central de Bolivia. (2025). *Boletín Estadístico: Reservas Internacionales Netas y Tipo de Cambio Oficial*. Banco Central de Bolivia. Recuperado de: https://www.bcb.gob.bo/?q=reservas_internacionales_bcb
- Banco Mundial. (2024). *World Development Indicators [Base de datos]*. Recuperado de: <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>
- Camacho (2021). *El desalineamiento del tipo de cambio real en Bolivia 2000-2019: un enfoque adoptando precios de exportación*. Recuperado de: <https://doi.org/10.33996/reba.v3i1.3>
- Canzoneri, M. B., Cumby, R. E., & Diba, B. (1999). *Relative labor productivity and the real exchange rate in the long run: Evidence for a panel of OECD countries*. *Journal of International Economics*. Recuperado de: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S002219969800021X> DOI: 10.1016/S0022-1996(98)00021-X
- Cashin, P., Céspedes, L. F., & Sahay, R. (2004). *Commodity currencies and the real exchange rate*. *Journal of Development Economics*. Recuperado de: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304387804000501> DOI: 10.1016/j.jdeveco.2003.08.005
- Cassel, G. (1918). *Abnormal deviations in international exchanges*. *The Economic Journal*, 28(112), 413–415. Recuperado de: <https://academic.oup.com/ej/article-abstract/28/112/413/5282088> DOI: 10.2307/2223329
- Cerezo, S. (2012). *Tipo de cambio real en Bolivia: Equilibrio y desalineamientos*. *Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico*, (18), 9–44. Recuperado de: <https://lajed.ucb.edu.bo/a/article/view/a112>
- Cerezo, S., & Salazar, D. (2011). *Tipo de cambio real de equilibrio en Bolivia: Cinco enfoques alternativos (4EEB-BCB)*. Banco Central de Bolivia. Recuperado de: <https://www.bcb.gob.bo/eeb/sites/default/files/archivos2/D1T1P3%20Cerezo%20%20Salazar.pdf>

- Céspedes, L. F., Chang, R., & Velasco, A. (2004). *Balance sheets and exchange rate policy*. American Economic Review. Recuperado de: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/0002828042002589> DOI: 10.1257/0002828042002589
- Cheung, Y.-W., Chinn, M. D., & Fujii, E. (2008). Pitfalls in measuring exchange rate misalignment: The yuan and other currencies (NBER Working Paper No. 14168). National Bureau of Economic Research. Recuperado de: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w14168/w14168.pdf DOI: 10.3386/w14168
- Clark, P. B., & MacDonald, R. (1998). Exchange rates and economic fundamentals: A methodological comparison of BEERs and FEERs (IMF Working Paper No. 98/67). International Monetary Fund. Recuperado de: <https://www.imf.org/en/publications/wp/issues/2016/12/30/exchange-rates-and-economic-fundamentals-a-methodological-comparison-of-beers-and-feers-2592>
- Corden, W. M. (1982). Exchange rate policy and the resources boom. *Economic Record*, 58(160), 18–31. Recuperado de: <https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.1982.tb00346.x>
- Corden, W. M., & Neary, J. P. (1982). Booming sector and de-industrialisation in a small open economy. *The Economic Journal*, 92(368), 825–848. Recuperado de: <https://doi.org/10.2307/2232670>
- Denton, F. T. (1971). *Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: An approach based on quadratic minimization*. *Journal of the American Statistical Association*. Recuperado de: <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/01621459.1971.10482227> DOI: 10.1080/01621459.1971.10482227
- Derviz, A. (2004). *Exchange rate risks and asset prices in a small open economy*. (ECB Working Paper No. 314). Recuperado de: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp314.pdf>
- Edwards, S. (1986). *Real exchange rate variability: An empirical analysis of the developing countries' case*. *Economic Development and Cultural Change*, 34(3), 549–566. Recuperado de: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w1930/w1930.pdf DOI: 10.3386/w1930
- Edwards, S. (1989). *Real exchange rates, devaluation, and adjustment: Exchange rate policy in developing countries*. MIT Press. Recuperado de: <https://mitpress.mit.edu/9780262519014/real-exchange-rates-devaluation-and-adjustment/> DOI: 10.7551/mitpress/5815.001.0001
- Ferrufino, R. (1992). *El Tipo de Cambio Real en el Período Post-Estabilización en Bolivia*. *Revista Análisis Económico*, Vol. 5, Junio. UDAPE.
- Flood, R. P., & Garber, P. M. (1984). *Collapsing exchange-rate regimes: Some linear examples*. *Journal of International Economics*, 17(1–2), 1–13. Recuperado de:

- <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0022199684900023> DOI: 10.1016/0022-1996(84)90002-3
- Flood, R., & Marion, N. (1999). *Perspectives on the recent currency crisis literature*. NBER Working Paper No. 6380. National Bureau of Economic Research. Recuperado de: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w6380/w6380.pdf DOI: 10.3386/w6380
- Frankel, J. A. (1980). *The Collapse of Purchasing Power Parities during the 1970s*. NBER Working Paper No. 569. Recuperado de: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w0569/w0569.pdf DOI: 10.3386/w0569
- Frankel, J. A. (2007). On the rand: Determinants of the South African exchange rate. *South African Journal of Economics*, 75(3), 425–441. Recuperado de: <https://www.hks.harvard.edu/sites/default/files/centers/cid/files/publications/faculty-working-papers/139.pdf> DOI: 10.1111/j.1813-6982.2007.00129.x
- Froot, K. A., & Rogoff, K. (1995). Perspectives on PPP and long-run real exchange rates. In G. M. Grossman & K. Rogoff (Eds.), *Handbook of International Economics* (Vol. 3, pp. 1647–1688). Recuperado de: https://scholar.harvard.edu/files/rogoff/files/perspectives_on_ppp_and_long-run_real_exchange_rates.pdf DOI: 10.1016/S1573-4404(05)80012-7
- Goldfajn, I., & Werlang, S. R. C. (2000). The pass-through from depreciation to inflation: A panel study. *Revista de Análisis Económico*, 15(2), 49–81. Recuperado de: <https://ideas.repec.org/p/rio/texdis/423.html>
- Harrod, R. F. (1933). *International economics*. Cambridge University Press. Recuperado de: <https://archive.org/details/internationaleconomics>
- Ha, J., Stocker, M., & Yilmazkuday, H. (2019). Inflation and exchange rate pass-through (Policy Research Working Paper No. 8780). World Bank. Recuperado de: <https://openknowledge.worldbank.org/bitstreams/0f808e6b-e8e4-537e-b2c3-78ca53c2a46d/download> DOI: 10.1596/1813-9450-8780
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. Princeton University Press. Recuperado de: <https://press.princeton.edu/books/hardcover/9780691042893/time-series-analysis>
- Harvey, A. C. (1989). *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge University Press. Recuperado de: <https://www.cambridge.org/core/books/forecasting-structural-time-series-models-and-the-kalman-filter/CE5E112570A56960601760E786A5E631> DOI: 10.1017/CBO9781107049994
- Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). *Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation*. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1–16. Recuperado de: <https://business.columbia.edu/sites/default/files-efs/pubfiles/205/post-war.pdf> DOI: 10.2307/2953682

Instituto Nacional de Estadística (INE). (2016). *Documento metodológico del Índice de Precios al Consumidor (IPC), base 2016=100*. Recuperado de: <https://www.ine.gob.bo/index.php/descarga/171/metodologia/37244/documento-metodologico-ipc-2016.pdf>

International Monetary Fund. (2006). *Methodology for CGER exchange rate assessments*. Research Department. Recuperado de: <https://www.imf.org/external/np/pp/eng/2006/110806.pdf>

Karádi, P. (2006). *Exchange rate smoothing in Hungary* (MNB Working Paper 2005/6). Recuperado de: <https://www.mnb.hu/en/publications/studies-publications-statistics/working-papers-1-1/wp-2005-6-peter-karadi-exchange-rate-smoothing-in-hungary>

Kalman, R. E. (1960). *A new approach to linear filtering and prediction problems*. Journal of Basic Engineering, 82(1), 35–45. Recuperado de: <https://asmedigitalcollection.asme.org/fluidsengineering/article/82/1/35/397706/A-New-Approach-to-Linear-Filtering-and-Prediction> DOI: 10.1115/1.3662552

Kim, C. J., & Nelson, C. R. (2017). *State-space models with regime switching: Classical and Gibbs-sampling approaches with applications*. MIT Press. Recuperado de: <https://mitpress.mit.edu/9780262535502/state-space-models-with-regime-switching/> DOI: 10.7551/mitpress/1579.001.0001

Krugman, P. (1979). *A model of balance-of-payments crises*. Journal of Money, Credit and Banking, 11(3), 311–325. Recuperado de: <https://stonecenter.gc.cuny.edu/files/1979/08/krugman-a-model-of-balance-of-payment-crises-1979.pdf> DOI: 10.2307/1991793

Krugman, P. (1999). *Balance sheets, the transfer problem, and financial crises*. International Tax and Public Finance, 6(4), 459–472. Recuperado de: <https://link.springer.com/article/10.1023/A:1008741113074> DOI: 10.1023/A:1008741113074

MacDonald, R. (2007). *Exchange rate economics: Theories and evidence*. Routledge. Recuperado de: <https://www.routledge.com/Exchange-Rate-Economics-Theories-and-Evidence/MacDonald/p/book/9780415125512>

Masters, W. A. (1998). *Measuring exchange rate misalignment: Inflation differentials and domestic relative prices*. World Development. Recuperado de: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0305750X98001280> DOI: 10.1016/S0305-750X(98)00128-0

Montiel, P. J. (1999). *The Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate: Conceptual Issues and Empirical Research*. Recuperado de: <https://www.elibrary.imf.org/display/book/9781589060944/ch11.xml>

Muriel Hernández, B. C. (1998). *Um modelo econométrico da conta corrente do governo no Brasil – 1951/95* (Texto para Discussão No. 543). Instituto de Pesquisa Econômica

Aplicada (IPEA). Recuperado de: <https://repositorio.ipea.gov.br/items/05d8b91f-dc77-4eae-bcb7-fd2e939faa5c>

Obstfeld, M. (1994). *The logic of currency crises*. Cahiers Économiques et Monétaires, (43), 189–213. Recuperado de: https://eml.berkeley.edu/~obstfeld/ftp/currency_crisis/cc.pdf

Obstfeld, M. (1996). *Models of currency crises with self-fulfilling features*. European Economic Review, 40(3–5), 1037–1047. Recuperado de: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0014292195001115> DOI: 10.1016/0014-2921(95)00111-5

Obstfeld, M., & Rogoff, K. (1996). *Foundations of international macroeconomics*. MIT Press. Recuperado de: <https://mitpress.mit.edu/9780262150477/foundations-of-international-macroeconomics/> DOI: 10.7551/mitpress/9780262150477.001.0001

Ricci, L. A., Milesi-Ferretti, G. M., & Lee, J. (2008). *Real Exchange Rates and Fundamentals: A Cross-Country Perspective*. IMF Working Paper. Recuperado de: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2008/wp0813.pdf> DOI: 10.5089/9781451868753.001

Ricci, L. A., Milesi-Ferretti, G. M., & Lee, J. (2013). *Real exchange rates and fundamentals: A cross-country perspective*. Journal of Money, Credit and Banking, 45(5), 845–865. Recuperado de: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/jmcb.12027> DOI: 10.1111/jmcb.12027

Rocha, O. L., & Orellana, W. (2000). *Tipo de cambio real de equilibrio: Un análisis del caso boliviano*. Revista de Análisis Económico, 3(2), 43–94. Banco Central de Bolivia. Recuperado de: https://www.bcb.gob.bo/webdocs/publicacionesbcb/revista_analisis/ra_vol032000/articulo_2_v3_1_2000.pdf

Rogoff, K. (1996). *The purchasing power parity puzzle*. Journal of Economic Literature, 34(2), 647–668. Recuperado de: <https://www.sfu.ca/~kkasa/rogoff96.pdf> DOI: 10.1257/jel.34.2.647

Samuelson, P. A. (1964). *Theoretical notes on trade problems*. The Review of Economics and Statistics, 46(2), 145–154. Recuperado de: <http://digamo.free.fr/samu1964.pdf> DOI: 10.2307/1928178

Terrazas, R. (2023). *Estimación de los desalineamientos del tipo de cambio real en Bolivia con un modelo de corrección de errores (1990-2021)*. Aru Foundation. Recuperado de: https://www.academia.edu/118779055/Estimaci%C3%B3n_de_los_Desalineamientos_del_Tipo_de_Cambio_Real_en_Bolivia_con_un_Modelo_de_Correcci%C3%B3n_de_Errores_1990_2021

Taylor, A. M., & Taylor, M. P. (2004). *The purchasing power parity debate*. Journal of Economic Perspectives, 18(4), 135–158. Recuperado de: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/0895330042632744> DOI: 10.1257/0895330042632744

Williamson, J. (Ed.). (1994). *Estimating equilibrium exchange rates*. Institute for International Economics. Recuperado de: <https://www.piie.com/bookstore/estimating-equilibrium-exchange-rates>

Anexo

Test econométricos del modelo de elasticidad de las tasas de crecimientos interanuales (tc) del IPC e IPH.

Tabla A.1: Pruebas de raíces unitarias

Variable	Test	Hipótesis nula (H_0)	Estadístico	p-valor	Decisión ($\alpha = 10\%$)
tc(IPH)	ADF	La serie presenta raíz unitaria (no estacionaria)	-4,2876	0,0011	Se rechaza H_0
tc(IPH)	PP	La serie presenta raíz unitaria (no estacionaria)	-6,9134	0,0000	Se rechaza H_0
tc(IPH)	KPSS	La serie es estacionaria	0,0921	0,1000	No se rechaza H_0
tc(IPC)	ADF	La serie presenta raíz unitaria (no estacionaria)	-5,1042	0,0002	Se rechaza H_0
tc(IPC)	PP	La serie presenta raíz unitaria (no estacionaria)	-7,4851	0,0000	Se rechaza H_0
tc(IPC)	KPSS	La serie es estacionaria	0,0847	0,1000	No se rechaza H_0

Fuente: Elaboración propia con base en datos del INE y UDAPE.

Tabla A.2: Test de robustez del modelo de elasticidad constante

Test	Hipótesis nula (H_0)	p-valor	Hipótesis nula
Breusch-Godfrey (AR 1-4)	No autocorrelación serial hasta orden 4	0,2113	H_0 : No autocorrelación
Ljung-Box Q(4)	No autocorrelación conjunta hasta rezago 4	0,5258	H_0 : No autocorrelación
Breusch-Pagan	Homocedasticidad	0,3307	H_0 : Homocedasticidad
White	Homocedasticidad (forma general)	0,5769	H_0 : Homocedasticidad
Jarque-Bera	Normalidad de los residuos	0,9050	H_0 : Normalidad
Ramsey RESET (2)	Correcta especificación funcional	0,6593	H_0 : Especificación

Fuente: Elaboración propia.