

Evaluación del bienestar de los hogares en el consumo de alimentos: Una aplicación del algoritmo de Vartia*

Paulo Cesar Ramos Huarachi 

Research Institute in Economics and Finance - RIEF

cesarprh@gmail.com

Álvaro Iber Aruquipa Yujra 

Estudiante del Magíster en Economía Aplicada - Universidad Torcuato Di Tella

alvaroaruquipay@gmail.com

Resumen

Este documento se enfoca en la evaluación del bienestar aplicado al sector de alimentos, el cual se constituye en un factor relevante para los hogares bolivianos. En 2022, Bolivia experimentó una inflación estable a pesar de una aceleración generalizada de los precios a nivel mundial, afectando el salario real, poder adquisitivo y las cestas de consumo de los hogares. El estudio cuantificó el cambio en el bienestar económico a partir del gasto que realizan los hogares en alimentos, considerando cambios en los precios. Se aplicó el algoritmo de Vartia para calcular la Variación Equivalente de la Renta (VER) y la Variación Compensatoria (VCR). Los resultados de la VER y VCR fueron 1,19 % y 1,64 %, respectivamente. Además, se realizaron estimaciones según deciles de ingreso, departamento y actividad económica. Este estudio contribuye a la toma de decisiones de políticas económicas y sociales, en particular en la fijación del salario mínimo, al proporcionar información sobre incrementos necesarios ante alzas en los precios de alimentos.

Palabras Clave: Microeconometría, Economía bienestar, Algoritmo de Vartia.

Clasificación JEL: C81, D6, C02.

*. Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición de la institución donde trabajan. Los autores agradecen a los Referees anónimos cuyas contribuciones permitieron mejorar el presente documento.

Household welfare assessment in food consumption: An application of Vartia's algorithm

Abstract

This paper focuses on welfare assessment applied to the food sector, which is a relevant factor for Bolivian households. In 2022, Bolivia experienced stable inflation in spite of a generalized acceleration of world prices, affecting real wages, purchasing power and household consumption baskets. The study quantified the change in economic welfare based on household food expenditures, taking into account changes in prices. The Vartia algorithm was applied to calculate the Equivalent Variation of Income (EVR) and the Compensatory Variation (CVR). EVR and CVR results were 1.19 % and 1.64 %, respectively. Furthermore, estimates were made according to income deciles, department and economic activity. This study contributes to economic and social policy decision making, specifically in the setting of the minimum wage, by providing information on necessary increases in the face of rising food prices.

Key Words: Microeconometrics, Welfare Economics, Vartia Algorithm.

JEL Classification: C81, D6, C02.

1. Introducción

El concepto de bienestar se refiere ampliamente a los recursos y oportunidades que las personas necesitan para llevar a cabo vidas satisfactorias y productivas (Midgley y Livermore, 2009). Las acciones gubernamentales pueden influir directamente en el bienestar de la población a través de políticas sociales, inversiones en sectores como salud, educación, vivienda, provisión de servicios básicos, incrementos salariales, políticas de empleo y transferencias de recursos a los hogares, ya sean monetarios o en especie.

En la teoría económica se han establecido dos ramas en la medición del bienestar en general o bienestar individual. El primero de ellos, iniciada por Edgeworth (1881), sostenía que la medición de la utilidad era posible, como un hedonómetro en la actualidad, que es capaz de capturar el estado de ánimo de un individuo.

Por otra parte, la segunda rama, propuesta por Fisher (1892), argumentaba que el bienestar, al ser una variable no observable, no era posible medirla de manera directa, y necesariamente debería ser derivada de la utilidad, indirectamente de la observación de elecciones de comportamiento.

Más allá de la medición de este indicador, existen factores que ponen en riesgo el bienestar en una sociedad, el más relevante es el cambio en el nivel de precios, principalmente de alimentos. El cual tiene un impacto diferenciado en los distintos estratos socioeconómicos, siendo menos pronunciado en las personas con ingresos altos y más significativo para la clase media y los sectores de bajos recursos.

En la actualidad existen técnicas para medir el efecto precio dentro de una cesta de bienes. En la literatura microeconómica, se pueden identificar cinco formas para medir el bienestar, desarrollados por Hicks (1941, 1943) y son: la variación del excedente del consumidor, variación compensatoria, variación equivalente, variación de Laspeyres y variación de Paasche.

En el ámbito del análisis del bienestar aplicado, es frecuente emplear métricas como la variación equivalente y compensatoria para evaluar y comparar distintos escenarios. Estas medidas desempeñan un doble rol: por un lado, permiten medir los cambios en el ingreso que son necesarios para compensar las variaciones en los precios. Por otro lado, clasifican de forma coherente y acorde a las preferencias del consumidor los cambios en el presupuesto.

Este estudio utiliza las medidas mencionadas anteriormente en el análisis del bienestar económico y las políticas públicas, con el propósito de contribuir al estado actual de conocimiento en esta área. En la segunda sección, se examinan los hechos estilizados relacionados con la inflación, inflación de alimentos, consumo de hogares según dimensión y la relevancia de los alimentos dentro de la cesta de consumo, y la política salarial, que los gobiernos aplican para preservar el poder adquisitivo de los salarios.

La tercera sección aborda la revisión literaria relacionada al bienestar, teorizando la medición y descripción de la variación equivalente y compensatoria de la renta, lo que permite establecer un marco teórico sólido para el estudio empírico.

La cuarta sección ofrece una breve descripción del proceso de recopilación de información, así como su procesamiento, utilizado en el marco empírico y la aplicación del algoritmo de Vartia. Por su parte, como quinto punto se presentan los resultados obtenidos a partir de la aplicación del algoritmo de Vartia para el caso de Bolivia. Asimismo, se muestran las mediciones de la variación equivalente y compensatoria según departamento, decil de ingreso y actividad económica.

Finalmente, se exponen las conclusiones derivadas del estudio. Se resumen los principales hallazgos y se sugieren posibles líneas de investigación en el campo de la medición del bienestar económico en Bolivia, un ámbito poco explorado por los investigadores a nivel microeconómico.

2. Hechos estilizados

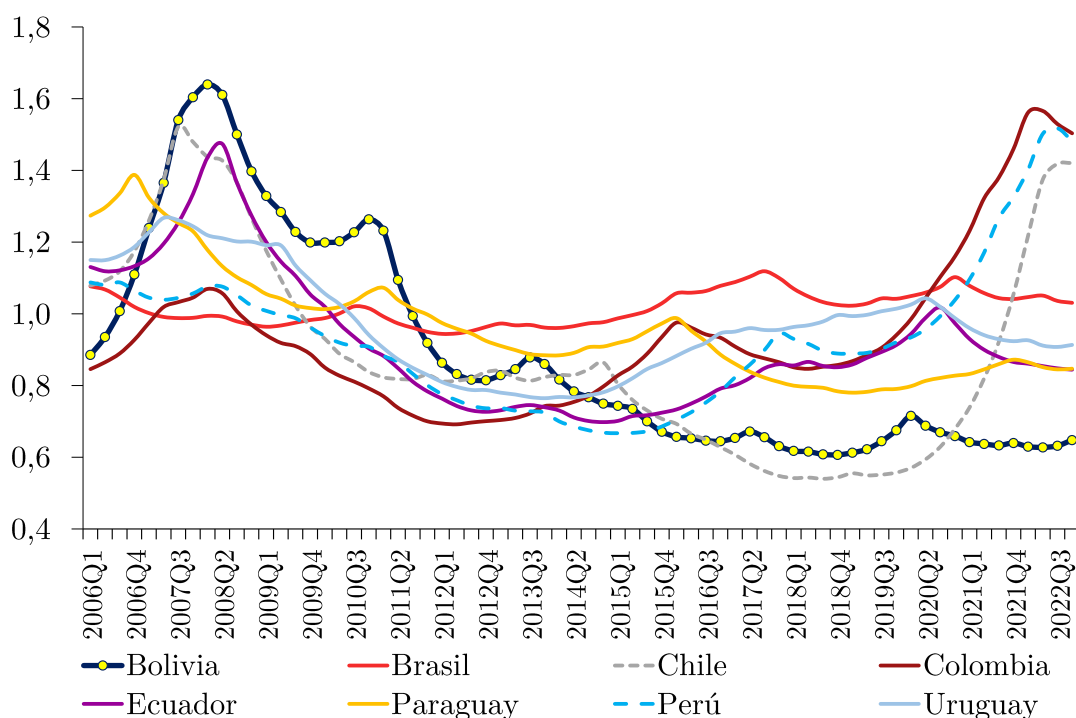
En 2020, la pandemia de la COVID-19 impactó negativamente en la economía mundial, manifestándose en retrocesos en materia económica y social, con la caída de la producción y productividad, aumento del desempleo y del nivel precios.

Asimismo, la aparición de nuevas variantes incrementó la incertidumbre a nivel mundial que derivó en mayores restricciones sanitarias para contener la propagación del virus. Este hecho se tradujo en una contracción de la oferta de bienes. Seguidamente, las tensiones geopolíticas de 2022 en Europa desembocaron en un conflicto bélico entre Rusia y Ucrania, paralizando la oferta de productos agrícolas, combustibles, minerales y fertilizantes. Además, los costos de transporte se incrementaron, hechos que derivaron en una aceleración de la inflación a nivel global.

El proceso inflacionario causado por estos eventos afectó a la región sudamericana, especialmente en 2022, aumentando la volatilidad de precios en los alimentos, lo cual resultó en una caída del ingreso real y un aumento del costo de vida, impactando en el bienestar en general.

La volatilidad es un factor crucial que influye en la estabilidad de precios y en la capacidad de los hogares para acceder a una cesta de consumo. Es notable que los países con menor volatilidad de precios gozan de mayor estabilidad, lo que fortalece la confianza de los hogares en su capacidad de adquirir bienes. En contraposición, países con mayor volatilidad enfrentan mayores desafíos para mantener la estabilidad en precios, dificultando el acceso a una cesta de bienes para los hogares. En el Gráfico (1) se puede observar la volatilidad¹ de los precios de los alimentos en los países de la región durante el período comprendido entre 2006 y 2022.

Gráfico 1: Volatilidad de la inflación de alimentos de Sudamérica, 2006q1-2022q4



Elaboración: Propia de los autores

Fuente: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)

1. Se utilizó un modelo de volatilidad estocástica (SV) estándar, el cual se describe a continuación:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t^y \quad \varepsilon_t^y (0, e^{h_t}) \quad (1)$$

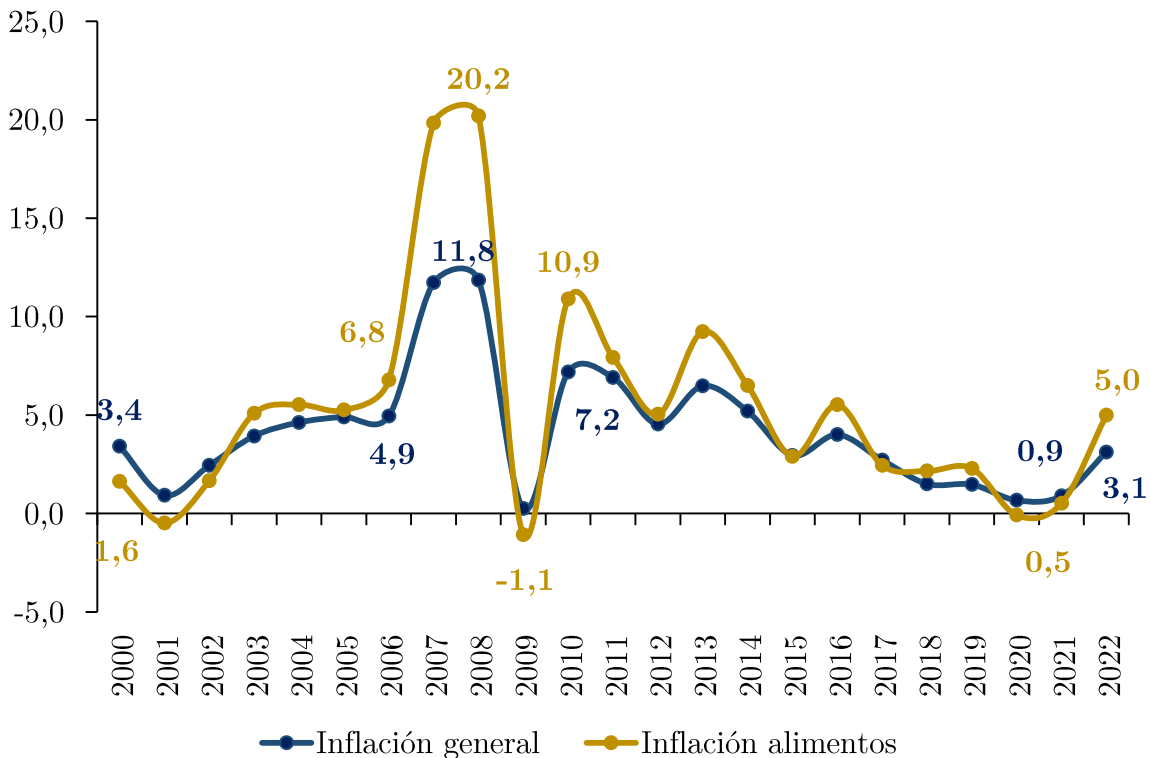
$$h_t = \mu_h + \psi(h_{t-1} - \mu_h) + \varepsilon_t^h \quad \varepsilon_t^h (0, \omega_h^2) \quad (2)$$

Donde, la volatilidad logarítmica, representada por h_t , sigue un proceso autorregresivo $AR(1)$ estacionario con $|\psi_h| < 1$ y media incondicional μ_h . Las perturbaciones ε_t^y y ε_t^h no están correlacionadas. Para mayores detalles se sugiere revisar Chan y Grant (2016), Yang y Hamori (2018) y Fernández y Rodríguez (2020).

La medida de volatilidad de precios de alimentos proporciona información sobre la estabilidad de los precios y su impacto en el bienestar económico de los hogares. Al analizar el promedio de la volatilidad estimada, se observa que Bolivia, Chile y Ecuador tienen niveles bajos de volatilidad en los precios de alimentos y bebidas, mientras que Brasil, Uruguay y Paraguay presentan alta inestabilidad en los precios de este rubro.

En Bolivia, la inflación general pasó de 0,9% en 2021 a 3,1% en 2022, y el de alimentos se incrementó de 0,5% a 5%, para el mismo período de referencia, ver Gráfico (2). Sin embargo, este proceso inflacionario no se compara al de otros países de la región, donde hubo incrementos más pronunciados del nivel de precios.

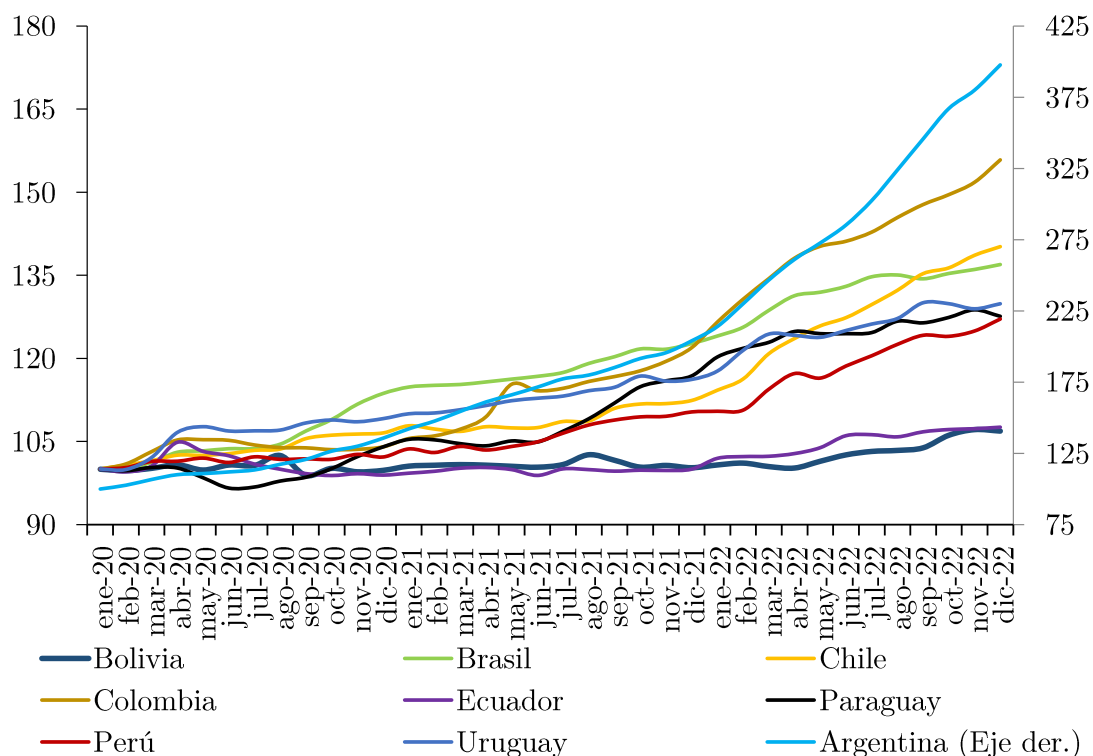
Gráfico 2: Inflación general y de alimentos de Bolivia, 2000-2021



Elaboración: Propia de los autores
 Fuente: Instituto Nacional de Estadística de Bolivia (INE)

Según división de alimentos y bebidas no alcohólicas, la región sudamericana tuvo procesos inflacionarios más elevados en Argentina con 4,7% y en Colombia con 2,7%, resultado del contexto internacional, y en el Gráfico (3) se puede apreciar una evolución más pronunciada a partir del último trimestre de 2021. En el otro extremo se encuentran Bolivia y Paraguay con deflaciones de 0,2% y 0,9%, respectivamente.

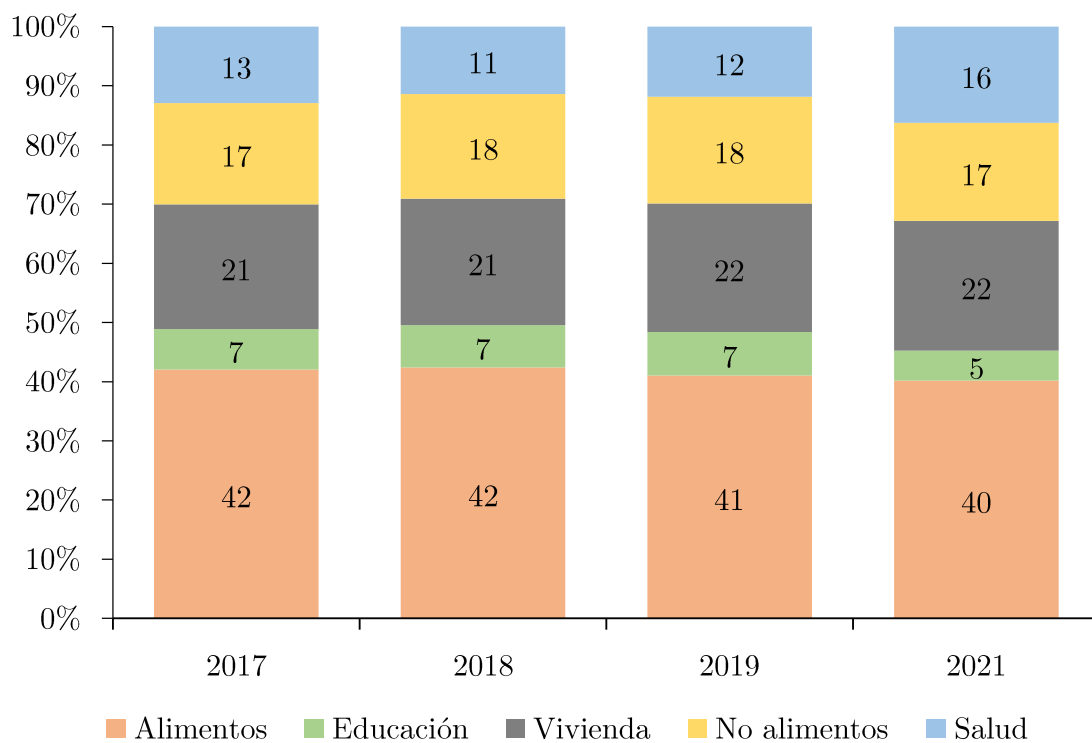
Gráfico 3: Índice de precios de Alimentos y bebidas no alcohólicas de Sudamérica (2020=100), 2020-2022



Elaboración: Propia de los autores

Fuente: Institutos de estadística de cada país

Gráfico 4: Gasto de los hogares, según dimensión, 2017-2021



Elaboración: Propia de los autores

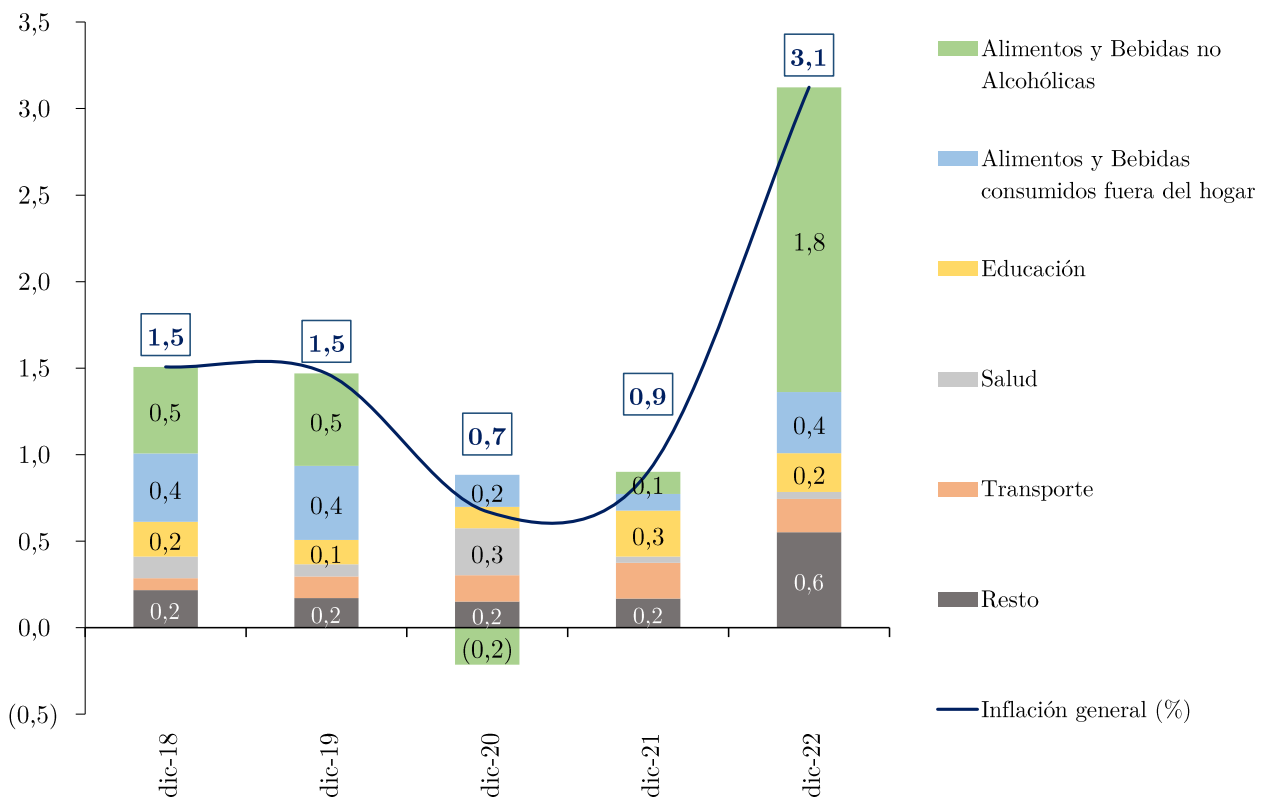
Fuente: Instituto Nacional de Estadística de Bolivia (INE) en base a Encuesta de Hogares

La inflación tiene un impacto negativo sobre el bienestar de los individuos, principalmente de personas de ingresos bajos o en situación de pobreza, puesto que determina su comportamiento de consumo de bienes y servicios, donde la dimensión de alimentos tiene una mayor ponderación en el presupuesto de las familias.

En efecto, los hogares bolivianos destinan gran parte de su presupuesto a la alimentación, en 2021 representó el 40 % del gasto total, seguido de vivienda con 22 %, no alimentos con 17 %, salud con 16 % y educación con 5 %, tal y como se puede apreciar en el Gráfico (4).

La importancia de los alimentos se ve en la misma canasta del IPC, que de los 397 productos y servicios, el 27 % tienen una ponderación correspondiente a alimentos y bebidas no alcohólicas, y el 14 % a alimentos y bebidas consumidos fuera del hogar, dando un total del 41 %. Analizando el comportamiento de la inflación y la incidencia de sus divisiones, de la inflación anual de 3,1 %, 2,2 puntos porcentuales (pp) corresponden a alimentos, que equivale al 68 %.

Gráfico 5: Incidencia de las divisiones en la inflación anual de Bolivia, 2018-2022

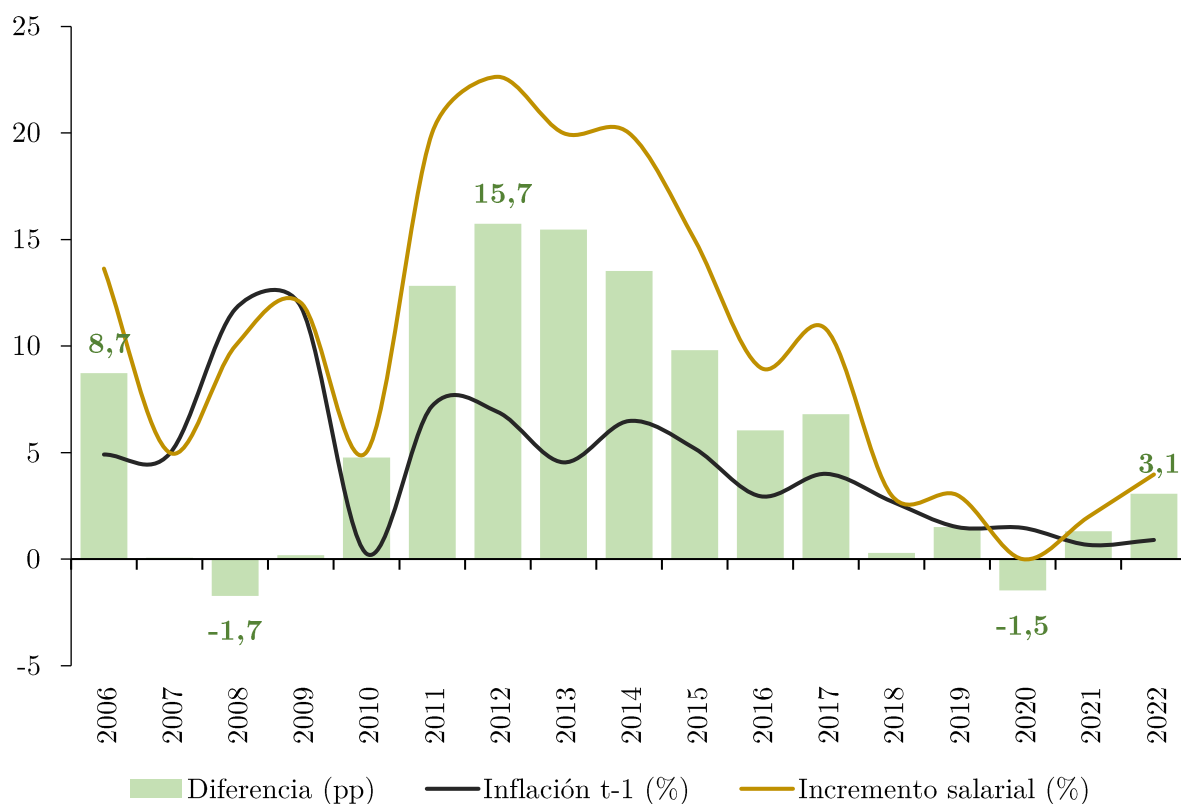


Elaboración: Propia de los autores
 Fuente: Instituto Nacional de Estadística de Bolivia (INE)

Sin embargo, una forma de compensar los efectos de la inflación en los hogares es a través de la política salarial. Esta medida es aplicada por muchos países en la región sudamericana, bajo distintas denominaciones. En Bolivia, Chile, Brasil y Uruguay es llamado salario mínimo nacional; en Argentina es denominado salario mínimo vital; en el caso de Colombia es el salario mínimo legal; en Ecuador es el salario unificado; y en Perú es la remuneración mínima vital.

En Bolivia, el gobierno nacional incrementa el salario mínimo nacional tomando como punto de referencia la inflación de una gestión anterior. A partir de 2006, el país aplicó esta medida con mayor constancia, puesto que es una forma de reponer el poder adquisitivo de la moneda nacional; en ese sentido, el salario mínimo nacional pasó de Bs440 en 2005 a Bs2.250 en 2022. En comparación con la inflación, el incremento salarial de 2022 (4%) fue superior a la inflación del año anterior (0,9%), que representa un incremento del salario mínimo real de 3,1pp.

Gráfico 6: Incrementos al salario mínimo nacional e inflación de Bolivia, 2006-2022

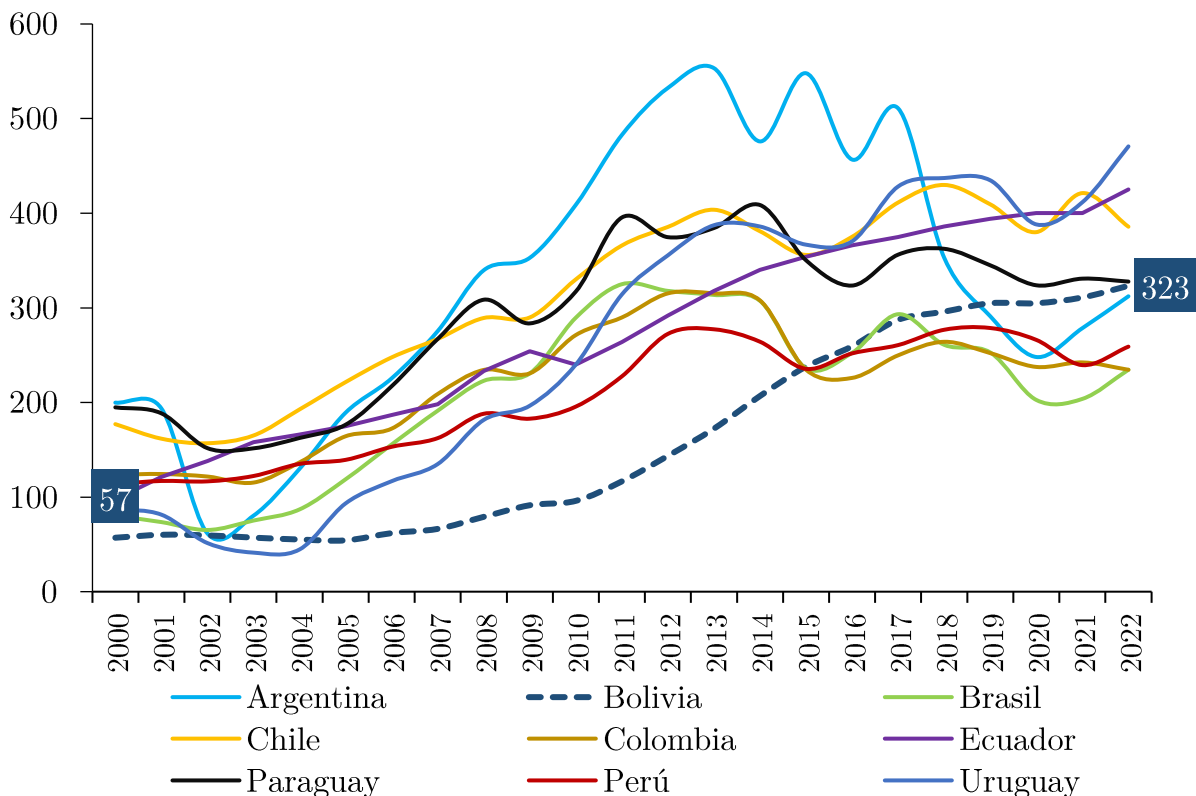


Elaboración: Propia de los autores

Fuente: Instituto Nacional de Estadística de Bolivia (INE), Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas (UDAPE) y Decretos Supremos de cada gestión.

La política salarial juega un papel fundamental en la región sudamericana, aunque su evolución no fue constante en el tiempo en muchos países, debido a distintos factores, ya sean internos o externos. Sin embargo, Bolivia tuvo un acelerado crecimiento del salario mínimo nacional a partir de 2005, acortando las brechas existentes en este indicador en relación con otros países, donde el país tenía en el año 2000 el salario mínimo nacional más bajo de la región con \$us 54, en tanto que Argentina tenía el salario más elevado con \$us 200. En 2022, la situación se revirtió, Bolivia con un salario mínimo de \$us 323 escaló posiciones y superó a Argentina (\$us 312); ésto debido en parte a la crisis que atraviesa la economía argentina, elevada inflación y la constante devaluación de su moneda. Este hecho reestructuró las posiciones de los salarios mínimos en la región, donde Uruguay ostenta el salario mínimo más elevado con \$us 471; y en el otro extremo se encuentra Brasil con \$us 235.

Gráfico 7: Salario mínimo nacional de Sudamérica, 2000-2022
(En dólares americanos)



Elaboración: Propia de los autores

Fuente: Instituto Nacional de Estadística de Bolivia (INE), Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas (UDAPE), e institutos oficiales de cada país.

3. Revisión de la literatura

La economía desempeña un papel clave al proporcionar a los *policymakers* información precisa sobre los impactos de la política. En este sentido, los cambios en los precios son de gran relevancia para el bienestar de los hogares. Estos cambios se manifiestan en el mercado del consumidor (precios de los bienes) o el sector del gobierno (Impuestos y subsidios), los cuales pueden tener efectos en los ingresos y su distribución de los hogares. Además, los precios también se ven afectados en los mercados financieros (tasa de interés) y en los mercados laborales a través de los salarios.

Estos temas son fundamentales para comprender y evaluar el impacto de los precios en el bienestar. Es decir, cualquier variación en el precio de un bien puede tener un efecto significativo en la cantidad de consumo, lo que a su vez puede modificar el nivel de utilidad que se obtiene de ese bien. La medida ideal para evaluar la variación del bienestar sería aquella que refleje la variación de la utilidad experimentada como resultado de una política económica específica.

Consideremos dos conjuntos de precios y renta, (p^0, m^0) y (p', m') , que representan diferentes regímenes de política económica. Si (p^0, m^0) es el estado inicial y (p', m') es el cambio en el presupuesto, la variación del bienestar sería la diferencia entre las utilidades indirectas, es decir, $v(p', m') - v(p^0, m^0)$. Si esta diferencia de utilidad es positiva, se justificaría un cambio en la política económica para el consumidor, en caso contrario el cambio no sería recomendable.

Aunque el enfoque de la utilidad es puramente ordinal², una medida monetaria del bienestar es útil para los responsables de la política económica al evaluar los beneficios y costos que afectarían a los consumidores. Por lo tanto, la función de utilidad indirecta métrica monetaria es una medida adecuada para evaluar la diferencia de utilidad y el impacto en el bienestar. (Mas-Colell et al., 1995)

En el análisis de la utilidad indirecta monetaria, se utilizan dos medidas: la variación equivalente y la variación compensatoria³ para evaluar

2. Se refiere a una forma de clasificar o comparar las preferencias de los consumidores en términos de su orden de clasificación, en lugar de asignarles un valor numérico específico.

3. Son medidas razonables para evaluar cómo la variación de los precios afecta el bienestar. Ambas miden las diferencias entre las utilidades generadas por los cambios en los precios, pero su magnitud puede diferir debido a que se basan en distintas funciones de utilidad de referencia. No obstante, es importante destacar que el signo de ambas medidas siempre es el mismo. (Varian, 1992)

las diferencias en utilidad, propuestas por Hicks (1941, 1943). La variación equivalente, se basa en los precios actuales y busca determinar qué cambio en la renta a estos precios sería equivalente a la variación propuesta en términos de su impacto en la utilidad. Por otro lado, la variación compensatoria, se basa en los nuevos precios y busca determinar cuánto debería cambiar la renta del consumidor para compensar la variación en los precios y mantener su utilidad constante.

3.1 Variación equivalente y compensatoria de la renta

El objetivo de la economía del bienestar es evaluar el impacto de las políticas económicas y proyectos en el bienestar de las personas. Para esto, se utilizan medidas estándar como la variación equivalente y compensatoria de la renta, que permiten determinar cómo los cambios afectan el bienestar en comparación con las alternativas disponibles.

Como señala Antelo (2017), un cambio en el bienestar puede darse cuando un consumidor, ante dos cestas de consumo x^* y x^\diamond , donde $x^* \succ x^\diamond$, pero el consumidor elige x^\diamond porque x^* resulta inalcanzable. Si se produce un cambio en el valor de algún parámetro que le permite elegir x^* , entonces su bienestar aumentará. En otras palabras, este cambio le permite al consumidor alcanzar una cesta de consumo que le resultaba más deseable.

Considerando dos conjuntos de precios, p^0 y p^1 , que corresponden a una situación inicial y final. Suponemos que la renta, m , es la misma en ambas situaciones. Para determinar si el consumidor está en un estado mejor o peor, podemos comparar las utilidades obtenidas en cada situación, $u(x^0(p^0, m))$ y $u(x^1(p^1, m))$. Para ello, utilizamos las demandas marshallianas y comparamos las utilidades $v(p^0, m)$ y $v(p^1, m)$.

A pesar de que es posible calcular las diferencias de utilidad mediante la función de utilidad indirecta, estas diferencias no son directamente observables debido a que la propia utilidad, no lo es. En otras palabras, la función de utilidad es ordinal. (Antelo, 2017)

Para expresar las diferencias de utilidad en una magnitud medible cuantitativamente (términos monetarios), utilizamos la función del gasto, definida como $e(p, u) = px^h(p, u)$, donde $x^h(p, u)$ es el sistema de demandas hicksianas. Debido a que esta función es una aproximación dual a la utilidad y a las variaciones en la misma, podemos utilizarla para medir las diferencias de utilidad en términos monetarios.

3.1.1 Medición del bienestar a través de valoraciones monetarias

La medición del bienestar económico del consumidor a través de valores monetarios ha sido ampliamente estudiada en la literatura, como se ha discutido en Hicks (1986); Chipman y Moore (1980) y Willig (1976).

En la literatura, se ha reconocido que la función de utilidad directa (FUI) no puede medir la cuantía cardinal⁴ del cambio en el bienestar, ya que la utilidad en sí misma es inobservable. Sin embargo, se argumenta que la función de gasto (función inversa de la utilidad indirecta), que es una transformación monótona creciente de la FUI, puede medir los cambios de bienestar en términos monetarios. Esto nos permite evaluar el cambio en el bienestar producido por variaciones en los precios y la renta del consumidor.

Consideremos dos periodos, $t = [0, 1]$, se examina la variación en la utilidad del consumidor en el período 1 en comparación con el período 0 al variar el precio de un bien. Sea $u^R \equiv v(p^t, m)$ un nivel de utilidad referencial y las funciones de gasto $e(p^t, v(p^t, m)) \equiv e(p^t, u^R)$. Estas funciones indican la cantidad mínima de renta necesaria para alcanzar, a los precios del período corriente t, p^t , el nivel de utilidad de referencia u^R . La diferencia $e(p^1, u^R) - e(p^0, u^R)$ representa la variación del bienestar medida en términos monetarios con respecto al nivel de utilidad u^R cuando los precios cambian de p^0 a p^1 .

Al medir cambios entre dos periodos, es importante definir un nivel de referencia para que la medida sea coherente. Se utilizan dos niveles de referencia, lo que resulta en dos medidas de bienestar: la variación compensatoria de la renta si se utiliza u^0 como nivel de referencia y la variación equivalente de la renta si se utiliza u^1 .

3.1.2 Variación compensatoria de la renta

En este caso, el nivel de utilidad que se adopta con referencia es el del periodo inicial u^0 , con lo se tiene la siguiente medición del cambio en el bienestar.

- **Variación compensadora de la renta (VCR)**⁵: Es la cantidad de dinero que hay que dar o quitar al consumidor para mantener su

4. Es una medida numérica utilizada para cuantificar la satisfacción de un consumidor, permitiendo comparar el nivel de preferencia en opciones de consumo distintas.

5. Alternativamente se define la VCR como la cantidad de dinero que añadida o sustraída a la renta del consumidor mantiene a este en su utilidad inicial, u^0 , cuando varían los precios.

utilidad inicial (u^0), en la situación final tras el aumento o reducción de precios.

Utilizando la función de gasto, si $e(p^1, u^0)$ es la renta mínima, a precios p^1 , para alcanzar el nivel de utilidad u^0 , siendo $u^0 = v(p^0, m)$, mientras que $e(p^0, u^0)$ es la renta mínima, a precios p^0 , para lograr el nivel de utilidad u^0 , se expresa VCR como:

$$VCR(p^0, p^1, u^0) = e(p^1, u^0) - e(p^0, u^0) \quad (3)$$

reescribiendo la ecuación anterior:

$$e(p^0, u^0) = e(p^1, u^0) \pm VCR(p^0, p^1, u^0) \quad (4)$$

Se aprecia como VCR es una cantidad negativa si el consumidor empeora con el cambio de precios, lo cual sucede cuando $p^1 \geq p^0$, en cuyo caso $v(p^1, m)$ es menor $v(p^0, m)$ y habrá que darle renta para mantener su utilidad inicial. En efecto, dado que $e(p, u)$ es no decreciente en p , al aumentar los precios de los bienes en el período 1, resulta $e(p^1, u^0) - e(p^0, u^0) > 0$, con lo cual, en $t = 1$ es necesario gastar más que en $t = 0$ para mantener el nivel de utilidad u^0 . Es por eso que VCR es negativo⁶. Lo contrario sucede cuando $p^1 \leq p^0$, en cuyo caso el consumidor mejora con el cambio de precios y tiene que gastar menos para mantener la utilidad u^0 , por lo que VCR es positiva dada la relación inversa entre gasto y utilidad.

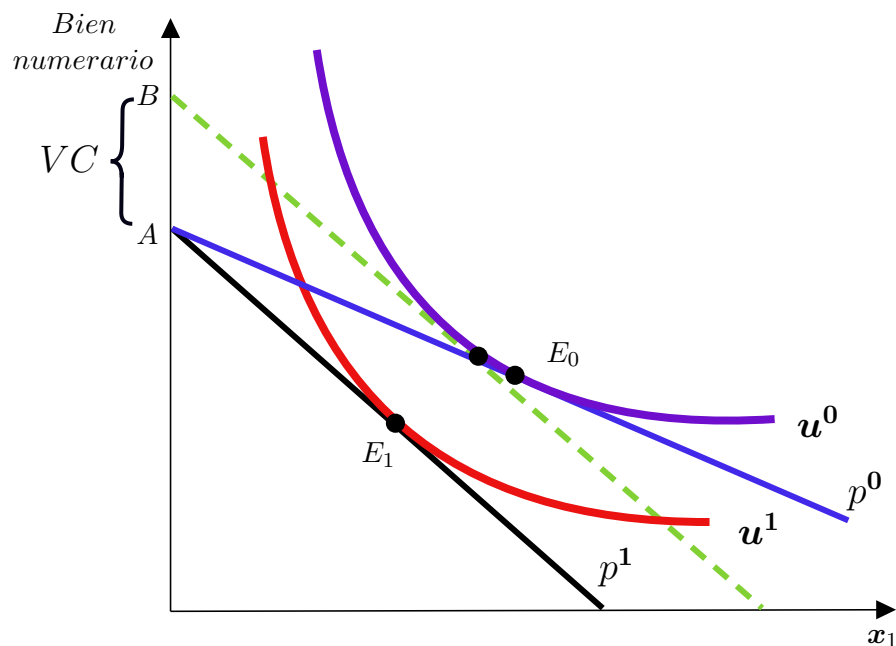
En términos formales, tenemos $v(p^1, m - (-VCR)) = v(p^0, m)$, si $p^1 \geq p^0$ (incremento del precio) y $v(p^1, m - VCR) = v(p^0, m)$, si $p^1 \leq p^0$ (disminución del precio). El contenido de esta expresión, en el caso de que $p_1^1 > p_1^0$, se ilustra en el Gráfico (8). Observamos que al incrementarse el precio del bien 1, la VCR viene dada por la cantidad de renta BA , la cual es negativa. Esto significa que si al consumidor no se le proporciona ese monto de renta adicional, el aumento de precios resultará en una disminución de bienestar por dicha cuantía.

Al utilizar el teorema fundamental del cálculo junto al lema de Shephard, la VCR se obtiene al calcular la integral de la función de demanda hicksiana correspondiente al nivel de utilidad u^0 entre los precios que han experimentado cambios entre $t = 0$ y $t = 1$. Es decir, la VCR se calcula:

$$VCR(p^0, p^1, u^0) = e(p^1, u^0) - e(p^0, u^0) = \int_{p_1^0}^{p_1^1} \frac{\partial e(p, u^0)}{\partial p_1} dp_1 = \int_{p_1^0}^{p_1^1} x_1^h(p, u^0) dp_1 \quad (5)$$

6. la función de gasto es la inversa de la función de utilidad indirecta, por lo que si tenemos que gastar mas para mantener el nivel de utilidad, la VCR será negativa, y viceversa.

Gráfico 8: Variación compensatoria de la renta



Nota: Para un incremento en precios de x_1
 Elaboración: Propia de los autores

3.1.3 Variación equivalente de la renta

Al considerar el nivel de utilidad del periodo final como referencia, u^1 . Con ello, resulta siguiente definición:

- **Variación equivalente de la renta (VER)**⁷: Es la cantidad de dinero que hay que dar o quitar al consumidor, con precios y renta de la situación inicial, para que obtenga el mismo nivel de utilidad que en la situación final, u^1 .

De manera formal se tiene la expresión:

$$VER(p^0, p^1, u^1) = e(p^1, u^1) - e(p^0, u^1), \quad (6)$$

Donde $e(p^1, u^1)$ es la renta mínima para alcanzar el nivel de utilidad u^1 cuando los precios son p^1 y $e(p^0, u^1)$. Si reescribimos (6) como:

$$e(p^0, u^1) = e(p^1, u^1) \pm VER(p^0, p^1, u^1), \quad (7)$$

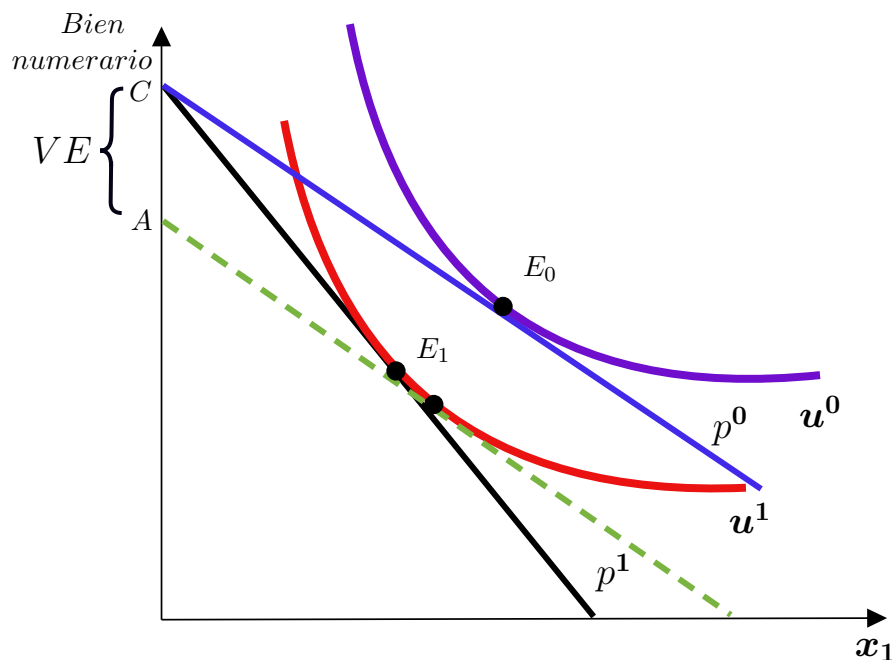
se comprueba que VER es positiva cuando la variación en los precios es tal que $p^1 \leq p^0$ y mejora el bienestar del consumidor, mientras que es negativa cuando $p^1 \geq p^0$ y empeora el bienestar.

7. También se puede definir VER como la cantidad de renta que hace que el cambio de precios de p^0 a p^1 tenga el mismo efecto en el bienestar del consumidor que si su renta hubiese cambiado de m a $m \pm VER$.

Es decir, VER es la renta que hace que $v(p^0, m - (-VER)) = v(p^1, m)$, si $p^1 \geq p^0$ y $v(p^0, m - VER) = v(p^1 \leq p^0)$. En el Gráfico (9) se observa que ante el aumento en el precio del bien 1, $p_1^1 \geq p_1^0$, VER viene dada por la cantidad de dinero CA. Entonces, VER se traduce a una integral sobre la función de demanda hicksiana correspondiente al nivel de utilidad u^1 .

$$VER(p^0, p^1, u^1) = e(p^0, u^1) - e(p^1, u^1) = \int_{p_1^0}^{p_1^1} \frac{\partial e(p, u^1)}{\partial p_1} dp_1 = \int_{p_1^0}^{p_1^1} x_1^h(p, u^1) dp_1 \quad (8)$$

Gráfico 9: Variación equivalente de la renta



Nota: Para el caso de un aumento en el precio de x_1
 Elaboración: Propia de los autores

Al comparar dos situaciones en términos de bienestar y su relación con la variación de precios, podemos observar una mejora (empeoramiento) en la situación del consumidor. Tanto la VCR como la VER presentan un signo positivo (negativo), según corresponda. Sin embargo, la magnitud de estas medidas puede variar debido a que se consideran diferentes niveles de utilidad. Con respecto al bienestar del consumidor sucede lo siguiente:

- Cuando $p_1^1 > p_1^0$, la reducción en el bienestar es tal que, en valor absoluto, $VCR > VER$ si el bien es normal y $VCR < VER$ si es inferior.
- Cuando $p_1^1 < p_1^0$, el aumento de bienestar es tal que, en términos absolutos, $VCR < VER$ si el bien es normal, mientras que $VCR > VER$ si es inferior.

La elección de la medida apropiada está condicionada al problema específico a resolver. Para establecer una compensación para nuevos precios, la variación compensatoria es adecuada. Sin embargo, si se busca una medida de disposición a pagar, probablemente sea mejor utilizar la variación equivalente, esta medida mide la variación de la renta a los precios actuales, lo que facilita la evaluación del valor monetario en comparación con precios hipotéticos. Además, al comparar propuestas de cambio de política, la variación equivalente mantiene los precios fijos, mientras que la variación compensatoria utiliza diferentes niveles de precios.

En cuanto a la relación entre la variación equivalente (VER) y la variación compensatoria (VCR), específicamente en el contexto de un solo cambio de precio y un bien normal, VER será mayor que VCR para una caída en el precio y $VER < VCR$ para un aumento en el precio. Esta relación se modifica cuando el bien en cuestión es un bien inferior. Si no hay efectos de riqueza para un bien en particular, entonces VER y VCR serán los mismos para un cambio de precio dado. (Varian, 1992)

Al comparar dos medidas monetarias de bienestar, surge la pregunta de si ambas ofrecen resultados similares. Sin embargo, estas dos medidas muestran resultados distintos. Solo en el caso en que el efecto renta de la ecuación de Slutsky sea nulo, ambas medidas coincidirán ($AB = AC$). Este resultado se explica por el hecho de que, en ausencia de un efecto renta, las curvas de indiferencia son paralelas entre sí, lo que implica que cualquier cambio en el nivel de renta no alterará la cantidad consumida del bien.

3.2 Equilibrio parcial

Considerando la teoría microeconómica, es importante destacar los dos teoremas del bienestar en relación a un equilibrio general competitivo. El primer teorema establece que cuando se alcanza un equilibrio competitivo con un conjunto de precios y una asignación, esta última es eficiente en el sentido de Pareto. El segundo teorema señala que si una asignación es eficiente, entonces existe una distribución de riqueza entre los agentes que forma parte de un equilibrio competitivo.

Sin embargo, en equilibrio general existen distorsiones como fallos de mercado, información asimétrica, mercados incompletos, externalidades, entre otros. Estos factores impiden el vaciado de mercado. Además, la tarea de abordar el bienestar es compleja y aún más difícil de cuantificar

en la evidencia empírica. Por lo tanto, en el presente estudio se considerará equilibrio parcial, este enfoque permite examinar un determinado mercado que se ve afectado directamente por el cambio de política, donde se asume que los efectos ingreso son marginalmente pequeños y los precios de los demás bienes no se vean afectados por lo que ocurra en este mercado.

El enfoque de equilibrio parcial presenta varias ventajas técnicas al requerir menos información y permitir evaluaciones de bienestar más simples. Además, permite incorporar fenómenos no considerados en los supuestos, como externalidades y competencia imperfecta. En este trabajo, se considera pertinente adoptar un enfoque de equilibrio parcial en línea con Rubin de Celis y Espinoza (2015).

3.3 Medición del Bienestar

La medición del bienestar es un tema central en la teoría económica y ha generado una amplia variedad de enfoques para su evaluación. En particular, el enfoque de la variación equivalente y compensatoria son medidas estándar ampliamente utilizadas para cuantificar los cambios en el bienestar de los consumidores. Estos métodos son fundamentales para entender y medir el impacto de los de los precios en el bienestar de los individuos.

Hicks (1942) describió cinco medidas para cuantificar cambios en el bienestar bajo variaciones de precios en el campo de la economía aplicada al bienestar, incluyendo la variación del excedente del consumidor (EC)⁸, la variación equivalente de la renta (VER), la variación compensatoria (VCR), la variación de Laspeyres (VL) y la variación de Paasche (VP). En este artículo, se abordarán las medidas de variación equivalente y compensatoria de la renta.

En general, para abordar el problema de integrabilidad (sistema de ecuaciones diferenciales parciales en términos de la función de gasto) y la medición de cambios en el bienestar (diferencia entre la función de gasto de dos períodos diferentes) se recurre a métodos de aproximaciones numéricas que consisten en recuperar los ingresos (gastos) compensados de la función de demanda ordinaria.

8. Ha recibido críticas por parte de algunos autores, quienes argumentan que (1) solo es válido bajo ciertas condiciones, como la invariabilidad de la utilidad marginal de los ingresos reales, (2) no tiene en cuenta los cambios distributivos que pueden derivarse de los cambios de precios, (3) se enfoca en el equilibrio parcial, (4) puede no ser adecuado para grandes cambios de precios y (5) no considera el axioma de las preferencias reveladas. (Araar y Verme, 2019)

Breslaw y Smith (1995) desarrollaron un método eficiente para estimar una medida precisa de bienestar en un sistema de n ecuaciones, junto con la varianza. El algoritmo de convergencia cuadrática se distingue por su precisión y capacidad para estimar tanto la variación equivalente como la compensatoria. En lugar de aplicar técnicas de integración numérica directamente, los autores optaron por representar la función de gasto como una expansión de Taylor, lo que se basa en la aproximación de McKenzie y Pearce (1976). Este algoritmo tuvo una importante contribución a la literatura sobre bienestar aplicado, ya que proporciona una estimación exacta de la variación equivalente y compensatoria en un sistema de n ecuaciones, además de estimar los intervalos de confianza correspondientes.

Dado que las verdaderas funciones de utilidad y demanda son desconocidas, las estimaciones de los cambios en el bienestar suelen basarse en aproximaciones. Para el desarrollo del presente documento se aplicará la aproximación numérica propuesta por de Vartia (1983). El algoritmo de Vartia es un método computacional riguroso para estimar la variación equivalente y compensatoria en la demanda de bienes. La metodología de Vartia ha sido empleada en múltiples estudios empíricos, cuyo objetivo ha sido evaluar el bienestar de los consumidores y los efectos de las políticas públicas.

La propuesta de Vartia (1983) para medir los cambios en el bienestar difiere de los enfoques tradicionales en economía, que parten de una función de utilidad ex-ante o derivan los cambios en el bienestar a través de una expansión de Taylor de una función de utilidad desconocida. En cambio, Vartia propone un enfoque basado en la teoría de las preferencias reveladas, que consiste en trabajar hacia atrás, comenzando desde una función de demanda conocida y derivando el cambio en la utilidad de esta función. En su trabajo, Vartia deriva las condiciones que relacionan la función de demanda $h(\cdot)$ con la función de utilidad indirecta $V(p, C)$ y utiliza estas condiciones para derivar la ecuación diferencial de primer orden en la función de ingreso monetario (gasto) $C(\cdot)$.

$$\frac{\partial C(t)}{\partial t} = \sum h_k(p(t), C(t)) \frac{\partial p_i(t)}{\partial t} \quad (9)$$

Donde t se refiere al número de la iteración. Con el previo conocimiento de la función de demanda, es posible derivar x iterativamente y aproximar ΔC . Por lo tanto, la VC puede expresarse en términos de la suma de los cambios marginales sobre una función de demanda conocida.

$$VC = \frac{1}{2} \sum_t \sum_k (x_k(p^t, m^t) + x_k(p^{t-1}, m^{t-1})) (p_k^t - p_k^{t-1}) \quad (10)$$

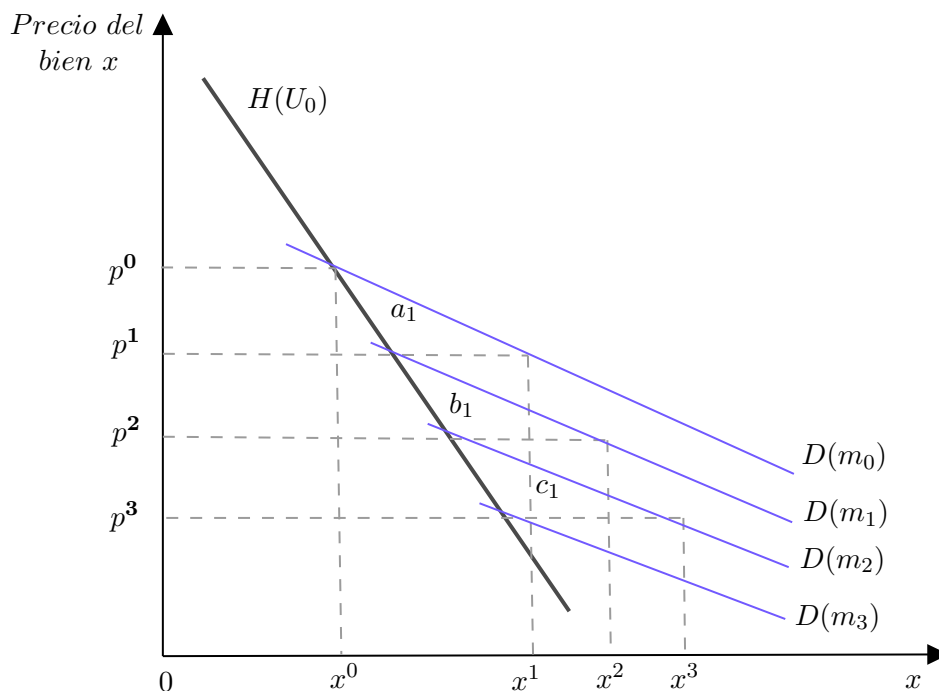
Para la medida de la VC tenemos que $p^{t=0} = p^a$ es el precio inicial y $p^{t=n} = p^b$ es el precio final cuando el número de iteraciones es n y que $p^t - p^{t-1} = \frac{dp}{n}$. El algoritmo Vartia es reversible y esto permite estimar el VE al precio p_t como:

$$VE = \frac{1}{2} \sum_t \sum_k (x_k(p^{n-t}, m^t) + x_k(p^{n-(t-1)}, m^{t-1})) (p_k^{n-t} - p_k^{n-(t-1)}) \quad (11)$$

y $m^t = \hat{m}^{t-1}$. Donde p_k^{n-t} para $t = 0$ es el precio del bien k en el período final.

El algoritmo de Vartia y su aplicación en la estimación del ingreso compensado m^c , se ilustra en el Gráfico (10), donde el precio disminuye desde p^0 hasta p^3 .

Gráfico 10: Algoritmo de Vartia para el cálculo de la VC



Nota: Para el caso de una reducción en el precio de x
 Elaboración: Propia de los autores
 Fuente: Extraído de Chen (2009)

Para calcular la renta compensada en p^1 , se debe sumar la renta inicial más el área a_0 . Sin embargo, este último simplemente se aproxima a $a_0 + a_1$ utilizando de forma intermedia la función de demanda marshalliana para la estimación. Después de esta primera iteración, pasamos a la segunda

iteración para evaluar el ingreso compensado en p^2 . Esto se basa en el m^1 estimado más el VC de p^1 a p^2 que se aproxima al área $b_0 + b_1$. Se repite el mismo procedimiento para evaluar m^3 al precio p^3 . Al final, el ingreso compensado (m^3) en p^3 es igual a $(m + (a_0 + b_0 + c_0) + (a_1 + b_1 + c_1))$. Por supuesto, el término de error $(a_1 + b_1 + c_1)$ convergerá a cero cuando el número de iteraciones sea alto y el cambio de precio en cada iteración se vuelva infinitesimal. De esta forma, es posible utilizar el algoritmo de Vartia para determinar la relación entre el cambio de precios y la variación en la renta compensada.

Los algoritmos de Vartia y Breslaw y Smith (BS) son enfoques comúnmente utilizados para medir el cambio del bienestar económico. De acuerdo a Sun y Xie (2013), quienes analizaron la precisión de estos métodos, el algoritmo de Vartia y el algoritmo de BS son métodos numéricos para medir el ingreso (gasto) compensado y convergen cuadráticamente. Los autores realizan diferentes simulaciones y hallan que cuando el cambio de precio dentro de cada paso de partición es pequeño, el error del algoritmo de Vartia es aproximadamente la mitad del algoritmo de BS, y concluyen que el algoritmo de Vartia es más preciso que el de BS.

Para evaluar las medidas de bienestar y métodos computacionales, Araar y Verme (2016, 2019) realizaron un estudio comparativo de las diferentes medidas de bienestar y concluyeron que, en general, las medidas de bienestar convergen en resultados similares para cambios de precios por debajo del 10 %, independientemente de los parámetros de la demanda. Sin embargo, cuando los cambios de precios superan el umbral del 10 %, las medidas comienzan a divergir significativamente. Este hallazgo tiene implicaciones importantes para la evaluación del bienestar en diferentes escenarios de cambios de precios y destaca la necesidad de considerar cuidadosamente los efectos de los cambios de precios en la medición del bienestar económico.

En el ámbito nacional destaca el estudio que aplica el método de Vartia a datos microeconómicos en el sector de educación. En particular, se toma como referencia el trabajo de Rubin de Celis y Espinoza (2015), el cual analiza los cambios en el bienestar a través de la variación equivalente aplicada a la educación primaria en Bolivia mediante dos métodos: integrabilidad y algoritmo de Vartia, bajo un enfoque de equilibrio parcial. Los autores calculan la variación equivalente asumiendo una disminución del 1 % en el precio de la educación primaria y especificando una demanda lineal y log-lineal para cada departamento de Bolivia.

3.4 Especificación de la función de demanda

En línea con Border (2003), se plantea una función de demanda lineal, que por integrabilidad tiene como origen una función de utilidad de tipo Cobb-Douglas, esta especificación es la más utilizada en los documentos asociados a la medición del bienestar. El problema de la integrabilidad consiste en recuperar la función de utilidad del consumidor a partir de la función de demanda; las implicaciones de lo anterior son significativas en cuanto al buen comportamiento de una función de demanda, la demostración de integrabilidad se encuentra descrita en el Anexo F.

Es importante tener presente que si consideramos un sistema de funciones de demanda $x(p, m)$ que maximizan la utilidad del consumidor, podemos resumir su comportamiento observable de la siguiente manera: se cumple la condición de presupuesto equilibrado, la matriz de Slutsky asociada a $x(p, m)$ es semidefinida negativamente y $x(p, m)$ es simétrica. Estas condiciones son fundamentales para garantizar que la función de demanda sea homogénea de grado cero en precios e ingreso. Entonces, si una función que depende de los precios e ingresos satisface las tres condiciones mencionadas anteriormente, podemos afirmar que la función de demanda, se trata de una función de demanda que es continuamente diferenciable, muestra un buen comportamiento y agota la renta disponible del consumidor.

4. Datos

La información sobre encuestas de consumo, demanda o bienestar de los hogares son poco frecuentes en cuanto a su disponibilidad y elaboración. Sin embargo, se consideró pertinente utilizar la Encuesta de Hogares 2021 del Instituto Nacional de Estadística (INE) de Bolivia, puesto que la información recabada considera en su elaboración estándares estadísticos internacionales, que hacen que la muestra sea representativa y confiable a nivel nacional, por lo tanto la calidad de los datos validan los resultados obtenidos en este trabajo.

La Encuesta de Hogares (EH) 2021 recolecta características sociales, económicas y demográficas a nivel nacional. En primera instancia se consideró la EH de alimentos, la cual recaba la información de consumo de los hogares desglosado en 75 productos entre panes y cereales, frutas, azúcar, carnes y embutidos, productos lácteos y huevos, verduras y tubérculos y oleaginosas. Esta encuesta considera una muestra de 963.525 observaciones

de 12.847 familias, no obstante, no todos los hogares consumen los 75 productos. Por lo tanto, la muestra solo considera a los hogares que consumen alguno de estos 75 productos, dando como resultado una muestra de estudio de 251.780 observaciones. Asimismo, se utilizó la EH de personas para identificar características demográficas, educación, sociales entre otras.

Por otra parte, dado las características del mercado boliviano, donde las unidades de medida son distintas, para lo cual se uniformó a la unidad de medida "kilogramos" todos los productos, considerando un peso promedio para el caso de unidades como el pan, o aplicando la densidad para el caso de líquidos.

Para los precios, se procedió a identificar los 75 productos de consumo de los hogares en el Índice de Precios al Consumidor (IPC) del INE, para posteriormente crear un índice de precios para cada producto. Además, con esta información se generó índices según ciudad o conurbación, producto, división, y de alimentos y no alimentos. Así, también se consideró las ponderaciones o pesos de cada producto dentro del IPC.

5. Resultados

5.1 Modelo de demanda de alimentos

En esta sección se estimó la cantidad consumida de cada jefe de hogar considerando el consumo de los 75 productos de la división de alimentos y bebidas. Para los precios de cada producto (p_i), se utilizó el índice de precios del año 2021 de cada producto en los nueve departamentos.

El ingreso disponible se midió utilizando el ingreso del hogar ($yhog_i$), además se incluyeron variables de control (x_i) para ajustar el modelo por factores como el tamaño del hogar, la edad del jefe de hogar, escolaridad, entre otros. La especificación del modelo se basó en una demanda lineal, similar a los trabajos de Soldán y Villarroel (2009), Nogales (2009), Rodrigues Torrez (2018) y principalmente Rubin de Celis y Espinoza (2015). La ecuación de demanda lineal utilizada para estimar la relación entre la cantidad demandada de cada producto y su precio e ingreso fue:

$$cant_i = \alpha + \beta * p_i + \gamma * yhog_i + \theta * x_i + \epsilon_i \quad (12)$$

Donde α es la constante, β_i es la pendiente de la demanda para el producto i , γ es la elasticidad ingreso de la demanda, θ es un vector de coeficientes de las variables de control y ϵ_i es el término de error.

5.1.1 Estimación econométrica de la demanda

El análisis econométrico puede enfrentar desafíos potenciales, como variables omitidas y causalidad simultánea, que pueden generar la correlación entre el error y los regresores (e.g. $E(u|x) \neq 0$), provocando que el estimador OLS sea inconsistente e insesgado. En consecuencia, el efecto marginal del cambio exógeno en la j -ésima variable regresora x_j no puede ser interpretado, por lo tanto se recurre a variables instrumentales (Stock y Watson, 2012; Angrist y Pischke, 2014).

Si el instrumento (Z_i) es relevante, entonces la variación en el instrumento está relacionada con la variación en X_i . Si, además, el instrumento es exógeno, entonces esa parte de la variación de X_i captada por la variable instrumental es exógena. Por tanto, un instrumento que sea relevante y exógeno puede captar los movimientos de X_i que son exógenos. Esta variación exógena a su vez puede ser utilizada para estimar el coeficiente poblacional β (Cameron y Trivedi, 2005).

De acuerdo a Ceballos (2019), en estudios microeconómicos se enfrentan a posibles problemas de endogeneidad y se abordan con un enfoque de variables instrumentales para la obtención de estimadores consistentes. Sin embargo, la obtención de instrumentos válidos⁹ puede ser un desafío en la práctica. Incluso si existen instrumentos, estos pueden estar débilmente correlacionados con los regresores endógenos. Por tanto, ante un posible sesgo de endogeneidad, se procedió a instrumentar los precios y el ingreso ya que podría existir un posible problema de simultaneidad o variables omitidas (Ver Anexo D).

La estimación de la demanda (Ecuación 12) se realizó utilizando el método de mínimos cuadrados ordinarios (OLS), asimismo se efectuó la metodología de mínimos cuadrados en dos etapas (2SLS) y método generalizado de momentos (GMM, *por sus siglas en inglés*), ver Tabla (1).

En cuanto a la estimación, los signos en la ecuación de demanda (Ec. 12) son los esperados, teniendo una relación inversa con los precios y una relación directa con el ingreso. Además, con el fin de controlar los posibles efectos de variables socio demográficas, educativas y del hogar, se incorpo-

9. Como señalan Cameron y Trivedi (2005), para que un instrumento sea válido se requiere que cumpla con: la condición de relevancia, la cual establece que debe existir una correlación no nula entre el instrumento y la variable endógena del modelo ($corr(Z_i, X_i) \neq 0$); y la condición de exogeneidad, que establece que no debe existir correlación entre el instrumento y el término de error ($corr(Z_i, u_i) = 0$).

raron variables de control relevantes en la ecuación. Para una descripción detallada de otras especificaciones, se puede consultar la Tabla (5).

Tabla 1: Estimación de la demanda de alimentos, 2021

Cantidad consumida	OLS			2SLS	GMM
Variable	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Precios 2021	-0.005308 (0.000024) ***	-0.005056 (0.000024) ***	-0.005544 (0.000024) ***	-0.005517 (0.000025) ***	-0.006311 (0.000025) ***
Ing. hogar	0.007657 (0.00001) ***	0.007486 (0.00001) ***	0.007485 (0.00001) ***	0.001731 (0.000028) ***	0.001804 (0.000028) ***
Eje central	0.470196 (0.002317) ***		0.516036 (0.002318) ***		
Experiencia	0.045378 (0.000179) ***		0.025329 (0.000369) ***	0.01948 (0.000198) ***	0.020389 (0.000198) ***
Exp. cuadrado	-0.00094 (0.000002) ***		-0.000089 (0.000002) ***	-0.000331 (0.000003) ***	-0.000352 (0.000003) ***
Educación superior	-0.804556 (0.002329)	-0.425292 (0.002232) ***	-0.262675 (0.003313) ***		
Mujer		0.182094 (0.002032) ***	0.152303 (0.002051) ***		
Edad		-0.00818 (0.000059) ***	-0.029161 (0.000342) ***		
No lee ni escribe		-0.248145 (0.003468) ***	-0.25384 (0.003986) ***	-0.300221 (0.00393) ***	-0.297049 (0.003926) ***
Miembros hogar		0.646985 (0.000644) ***	0.64072 (0.000663) ***	0.710053 (0.000711) ***	0.71106 (0.00071) ***
Constante	4.369188 (0.004448) ***	3.004203 (0.006224) ***	3.010377 (0.009986) ***	3.549676 (0.007435) ***	3.637412 (0.007413) ***
Observaciones	249815	249815	249815	249815	249815
Coef. Detemrinación	0.090484	0.103744	0.104513	0.056196	0.05737

Nota 1: Los errores estándar se encuentran entre paréntesis. Los asteriscos son niveles de significancia estadística al 1 % (***), 5 % (**) y 10 % (*).

Nota 2: Los instrumentos utilizados para el ingreso corresponden a variables de capital humano, género y características geográficas. Para instrumentar los precios e ingreso se tomaron alternativas como ubicación geográfica, gasto en alimentos fuera del hogar, precipitación, temperatura y rendimiento agrícola (por departamento), asimismo los precios de productos importados, nacionales e híbridos.

Elaboración: Propia de los autores

Se llevaron a cabo cálculos de variación equivalente y compensatoria de la renta (ingreso) mediante el algoritmo de Vartia, utilizando diversas

especificaciones. De los modelos (1), (2) y (3) se obtuvieron una variación equivalente y una variación compensatoria del 1,2 % y 1,6 %, respectivamente, en el ámbito nacional. Para abordar posibles problemas de endogeneidad, se instrumentó el ingreso del hogar en los modelos (4) y (5), lo que permitió obtener una variación equivalente del 1,4 % y una variación compensatoria del 1,7 %.

5.1.2 Estimación de la demanda de alimentos por departamento

En el contexto nacional, es necesario considerar la heterogeneidad departamental al estimar la demanda de alimentos. La variabilidad de precios y de ingresos que caracteriza a cada departamento no se puede capturar a nivel nacional, lo que hace que la desagregación sea crucial para obtener resultados consistentes para cada departamento.

De la Tabla (2) los resultados muestran que los efectos de los precios son menores en el eje central del país, en comparación con los departamentos que no lo integran, lo cual puede deberse a la menor oferta de alimentos, una infraestructura de transporte y logística menos desarrollada en estos departamentos, lo que dificulta el acceso a los mercados y aumenta los costos de distribución. Esta observación respalda la evidencia previa que sugiere que los patrones de consumo alimentario varían significativamente entre las distintas regiones del país, tal y como se aborda en los estudios de Borrega Reyes (2021) y Rivero y Aliaga (2014). En consecuencia, resulta recomendable considerar la estimación de la variación equivalente y compensatoria desde una perspectiva regional.

Tabla 2: Estimación de la demanda por departamento

Variable	Bolivia	Sucre	La Paz	Cbba.	Oruro	Potosí	Tarija	Santa Cruz	Beni	Pando
Precios 2021	-0.00669	-0.006553	-0.010221	-0.004333	-0.021828	-0.034361	0.007249	-0.003243	-0.092038	-0.072996
Errores est.	(0.0007)	(0.0015)	(0.0027)	(0.0022)	(0.0028)	(0.0021)	(0.0017)	(0.0009)	(0.0101)	(0.0168)
Estadístico-t	-9.03	-4.42	-3.81	-2	-7.87	-16.31	4.39	-3.46	-9.14	-4.34
Valor-p	***	***	***	**	***	***	***	***	***	***
Ing. hogar	0.007286	0.005879	0.007631	0.007779	0.005997	0.005375	0.006836	0.008013	0.004736	0.011387
Errores est.	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0002)	(0.0001)	(0.0002)	(0.0007)
Estadístico-t	136.53	39.97	92.24	63.49	50.55	43.06	41.29	75.05	23.18	15.44
Valor-p	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***
Constante	4.905298	4.363437	4.902954	4.89171	5.601239	6.802569	3.519836	4.688511	15	15
Errores est.	(0.0809)	(0.1671)	(0.2788)	(0.2391)	(0.289)	(0.2293)	(0.1811)	(0.1116)	(1.009)	(1.6757)
Estadístico-t	60.63	26.12	17.58	20.46	19.38	29.67	19.43	42	14.7	8.66
Valor-p	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***
Observaciones	249815	17029	63363	44779	18199	15934	21784	47412	12235	9080
Coef. Deter.	0.069729	0.087512	0.118505	0.082705	0.123564	0.123044	0.072703	0.106595	0.046299	0.025622

Nota: Los errores estándar se encuentran entre paréntesis. Los asteriscos son niveles de significancia estadística al 1 % (***), 5 % (**) y 10 % (*).

Elaboración: Propia de los autores

5.1.3 Estimación de la demanda de alimentos por deciles de ingreso

A menudo, los trabajos se limitan a considerar un efecto promedio que la inflación tiene en el ingreso de los hogares, pero son criticados por no tener en cuenta la heterogeneidad en sus resultados. Sin embargo, varios autores han destacado los efectos diferenciados de la inflación en la distribución del ingreso y la riqueza de los hogares, como Budd y Seiders (1971); Wolff (1979); Minarik (1979); Fang et al. (2007); Bourguignon et al. (2008). Estos autores han enfatizado la necesidad de estudiar los efectos de los precios en la desigualdad y la distribución del ingreso.

Por lo tanto, es necesario abordar la estimación de la demanda de manera más detallada, prestando atención a cómo los precios afectan de manera heterogénea a la demanda de alimentos según los distintos deciles de ingreso. Dado que la política pública tiene una gran relevancia en este tema, se procede a estimar la demanda por deciles de ingreso en la Tabla (3).

Tabla 3: Estimación de la demanda por deciles de ingreso

Variable	Decil 1	Decil 2	Decil 3	Decil 4	Decil 5	Decil 6	Decil 7	Decil 8	Decil 9	Decil 10
Precios 2021	-0.012917	-0.010002	-0.00882	-0.007359	-0.012494	-0.008154	-0.003693	-0.00601	-0.002705	-0.001921
Errores est.	(0.0019)	(0.0018)	(0.0016)	(0.0014)	(0.0015)	(0.0013)	(0.0012)	(0.0014)	(0.0014)	(0.0012)
Estadístico-t	-6.9	-5.49	-5.44	-5.11	-8.25	-6.07	-2.96	-4.26	-1.98	-1.56
Valor-p	***	***	***	***	***	***	***	***	**	*
Ing. hogar	0.018214	0.018695	0.016738	0.015547	0.013376	0.013108	0.010866	0.010642	0.008587	0.004561
Errores est.	(0.0021)	(0.0009)	(0.0007)	(0.0007)	(0.0006)	(0.0007)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0002)
Estadístico-t	8.76	20.25	25.16	23.4	22.27	19.73	25.21	30.23	24.16	21.36
Valor-p	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***
Constante	4.477287	4.283053	4.418191	4.254382	4.916943	4.487441	3.966729	4.385582	4.107135	4.673144
Errores est.	(0.2132)	(0.2079)	(0.1874)	(0.1715)	(0.1896)	(0.1765)	(0.1577)	(0.1746)	(0.1775)	(0.1673)
Estadístico-t	21	20.6	23.58	24.8	25.94	25.42	25.15	25.12	23.13	27.93
Valor-p	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***
Observaciones	16960	20567	23023	24401	24880	26123	27327	28301	28685	29548
Coef. Deter.	0.045478	0.077563	0.0647	0.089441	0.08318	0.072139	0.106671	0.089737	0.093331	0.069499

Nota: Los errores estándar se encuentran entre paréntesis. Los asteriscos son niveles de significancia estadística al 1 % (***) , 5 % (**) y 10 % (*)

Elaboración: Propia de los autores

5.1.4 Estimación de la demanda de alimentos por actividad económica

En esta sección, se aborda el cálculo de la demanda de alimentos desde una perspectiva basada en la actividad económica. Esto se debe a que el desempeño y la producción de cada actividad están condicionados por diversos factores, tales como el nivel de ingresos, el tipo de sector (primario, secundario o terciario), la inversión, y las políticas gubernamentales dirigidas a cada sector. En resumen, el comportamiento de las diferentes actividades económicas en Bolivia depende de una variedad de factores internos y externos. Por lo tanto, consideramos prudente realizar el cálculo de la demanda de alimentos distinguiendo entre cada actividad económica.

Tabla 4: Estimación de la demanda de alimentos por actividad económica

Variable	Comercio	Manuf.	Constr.	Transporte	Aloj. y com.	Educación	Adm. Púb.	Salud	Agropecuario
Precios 2021	-0.003217	-0.003106	-0.003537	-0.012239	-0.003895	-0.007982	-0.003241	-0.011942	-0.003645
Errores est.	(0.0011)	(0.0012)	(0.0016)	(0.0016)	(0.0015)	(0.0019)	(0.0018)	(0.0033)	(0.0022)
Estadístico-t	-2.81	-2.67	-2.21	-7.75	-2.54	-4.17	-1.76	-3.64	-1.67
Valor-p	***	***	***	***	***	***	*	***	*
Ing. Hogar	0.006358	0.006931	0.008978	0.009807	0.007643	0.007231	0.006299	0.005934	0.006074
Errores est.	(0.0006)	(0.0003)	(0.0005)	(0.0006)	(0.0005)	(0.0007)	(0.0005)	(0.0008)	(0.0007)
Estadístico-t	10.52	22.05	16.95	17.02	14.08	10.83	13.98	7.44	8.47
Valor-p	***	***	***	***	***	***	***	***	***
Constante	4.79158	4.455405	4.451277	5.398812	5.044142	5.163519	4.220152	5.802259	4.497852
Errores est.	(0.1672)	(0.1495)	(0.1981)	(0.1984)	(0.198)	(0.2528)	(0.2402)	(0.4222)	(0.3034)
Estadístico-t	28.65	29.8	22.47	27.21	25.48	20.43	17.57	13.74	14.83
Valor-p	***	***	***	***	***	***	***	***	***
Observaciones	35991	28348	26050	24242	25013	10450	12476	7912	7093
Coef. Deter.	0.0591	0.0711	0.0935	0.0853	0.0756	0.0747	0.0657	0.0391	0.0519

Nota: Los errores estándar se encuentran entre paréntesis. Los asteriscos son niveles de significancia estadística al 1 % (***), 5 % (**) y 10 % (*)

Elaboración: Propia de los autores

5.2 Aplicación del algoritmo de Vartia

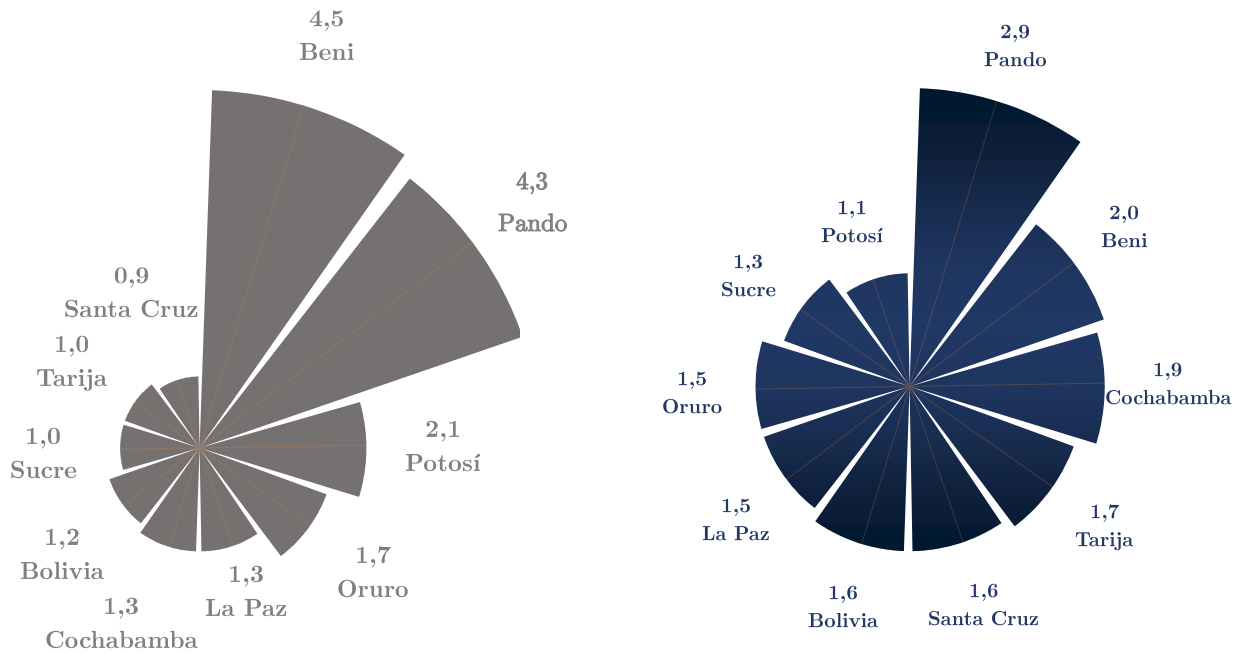
5.2.1 VER y VCR por departamento, deciles y actividad económica

Según departamento, los parámetros son estadísticamente significativos al 5 %, y los signos son los esperados acorde con la teoría, negativo para el caso del precio y positivo para el ingreso. Las estimaciones muestran una variación equivalente de 4,5 % para el caso de Beni, 4,3 % de Pando y 2,1 % de Potosí, los tres departamentos con mayor compensación de la renta. Por otra parte, Sucre con 1 %, Tarija con 1 % y Santa Cruz con 0,9 % fueron los departamentos con menor compensación (ver Gráfico 11).

Asimismo, la variación compensatoria registró a Pando con 2,9 %, seguido de Beni con 2 % y Cochabamba con 1,9 %, siendo los de mayor compensación. Por el contrario, Oruro con 1,5 %, Sucre con 1,3 % y Potosí con 1,1 % fueron los que anotaron menor compensación.

Estos resultados son consistentes con la teoría del bienestar, donde el incremento de precios, tiene un impacto directo sobre la decisión de consumo de los hogares, que para mantener el mismo nivel de bienestar, es consecuente compensar el ingreso o la renta.

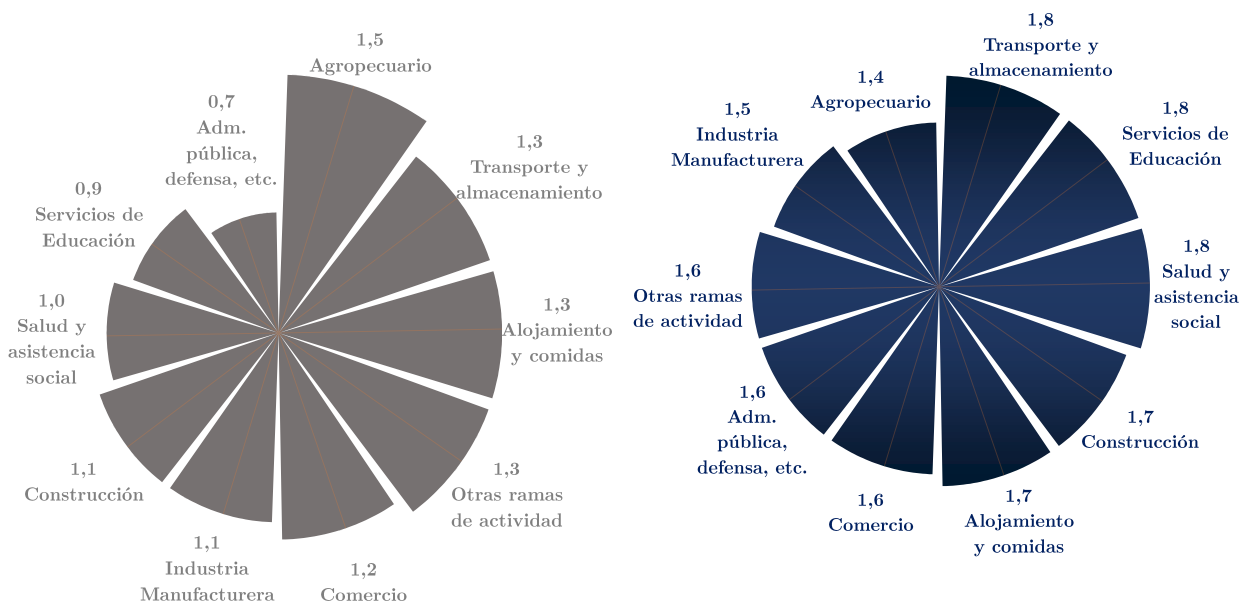
Gráfico 11: VER y VCR por departamento



Elaboración: Propia de los autores

Para la aplicación del algoritmo de Vartia se agrupó en diez actividades económicas para ver la variación del ingreso. Tomando en cuenta Comercio, Industria Manufacturera, Construcción, Transporte y almacenamiento, Educación, Administración pública, Salud, Agropecuaria y el resto. Los parámetros son los esperados en el modelo, al igual de significativos.

Gráfico 12: VER y VCR por actividad económica



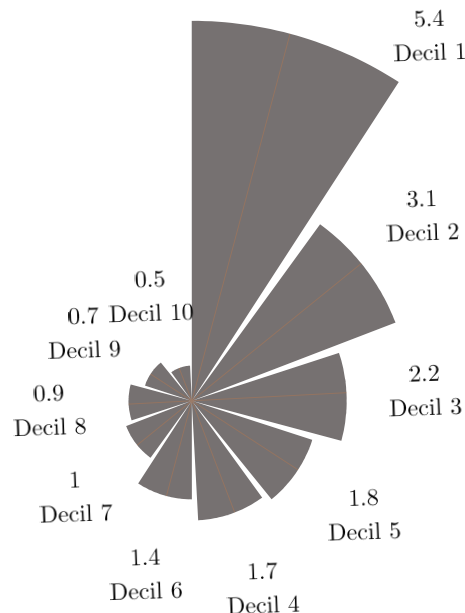
Elaboración: Propia de los autores

La aplicación del algoritmo mostró una variación equivalente de 1,5 % para el caso del sector agropecuario, seguido de Transporte y almacenamiento, Alojamiento y comidas y el resto de actividades con 1,3 % cada una, entre los de mayor compensación. En relación a los de menor compensación resaltaron: Salud y asistencia social con 1 %, Educación con 0,9 % y la Administración pública con 0,7 % (ver Gráfico 12).

La variación compensatoria anotó a Transporte y almacenamiento, Educación y Salud con 1,8 % cada una, como los de mayor compensación. En tanto, Otras ramas de actividad con 1,6 %, Industria manufacturera con 1,5 % y el sector agropecuario con 1,4 % anotaron las menores compensaciones de la renta.

Los mismos criterios de estimación fueron considerados para los distintos deciles de ingreso. En este caso, sólo se consideró la variación equivalente, puesto que no existe coherencia de los resultados acorde a lo esperado con la variación compensatoria, donde los consumidores de ingresos bajos deberían incrementar su ingreso en mayor porcentaje que los deciles de altos ingresos. En ese sentido, la variación equivalente del decil 1 es de 5,4 %, en tanto que el decil 10 anotó 0,5 % (ver Gráfico 13).

Gráfico 13: Variación equivalente de la renta por deciles de ingreso



Elaboración: Propia de los autores

Para contrastar estos resultados, se tomó de referencia el trabajo de Rubin de Celis y Espinoza (2015), quienes calcularon la variación equivalente con un enfoque en el sector de la educación primaria, utilizando dos méto-

dos, el de integrabilidad y el algoritmo de Vartia. Aunque ambos métodos miden cambios en el bienestar de los individuos, el algoritmo de Vartia es más flexible y su ventaja recae en la especificación directa de la función de demanda. Entre los resultados más importantes están que la disminución del 1% en el precio de la educación primaria, compensaría su ingreso en 10,2%, es decir, que para mantener su bienestar se debería aplicar dicha compensación.

6. Conclusiones y recomendaciones

Esta investigación representa una valiosa contribución al campo de la economía del bienestar en el consumo de alimentos y bebidas, donde se ha notado un notable rezago en la investigación a nivel nacional. Los resultados obtenidos proporcionan una medida coherente de la variación del bienestar que los individuos enfrentan ante aumentos generalizados en los precios.

Estos hallazgos pueden ser utilizados como un punto de referencia importante en la fijación de un salario mínimo nacional (comúnmente llamado en Bolivia, Chile, Brasil, Uruguay), salario mínimo vital (Argentina), salario mínimo legal (Colombia), salario unificado (Ecuador) o remuneración mínima vital (Perú), ya que el gasto en alimentos tiene un peso y participación preponderante en la canasta de bienes de los hogares.

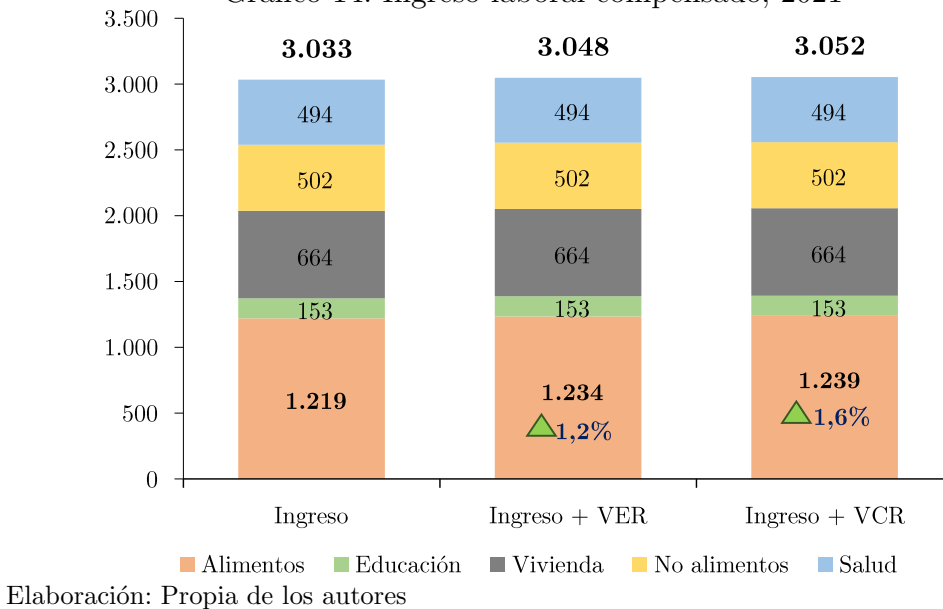
Asimismo, esta herramienta podría ser una referencia útil para la implementación de políticas de reposición salarial diferenciadas por actividad económica o deciles de ingreso o inclusive a nivel departamental. En consecuencia, se puede decir que esta investigación no solo contribuye al avance del conocimiento en el área microeconómica y el análisis del consumo de los alimentos, sino que también tiene implicaciones prácticas y potencialmente aplicativas para la política económica en general.

En Bolivia, la VER y VCR para la gestión 2021 son de 1,2% y 1,6%, respectivamente, porcentajes menores al salario mínimo nacional de esa gestión del 2%, que refleja un incremento prudente y consistente por parte del gobierno nacional.

En el Gráfico 14 se realiza un ejercicio hipotético de un aumento del 1% en el nivel general de los precios de alimentos, lo que llevaría a un incremento del ingreso destinado al consumo de alimentos, que aumentaría el ingreso de Bs1.219 a Bs1.234 para el caso de variación equivalente, y de Bs1.219 a 1.239 para el caso de variación compensatoria. Es decir, este

incremento sería la cantidad monetaria que se debería compensarse ante el aumento de los precios, para que no varíe el bienestar de los hogares.

Gráfico 14: Ingreso laboral compensado, 2021



Otro aspecto que debe ser considerado es la estabilidad de precios en el país, donde la subvención a los hidrocarburos, que permite establecer rangos de precios en el transporte urbano, interdepartamental y provincial; el control de precios en algunos alimentos de primera necesidad como la carne, pollo, maíz, entre otros; y el accionar en la educación, fijando topes de incremento en las pensiones escolares; contribuyen a que la inflación sea relativamente baja en el país, permitiendo al gobierno nacional aplicar incrementos salariales acorde con las necesidades de la población.

Por otra parte, se encuentra la política social aplicada desde 2006, donde las transferencias del gobierno a los hogares, ya sean monetarios y no monetarios, permiten reponer el incremento de precios a través del incremento del ingreso no laboral.

En el ámbito fiscal, esta medida contribuye a la eficiencia del gasto público, y el cuidado de las finanzas públicas en el caso de incremento al haber básico del sector público, principalmente en salud y educación.

Finalmente, para futuras investigaciones se recomienda utilizar un sistema de demanda, y considerar otros algoritmos de medición de bienestar. Asimismo, analizar las implicancias con la desigualdad y fijación salarial, así como el de ampliar el estudio del bienestar a otras dimensiones como vivienda, no alimentos, salud y educación.

Referencias

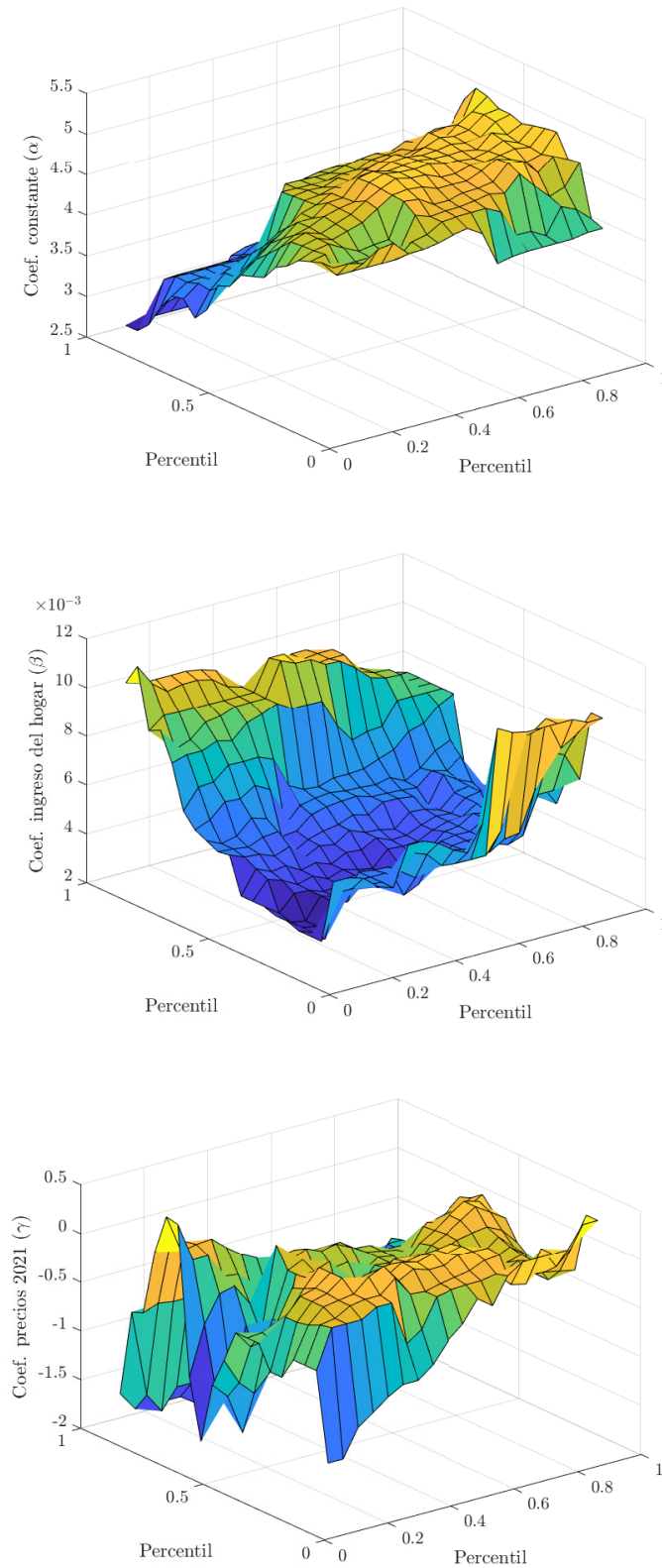
- Angrist, J. y Pischke, J.-S. (2014). *Mastering 'Metrics*. Princeton University Press.
- Antelo, M. (2017). *Microeconomía avanzada, 1^a ed.* Ibergarceta Publicaciones S.L.
- Araar, A. y Verme, P. (2016). Prices and welfare. Working Paper, World Bank, Washington, DC.
- Araar, A. y Verme, P. (2019). Prices and welfare: A comparative analysis of measures and computational methods. *Empirical Economics*, 57(4):1077–1101.
- Border, K. (2003). The "Integrability Problem". Division of the Humanities and Social Sciences. California Institute of Technology.
- Borrega Reyes, Y. (2021). *Jaq'i manq'a: diferenciación social a partir del consumo de alimentos: diferenciación étnico-cultural, regional y de clase en Bolivia*. <http://purl.org/dc/dcmitype/Text>, Universidad Complutense de Madrid.
- Bourguignon, F., Ferreira, F., y Leite, P. (2008). Beyond Oaxaca–Blinder: Accounting for differences in household income distributions. *The Journal of Economic Inequality*, 6(2):117–148.
- Breslaw, J. A. y Smith, J. B. (1995). Measuring Welfare Changes When Quantity Is Constrained. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(1):95–103.
- Budd, E. C. y Seiders, D. F. (1971). The Impact of Inflation on the Distribution of Income and Wealth. *The American Economic Review*, 61(2):128–138.
- Cameron, A. C. y Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press.
- Ceballos, O. E. (2019). Principios básicos de microeconometría y del uso de variables instrumentales para la inferencia causal. *Análisis económico*, 34(86):219–243.
- Chan, J. C. y Grant, A. L. (2016). Modeling energy price dynamics: Garch versus stochastic volatility. *Energy Economics*, 54:182–189.

- Chen, X. (2009). Consumer surplus in practice. Technical report, Citeseer.
- Chipman, J. S. y Moore, J. C. (1980). Compensating Variation, Consumer's Surplus, and Welfare. *The American Economic Review*, 70(5):933–949.
- Edgeworth, F. (1881). *Mathematical Psychics: An Essay on the Application of Mathematics to the Moral Sciences*, volume 1. C.Kegan Paul and Co.
- Fang, W., Miller, S. M., y Yeh, C.-C. (2007). Quantile Inferences for Inflation and Its Variability: Does a Threshold Inflation Rate Exist?
- Fernández, J. y Rodríguez, G. (2020). Modeling the volatility of returns on commodities: An application and empirical comparison of garch and sv models.
- Fisher, I. (1892). Mathematical Investigations in the Theory of Value and Prices. *Transactions of the Connecticut Academy of Sciences and Arts*, (9):1–124.
- Hicks, J. R. (1941). The Rehabilitation of Consumers' Surplus. *The Review of Economic Studies*, 8(2):108–116.
- Hicks, J. R. (1942). Consumers' Surplus and Index-Numbers. *The Review of Economic Studies*, 9(2):126–137.
- Hicks, J. R. (1943). The Four Consumer's Surpluses. *The Review of Economic Studies*, 11(1):31–41.
- Hicks, J. R. (1986). *A Revision of Demand Theory*. Oxford University Press, Oxford, New York.
- Kihlstrom, M. y Sonnenschein (1976). The Demand Theory of the Weak Axiom of Revealed Preference on JSTOR. <https://www.jstor.org/stable/1911539>.
- Mas-Colell, A., Whinston, M. D., y Green, J. R. (1995). *Microeconomic Theory*. New York.
- McKenzie, G. y Pearce, I. (1976). Exact Measures of Welfare and the Cost of Living. *The Review of Economic Studies*, 43(3):465–468.
- Midgley, J. y Livermore, M. (2009). *The Handbook of Social Policy*. Thousand Oaks, California, second edition.
- Minarik, J. J. (1979). The Size Distribution of Income During Inflation. *Review of Income and Wealth*, 25(4):377–391.

- Nogales, R. (2009). Un sistema lineal de gasto: identificando patrones de consumo de alimentos en Bolivia. *Revista Investigación & Desarrollo*, 1(9).
- Rivero, B. y Aliaga, J. (2014). Disponibilidad, consumo y utilización biológica de alimentos en Bolivia: análisis y perspectivas (1990-2030). *Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico*, (22):161–198.
- Rodriguez Torrez, J. N. (2018). El efecto de las variaciones de los ingresos y precios en la demanda de alimentos para los hogares urbanos de Bolivia: Enfoque de seguridad alimentaria. Working Paper 06/18, Documento de Trabajo.
- Rubin de Celis, R. y Espinoza, L. (2015). Aplicación del algoritmo de Vartia: el sector de educación primaria en Bolivia. *Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico*, (23):97–125.
- Soldán, M. P. y Villarroel, J. (2009). La elasticidad precio de la demanda para algunos productos de la economía boliviana. *Bolivia. Recuperado de <https://www.inesad.edu.bo/bcde2009/C2> Paz-Soldan Villarroel. pdf.*
- Stock, J. y Watson, M. (2012). *Introducción a la Econometría*. Pearson Education.
- Sun, Z. y Xie, Y. (2013). Error Analysis and Comparison of Two Algorithms Measuring Compensated Income. *Computational Economics*, 42(4):433–452.
- Varian, H. R. (1992). *Análisis microeconómico*, 3^a ed. Antoni Bosch editor.
- Vartia, Y. O. (1983). Efficient Methods of Measuring Welfare Change and Compensated Income in Terms of Ordinary Demand Functions. *Econometrica*, 51(1):79–98.
- Willig, R. D. (1976). Consumer's Surplus Without Apology. *The American Economic Review*, 66(4):589–597.
- Wolff, E. N. (1979). The Distributional Effects of the 1969–75 Inflation on Holdings of Household Wealth in the United States*. *Review of Income and Wealth*, 25(2):195–207.
- Yang, L. y Hamori, S. (2018). Modeling the dynamics of international agricultural commodity prices: A comparison of garch and stochastic volatility models. *Annals of Financial Economics*, 13(03):1850010.

Anexo A: Regresión cuantílica de la demanda de alimentos

Gráfico 15: Coeficientes estimados de la demanda de alimentos, 2021



Elaboración: Propia de los autores

Anexo B: Estimaciones de la demanda de alimentos

Tabla 5: Estimación de la demanda de alimentos, 2021

Variable	Mod. 1	Mod. 2	Mod. 3	Mod. 4	Mod. 5	Mod. 6	Mod. 7	Mod. 8	Mod. 9	Mod. 10	Mod. 11
Precios 2021	-0.00498 (0.000024)	-0.00531 (0.000024)	-0.00493 (0.000024)	-0.00506 (0.000024)	-0.00554 (0.000024)	-0.00558 (0.000024)	-0.00555 (0.000024)	-0.00548 (0.000024)	-0.00506 (0.000024)	-0.00673 (0.000459)	-0.00722 (0.000448)
Ing. hogar	0.007631 (0.000001)	0.007657 (0.000001)	0.007727 (0.000001)	0.007486 (0.000001)	0.007485 (0.000001)	0.007487 (0.000001)	0.007485 (0.000001)	0.007416 (0.000001)	0.007483 (0.000001)	0.002048 (0.000511)	0.002138 (0.00051)
Eje central		0.470196 (0.002317)			0.516036 (0.002318)	0.520867 (0.002312)	0.507527 (0.002316)				
Experiencia		0.045378 (0.000179)			0.025329 (0.000369)					0.01517 (0.003667)	0.015195 (0.003664)
Exp. 2		-0.00094 (0.000002)			-8.9E-05 (0.000002)					-0.0003 (0.000051)	-0.0003 (0.00005)
Educ. Sup.		-0.80456 (0.002329)	-0.68821 (0.002216)	-0.42529 (0.002232)	-0.26268 (0.003313)	-0.37215 (0.002254)	-0.41824 (0.002243)	-0.44107 (0.002217)			
Mujer			-0.24625 (0.002016)	0.182094 (0.002032)	0.152303 (0.002051)	0.190698 (0.002431)	0.141462 (0.002079)	0.128264 (0.00203)	0.185516 (0.002039)		
Edad			-0.02107 (0.000056)	-0.00818 (0.000059)	-0.02916 (0.000342)	-0.00247 (0.000071)	-0.00864 (0.000065)	-0.0049 (0.000059)	-0.00752 (0.000065)		
No lee ni escr.				-0.24815 (0.003468)	-0.25384 (0.003986)	-0.18827 (0.003492)	-0.18218 (0.003476)	-0.09357 (0.00348)	-0.20452 (0.006395)	-0.36673 (0.072992)	-0.37016 (0.072914)
Miembros hog.				0.646985 (0.000644)	0.64072 (0.000663)	0.652088 (0.000722)	0.648268 (0.000643)	0.647874 (0.000638)	0.647837 (0.000646)	0.706626 (0.013125)	0.709003 (0.01309)
Estado civ.	<i>Categoría base: soltero</i>										
Casado											-0.18641 (0.003328)
Conviviente											0.273202 (0.003433)
Separado											-0.02448 (0.003936)
Divorciado											-0.19748 (0.006587)
Viudo											-0.28138 (0.003942)
Cond. Act.	<i>Categoría base: ocupado</i>										
Cesante											0.275872 (0.006851)
Aspirante											1.866805 (0.032357)
Temporal											0.035927 (0.002921)
Permanente											0.359116 (0.007266)
Depart.	<i>Categoría base: Sucre</i>										
La Paz											0.586686 (0.003755)
Cochabamba											1.29082 (0.004266)
Oruro											-0.26608 (0.004548)
Potosí											-0.65408 (0.00411)
Tarija											1.133043 (0.004899)
Santa Cruz											1.152686 (0.003895)
Beni											1.28396 (0.007308)
Pando											5.250261 (0.031878)
Niv. educ.	<i>Categoría base: ninguno</i>										
Primaria											0.133809 (0.011402)
Secundaria											0.016848 (0.006792)
Superior											0.085478 (0.007185)
Otros											-0.3631 (0.007354)
Constante	4.681978 (0.003283)	4.369188 (0.004448)	6.154135 (0.005038)	3.004203 (0.006224)	3.010377 (0.009986)	2.356697 (0.006893)	2.662217 (0.006678)	1.977785 (0.007232)	2.86278 (0.014106)	3.767986 (0.136289)	3.827529 (0.135751)
N	249815	249815	249815	249815	249815	249815	249815	249815	249815	249815	249815
Coef. Det.	0.085783	0.090484	0.088641	0.103744	0.104513	0.104913	0.104553	0.11139	0.103754	0.05159	0.052735

Nota: Errores estándar se encuentran en paréntesis. Los coeficientes son significativos al 5 %

Elaboración: Propia de los autores

Anexo C: División de productos

Tabla 6: División de productos utilizados en la muestra

N°	Producto
1	Pan corriente
2	Pan especial
3	Galletas
4	Productos de pastelería (torta, empanadas al horno, queques, cuñape, etc.)
5	Productos de pastelería frita
6	Arroz
7	Maíz
8	Quinua
9	Fideo
10	Harina (trigo, maíz, etc.)
11	Otros cereales (avena, cereales en hojuelas, etc.)
12	Carne de res sin hueso (cortes especiales)
13	Carne de res con hueso (con fibras, de segunda, tercera)
14	Carne de res molida (corriente/ especial)
15	Carne de pollo (entero, trozado)
16	Carne fresca de cerdo entero o cortes especiales
17	Carne fresca de ganado ovino por piezas (cordero)
18	Carne de llama fresca
19	Embutidos (salchicha, chorizo, carnes frías, etc.)
20	Menuencias res,cordero, cerdo,pollo (hígado, corazón, cabeza, etc.)
21	Charque, chalona (de cualquier animal)
22	Pescados frescos (sábalo, pejerrey, trucha, surubí, pacú, etc.)
23	Pescados y alimentos marinos en conserva frescos o procesados (sardina, atún, etc.)
24	Leche líquida
25	Leche en polvo
26	Yogurt
27	Otros productos lácteos
28	Quesos
29	Productos lácteos no de leche de vaca (leche de soya)
30	Huevos
31	Aceite comestible
32	Mantequilla
33	Manteca, margarina
34	Plátano
35	Manzana
36	Papaya
37	Mandarina
38	Naranja
39	Uva
40	Durazno
41	Sandia
42	Otras frutas, piña, limón, mango, pera, incluso enlatados, etc.
43	Tomate
44	Cebolla
45	Zanahoria
46	Lechuga
47	Choclo
48	Otras verduras(zapallo, vainitas, pimentón, etc.)
49	Conjunto de verduras picadas/surtido de legumbres en bolsa
50	Papa
51	Yuca/mandioca
52	Tuberculos secos (chuño, tunta)
53	Legumbres secas (frejol/poroto)
54	Lenteja
55	Maní
56	Productos preparados, procesados (chuño remojado, maní molido, arveja en lata, etc.)
57	Otros productos oleaginosas(chia, amaranto, aceitunas, soya,etc.)
58	Azúcar granulada
59	Mermeladas y jaleas
60	Miel de abeja, miel de caña
61	Chocolates
62	Caramelos/dulces, gomas de mascar
63	Endulzantes artificiales, variedad de edulcorantes, chancaca, etc.
64	Sal
65	Ají en vaina seco
66	Espicias, salsas, condimentos, aderezos y similares
67	Café
68	Té
69	Hoja de coca
70	Polvos a base de chocolate (toddy, chocolike, etc.)
71	Hierbas naturales (manzanilla, eucalipto, boldo, cedrón, etc.)
72	Bebida gaseosa en botella/lata
73	Jugos de frutas y hortalizas en vaso, jugos en botella y/o cartón, energizantes
74	Agua natural envasada
75	Vino, cerveza, destilados (singani, whisky), tabaco(cigarrillos), etc.

Elaboración: Propia de los autores

Anexo D: Estimación por variables instrumentales

Se solucionó el problema de endogeneidad al incluir instrumentos adecuados, considerando características relevantes de los hogares. Se seleccionaron variables no correlacionadas con el error y que influyen en los precios, como el rendimiento agrícola, la precipitación, la temperatura y los precios de productos importados, nacionales e híbridos. Asimismo, se confirmó la importancia de los instrumentos utilizados en el análisis.

Tabla 7: Estimación de la demanda de alimentos por variables instrumentales

Cantidad consumida	Estimación por variable instrumentales (2SLS)						
Variable	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7
Ing. Hogar	0.001731 (0.000028)	0.009421 (0.000021)	0.005054 (0.000013)	0.010989 (0.000022)	0.005602 (0.000026)	0.008509 (0.000012)	0.009026 (0.000012)
Precios 2021	-0.005517 (0.000025)	-0.007772 (0.000026)	-0.008827 (0.000025)	-0.007180 (0.000026)	-0.009273 (0.000027)	-0.008437 (0.000025)	-0.008359 (0.000025)
Experiencia	0.019480 (0.000198)	-0.003921 (0.000187)	0.009391 (0.00018)	-0.008660 (0.000188)	0.007621 (0.000191)	-0.001083 (0.000179)	-0.002651 (0.00018)
exp2	-0.000331 (0.000003)	0.000013 (0.000003)	-0.000183 (0.000003)	0.000082 (0.000003)	-0.000157 (0.000003)	-0.000029 (0.000003)	-0.000006 (0.000003)
Exp. Cuadrado	-0.300221 (0.00393)	-0.012804 (0.003719)	-0.176930 (0.003702)	0.045883 (0.003737)	-0.155795 (0.003783)	-0.047622 (0.003656)	-0.028250 (0.003657)
Miembros hogar	0.710053 (0.000711)	0.635704 (0.000657)	0.677898 (0.000656)	0.620481 (0.000659)	0.672797 (0.000673)	0.644414 (0.000641)	0.639397 (0.000641)
Constante	3.549676 (0.007435)	2.542634 (0.007015)	3.365256 (0.006119)	2.225310 (0.007017)	3.321839 (0.007579)	2.763360 (0.005941)	2.671076 (0.005941)
Observaciones	251780	251780	251780	251780	251780	251780	251780
Coef. Determinación	0.05620	0.09698	0.09487	0.08418	0.09815	0.10108	0.09902
Instrumentos	Experiencia Mujer	Experiencia Mujer	Experiencia Mujer	Experiencia Mujer	Experiencia Mujer	Experiencia Mujer	Experiencia Mujer
	Eje central	Eje central	Eje central	Eje central	Eje central	Eje central	Eje central
	Ed. superior	Ed. superior	Ed. superior	Ed. superior	Ed. superior	Ed. superior	Ed. superior
	Precios 2020	Precios 2020	Precios 2020	Precios 2020	Precios 2020	Precios 2020	Precios 2020
	P. Imp. y nac.	P. Imp. y nac.	Inflación 2021	P. Imp. y nac. Rend. agrícola	Precipitación Temperatura	Inflación P. Imp. y nac.	Inflación 2021 P. Imp. y nac.
							Var. rend. Agric.
<i>Prueba endogeneidad</i>							
Robust score chi2	40954.6	283444	438881	304911	274371	438867	445608
Robust regression F	40926.6	149733	231008	161386	144205	232017	235650
<i>Relevancia de las variables exógenas excluidas: R-2 parcial ajustado</i>							
Precios 2021	-	0.8860	0.9635	0.8868	0.8739	0.9640	0.9640
Ing. Hogar	0.0200	0.0201	0.0355	0.0205	0.0147	0.0460	0.0465
<i>Prueba de sobreidentificación de restricciones</i>							
Valor chi2(2)	53250	283286	87691.1	610538	621739	300907	475734

Nota 1: En cuanto a los instrumentos de los precios, se consideraron precios de los productos importados, nacionales e híbridos, inflación de los precios del 2021 y precios del anterior período. En cuanto al rendimiento agrícola se aproximó mediante producción agrícola y la superficie cultivada por año agrícola (en hectáreas). Asimismo, la precipitación (en milímetros) y temperatura (En grados centígrados) media por departamentos.

Nota 2: Para determinar la exogeneidad de los regresores en el modelo, se realizaron pruebas de endogeneidad, específicamente las pruebas de Durbin y Wu-Hausman, después de la estimación 2SLS. Los resultados arrojaron estadísticos de prueba significativos en todos los casos, lo que indica que las variables deben ser consideradas como endógenas y por tanto, deben ser instrumentadas. Además, se llevó a cabo una evaluación del poder explicativo de los instrumentos utilizados, los cuales deben presentar correlación con los regresores endógenos incluidos, pero no con el término de error. En todos los casos, se encontró que los instrumentos son significativos, lo que indica su capacidad para explicar la variación en las variables endógenas.

Nota 3: Los errores estándar se encuentran entre paréntesis. Los coeficientes son significativos al 5 %

Elaboración: Propia de los autores

Anexo E: Inflación según divisiones y ponderadores

Tabla 8: Incidencia de la inflación 2020-2022 (En porcentaje y en puntos porcentuales)

Ponderador	División	dic-20	dic-21	dic-22
100.00	Índice de Precios al Consumidor	0.67	0.90	3.12
27.06	Alimentos y Bebidas no Alcohólicas	-0.21	0.13	1.76
0.88	Bebidas Alcohólicas y Tabaco	0.00	0.00	0.00
7.56	Prendas de Vestir y Calzados	-0.11	0.01	0.09
8.56	Vivienda y Servicios Básicos	0.01	0.02	0.09
6.08	Muebles, Bienes y Servicios Domésticos	0.03	0.04	0.30
3.55	Salud	0.27	0.04	0.04
9.07	Transporte	0.15	0.21	0.19
5.43	Comunicaciones	0.08	0.07	-0.07
6.22	Recreación y Cultura	0.13	0.09	-0.03
4.07	Educación	0.12	0.27	0.22
13.95	Alimentos y Bebidas consumidos fuera del hogar	0.19	0.10	0.35
7.55	Bienes y Servicios Diversos	0.00	-0.07	0.17

Elaboración: Propia de los autores

Fuente: Instituto Nacional de Estadística

Anexo F: Recuperación de la utilidad a partir de la demanda

A continuación se procede a recuperar la función de utilidad de la cual se deriva la función de demanda lineal utilizada para el análisis en el presente documento. El procedimiento está sustentado en Border (2003).

Dada una función de demanda x^* :

1. Considerando la siguiente ecuación diferencial:

$$\frac{\partial \mu(p)}{\partial p_i} = x_i^*(p, \mu(p)) \quad (13)$$

Se escribe la solución explícitamente en términos de la condición inicial $\mu(p^0) = m^0$ como $\mu(p; p^0, m^0)$.

2. Posteriormente se fija un vector de precios p^* y se define una función de utilidad indirecta v :

$$v(p, m) = \mu(p^*; p, m) \quad (14)$$

3. Se halla la inversa de la función de demanda para (p, m) como una función de x^* .

4. Definir la utilidad en el rango de x^* por:

$$U(x) = \mu(p^*; p, m) \quad (15)$$

No obstante, al realizar el anterior paso surgen algunas cuestionantes como si la ecuación diferencial tiene solución, o si la utilidad U genera la función de demanda x^* . Ante esta interrogantes, se considera dos bienes x e y . Por homogeneidad de x^* , se puede tomar $p_y = 1$, por lo que el precio de x simplemente se denotará como p .

Partiendo de una función de utilidad Cobb-Douglas

$$u(x, y) = x^\alpha y^\beta \quad (16)$$

donde $\alpha + \beta = 1$, las funciones de demanda son:

$$x^*(p, m) = \frac{\alpha m}{p}, y^*(p, m) = \beta m \quad (17)$$

La utilidad indirecta se expresa como:

$$v(p, m) = m\beta^\beta \left(\frac{\alpha}{p}\right)^\alpha \quad (18)$$

Por su parte, la función de gasto esta dada por:

$$e(p, v) = v\beta^{-\beta} \left(\frac{p}{\alpha}\right)^\alpha \quad (19)$$

Considerando los puntos (p^0, m^0) , definimos:

$$\mu(p; p^0; m^0) = e(p; v(p^0 m m^0)) = m^0 \left(\frac{p}{p^0}\right)^\alpha \quad (20)$$

Evaluando en $p=p^0$, se tiene

$$\mu(p^0; p^0; m^0) = m^0 \quad (21)$$

Para cada punto (p^0, m^0) , la función $\mu(p) = \mu(p; p^0, m^0)$ satisface la ecuación diferencial (ordinaria).

$$\frac{\partial \mu}{\partial p} = \alpha [m^0 (p^0)^\alpha] p^{\alpha-1} = \frac{\alpha \mu(p)}{p} = x^*(p, \mu(p)) \quad (22)$$

Recuperación de la función de utilidad: Sea $n = 2$ (x_1 y x_2), y $p_2 = 1$, de modo que efectivamente solo hay un precio p , y solo un diferencial ecuación (para x_1):

$$\mu'(p) = x(p, \mu(p)) \quad (23)$$

Donde:

$$x(p, m) = \frac{\alpha m}{p} \quad (24)$$

x es la demanda de x_1 . De la restricción presupuestaria se puede inferir:

$$x_2 = (1 - \alpha)m \quad (25)$$

Visto de otra forma para la notación con y y x , $y' = \alpha y/x$. Integrando ambos lados se obtiene:

$$\ln(\mu) = \alpha \ln(p) + C \quad (26)$$

Entonces

$$u(x_1, x_2) = \omega(p, m) \quad (27)$$

realizando operaciones, se obtiene que:

$$u(x_1, x_2) = cx_1^\alpha x_2^{1-\alpha} \quad (28)$$

donde $c=(1-\alpha)^{(1-\alpha)}\alpha^\alpha$, la cual es una utilidad Cobb-Douglas. **Existencia de soluciones para ecuaciones diferenciales totales:** Dado un conjunto abierto $A \times B \subset R^n \times R$ con elemento típico (p, m) , y una función

$$\xi : A \times B \rightarrow R^n$$

una función $\mu : A \rightarrow B$ es una solución local de la ecuación diferencial total.

$$M' = \xi(p, M) \quad (29)$$

sobre $U \subset A$ si

$$\mu'(p) = \xi_i(p, \mu(p)) \quad \forall p \in U \quad (30)$$

La ecuación diferencial total se escribe como un sistema de ecuaciones diferenciales parciales:

$$\frac{\partial M}{\partial p_i} = \xi_i(p, \mu(p)) \quad (31)$$

Se dice que esta ecuación es completamente integrable si para cada $(p^0, m^0) \in A \times B$, existe un conjunto U de p^0 y un único continuamente diferenciable función $\mu : U \rightarrow B$ (dependiendo de (p^0, m^0)) que satisface (30) y la condición inicial:

$$\mu(p^0) = m^0 \quad (32)$$

Integrabilidad de la demanda Prueba del Teorema 1: Dada una función ξ , la condición de agotamiento del presupuesto (B) implica la condición (0) del teorema de existencia de Hurwicz-Uzawa. Así todas las hipótesis de ese teorema se satisfacen, por lo tanto, existe una función única:

$$\mu : R_{++}^n \times R_{++}^n \times R_+ \rightarrow R \quad (33)$$

tal que, para cada condición inicial (p^0, m^0) , $\mu(\cdot; p^0, m^0)$ satisfaga (F.12) y $\mu(p^0; p^0, m^0) = m^0$, y tal que $\mu(p; \cdot, \cdot)$ es continua para cada p .

Se observa que mientras diferentes condiciones iniciales (p^0, m^0) pueden o no definir diferentes funciones $\mu(\cdot; p^0, m^0)$, la representación de estas funciones no se cortan entre sí.

Se considera dos condiciones iniciales diferentes (p^0, m^0) y (p^1, m^1) . O bien definen la misma función μ o una siempre está encima de la otra. Es decir, ya sea:

$$\mu(\cdot; p^0, m^0) = \mu(\cdot; p^1, m^1), \mu(\cdot; p^0, m^0) < \mu(\cdot; p^1, m^1), \mu(\cdot; p^0, m^0) > \mu(\cdot; p^1, m^1) \quad (34)$$

Por el Teorema de la Existencia Global, existe una función única que satisface la ecuación diferencial (12) a través del punto (\bar{p}, \bar{m}) . Por lo que se tiene:

$$\mu(\cdot; p^0, m^0) = \mu(\cdot; p^1, m^1) = \mu(\cdot; \bar{p}, \bar{m}) \quad (35)$$

Además, suponemos algún \bar{p} se tiene $\mu(\bar{p}; p^0, m^0) > \mu(\bar{p}; p^1, m^1)$, por eso para $\mu(\bar{p}; p^0, m^0) < \mu(\bar{p}; p^1, m^1)$. Pero μ es continua en su primera variable, entonces por el Teorema del valor intermedio para algún $0 < \lambda < 1$ debemos tener

$$\mu((1 - \lambda)\bar{p} + \lambda\tilde{p}; p^0, m^0) = \mu((1 - \lambda)\bar{p} + \lambda\tilde{p}; p^1, m^1) \quad (36)$$

Lo cual implica que:

$$\mu(\cdot; p^0, m^0) = \mu(\cdot; p^1, m^1) \quad (37)$$

Si efectivamente ξ se deriva de la maximización de una utilidad, entonces conocemos su compensación de ingresos, función satisface la ecuación diferencial (30). De la unicidad parte de la existencia del teorema se habría encontrado, y que ω es una utilidad indirecta, y la u construida es una utilidad. (Diferentes elecciones de p^* dan diferentes utilidades). Pero no se sabe que ξ es una función de demanda, por lo que tenemos que probar de alguna manera que esta u satisface la conclusión de el teorema del Axioma Débil de Preferencia Revelada (Kihlstrom y Sonnenschein, 1976).

