

Índice sintético del poder adquisitivo (ISPA) para el seguimiento económico municipal en Tarija, Bolivia.

Synthetic purchasing power index (ISPA) for municipal economic
monitoring in Tarija, Bolivia

Fecha de recepción: 30/04/2026 | Fecha de aceptación: 30/06/2026

Alemán Castillo Roxana¹
Martínez Barrientos Luis Alberto²
Francisco Liébana Cabanillas³

¹ Administradora de Empresas, Ph.D., Directora Instituto de Investigaciones Económicas, Financieras y Administrativas, Universidad Autónoma Juan Misael Saracho (UAJMS)

¹**ORCID:** 0000-0001-9523-8932 | **Correspondencia del autor:** roxana.aleman@uajms.edu.bo¹
Tarija - Bolivia

² Universidad Autónoma Gabriel René Moreno

²**ORCID:** 0009-0001-1420-1052 | **Correspondencia del autor:** lamartinezb@soe.uagrm.edu.bo²
Santa Cruz - Bolivia

³ Marketing and Research Market Department, University of Granada, Granada (Spain)

Correspondencia del autor: franlieb@ugr.es³
Granada - España

RESUMEN

El estudio construye y evalúa preliminarmente el Índice Sintético del Poder Adquisitivo (ISPA) como indicador complementario para el seguimiento económico municipal en Tarija, Bolivia. Se utilizó una canasta analítica de 12 alimentos—carne de res, pollo, huevos, papa, arroz, aceite vegetal, leche, tomate, cebolla, azúcar, fideos y harina de trigo— con cantidades fijas y precios del SIIP (2016–2017) y SICRAMA–CRAMA (2018–2025). El costo se actualizó mediante un índice de Laspeyres, con base diciembre de 2016 = 100 y valor inicial de 858,37 Bs, y el ISPA se calculó como la relación entre el Salario Mínimo Nacional y el costo de la canasta. Con 119 observaciones válidas, el ISPA medio anual osciló entre 2,2 y 5,1 canastas. En 2023–2025, el MAE de la media móvil rezagada de tres meses fue de 19,0 Bs (3,4 %), inferior a los 25,3 Bs (4,5 %) de la persistencia mensual. La brecha cambiaria se analizó ex post mediante una regresión agregada controlada por M2, reservas internacionales netas y crédito neto del BCB al sector público no financiero. No se estimaron regresiones por producto. El ISPA complementa los indicadores oficiales.

PALABRAS CLAVE

ISPA, poder adquisitivo, índice de Laspeyres, precios de alimentos, Salario Mínimo Nacional, seguimiento económico municipal, SICRAMA, SIIP, CRAMA.

ABSTRACT

The study develops and provides a preliminary evaluation of the Synthetic Purchasing Power Index (ISPA) as a complementary indicator for monitoring the municipal economy in Tarija, Bolivia. An analytical basket of 12 food items—beef, chicken, eggs, potatoes, rice, vegetable oil, milk, tomatoes, onions, sugar, pasta, and wheat flour—was used, with fixed quantities and prices obtained from SIIP (2016–2017) and SICRAMA–CRAMA (2018–2025). The basket cost was updated using a Laspeyres price index, with December 2016 = 100 as the base period and an initial value of Bs 858.37, and the ISPA was calculated as the ratio of the National Minimum Wage to the cost of the basket. Based on 119 valid observations, the annual average ISPA ranged from 2.2 to 5.1 baskets. During 2023–2025, the mean absolute error (MAE) of the three-month lagged moving average was Bs 19.0 (3.4%), lower than the Bs 25.3 (4.5%) obtained under monthly persistence. The exchange rate gap was analyzed ex post using an aggregate regression controlled for M2, net international reserves, and the Central Bank of Bolivia's (BCB) net credit to the non-financial public sector. No product-level regressions were estimated. The ISPA complements official economic indicators.

KEYWORDS

ISPA, purchasing power, Laspeyres price index, food prices, National Minimum Wage, municipal economic monitoring, SICRAMA, SIIP, CRAMA.

1. INTRODUCCIÓN

Las transformaciones económicas recientes en economías emergentes han intensificado la volatilidad de precios y el deterioro del poder adquisitivo, particularmente en contextos caracterizados por incertidumbre cambiaria, presión inflacionaria y alteraciones en las cadenas de abastecimiento (World Bank, 2023; Ben Cheikh et al., 2023). En Bolivia, estas dinámicas han generado mayores dificultades para interpretar el comportamiento económico de los hogares a partir de indicadores agregados tradicionales, especialmente en escalas territoriales donde los mercados minoristas presentan características heterogéneas y sensibilidad diferenciada frente a los cambios macroeconómicos. En este escenario, el seguimiento de las variaciones del costo de los bienes esenciales adquiere relevancia para el análisis económico aplicado y la evaluación del bienestar de la población.

El Índice de Costo de Vida (ICV) describe, en teoría, la variación del costo de mantener un nivel de bienestar cuando cambian los precios relativos. En la práctica estadística habitual, los institutos oficiales suelen publicar un Índice de Precios al Consumidor (IPC), más que un ICV continuo separado, como medida del cambio de precios de una canasta de bienes y servicios representativa del gasto de los hogares, construida con ponderaciones fijas y agregación tipo Laspeyres (Diewert, 1995; ILO et al., 2020).

En Bolivia, el INE compila el IPC con base 2016 a partir de una canasta representativa del consumo de los hogares; su cobertura incluye información nacional, ciudades capitales y conurbaciones, entre ellas Tarija, y las variaciones se expresan como cambios del número índice respecto al mes anterior, al acumulado del año o al mismo mes del año previo (INE, s.f.).

El ISPA no replica el IPC oficial del INE, sino que constituye un indicador complementario de frecuencia mensual construido con una canasta analítica de 12 alimentos. Para enero de 2016–diciembre de 2017 se utilizaron registros de precios del SIIP y, desde enero de 2018, registros de SICRAMA correspondientes al mercado CRAMA, sistema dependiente de la Universidad Autónoma Juan Misael Saracho. El catálogo del SIIP también se empleó como referencia auxiliar para uniformar denominaciones, unidades y especificaciones de los productos.

En la agregación intertemporal, el índice de Laspeyres utiliza ponderaciones fijas del periodo base, mientras que el índice de Paasche emplea ponderaciones del periodo actual. Ambos pueden presentar sesgo de sustitución. El índice de Fisher —definido como la media geométrica de Laspeyres y Paasche— se clasifica como índice superlativo y constituye una referencia frecuente cuando se busca reducir dicho sesgo (Diewert, 1995). En contextos subnacionales, la literatura también advierte que los índices agregados pueden subrepresentar la heterogeneidad territorial del costo de vida (Paredes Araya e Iturra Rivera, 2013).

El alcance territorial de esta versión corresponde al mercado CRAMA de Tarija urbana y se propone como una aproximación complementaria para el seguimiento económico municipal. No se reporta desagregación espacial intraurbana por mercado o zona, la cual se declara como limitación y línea de investigación futura.

En Bolivia, y particularmente en el municipio de Tarija, los indicadores macroeconómicos agregados resultan insuficientes para reflejar plenamente la dinámica de los precios en los mercados minoristas locales, la heterogeneidad del costo de los alimentos esenciales y la posible relación entre la brecha cambiaria, las condiciones macroeconómicas y el poder adquisitivo. La ausencia de un indicador municipal sistemático, basado en precios observados en el mercado local de abastecimiento, limita el seguimiento oportuno de estas variaciones y dificulta la formulación de respuestas territoriales informadas.

Durante el último decenio la economía boliviana alternó fases de inflación contenida y episodios de aceleración de precios. Según el IPC nacional (INE/BCB), la inflación interanual promedió alrededor del 5,1 % en 2024 y se aceleró en 2025, con un promedio anual cercano al 19,4 % y picos en torno al 25 % interanual en meses de mayor presión. En el mismo periodo se amplió la brecha cambiaria (tipo de cambio paralelo respecto al oficial del BCB): en varios meses de 2024–2025 superó 20 % y en diciembre de 2025 rondó 38 % (BCB y CriptoYa/Binance P2P, tipo de cambio oficial; fuente paralela operativa del proyecto). El Salario Mínimo Nacional vigente para la canasta de referencia del ISPA es de 3.300 Bs/mes (INE/BCB, 2025–2026). En ese

entorno, un indicador municipal de frecuencia mensual basado en precios de abasto complementa la lectura agregada del IPC y del poder adquisitivo nominal del SMN.

La tensión cambiaria, el costo de canasta frente al salario mínimo y la heterogeneidad del ingreso laboral en Bolivia se inscriben en una literatura que vincula prima cambiaria, cociente salario mínimo–canasta alimentaria y mercado laboral informal (Kharas & Pinto, 1989; Sarti & Santana, 2019; Dávalos et al., 2020).

1.1. Objetivo general

El objetivo del presente trabajo es construir y evaluar preliminarmente el Índice Sintético del Poder Adquisitivo (ISPA) como indicador complementario de seguimiento económico municipal en Tarija, mediante la integración de precios observados en el mercado de abasto CRAMA (registrados por SICRAMA) y ponderaciones Laspeyres de una canasta analítica de cantidades fijas, con un análisis ex post de la brecha cambiaria sobre el ISPA controlado por variables macroeconómicas.

1.2. Objetivos específicos

1. Definir una canasta analítica de 12 productos esenciales, seleccionados por la disponibilidad continua de precios, la estabilidad de sus especificaciones y su pertinencia para el seguimiento económico municipal.

2. Definir el valor inicial de la canasta $C_0 = \sum q_{i0} \cdot P_{i0}$, construir el índice de precios de Laspeyres $IPL_t = 100 \cdot (\sum q_{i0} \cdot P_{it}) / (\sum q_{i0} \cdot P_{i0})$ (base 100) y obtener $C_t = C_0 \cdot (IPL_t / 100)$; la brecha cambiaria no ajusta el denominador del ISPA.

3. Construir la serie mensual del ISPA para 2016–2025 y describir su comportamiento temporal mediante el MAE respecto a una media móvil rezagada de tres meses y una referencia de persistencia de un mes.

4. Contrastar el IPL de la canasta analítica con el IPC oficial nacional (referencia) y, una vez construido el ISPA, estimar la elasticidad del ISPA frente a la brecha cambiaria controlando por oferta monetaria (M2), reservas internacionales netas (RIN) y crédito neto del BCB al sector público no financiero.

1.3. Hipótesis de trabajo

A partir de los objetivos planteados, el estudio formula dos hipótesis de trabajo orientadas a evaluar la relación entre el ISPA y la brecha cambiaria —controlada por variables macroeconómicas— y la consistencia temporal preliminar del indicador propuesto.

H₁: Se espera que un aumento porcentual de la brecha cambiaria se asocie, ceteris paribus, con una reducción del ISPA (pérdida de poder adquisitivo del SMN frente a la canasta), una vez controlado por agregados monetarios y reservas internacionales.

H₂: Se espera que, durante el periodo de evaluación 2023–2025, la media móvil rezagada de tres meses del costo de la canasta presente un MAE menor que la referencia de persistencia de un mes (lag-1), considerando los mismos 36 meses de evaluación.

Las hipótesis se contrastan de forma descriptiva. Las diferencias observadas no se interpretan como confirmación inferencial, debido a que no se aplican pruebas estadísticas de diferencia entre grupos ni pruebas formales de superioridad predictiva.

2. MATERIALES Y MÉTODOS

2.1. Fuentes de precios y delimitación SICRAMA–CRAMA

Para evitar ambigüedad terminológica: CRAMA designa el mercado de abasto de Tarija donde se observan los precios; SICRAMA es el Sistema de Información de Cotizaciones de ese mercado, administrado por el CIEPLANE–UAJMS, que registra y consolida las cotizaciones mensuales utilizadas desde 2018.

Los registros de precios correspondientes a enero de 2016–diciembre de 2017 proceden del SIIP y los correspondientes a enero de 2018–diciembre de 2025 de SICRAMA–CRAMA. Las series de M2, reservas internacionales netas, crédito neto del BCB al sector público no financiero y tipo de cambio oficial fueron obtenidas del Banco Central de Bolivia. El Salario Mínimo Nacional y el IPC utilizado como referencia se obtuvieron de fuentes institucionales oficiales.

Para construir la brecha cambiaria se utilizaron cotizaciones del mercado paralelo peer-to-peer del par USDT/BOB obtenidas mediante el agregador público CriptoYa, que consolida principalmente cotizaciones de anuncios de Binance P2P. Ante una eventual indisponibilidad del agregador, se utilizó como respaldo el endpoint público de anuncios P2P de Binance. Estas cotizaciones corresponden al mercado entre pares y no al tipo de cambio oficial del Banco Central de Bolivia ni a una cotización del mercado spot de Binance. La captura original tuvo frecuencia diaria y el tipo de cambio paralelo mensual se obtuvo como el promedio de las cotizaciones diarias válidas de cada mes. La brecha cambiaria se definió como $BC_t = (TC_paralelo_t / TC_oficial_t) - 1$.

2.2. Construcción del Índice Sintético del Poder Adquisitivo (ISPA)

El ISPA se construye en tres pasos: (i) valor inicial de la canasta C_0 ; (ii) actualización por índice de Laspeyres IPL_t ; (iii) cociente con el SMN:

Ecuación (1)

$$C_0 = \sum_{i=1}^{12} q_{i0} \cdot P_{i,0}$$

Con cantidades base fijas y precios mensuales (CRAMA / SIIP), el índice de precios de Laspeyres en base 100 es:

Ecuación (2)

$$IPL_t = 100 \cdot \frac{(\sum_{i=1}^{12} q_{i0} \cdot P_{it})}{(\sum_{i=1}^{12} q_{i0} \cdot P_{i0})}$$

Observación sobre los pesos. Con cantidades base fijas, $w_{i0} = q_{i0} \cdot P_{i0} / C_0 = q_{i0} \cdot P_{i0} / \sum_j q_{j0} \cdot P_{j0}$ (Tabla 1; $\sum w_{i0} = 1$). Por ello la forma ponderada es equivalente: $IPL_t = 100 \cdot \sum_i w_{i0} \cdot (P_{it}/P_{i0})$. Los valores de la Tabla 1 se obtienen de esa definición (no son ponderadores de gasto INE propuestos). Si IPL_t está en base 100, entonces $C_t = C_0 \cdot (IPL_t/100)$. No deben mezclarse escalas base 1 y base 100.

$$IPL_t = 100 \cdot \sum_{i=1}^{12} w_{i0} \cdot \left(\frac{P_{it}}{P_{i0}}\right)$$

En la serie principal del ISPA no se aplica un ajuste adicional por brecha cambiaria, debido a que los precios observados ya incorporan la transmisión cambiaria vigente. El análisis de elasticidad se realiza ex post sobre el ISPA con controles macroeconómicos (Tabla 8), evitando doble contabilización.

Ecuación (3)

$$C_t = C_0 \cdot \frac{IPL_t}{100}$$

Ecuación (4)

$$ISPA_t = \frac{SMN_t}{C_t}$$

Donde:

- **SMN_t** Salario Mínimo Nacional vigente en el mes t (fuente: INE/BCB).
- **w_i** Ponderación fija del producto i en la canasta analítica (Tabla 1; $\sum w_i = 1$).
- **q_i** Cantidad mensual de referencia del producto i (Tabla 1).
- **P_{i,t}** Precio unitario observado del producto i en el mes t, procedente del SIIP para 2016–2017 y de SICRAMA–CRAMA para 2018–2025.
- **C_t** Costo mensual total de la canasta analítica, expresado en bolivianos.
- **C₀** Costo inicial mensual total de la canasta analítica, expresado en bolivianos.

El ISPA mide el número de canastas analíticas que el salario mínimo nominal puede cubrir en cada mes. La pérdida o recuperación de poder adquisitivo se interpreta como la variación porcentual del ISPA entre periodos. Un valor decreciente indica deterioro frente al costo de la canasta seleccionada; un valor creciente indica recuperación relativa. El indicador no sustituye al IPC oficial del INE ni al concepto teórico de ICV; complementa el seguimiento económico municipal mensual. En la misma lógica del cociente salario mínimo sobre costo de canasta básica (Sarti & Santana, 2019), $ISPA_t = SMN_t / C_t$ resume el poder adquisitivo nominal en unidades de canasta.

La brecha no entra en C_t ni en $ISPA_t$. La tipología de origen (Tabla 3) es auxiliar; la elasticidad cambiaria se reporta en la Tabla 8.

2.3. Construcción de la canasta analítica

La canasta analítica de 12 productos se justifica por la disponibilidad continua de precios del SIIP (2016–2017) y de SICRAMA–CRAMA (2018–2025), así como por la homogeneización auxiliar de especificaciones. Las ponderaciones del IPL se definen como pesos Laspeyres del periodo base, $w_{i0} = q_{i0} \cdot P_{i0} / C_0$ ($\sum w_{i0} = 1,00$; Tabla 1), de modo que $C_t = \sum q_{i0} \cdot P_{it} = C_0 \cdot (IPL_t/100)$. Los ponderadores de gasto del IPC base 2016 (INE)

se usan solo para seleccionar el subconjunto y reportar cobertura (12,77 puntos de gasto; ~47 % de la ponderación alimentaria).

2.3.1. Justificación de la selección y de las cantidades.

La selección de los 12 alimentos se apoyó en su presencia e importancia dentro de la división Alimentos y bebidas no alcohólicas del IPC base 2016. La canasta del IPC fue construida por el INE a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares y considera criterios relacionados con la participación de los productos en el gasto, su frecuencia de adquisición y su permanencia en el mercado (Instituto Nacional de Estadística, 2018, 2020). No obstante, el IPC establece productos y ponderaciones de gasto, pero no determina las cantidades físicas mensuales utilizadas en este estudio. Por ello, las cantidades q_{i0} se definie-

ron como referencias analíticas fijas, expresadas en unidades compatibles con las cotizaciones continuas del SIIP y SICRAMA-CRAMA, con el propósito de mantener constante la estructura física de la canasta y observar exclusivamente la variación temporal de sus precios. Complementariamente, los productos fueron contrastados con los grupos alimentarios, tamaños de porción y medidas caseras establecidos en las Bases técnicas de las guías alimentarias para la población boliviana del Ministerio de Salud (Ministerio de Salud, 2014). Este contraste permite verificar la presencia de distintos grupos alimentarios, pero no convierte al conjunto en una dieta nutricional completa ni en una canasta oficial de consumo. En consecuencia, el ISPA mide el poder adquisitivo del Salario Mínimo Nacional frente a una canasta analítica parcial y comparable en el tiempo.

Tabla 1. Canasta analítica de referencia: cantidades, precios base, gastos y pesos Laspeyres

Producto	Unidad	Cantidad (q_{i0})	Precio base P_{i0} (Bs)	Gasto (Bs)	w_{i0}
Carne de res	500 g	2,5	50,33	125,84	0,1466
Pollo	500 g	2	16,31	32,62	0,0380
Huevos	unidad	30	1,30	39,14	0,0456
Papa	kg	10	13,55	135,54	0,1579
Arroz	kg	8	21,05	168,41	0,1962
Aceite vegetal	litro	2	23,91	47,81	0,0557
Leche	litro	8	13,05	104,38	0,1216
Tomate	kg	3	5,75	17,25	0,0201
Cebolla	kg	3	1,52	4,55	0,0053
Azúcar	kg	2	20,99	41,97	0,0489
Fideos	200 g	4	15,21	60,86	0,0709
Harina de trigo	kg	2	40,00	80,00	0,0932
Total				858,37	1,0000

Nota. Columnas: cantidad mensual de referencia q_{i0} ; precio unitario base P_{i0} (diciembre 2016, SIIP); gasto base = $q_{i0} \cdot P_{i0}$; peso Laspeyres w_{i0} = gasto/ C_0 . C_0 = $\sum$ gasto = 858,37 Bs/mes Las cantidades son referencias analíticas fijas y no fueron estimadas mediante microdatos de consumo de los hogares ni representan una dieta nutricional completa.

Tabla 2. Grado de cobertura de la canasta analítica respecto a ponderadores alimentarios de referencia (INE IPC base 2016)

Concepto	Valor
Nº de productos ISPA	12
$\sum w_i$ (canasta analítica)	1
Peso de los 12 genéricos en el gasto total (IPC 2016)	12,77 puntos
Cobertura dentro de Alimentos y bebidas no alcohólicas (27,06 puntos)	47%
Periodo base C_0 / precios P_{i0}	dic-16

Nota. $C_0 = 858,37$ Bs/mes se obtiene como $\sum q_{i0} \cdot P_{i0}$ en diciembre 2016 (precios procedentes del SIIP; cantidades analíticas de Tabla 1). Los pesos w_{i0} de la Tabla 1 se calculan como $q_{i0} \cdot P_{i0} / C_0$. A partir de ese mes, $C_t = C_0 \cdot (IPL_t / 100)$ (IPL_t base 100). No se aplica ajuste cambiario al denominador del ISPA. La brecha se analiza ex post sobre el ISPA con controles (Tabla 8).

Tabla 3. Tipología auxiliar de origen de los productos de la canasta

Producto	Unidad	Origen (tipología auxiliar)
Papa	kg	Local
Aceite vegetal	litro	Importado
Arroz	kg	Mixto
Azúcar	kg	Mixto
Huevos	unidad	Local
Carne de res	500 g	Local
Pollo	500 g	Local
Harina de trigo	kg	Importado
Leche	litro	Local
Tomate	kg	Regional
Cebolla	kg	Local
Fideos	200 g	Importado

Nota. Tipología auxiliar de origen (local/regional/mixto/importado) definida con el catálogo del SIIP y literatura de abastecimiento, con independencia del ISPA. No se estiman coeficientes de sensibilidad cambiaria por producto; el análisis de brecha se realiza de forma agregada sobre el ISPA (Tabla 8).

2.4. Diseño de la base de datos

El análisis cubre enero de 2016–diciembre de 2025. Del total de 120 meses calendario se excluye abril de 2020 por ausencia de cobertura completa de precios de la canasta en el contexto de la pandemia de COVID-19, lo que resulta en $n = 119$ observaciones mensuales válidas. Los precios proceden del SIIP para 2016–2017 y, desde 2018, de SICRAMA para el mercado CRAMA de Tarija urbana. La base incorpora el

SMN, el IPC nacional utilizado como referencia externa, el tipo de cambio oficial y la brecha cambiaria paralela desde 2018. Los precios se depuraron mediante homogeneización de unidades y especificaciones, filtros de plausibilidad y agregación mensual por producto (mediana dentro del mes), siguiendo principios de comparabilidad temporal del Consumer Price Index Manual (ILO et al., 2020), sin replicar el diseño muestral del IPC del INE.

2.5. Procesamiento y estandarización de datos

Los registros de SICRAMA (cotizaciones CRAMA) y el respaldo del SIIP se homogeneizaron a unidades mensuales de referencia (Tabla 1) y a especificaciones de producto fijas por ítem, para evitar comparar variedades no equivalentes entre meses. Se aplicaron filtros de plausibilidad para valores atípicos y se consolidó un precio mensual por producto mediante la mediana dentro del mes. Este procedimiento busca consistencia temporal de la canasta analítica; no sustituye la homogeneización ni el control de calidad del IPC oficial.

Figura 1. Proceso metodológico para la construcción y evaluación del ISPA



Nota. La figura sintetiza las etapas metodológicas para la construcción del ISPA: recolección de precios, depuración y control, estandarización temporal, agregación ponderada, construcción del ISPA y evaluación temporal descriptiva (MAE y referencias temporales).

2.6. Evaluación temporal del Índice

El diseño de evaluación se resume así: (i) serie completa enero 2016–diciembre 2025 (n = 119 meses); (ii) mercado único CRAMA (Tarija urbana), frecuencia mensual; (iii) periodo de construcción y referencia de series: enero 2016–diciembre 2022; (iv) periodo de prueba para el MAE: enero 2023–diciembre 2025 (n = 36 meses). Los criterios de depuración de precios se describen en el apartado Procesamiento y estandarización de datos.

Para el periodo de evaluación enero de 2023–diciembre de 2025 (n=36), se comparó el costo observado C_t con dos referencias construidas exclusivamente con información previa: la media móvil rezagada de tres meses,

$$\hat{C}_t^{MM3} = \frac{C_{t-1} + C_{t-2} + C_{t-3}}{3},$$

y la referencia de persistencia de un mes,

$$\hat{C}_t^{lag-1} = C_{t-1}.$$

Para ambas referencias se calculó el error absoluto medio:

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |C_t - \hat{C}_t|.$$

El MAE se interpreta como una medida descriptiva de desviación temporal y no como validación de un modelo predictivo supervisado.

Los escenarios de la Tabla 5 se clasificaron por terciles de la brecha cambiaria mensual BC_t en el periodo 2023–2025: brecha cambiaria baja —tercil inferior—, intermedia —tercil medio— y alta —tercil superior—.

2.7. Análisis de incidencia por producto y de sensibilidad

Se aplicaron dos análisis complementarios sobre el costo mensual de la canasta analítica C_t , utilizando los precios registrados en SICRAMA–CRAMA. Debido a que el cálculo de incidencia requiere el precio del mes anterior, el periodo efectivo comprende febrero de 2018–diciembre de 2025, con 95 observaciones mensuales.

a) Incidencia mensual por producto. Para identificar los productos que concentraron la variación del costo de la canasta en cada mes, se calculó la contribución mensual individual de los doce productos mediante la siguiente expresión:

$$I_{i,t} = w_{i0} \left(\frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} \right)$$

Donde $I_{i,t}$ representa la incidencia del producto durante el mes t ; w_{i0} corresponde a su ponderación fija de Laspeyres en el periodo base; $P_{i,t}$ es el precio observado en el mes actual; y $P_{i,t-1}$ es el precio observado en el mes anterior.

El procedimiento se aplicó separadamente para cada producto y para cada mes del periodo analizado. Para su presentación gráfica se utilizó el valor absoluto de las incidencias mensuales y se normalizó su suma al 100 % dentro de cada mes:

$$IN_{i,t} = \frac{|I_{i,t}|}{\sum_{j=1}^{12} |I_{j,t}|} \times 100$$

De esta forma, cada barra mensual de la Figura 3 representa el 100 % de la incidencia absoluta registrada durante el mes, mientras que cada segmento de color muestra la participación relativa del producto correspondiente. El segmento de mayor amplitud identifica el producto que concentró la mayor magnitud de incidencia en ese periodo.

Debido al uso de valores absolutos, la figura permite identificar la intensidad relativa de la incidencia, pero no distingue si el precio del producto aumentó o disminuyó. Los resultados promedio de todo el periodo se presentan posteriormente en la Tabla 7 y no sustituyen la lectura mensual de la Figura 3.

b) Delimitación del análisis de sensibilidad cambiaria. No se estimaron regresiones entre la brecha cambiaria y los precios individuales de los productos, ni se calcularon coeficientes de sensibilidad α_i . La incidencia mensual descrita anteriormente se obtiene exclusivamente a partir de las variaciones observadas de precios y de las ponderaciones Laspeyres, sin incorporar la brecha cambiaria en su cálculo. El efecto de la brecha se evaluó únicamente después de construir el ISPA, mediante una regresión agregada con variables de control macroeconómicas. Esta especificación se presenta en el

apartado 2.8 y no modifica el costo de la canasta, las ponderaciones de los productos ni la fórmula principal del ISPA.

Debido a que abril de 2020 no dispone de información completa, no se calculó la incidencia correspondiente a ese mes ni se interpretó la diferencia entre marzo y mayo de 2020 como una variación mensual ordinaria. Por tanto, el número efectivo de incidencias se determinó únicamente a partir de pares de meses consecutivos con información completa.

2.8. Análisis ex post de la brecha cambiaria sobre el ISPA

Una vez construido el ISPA, se analizó ex post su relación con la brecha cambiaria mediante una especificación agregada. No se estimaron regresiones precio-brecha por producto, no se calcularon coeficientes α_i y la brecha cambiaria no se incorporó en los precios ni en el costo de la canasta.

El modelo se estimó mediante mínimos cuadrados ordinarios con errores estándar robustos HC1:

$$\log(\text{ISPA}_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(1 + \text{BC}_t) + \beta_2 \log(\text{M2}_t) + \beta_3 \log(\text{RIN}_t) + \beta_4 \text{CredSPNF}_t^* + \epsilon_t$$

donde $\text{BC}_t = (\text{TC}_{\text{paralelo},t} / \text{TC}_{\text{oficial},t}) - 1$; M2_t representa el agregado monetario M2 publicado por el Banco Central de Bolivia; RIN_t corresponde a las reservas internacionales netas; y CredSPNF_t^* es el crédito neto del BCB al sector público no financiero, expresado en miles de millones de bolivianos y utilizado como variable aproximada de presión fiscal financiada por el banco central.

El coeficiente β_1 se interpreta como la elasticidad aproximada del ISPA frente a cambios porcentuales de $1 + \text{BC}_t$, manteniendo constantes las demás variables incluidas en el modelo. Un coeficiente negativo indica que una mayor brecha cambiaria se asocia con una menor cantidad de canastas cubiertas por el Salario Mínimo Nacional.

La incorporación de M2, RIN y crédito neto al SPNF busca reducir el sesgo por omisión de variables que afecten simultáneamente el nivel de precios y el poder adquisitivo. La estimación corresponde al periodo enero de 2018–diciembre de 2025 y utiliza únicamente observaciones con información completa.

Como comprobación complementaria se estimó una especificación en primeras diferen-

cias. Esta prueba se utiliza para examinar la robustez temporal de los resultados y no constituye una regresión de sensibilidad por producto.

3. RESULTADOS

3.1. Evolución mensual del ISPA (enero 2016–diciembre 2025)

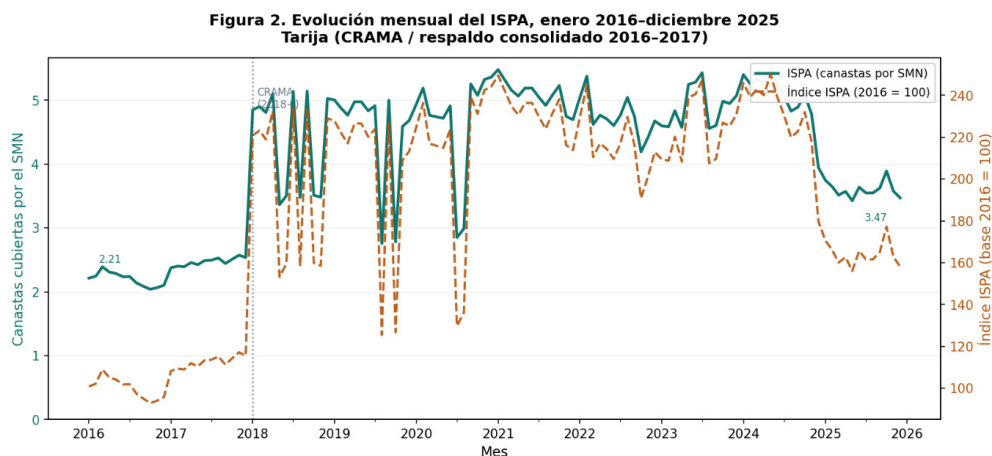
Se construyó la serie mensual del ISPA para el periodo enero 2016–diciembre 2025 ($n = 119$ observaciones mensuales válidas), integrando precios observados en CRAMA y registrados mediante SICRAMA (2018–2025) y respaldo consolidado del SIIP (2016–2017), y el Salario Mínimo Nacional (INE/BCB). Con $C_0 = 858,37$ Bs y $C_t = C_0 \cdot (IPL_t/100)$ (IPL_t base 100), el $ISPA_t = SMN_t/C_t$ se resume anualmente en la Tabla 4: los niveles medios anuales se concentran en un rango aproximado de 2,2–5,1 canastas por SMN (mínimo 2,20 en 2016; máximo 5,09 en 2021), coherentes con una canasta parcial (~47 % de la ponderación de la división alimentaria del IPC base 2016) y con la base SIIP de diciembre de 2016. La Figura 2 presenta la evolución mensual correspondiente.

Tabla 4. Valor inicial de la canasta (C_0) y serie anual del ISPA

Año	ISPA base (canastas/SMN)
C_0 (dic-2016) = 858,37 Bs/mes	—
2016	2,20
2017	2,47
2018	4,36
2019	4,51
2020	4,67
2021	5,09
2022	4,75
2023	4,89
2024	5,05
2025	3,60

Nota. Media anual de $ISPA_t = SMN_t/C_t$; $C_t = C_0 \cdot (IPL_t/100)$ (IPL_t en base 100; equivalente a $C_0 \cdot IPL_t$ si IPL_t está en base 1). $n = 119$ meses en la serie mensual de apoyo (2016-01 a 2025-12).

Figura 2. Evolución mensual del ISPA en unidades de canastas cubiertas por el Salario Mínimo Nacional (SMN) e índice base 2016 = 100, enero 2016–diciembre 2025, Tarija, Bolivia.



Nota. ISPA principal = SMN_t/C_t , con precios observados y $\alpha_t = 0$ en el denominador. El eje izquierdo muestra las canastas cubiertas por el SMN y el eje derecho el ISPA normalizado con base 2016 = 100. $n = 119$ meses. Fuentes de precios: SIIP (2016–2017) y SICRAMA–CRAMA (2018–2025).

Nota. ISPA principal = SMN_t/C_t , con precios observados y $\alpha_t = 0$ en el denominador. El eje izquierdo muestra las canastas cubiertas por el SMN y el eje derecho el ISPA normalizado con base 2016 = 100. $n = 119$ meses. Fuentes de precios: SIIP (2016–2017) y SICRAMA–CRAMA (2018–2025).

3.2. Evaluación temporal del ISPA

Tabla 5. Resultados del componente monetario del ISPA

Referencia	Periodo o criterio	MAE (Bs)	MAE relativo	(n)
Media móvil rezagada de tres meses	Ene. 2023–dic. 2025	19	3,40%	36
Persistencia de un mes (lag-1)	Ene. 2023–dic. 2025	25,3	4,50%	36
Media móvil: estabilidad moderada	Tercil inferior de (BC_t)	20	—	12
Media móvil: escenario intermedio	Tercil medio de (BC_t)	17,8	—	12
Media móvil: volatilidad elevada	Tercil superior de (BC_t)	19,2	—	12

Nota. El MAE corresponde al promedio de las desviaciones absolutas entre el costo mensual observado de la canasta y cada valor de referencia. Se utilizaron la media móvil rezagada de tres meses y la referencia de persistencia de un mes (lag-1). Ambas se evaluaron en enero de 2023–diciembre de 2025 ($n = 36$). El MAE relativo se calculó respecto al costo medio de la canasta en ese periodo, con 12 observaciones por escenario de brecha. Los resultados tienen carácter descriptivo.

En 2023–2025 ($n = 36$), el MAE respecto a la media móvil rezagada de tres meses fue de 19,0 Bs, equivalente al 3,4 % del costo medio, mientras que la persistencia de un mes presentó un MAE de 25,3 Bs, equivalente al 4,5 %. La media móvil presentó un menor MAE que la referencia de persistencia. En el periodo analizado, los errores relativos de 3,4 % y 4,5 % fueron reducidos frente al costo medio de la canasta y no aumentaron sistemáticamente entre los terciles de brecha. En términos descriptivos, este comportamiento es compatible con una serie de elevada persistencia mensual y sin evidencia de inestabilidad extrema durante 2023–2025.

3.3. Contraste del IPL con el IPC oficial

Adicionalmente, se contrastó el IPL de la canasta analítica con el IPC nacional de referencia (INE/BCB). El MAE IPL–IPC fue de 9,9 puntos en 2018–2025 y de 7,5 puntos en 2023–2025 (Tabla 6). La correlación entre las variaciones mensuales del costo de la canasta y las del IPC nacional fue moderada-baja ($r \approx 0,27$). Estos

resultados deben interpretarse considerando las diferencias de cobertura y composición entre la canasta analítica del ISPA y la canasta oficial del IPC. En esta versión no se dispone de una serie IPC oficial exclusiva de la ciudad de Tarija.

Tabla 6. Contraste del IPL de la canasta analítica con el IPC oficial nacional (referencia)

Métrica	Valor
MAE 2018–2025	9,9 puntos
MAE 2023–2025	7,5 puntos
r (var. mensuales costo vs IPC)	$\approx 0,27$

Nota. El contraste utiliza el IPC oficial nacional del INE (base 2016), reescalado respecto a la media del IPL en los primeros doce meses de coincidencia. El IPL se calculó como $IPL_t = (C_t/C_0) \times 100$. El MAE se expresa en puntos de índice y r corresponde a la correlación entre las variaciones mensuales del costo de la canasta y las del IPC nacional.

3.4. Incidencia mensual por producto en la variación del costo de la canasta

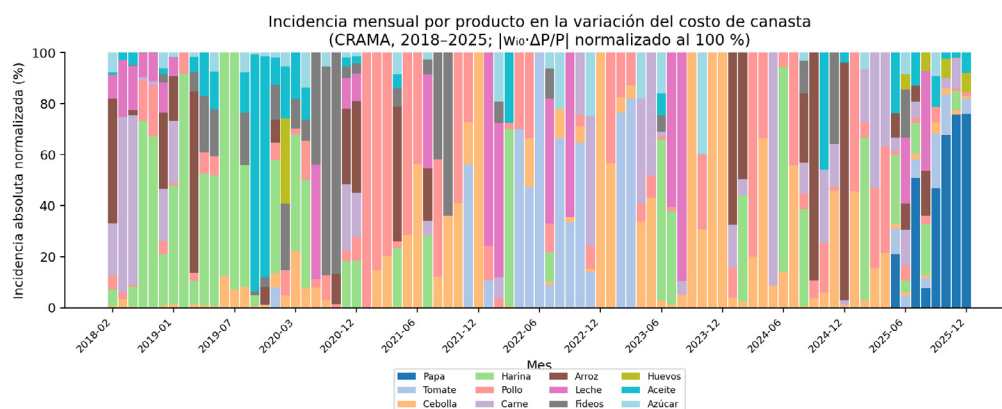
La incidencia se calculó mensualmente para cada uno de los doce productos durante febrero de 2018–diciembre de 2025, obteniéndose 95 meses con variaciones calculables respecto al mes anterior. La Figura 3 representa, mediante barras apiladas normalizadas al 100 %, la participación relativa de cada producto en la incidencia absoluta total de cada mes. Por tanto, cada barra permite identificar visualmente el producto que concentró la mayor magnitud de variación durante el periodo correspondiente.

Los resultados muestran que el producto predominante no fue necesariamente el mismo en todos los meses. La composición de cada barra cambia de acuerdo con la evolución mensual de

los precios, lo que evidencia que la incidencia del costo de la canasta fue temporalmente heterogénea. En determinados meses predominaron productos con elevada ponderación Laspeyres, mientras que en otros adquirieron mayor relevancia productos con menor ponderación, pero mayor volatilidad de precios.

Al considerar el promedio de todo el periodo, la incidencia absoluta normalizada se concentró principalmente en papa, con 38,3 %; arroz, con 14,2 %; harina de trigo, con 10,8 %; y tomate, con 9,1 %. Estos porcentajes corresponden al promedio 2018–2025 y no significan que dichos productos hayan liderado la incidencia en todos los meses. La lectura mensual se realiza mediante la Figura 3, mientras que la Tabla 7 resume el comportamiento agregado del periodo.

Figura 3. Participación relativa mensual de cada producto en la incidencia absoluta de la variación del costo de la canasta, CRAMA, febrero de 2018–diciembre de 2025.



Nota. Cada barra representa un mes y suma 100 %. Los segmentos muestran la participación relativa de cada producto en la incidencia absoluta mensual, calculada mediante:

$$IN_{i,t} = \frac{|w_{i0}(P_{i,t} - P_{i,t-1})/P_{i,t-1}|}{\sum_{j=1}^{12} |w_{j0}(P_{j,t} - P_{j,t-1})/P_{j,t-1}|} \times 100.$$

El segmento de mayor amplitud identifica el producto que concentró la mayor magnitud de incidencia durante el mes correspondiente. Debido a la utilización de valores absolutos

normalizados, la figura no distingue entre incrementos y reducciones de precios, sino que representa la intensidad relativa de la variación.

Tabla 8. Incidencia promedio por producto en la variación mensual del costo de la canasta

Producto	w_i	Incidencia (%)	Tipo
Papa	0,1579	38,3	Local
Arroz	0,1962	14,2	Mixto
Harina de trigo	0,0932	10,8	Importado
Tomate	0,0201	9,1	Regional
Leche	0,1216	6,1	Local
Carne de res	0,1466	5,7	Local
Pollo	0,0380	3,2	Local
Fideos	0,0709	3,1	Importado
Aceite vegetal	0,0557	2,9	Importado
Huevos	0,0456	2,6	Local
Cebolla	0,0053	2,0	Local
Azúcar	0,0489	2,0	Mixto

Nota. Incidencia promedio en la variación mensual del costo de la canasta, febrero de 2018–diciembre de 2025 ($n=95$ meses), CRAMA. El cálculo corresponde a la media de la participación mensual de $|w_{i0} \cdot \Delta P_i / P_{i-1}|$ normalizada al 100 % dentro de cada mes. Las diferencias respecto al 100 % obedecen al redondeo.

3.5. Relación entre el ISPA y la brecha cambiaria

La relación entre el ISPA y la brecha cambiaria se estimó únicamente a nivel agregado y después de construir el indicador. No se realizaron regresiones entre la brecha cambiaria y los precios individuales de los productos ni se aplicaron coeficientes de sensibilidad cambiaria a los componentes de la canasta. La regresión en niveles, controlada por M2, reservas internacionales netas y crédito neto del BCB al sector público no financiero, obtuvo un coeficiente de $\beta_1 = -0,371$ para $\log(1+BC_t)$, con error estándar robusto de 0,083 y $p < 0,001$. El signo negativo indica que, manteniendo constantes las variables de control, una mayor brecha cambiaria se asocia con una reducción del número de canastas analíticas que puede cubrir el Salario Mínimo Nacional.

El coeficiente correspondiente a las reservas internacionales netas fue estadísticamente significativo, mientras que M2 y el crédito neto al SPNF no fueron significativos al nivel del 5 %. El modelo presentó un $R^2 = 0,323$ y un R^2 ajustado de 0,293.

Como comprobación complementaria se estimó una especificación en primeras diferencias. En esta estimación, la asociación perdió significancia estadística y el poder explicativo del modelo disminuyó. Este resultado sugiere que la relación observada en niveles refleja principalmente movimientos conjuntos de mediano plazo y no una transmisión mensual automática. Por ello, los resultados se interpretan como asociaciones condicionadas y no como evidencia causal.

Tabla 8. Regresión ex post del ISPA sobre la brecha cambiaria con controles macroeconómicos

Concepto	Valor
Especificación	$\log(\text{ISPA}_t) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \log(1 + \text{BC}_t) + \beta_2 \cdot \log(\text{M2}_t) + \beta_3 \cdot \log(\text{RIN}_t) + \beta_4 \cdot \text{CredSPNF}_t^*$
β_1 (elasticidad BC)	-0,371 (EE 0,083; $p < 0,001$)
β_2 (log M2)	-0,620 (EE 0,680; $p = 0,362$)
β_3 (log RIN)	-0,237 (EE 0,082; $p = 0,004$)
β_4 (Cred. SPNF/1000)	0,0001 (EE 0,0032; $p = 0,981$)
R^2	0,323
R^2 ajustado	0,293
n	95
Periodo	2018-01 a 2025-12

Nota. $\text{BC}_t = (\text{TC}_{\text{paralelo}} / \text{TC}_{\text{oficial}}) - 1$. Controles: M2_{BCB} , $\text{RIN}_{\text{BCB_REAL}}$ y $\text{CREDITO_NETO_BCB_SPNF_MBS}/1000$ (BCB). Errores estándar HC1. Esta regresión no redefine C_t ni ISPA_t . *CredSPNF escalado.

La regresión en niveles utiliza $n = 95$ meses con información conjunta completa para el ISPA, la brecha cambiaria y los controles macroeconómicos. La especificación en primeras diferencias utiliza $n = 94$ observaciones, debido a la pérdida de una observación al diferenciar las series

3.6. Comportamiento estructural del ISPA

El comportamiento del ISPA se interpreta a través del cociente SMN_t/C_t y de la incidencia por producto (Tabla 7 y Figura 3). La tipología de origen (Tabla 3) es solo auxiliar y no modifica el costo ni el índice.

En términos económicos, el ISPA no mide únicamente la evolución nominal del salario mínimo, sino el número de canastas analíticas que dicho salario puede cubrir en cada mes (SMN_t / C_t). Esta interpretación vincula el indicador con el costo de vida de una canasta reducida de bienes esenciales y lo diferencia de un índice salarial aislado. La Tabla 3 presenta la tipología auxiliar de origen; el efecto cambiario se evalúa de forma agregada en la Tabla 8.

La tipología de origen (Tabla 3) no entra en el cálculo del ISPA; la elasticidad cambiaria se estima solo a nivel agregado (Tabla 8).

Los resultados de la Tabla 8 son compatibles con una asociación agregada entre la brecha cambiaria y el ISPA, condicionada por varia-

bles monetarias y de reservas. Debido a que no se estimaron regresiones por producto, estos resultados no permiten identificar diferencias de pass-through entre los componentes de la canasta. (Ghosh, 2013; Aron et al., 2014; Ben Cheikh et al., 2023).

3.7. Contrastación preliminar de las hipótesis de trabajo

En 2023–2025, el MAE respecto a la media móvil rezagada de tres meses fue de 19,0 Bs, equivalente aproximadamente al 3,4 % del costo medio de la canasta, mientras que la referencia de persistencia de un mes (lag-1) presentó un MAE de 25,3 Bs, equivalente al 4,5 %. La media móvil redujo el error absoluto promedio en 6,3 Bs respecto a la persistencia, por lo que el resultado es compatible descriptivamente con H_2 . No obstante, esta comparación no demuestra superioridad predictiva ni constituye una validación concluyente del ISPA.

Respecto a H_1 , el coeficiente β_1 de la regresión controlada (Tabla 8) es negativo y significativo en niveles, compatible descriptivamente con la hipótesis de pérdida de poder adquisitivo ante mayor brecha; la evidencia en diferencias es más débil, por lo que no se interpreta como confirmación causal.

4. DISCUSIÓN

Los resultados obtenidos permiten sostener que el Índice Sintético del Poder Adquisitivo (ISPA) constituye una propuesta metodológica pertinente para el seguimiento económico municipal en Tarija. Su principal aporte radica en integrar precios observados en el mercado local y ponderaciones Laspeyres explícitas; el análisis de la brecha cambiaria se realiza ex post a nivel agregado con controles macroeconómicos, permitiendo construir un indicador adaptado a dinámicas territoriales del poder adquisitivo. Esta orientación se relaciona con los aportes de Cavallo (2013) y Cavallo y Rigobon (2016), quienes demostraron que los datos alternativos de precios pueden complementar la medición económica tradicional mediante señales más frecuentes y sensibles a cambios coyunturales.

Respecto a la brecha cambiaria, el ISPA se define como un indicador complementario de poder adquisitivo nominal, $ISPA_t = SMN_t / C_t$. En su construcción no se aplica ningún ajuste cambiario adicional sobre los precios observados ni sobre el costo de la canasta. El efecto de la brecha se estima exclusivamente ex post, a nivel agregado y con variables macroeconómicas de control. Por tanto, la elasticidad reportada no procede de regresiones individuales por producto ni de una relación bivariada sin controles.

La correlación entre las variaciones mensuales del costo de la canasta analítica y del IPC nacional ($r \approx 0,27$) debe interpretarse considerando diferencias de cobertura y diseño: (i) ámbito geográfico (nacional frente a mercado de abasto CRAMA en Tarija); (ii) composición de la canasta (12 alimentos esenciales frente a la canasta amplia del IPC); y (iii) definición del indicador, pues el ISPA incorpora la dinámica del SMN (SMN_t / C_t), mientras el IPC mide variación de precios sin poder adquisitivo nominal. En ese sentido, el ISPA complementa —y no replica— al IPC oficial del INE.

No obstante, el alcance del ISPA debe entenderse como complementario y no sustitutivo de los indicadores oficiales. Su utilidad principal se encuentra en el seguimiento territorial de mercados locales y en la generación de información adicional para el análisis económico municipal. Futuras investigaciones deberían ampliar la serie histórica, validar el índice en otros municipios, comparar su comportamiento con indicadores oficiales y ampliar el conjunto de controles macroeconómicos y la cobertura de mercados.

En ese sentido, el ISPA abre una línea de investigación aplicada orientada al desarrollo de indicadores sintéticos subnacionales para el análisis del poder adquisitivo.

Para la gestión municipal, la serie mensual de precios de CRAMA podría apoyar un seguimiento más oportuno de la presión sobre alimentos esenciales antes de que se refleje plenamente en agregados nacionales, siempre que se interprete junto al IPC del INE y al SMN vigente.

4.1. Limitaciones del estudio

El ISPA se construye con precios observados en CRAMA y registrados mediante SICRAMA y respaldo consolidado SIIP (2016–2017), no con la encuesta de precios ni el diseño muestral del IPC del INE. Existe riesgo de sesgo por mezcla de variedades, calidades y puntos de venta si la especificación del producto no se mantiene estrictamente fija —limitación reconocida en índices alternativos de precios (Cavallo, 2013) y distinta del control metodológico del IPC nacional (ILO et al., 2020; INE Bolivia).

La serie presenta una variación marcada alrededor de 2018. Aunque se homogeneizaron unidades y especificaciones, este comportamiento exige comprobar la continuidad del procedimiento de registro y las condiciones de levantamiento antes y después de ese año. Por ello, las comparaciones cercanas a ese punto deben interpretarse con cautela.

La canasta de 12 productos no replica la canasta oficial del INE para Tarija. El 47 % reportado corresponde a la cobertura parcial de estos productos dentro de la ponderación de la división *Alimentos y bebidas no alcohólicas* del IPC base 2016 y no equivale a la cobertura exacta de una canasta oficial específica para Tarija. La canasta presenta una ponderación interna definida mediante participaciones de gasto Laspeyres; sin embargo, su representatividad respecto al consumo efectivo de los hogares tarijeños no fue establecida mediante microdatos de la Encuesta de Presupuestos Familiares. Asimismo, el ISPA utiliza el Salario Mínimo Nacional nominal como referencia de poder adquisitivo y no el ingreso efectivo de todos los hogares, aspecto relevante en un contexto de elevada informalidad laboral (Dávalos et al., 2020).

La Intendencia registra otros mercados, pero la serie 2016–2025 solo es continua en CRAMA; por ello el ISPA es agregado municipal, sin desagregación por mercado o zona. La brecha cambiaria P2P no está disponible con la

misma continuidad para todo 2016–2017, por lo que el análisis de pass-through se concentra en 2018–2025.

Finalmente, el ISPA es un indicador complementario al IPC oficial del INE y al concepto teórico de ICV, útil para monitoreo económico mensual y análisis territorial, pero no debe interpretarse como sustituto de la estadística oficial. En conjunto, el ISPA está orientado al monitoreo municipal oportuno del costo de una canasta analítica local y del poder adquisitivo nominal del SMN, no a la estimación de un índice oficial de costo de vida.

5. CONCLUSIONES

El estudio construyó el ISPA como indicador complementario de seguimiento económico municipal en Tarija, utilizando una canasta analítica de 12 productos, precios mensuales observados en CRAMA y ponderaciones Laspeyres explícitas. El indicador expresa el número de canastas analíticas que puede cubrir el Salario Mínimo Nacional y no sustituye al IPC ni a otros indicadores oficiales del INE.

En 2023–2025, el MAE respecto a la media móvil rezagada de tres meses fue de 19,0 Bs (3,4 % del costo medio), inferior a los 25,3 Bs (4,5 %) de la persistencia de un mes, coherente con una serie estable/persistente y compatible descriptivamente con H_2 . La brecha cambiaria se analizó ex post sobre el ISPA con controles macroeconómicos y no modificó la fórmula principal del indicador.

No se estimaron regresiones entre la brecha cambiaria y los precios individuales ni se aplicaron coeficientes de sensibilidad por producto, evitando la doble contabilización del efecto cambiario en la construcción del índice.

La interpretación de los resultados debe considerar la cobertura de un solo mercado, el carácter analítico de la canasta, el uso del SMN en lugar del ingreso efectivo de los hogares y la posible discontinuidad de la serie alrededor de 2018. Futuras investigaciones deberán ampliar la cobertura territorial, contrastar el ISPA con el IPC oficial de Tarija cuando se disponga de una serie comparable y ampliar controles macroeconómicos y la cobertura territorial.

BIBLIOGRAFÍA

- ✎ Banco Central de Bolivia. (s. f.). Sector monetario [Base de datos]. <https://www.bcb.gob.bo/?q=-content/sector-monetario>
- ✎ Akgunduz, Y. E., Bastan, E. M., Demiroglu, U., & Tumen, S. (2020). Product-level estimates of exchange rate pass-through: Evidence from Turkey. *The World Economy*, 44(7), 2203–2226. <https://doi.org/10.1111/twec.13060>
- ✎ Aron, J., Macdonald, R., & Muellbauer, J. (2014). Exchange rate pass-through in developing and emerging markets: A survey of conceptual, methodological and policy issues, and selected empirical findings. *The Journal of Development Studies*, 50(1), 101–143. <https://doi.org/10.1080/00220388.2013.847180>
- ✎ Ben Cheikh, N., Ben Zaid, Y., & Ben Ameer, H. (2023). Recent developments in exchange rate pass-through: What have we learned from uncertain times? *Journal of International Money and Finance*, 131, Article 102805. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2023.102805>
- ✎ Universidad Autónoma Juan Misael Saracho, Centro de Investigación Económica y de Planificación (CIEPLANE). (2018–2025). Sistema de Información de Cotizaciones del Mercado CRAMA (SICRAMA): registros mensuales de precios del mercado CRAMA [Base de datos institucional]. <https://cieplane.uaajms.edu.bo/sicrama/>
- ✎ Cavallo, A. (2013). Online and official price indexes: Measuring Argentina's inflation. *Journal of Monetary Economics*, 60(2), 152–165. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2012.10.002>
- ✎ Cavallo, A., & Rigobon, R. (2016). The Billion Prices Project: Using online prices for measurement and research. *Journal of Economic Perspectives*, 30(2), 151–178. <https://doi.org/10.1257/jep.30.2.151>
- ✎ Dávalos, J., Claire, M., & Leytón, A. (2020). The gender effects of the minimum wage under weak compliance with labour regulations: The case of Bolivia. *Applied Economics*, 52(47), 5115–5128. <https://doi.org/10.1080/00036846.2020.1754328>

- Diewert, W. E. (1995). Axiomatic and economic approaches to elementary price indexes (NBER Working Paper No. 5104). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w5104>
- Ghosh, A. (2013). Exchange rate pass-through, macro fundamentals and regime choice in Latin America. *Journal of Macroeconomics*, 35, 163–171. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2012.09.001>
- Instituto Nacional de Estadística. (s. f.). Gráficos IPC. INE Bolivia. <https://www.ine.gob.bo/index.php/graficos-ipc/>
- Instituto Nacional de Estadística. (2018). Documento metodológico del Índice de Precios al Consumidor (base 2016). INE Bolivia.
- Instituto Nacional de Estadística. (2020). Encuesta de Presupuestos Familiares 2015–2016. INE Bolivia.
- International Labour Organization, International Monetary Fund, Organisation for Economic Co-operation and Development, Eurostat, United Nations Economic Commission for Europe, & World Bank. (2020). Consumer price index manual: Concepts and methods. International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781484354841.069>
- Kharas, H., & Pinto, B. (1989). Exchange rate rules, black market premia and fiscal deficits: The Bolivian hyperinflation. *The Review of Economic Studies*, 56(3), 435–457. <https://doi.org/10.2307/2297557>
- Ministerio de Salud. (2014). Bases técnicas de las guías alimentarias para la población boliviana. Unidad de Alimentación y Nutrición, Dirección General de Promoción de la Salud.
- Paredes Araya, D., & Iturra Rivera, V. (2013). Substitution bias and the construction of a spatial cost of living index. *Papers in Regional Science*, 92(1), 103–117. <https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2011.00408.x>
- Powell, B., Nason, G., Elliott, D., Mayhew, M., Davies, J., & Winton, J. (2018). Tracking and modelling prices using web-scraped price micro-data: Towards automated daily consumer price index forecasting. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A*, 181(3), 737–756. <https://doi.org/10.1111/rssa.12314>
- Sarti, F., & Santana, A. (2019). Minimum wage and national basic food basket: Analysis on the evolution of milestones in Brazilian food security policy (OR21-02-19). *Current Developments in Nutrition*, 3(Suppl. 1), nzz034. <https://doi.org/10.1093/cdn/nzz034.OR21-02-19>
- Silva e Silva, L., Mongeau Ospina, C. A., & Fabi, C. (2024). Food price inflation nowcasting and monitoring. *Statistical Journal of the IAOS*, 40(2), 325–339. <https://doi.org/10.3233/SJI-230083>
- World Bank. (2023). Bolivia: Poverty and Equity Brief. World Bank. https://databankfiles.worldbank.org/public/ddpext_download/poverty/987B9C90-CB9F-4D93-AE8C-750588BF-00QA/current/Global_POVEQ_BOL.pdf