

UN SISTEMA LINEAL DE GASTO: IDENTIFICANDO PATRONES DE CONSUMO DE ALIMENTOS EN BOLIVIA

Cristian Ricardo Nogales Carvajal

Centro de Investigaciones Económicas y Empresariales – CIEE

Universidad Privada Boliviana

rnogales@upb.edu

RESUMEN

El presente estudio aborda la identificación de patrones consumo, partiendo de una revisión teórica de las particularidades de las preferencias individuales subyacentes en el Sistema Lineal de Gasto (LES¹). Se describe, explica e implementa un método de estimación del Sistema por Máxima de Verosimilitud propuesto por Kao, Lee & Pitt (2001). Para facilitar la estimación, el método contempla la simulación de la parte de la función de verosimilitud que toma en cuenta de manera explícita la ausencia de consumo de algunos bienes por parte de algunos hogares. Para enriquecer el Sistema, el método permite incluir variables sociodemográficas susceptibles de determinar los patrones de consumo. Este método es aplicado al estudio de patrones de consumo en Bolivia, diferenciados de acuerdo a la zona geográfica: llanos, altiplanos y valles. De manera general, se encuentra que los hogares bolivianos prefieren los alimentos que presentan un grado de elaboración intermedia. Se constata, entre otros resultados importantes, que este tipo de bienes presentan una sensibilidad relativamente alta a cambios en sus precios, el ingreso de los hogares y los precios del resto de los alimentos.

Palabras Clave: Sistema Lineal de Gasto, Máximo de Verosimilitud, Elasticidad Ingreso, Elasticidad Precio Directa, Elasticidad Precio Cruzada.

1. INTRODUCCIÓN

El análisis del comportamiento de los consumidores es un tema muy estudiado en la literatura, y también es uno de los más dinámicos en cuanto al desarrollo de metodologías para su realización. Entre muchas otras utilidades, la identificación de patrones de consumo resulta de gran interés para el análisis de mercados, el diseño de políticas públicas y la evaluación de impactos generados por fenómenos exógenos. Sin embargo, no existe aún un consenso sobre la mejor forma de abordar empíricamente este importante tema propio de la microeconomía [2; 7; 12]. De manera general, se podría decir que en la práctica existe una tradición de adoptar enfoques llamados flexibles [7], sin partir de una especificación directa de las preferencias de los consumidores. Y es que, cuando se trata de representar los patrones de consumo de un grupo de individuos en un estudio empírico a través de la adopción de una forma funcional determinada para sus preferencias, no existe una teoría que dé indicios sobre cuál de todas las que existen es la más adecuada. Sin duda, esta ambigüedad es una de las razones que llevó a los investigadores a privilegiar enfoques flexibles como el Sistema Casi Ideal de Demanda, AIDS [8] y el TransLog, por citar los más conocidos en la literatura.

Los enfoques flexibles tienen la facultad de adaptarse a las particularidades del consumo de individuos en muestras empíricas, pues subyacen en una teoría matemática de aproximación bastante robusta [8]. Sin embargo, como lo señala Barnett [2; 3; 4], estos enfoques tienen la limitación de presentar regiones muy pequeñas en las cuales se cumplen las condiciones de regularidad teórica. En efecto, al ajustarse a los datos empíricos, los enfoques flexibles logran aproximarse de manera puntual al verdadero proceso generador de la demanda, pero no logran identificarlo.

Por otro lado, existen enfoques llamados rígidos, entre los cuales el más conocido es el Sistema Lineal de Gasto, que parten del cumplimiento de la lógica microeconómica neoclásica en todo momento. De acuerdo a la teoría, el patrón de consumo de cualquier individuo, representado por una función de demanda, es una consecuencia directa del

¹ Sigla en inglés: Linear Expenditure System

deseo natural de alcanzar un nivel de satisfacción máximo, de acuerdo a sus gustos, a los precios vigentes y a las posibilidades monetarias que posee. Los enfoques rígidos adoptan de manera directa este precepto teórico al partir de una especificación particular de las preferencias de los individuos, que cumpla sistemáticamente las restricciones microeconómicas de regularidad global: la monotonicidad, homogeneidad y curvatura de la función de utilidad indirecta en todo su dominio de definición [6;12; 14].

Es importante indicar que se han desarrollado formas funcionales de demanda como el AIDS cuadrático y la Forma General Exponencial (GEF), por citar algunos ejemplos, que son globalmente regulares pero localmente flexibles. Si bien existen estas representaciones de preferencias, que se encuentran en el medio de los enfoques flexibles y los rígidos [14], los enfoques rígidos son todavía muy utilizados en la elaboración de algunos de los modelos de Equilibrio General más conocidos a nivel internacional, como el LINKAGE del Banco Mundial y el MIRAGE del CEPII² [7]. Uno de los motivos por el que muchos investigadores privilegian aún los enfoques rígidos, es que éstos dan lugar a funciones de demanda que tienen una interpretación muy interesante, fácil e intuitiva. Queda claro, que la utilidad práctica del Sistema Lineal de Gasto hace que sea importante contar con un método de estimación robusto y moderno para su estimación.

En el presente estudio, se aborda la estimación del Sistema Lineal de Gasto (Geary, 1950; Klein & Rubin, 1949; Samuelson, 1948; Stone, 1954), a través de la escritura de una Función de Verosimilitud por medio de un algoritmo de simulación propuesto por Kao, Lee & Pitt [11]. Este algoritmo resulta particularmente interesante pues, además de considerar de manera explícita la ausencia de consumo de algunos bienes por parte de algunos hogares, permite tomar en cuenta los efectos que ejercen las características demográficas de los hogares sobre sus preferencias de consumo. Posteriormente, esta metodología es aplicada al análisis del consumo de alimentos en Bolivia.

En razón de la discusión realizada en párrafos anteriores, se adopta un enfoque crítico acerca de la adopción de una forma funcional rígida. Así, se resalta la utilidad y el carácter intuitivo de las interpretaciones que genera la adopción de formas funcionales específicas, pero se ponen en evidencia también, las implicancias teóricas que conlleva esta decisión. En ese sentido, este estudio pretende contribuir al estudio de Consumo y Demanda en Bolivia, a través de la implementación de esta metodología moderna para la estimación robusta de un Sistema Lineal de Gasto, y llamando la atención sobre algunos aspectos teóricos del mismo.

En la sección 2 de este documento se presentan los fundamentos microeconómicos neoclásicos del comportamiento del consumidor que dan origen al Sistema Lineal de Gasto. Posteriormente, en la sección 3, se detalla la especificación de la forma estimable del Sistema Lineal de Gasto que permite tomar en cuenta características socio-demográficas de los hogares. Finalmente, en la sección 4, se presenta la aplicación de la metodología al análisis de patrones de consumo de alimentos en Bolivia.

2. EL COMPORTAMIENTO DEL CONSUMIDOR: UN ENFOQUE PARAMÉTRICO

En el presente estudio se busca identificar los patrones de consumo de un grupo de n individuos que tienen la posibilidad de elegir el nivel de consumo de un número m de bienes. El Sistema Lineal de Gasto resulta de la consideración de una función de utilidad directa de tipo Stone-Geary para la representación de las preferencias cada individuo:

$$U_i(x_i) = \sum_{j=1}^m \alpha_j \ln(x_{ij} - \beta_j) \quad \forall i = 1..n$$

donde i representa a un individuo genérico y j representa un bien genérico. En la interpretación tradicional de esta forma funcional, los parámetros β_j representan niveles de consumo mínimo o de sustancia. Los parámetros $\alpha_j > 0$ reflejan la importancia que le otorgan los individuos a los bienes correspondientes, pues corresponden a la elasticidad de la utilidad con respecto a cambios en la cantidad consumida de los bienes correspondientes [9].

² Centre d'Études Prospectives et d'Information Internationale, Francia.

Puesto que toda función de utilidad tiene una interpretación ordinal y no cardinal, la escala en la que se encuentra medida no revierte ninguna importancia. Por esta razón, se impone la restricción $\sum_{j=1}^m \alpha_j = 1$, conocida como la restricción de aditividad (*adding-up restriction*). Para hacer la notación más ligera, en los párrafos siguientes se omite el índice i que corresponde al individuo estudiado.

Sea p_j el precio nominal del bien j y R el presupuesto de un individuo genérico. El precio *real* del bien j puede escribirse como $v_j \equiv \frac{p_j}{R}$. De acuerdo a la teoría microeconómica neoclásica, el consumo de este individuo está explicado por:

$$\begin{cases} \max_x U(x) = \sum_{j=1}^m \alpha_j \ln(x_j - \beta_j) \\ \text{s.a.} \sum_{j=1}^m v_j x_j \leq 1 \end{cases} \quad (P1)$$

La solución de este problema describe un conjunto de $m+1$ relaciones primales correspondientes a las condiciones de primer orden de optimización, que admite una solución única y explícita conocida como el *conjunto de relaciones duales*. Este último conjunto de m relaciones, es el sistema de funciones de demanda marshallianas o de mercado, generado por las preferencias de este individuo:

$$\begin{aligned} x_j^* &= \beta_j - \frac{\alpha_j}{v_j \sum_{k=1}^m \alpha_k} \left(\sum_{h=1}^m v_h \beta_h + 1 \right) = \beta_j - \frac{\alpha_j}{v_j} \left(\sum_{h=1}^m v_h \beta_h + 1 \right) \quad \forall j = 1 \dots m \\ &= \beta_j - \frac{\alpha_j}{p_j} \left(\sum_{h=1}^m p_h \beta_h \right) + \frac{\alpha_j}{p_j} R \end{aligned}$$

donde x_j^* representa la cantidad consumida del bien j .

Se puede observar que la función de demanda es una función lineal del presupuesto R , el cual representa el gasto en el enfoque dual del problema del consumidor. Es esta propiedad de la función de demanda la que da al modelo el nombre de Sistema Lineal de Gasto, e implica que las curvas de Engel son líneas rectas (pendiente constante con respecto a los niveles de renta). La expresión de las funciones de demanda hace que la interpretación de los parámetros β_j presentada en párrafos anteriores sea más intuitiva, pues se puede observar que estos representan niveles mínimo de consumo, independientes del presupuesto y de los precios relativos.

De acuerdo a las funciones de demanda, las elasticidades-precio directas de un Sistema Lineal de gasto están dadas por:

$$\varepsilon(x_j | v_j) \equiv \frac{\partial \ln(x_j^*)}{\partial \ln(v_j)} = -1 + \left(1 - \frac{\alpha_j}{\sum_{k=1}^m \alpha_k} \right) \frac{\beta_j}{x_j^*} = -1 + \left(1 - \frac{\alpha_j}{\sum_{k=1}^m \alpha_k} \right) \frac{v_j \beta_j}{v_j x_j^*} \quad \forall j = 1 \dots m$$

las elasticidades-precio cruzadas están dadas por:

$$\varepsilon(x_j | v_h) \equiv \frac{\partial \ln(x_j^*)}{\partial \ln(v_h)} = - \frac{\alpha_j}{\sum_{k=1}^m \alpha_k} \frac{v_h \beta_h}{v_j x_j^*} \quad \forall j \neq h, j = 1 \dots m$$

y las elasticidades-ingreso están dadas por:

$$\varepsilon(x_j | R) \equiv \frac{\partial \ln(x_j^*)}{\partial \ln(R)} = \left(\frac{\alpha_j}{\sum_{k=1}^m \alpha_k} \right) \frac{1}{v_j x_j^*} \quad \forall j = 1 \dots m$$

La función de utilidad Stone Geary: Implicaciones de su utilización en estudios empíricos

El Sistema Lineal de Gasto reposa sobre la imposición de una forma funcional específica a todos los individuos estudiados. Sin duda, esto impone considerables restricciones teóricas y prácticas que es importante tener en cuenta al momento de su implementación.

- i) La Función Stone-Geary es un caso particular de una función a Elasticidad de Sustitución Constante (CES), ya que se trata de una función de utilidad Cobb-Douglas que se origina en punto distinto al punto de intersección de los ejes del espacio considerado. Consecuentemente, la elasticidad de sustitución de esta función es siempre positiva, por lo que todos los bienes comparados dos a dos, son siempre sustitutos. Por otro lado, el hecho que la elasticidad de sustitución sea constante, implica que el grado de sustitución entre cualquier par de bienes, manteniendo un nivel de satisfacción dado, es constante e independiente de la cantidad consumida de estos bienes y del nivel de ingresos.
- ii) La no-negatividad de los parámetros α_j asegura la quasi-concavidad de la función de utilidad en todo su dominio de definición, pero también implica que todas las elasticidades-ingreso son siempre positivas. Este hecho imposibilita al Sistema Lineal de Gasto de reconocer bienes inferiores.
- iii) La existencia matemática de la función de utilidad Stone-Geary exige que $(x_{i,j} - \beta_j) > 0$, $\forall i = 1 \dots n$. Esta importante restricción implica que si algún individuo no consume alguno de los bienes, el parámetro β_j correspondiente debe ser de signo negativo, lo que indica que no puede existir un nivel mínimo de consumo para dicho bien. En otros términos, el nivel de consumo de subsistencia debe ser inferior al consumo mínimo reportado por los individuos. Si esta restricción no se cumple, la representación de las preferencias propuesta carecería de sentido, pues no podría representar los gustos de algún o algunos de los individuos analizados.
- iv) Las elasticidades-precio cruzadas tienen siempre un signo contrario al del parámetro β_j que interviene en su cálculo. Esto quiere decir que la ausencia de consumo de un bien (lo que implica necesariamente que el parámetro β_j correspondiente es de signo negativo), se traduce automáticamente en la identificación de dicho bien como sustituto bruto de cualquier otro bien analizado en el modelo. De igual manera, si existe un nivel de consumo mínimo o de subsistencia para algún bien (lo que implica que el parámetro β_j correspondiente es de signo positivo), este bien será detectado como un complemento bruto de cualquier otro bien analizado en el modelo.

Estas y otras implicaciones teóricas de la adopción de una función de utilidad Stone-Geary son, sin duda, bastante conocidas por los investigadores en temas de consumo, pero no son comúnmente mencionadas. Queda claro que es muy importante tenerlas en cuenta al momento de interpretar los datos brindados por la estimación de un Sistema Lineal de Gasto.

3. ESTIMACIÓN DE UN SISTEMA LINEAL DE GASTO

La función de utilidad Stone-Geary permite una solución explícita y única para el problema de maximización de la satisfacción de los consumidores. Al identificar el gasto como el presupuesto de los consumidores, se genera una equivalencia teórica directa entre el enfoque primal y el enfoque dual [9]. Esto implica que la información contenida en el sistema de ecuaciones primales y en el sistema de ecuaciones duales es redundante³ [13]. Por este motivo, para la estimación del Sistema Lineal de Gasto es posible concentrarse únicamente en el sistema de ecuaciones primales.

³ El sistema de ecuaciones duales puede ser deducido exactamente del sistema de ecuaciones primales a través de la aplicación del Teorema de Roy.

En la realidad, existen individuos que no consumen algún o algunos de los bienes presentes en el modelo. Para tomar en cuenta de manera explícita este hecho, se considera que un individuo no consume un número $l < m-1$ de bienes. Las condiciones de optimización de Kuhn-Tucker que resuelven el problema (PI) para cualquier función de utilidad se escriben como:

$$\begin{aligned} \frac{\partial U(x)}{\partial x_j} - \lambda v_j &\leq 0 & \forall j=1\dots l \\ \frac{\partial U(x)}{\partial x_j} - \lambda v_j &= 0 & \forall j=l+1\dots m \end{aligned}$$

y la restricción presupuestaria $\sum_{j=1}^m v_j x_j = 1$, que debe ser satisfecha en todo momento. El parámetro λ es el coeficiente de Lagrange asociado a la restricción presupuestaria, que tiene la interpretación usual del valor del dinero para el individuo en cuestión [9].

La relación marginal de sustitución entre un bien j y el dinero, de acuerdo al valor que el individuo le otorga a este último, define la cantidad de dinero que este individuo está dispuesto a renunciar por una unidad suplementaria del bien j . En este sentido, se puede definir un precio *subjetivo* para cada bien:

$$\xi_j \equiv \frac{\partial U(x) / \partial x_j}{\lambda} \quad \forall j=1\dots m$$

y las m primeras condiciones de Kuhn Tucker se pueden reescribir de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \xi_j &\leq v_j & \forall i=1\dots l \\ \xi_j &= v_j & \forall i=l+1\dots m \end{aligned}$$

La lógica de la teoría microeconómica neoclásica es evidente. En efecto, escrito de esta manera, el conjunto de relaciones primales indica que un individuo decide no consumir un bien simplemente debido a que, de acuerdo a sus preferencias, éste es demasiado caro.

En el caso del Sistema Lineal de Gasto, los precios subjetivos ξ tienen la siguiente forma:

$$\xi_j = \frac{\alpha_j}{\lambda(x_j^* - \beta_j)} \quad \forall j=1\dots m$$

De acuerdo a la teoría microeconómica neoclásica, son los precios relativos los que determinan el comportamiento de los consumidores y no los precios nominales. Ésta es una de las razones por las que se elige uno de los bienes como numerario o base. En este documento, se decide elegir, sin pérdida de generalidad, el m -ésimo bien como numerario.

De la m -ésima ecuación de Kuhn-Tucker se puede deducir que $\lambda = \frac{\alpha_m}{x_m^* - \beta_m}$. Para cumplir la restricción de aditividad, que impone coherencia a la función de utilidad al otorgarle la propiedad de ser invariante con respecto a su unidad de medida, se puede elegir la normalización $\alpha_m \equiv 1$. Tomando en cuenta estas especificaciones, los precios subjetivos pueden ξ expresarse de la siguiente manera:

$$\xi_j = \alpha_j \frac{x_m^* - \beta_m}{x_j^* - \beta_j} v_m = \alpha_j \frac{s_m^* - v_m \beta_m}{s_j^* - v_j \beta_j} \quad \forall j=1\dots m-1$$

donde $s_j^* = \frac{P_j x_j^*}{R} = v_j x_j^*$ representa la parte del gasto total destinada al gasto del bien j .

Especificación de un Sistema Lineal de Gasto Estimable

La estimación de un sistema de funciones de demanda, ya sea flexible o derivado de una forma funcional particular, requiere la especificación de un vector de términos de error estocástico $\varepsilon_{m \times 1}$ [5, 10]. Todos los sistemas de funciones de demanda implican un Sistema de Ecuaciones Simultáneas, y si se considera de manera explícita la ausencia de consumo, las variables dependientes de dicho sistema son limitadas o truncadas.

De acuerdo a Kao *et al.* [11], Amemiya (1974) y Gourieroux (1980) demostraron que para estimar correctamente un sistema de ecuaciones simultáneas con variables dependientes limitadas o truncadas, se requiere una correspondencia de uno a uno entre los vectores de errores y los vectores de variables dependientes. En el caso de un sistema de funciones de demanda, esto quiere decir que:

- para cada vector $\varepsilon_{m \times 1}$ debe existir un único vector de cantidades demandadas $x_{(n+m) \times 1}^*$ generadas por el sistema y
- que cualquier vector $x_{(n+m) \times 1}^*$ del dominio de definición de las cantidades demandadas debe poder ser generado por un único vector $\varepsilon_{m \times 1}$ a través del sistema.

Para que estas condiciones⁴ puedan ser satisfechas, la función de utilidad directa tiene que ser monótona y estrictamente quasi-cóncava en todo su dominio de definición, como es, efectivamente, el caso de una función Stone-Geary.

Para cumplir las condiciones mencionadas, Kao *et al.* [11] sugieren considerar la heterogeneidad que existe en los gustos de los individuos asociando los errores estocásticos a los parámetros α_j de la siguiente manera:

$$\alpha_j = e^{\varepsilon_j} \quad \forall j = 1 \dots m$$

donde el vector $\varepsilon_{m \times 1}$ sigue formalmente una distribución normal multivariada de esperanza $\gamma_{m \times 1}$ y de matriz de varianza-covarianza Σ .

De acuerdo a muchos investigadores (Dong, 2004; Gao, 1994; Lee, 2001; Nayga, 1995; Park, 1996; Raper *et al.*, 2002, en [12]), los patrones de consumo de los hogares dependen de ciertas características socio-demográficas, como el número de miembros, la condición de pobreza, la etnicidad, el grado de urbanización de su comunidad, la composición etárea al interior del hogar, etc. Siguiendo las sugerencias de Kao *et al.* [11], en el presente estudio se considera que las características socio-demográficas de los hogares determinan directamente sus gustos por los distintos bienes (e indirectamente, la demanda que expresan por los mismos), al definir los componentes de la esperanza del vector $\varepsilon_{m \times 1}$ como una combinación lineal de estas características:

$$E(\varepsilon_j) = \gamma_j \equiv \pi_j z \quad \forall j = 1 \dots m$$

donde z es el vector de características sociodemográficas propias del hogar al que pertenece el individuo analizado y π es el vector de ponderaciones de estas características, a debe ser estimado.

Es importante indicar que la restricción de aditividad implica que $\varepsilon_m \equiv 0$, imposibilitando la estimación de los parámetros relativos a la esperanza y a la varianza de esta variable aleatoria.

⁴ Kao et al. [11] retoman la terminología de Amemiya (1974) y denominan a estas condiciones como *condiciones de coherencia*.

Una vez especificado el componente estocástico del modelo, las condiciones de Kuhn-Tucker para el Sistema Lineal de Gasto se pueden reescribir de la siguiente manera:

$$\xi_j = e^{\varepsilon_j} \frac{s_m^* - v_m \beta_m}{s_j^* - v_j \beta_j} \leq v_j \quad \forall j = 1 \dots l$$

$$\xi_j = e^{\varepsilon_j} \frac{s_m^* - v_m \beta_m}{s_j^* - v_j \beta_j} = v_j \quad \forall j = l+1 \dots m-1$$

y en escala logarítmica:

$$\varepsilon_j \leq \ln(s_j^* - v_j \beta_j) - \ln(s_m^* - v_m \beta_m) \quad \forall j = l+1 \dots m-1$$

$$\varepsilon_j = \ln(s_j^* - v_j \beta_j) - \ln(s_m^* - v_m \beta_m) \quad \forall j = l+1 \dots m-1$$

Para estimar el último conjunto de ecuaciones por el método de Máxima Verosimilitud, se definen los vectores de errores centrados $e_1 \equiv (\varepsilon_1 - \gamma_1, \dots, \varepsilon_l - \gamma_l)$ para los bienes no consumidos y $e_2 \equiv (\varepsilon_{l+1} - \gamma_{l+1}, \dots, \varepsilon_{m-1} - \gamma_{m-1})$ para los bienes consumidos. El conjunto de variables aleatorias (e_1, e_2) está distribuido según una ley normal multivariada de esperanza $0_{m-l \times 1}$ y matriz de varianza-covarianza

$$\Theta = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix}.$$

$(l \times l)$ $(l \times m-l-1)$
 $(m-l-1 \times l)$ $(m-l-1 \times m-l-1)$

De esta manera, la función de verosimilitud del Sistema Lineal de Gasto está dada por la función de distribución del conjunto de variables aleatorias (e_1, e_2) , evaluada en el dominio donde:

$$e_{1,j} = \varepsilon_j - \gamma_j \leq \ln(x_j^* - v_j \beta_j) - \ln(x_m^* - v_m \beta_m) - \gamma_j \quad \forall j = 1 \dots l, \text{ y}$$

$$e_{2,j} = \varepsilon_j - \gamma_j = \ln(x_j^* - v_j \beta_j) - \ln(x_m^* - v_m \beta_m) - \gamma_j \quad \forall j = l+1 \dots m-1$$

Si se considera la ausencia de consumo como una manifestación del hecho que la variable dependiente (la cantidad consumida) es truncada o limitada, el vector $e_{1,l \times 1}$ contiene variables aleatorias asociadas a niveles de consumo no observables en la realidad. De acuerdo a la teoría econométrica clásica, la mejor forma de estimar el vector $e_{1,l \times 1}$ es utilizar la información contenida en el vector $e_{2,m-l-1 \times 1}$, que contiene variables aleatorias asociadas a niveles de consumo que sí son observables:

$$e_1 = E(e_1 | e_2) + \eta = \Sigma_{12} \Sigma_{22}^{-1} e_2 + \eta$$

$l \times 1$ $l \times 1$

donde η es un vector de términos residuales de esperanza $0_{l \times 1}$ y matriz de varianza-covarianza $\Omega \equiv \Sigma_{11} - \Sigma_{12} \Sigma_{22}^{-1} \Sigma_{21}$ definida positiva. De acuerdo a la especificación del vector e_2 como variable explicativa del vector e_1 , se puede deducir la independencia (ortogonalidad) entre los vectores e_2 y η . A su vez, esta especificación define una correspondencia de uno a uno entre η y e_1 .

Tomando en cuenta esta transformación, la función de verosimilitud del Sistema Lineal de Gasto está dada también por la función de distribución del conjunto de parámetros (η, e_2) , evaluada en el dominio donde:

$$\eta \leq \begin{pmatrix} \ln(s_1^* - v_1\beta_1) - \ln(s_m^* - v_m\beta_m) \\ \vdots \\ \ln(s_l^* - v_l\beta_l) - \ln(s_m^* - v_m\beta_m) \end{pmatrix} - \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}e_2 \equiv r, \quad y$$

$$e_{2,j} = \varepsilon_j - \gamma_j = \ln(s_j^* - v_j\beta_j) - \ln(s_m^* - v_m\beta_m) - \gamma_j \quad \forall j = l+1 \dots m-1$$

Sea $f_1(\eta)$ la función de densidad del vector η y $f_2(e_2)$ la función de densidad del vector e_2 . Dada la independencia de ambos vectores y el hecho que las condiciones de optimización implican una correspondencia de uno a uno entre $e_{2,j}$ y s_j^* , $\forall j = l+1 \dots m-1$, la función de verosimilitud del Sistema Lineal de Gasto se escribe:

$$L\left(\begin{matrix} x^* \\ m \times 1 \end{matrix}\right) = \left(\int_{\{\eta \leq r\}} f_1(\eta) \right) f_2\left(e_2\left(\begin{matrix} s_2^* \\ m-l-1 \times 1 \end{matrix}\right)\right) \left| \frac{\partial e_2}{\partial s_2} \right|$$

donde s_2^* es el vector de gastos en bienes consumidos y $\left| \frac{\partial e_2}{\partial s_2} \right|$ es el determinante del Jacobiano de la transformación del vector de errores a la variable explicada, calculado de acuerdo a las ecuaciones de Kuhn-Tucker [10].

Como se puede observar, la aplicación de la función de verosimilitud que resulta de un Sistema Lineal de Gasto tomando en cuenta de manera explícita la ausencia de consumo se torna bastante complicada. En efecto, la ausencia de consumo introduce el cálculo de integrales múltiples. Para sobrellevar esta dificultad Kao *et al.* [11] proponen una serie de transformaciones iterativas de las variables estructurales para encontrar, a través de una simulación, una escritura de la parte de función $L\left(\begin{matrix} x^* \\ m \times 1 \end{matrix}\right)$ correspondiente a los bienes que no son consumidos que sea más fácilmente estimable.

Para esta simulación, se considera la descomposición de Cholesky de la matriz $\Omega \equiv \Sigma_{11} - \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}$, $\Omega = DD'$, donde:

$$D = \begin{pmatrix} d_{11} & 0 & \dots & 0 \\ d_{12} & d_{22} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ d_{l1} & d_{l2} & \dots & d_{ll} \end{pmatrix}$$

Definiendo las variables $\mathcal{G} \equiv D^{-1}\eta$, el conjunto $\eta \leq r$ corresponde al conjunto $D^{-1}\eta \leq r$. Dado que por su definición, existe una covarianza nula entre los componentes del vector \mathcal{G} , la función de verosimilitud se puede reescribir de la siguiente manera:

$$L\left(\begin{matrix} x^* \\ m \times 1 \end{matrix}\right) = \left(\prod_{i=1}^l \Phi\left(\frac{1}{d_{ii}}(r_i - d_{i1}\mathcal{G}_1 - \dots - d_{i,i-1}\mathcal{G}_{i-1})\right) \right) f_2\left(e_2\left(\begin{matrix} s_2^* \\ m-l-1 \times 1 \end{matrix}\right)\right) \left| \frac{\partial e_2}{\partial s_2} \right|$$

donde $\Phi(\cdot)$ es la función de repartición de una distribución normal centrada y reducida.

Cada componente del vector \mathcal{G} puede ser simulado iterativamente a través de la generación de variables que siguen una distribución uniforme. Si se consideran T valores simulados para cada componente de \mathcal{G} , la función de verosimilitud simulada está dada por la relación:

$$L\left(x_{m \times 1}^*\right) = \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\prod_{i=1}^l \Phi \left(\frac{1}{d_{ii}} (r_i - d_{i1} \mathcal{G}_{i,t} - \dots - d_{i,i-1} \mathcal{G}_{i-1,t}) \right) \right) \right) f_2 \left(e_2 \left(s_2^* \right) \right) \left| \frac{\partial e_2}{\partial s_2} \right|$$

donde $\mathcal{G}_{i,t}$ corresponde al t -ésimo valor simulado del i -ésimo componente del vector \mathcal{G} . Los parámetros de esta última expresión pueden ser estimados por el método de Máximo de Verosimilitud a través de algoritmos numéricos.

4. APLICACIÓN: PATRONES DE CONSUMO DE CIERTOS GRUPOS DE ALIMENTOS EN BOLIVIA

En el presente estudio se aplica la metodología propuesta en párrafos anteriores para analizar los patrones de consumo de cuatro grupos alimenticios en Bolivia:

- i) Productos Agrícolas (Grupo A)
- ii) Productos Elaborados (Grupo E)
- iii) Productos Industrialmente Elaborados para consumo Intermedio (Grupo I)
- iv) Productos Industrialmente Elaborados para consumo Final (Grupo F)

Esta clasificación corresponde a un ordenamiento de acuerdo al grado de industrialización que siguen los bienes alimenticios en su cadena productiva, antes de ser puestos a disposición de los consumidores. Los productos agrícolas (A) son los que presentan el menor grado de industrialización y los productos industrialmente elaborados para consumo final (F) son los que presentan el mayor grado de industrialización.

Los datos empleados para este estudio provienen del módulo de consumo de la Encuesta Continua de Hogares 2003-3004 (INE), que contiene información sobre las cantidades consumidas de cada uno de los productos pertenecientes a los cuatro grupos de alimentos definidos, así como los precios a los cuales los compraron.

La riqueza de esta base de datos permite realizar un análisis diferenciado por zonas geográficas:

- Altiplano: compuesto por los departamentos de La Paz (incluyendo la ciudad de El Alto), Oruro y Potosí.
- Valle: compuesto por los departamentos de Cochabamba, Sucre y Tarija.
- Llano: compuesto por los departamentos de Santa Cruz, Beni y Pando.

Esta base de datos permite incluir dos factores demográficos susceptibles de determinar los patrones de consumo:

- i) el tamaño del hogar, medido por el número de miembros, y
- ii) el grado de urbanización de la comunidad del hogar, permitiendo identificar a los hogares que residen en ciudades capitales.

Para todas las zonas geográficas, el grupo de alimentos que presenta la menor cantidad de no consumo son los bienes industrialmente elaborados para consumo final (F); y el grupo que presenta la mayor cantidad de no consumo son los bienes elaborados (E). El tamaño de los hogares no presenta mucha variación, situándose sistemáticamente alrededor de 4 miembros.

En todas las zonas geográficas, la canasta de consumo de los hogares bolivianos está compuesta en su mayoría por bienes elaborados para consumo intermedio (I). Se espera entonces, que el Sistema identifique una preferencia alta por estos bienes en todas las regiones del país. De acuerdo a la Tabla 1, los productos agrícolas (A) representan una parte muy pequeña de la canasta de consumo de los hogares de los llanos bolivianos, en comparación con el resto de las regiones. En cambio, en esta región, los bienes elaborados (E) representan una parte significativamente mayor de la canasta de consumo que en el resto de las regiones.

Se considera que el Sistema Lineal de Gasto es adecuado para el análisis de los datos presentados pues la agregación de los productos hace que sea muy poco probable que exista todo un grupo bienes alimenticios que sea inferior. Por otro lado, dado que la diferencia entre los grupos de alimentos es el grado de industrialización de sus componentes sin considerar características nutricionales, se puede aceptar el carácter sustitutivo entre los grupos.

Como en todas las áreas geográficas consideradas siempre existe al menos un hogar que no consume ningún producto de alguno de los grupos de alimentos, la lógica del Sistema Lineal de Gasto indica que no debería existir ningún consumo mínimo⁵. De manera general, se considera que las restricciones del Sistema Lineal de Gasto son aceptables para el análisis de estos datos, dada la definición de los grupos de alimentos. En efecto, es posible aceptar que los grupos de alimentos son sustitutos brutos entre ellos.

Tabla 1 - DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES POR ZONA GEOGRÁFICA

		Altiplano	Valle	Llano
Hogares residentes en capitales (%)		0.681	0.601	0.579
Tamaño promedio del hogar		4.2	4.0	4.6
Número de Observaciones		3696	2858	1635
Consumo Mínimo	Grupo A	0	0	0
	Grupo E	0	0	0
	Grupo I	0	0	0
	Grupo F	0	0	0
Frecuencia de No Consumo	Grupo A	326	307	295
	Grupo E	819	623	311
	Grupo I	265	260	154
	Grupo F	153	163	90
Densidad de No Consumo	Grupo A	8.82%	10.74%	18.04%
	Grupo E	22.16%	21.80%	19.02%
	Grupo I	7.17%	9.10%	9.42%
	Grupo F	4.14%	5.70%	5.50%
Gasto Promedio, como parte del Gasto Total	Grupo A	0.199 <i>[0.151]</i>	0.190 <i>[0.154]</i>	0.113 <i>[0.109]</i>
	Grupo E	0.201 <i>[0.208]</i>	0.209 <i>[0.221]</i>	0.251 <i>[0.257]</i>
	Grupo I	0.336 <i>[0.191]</i>	0.378 <i>[0.217]</i>	0.423 <i>[0.242]</i>
	Grupo F	0.264 <i>[0.149]</i>	0.222 <i>[0.141]</i>	0.214 <i>[0.136]</i>
Precio Promedio, normalizado por el Presupuesto	Grupo A	0.022 <i>[0.054]</i>	0.023 <i>[0.046]</i>	0.022 <i>[0.057]</i>
	Grupo E	0.018 <i>[0.029]</i>	0.020 <i>[0.035]</i>	0.019 <i>[0.044]</i>
	Grupo I	0.032 <i>[0.057]</i>	0.036 <i>[0.067]</i>	0.027 <i>[0.040]</i>
	Grupo F	0.003 <i>[0.006]</i>	0.004 <i>[0.007]</i>	0.003 <i>[0.005]</i>

[.] = Desviaciones Estándar

Fuente: Elaboración Propia

La metodología descrita a lo largo del documento fue programada en el software matemático GAUSS V6.0. [1], específicamente para el análisis de los datos bolivianos presentados. El algoritmo de simulación propuesto por Kao

⁵ Es por esto que se eligió como referencia el grupo de alimentos elaborados para consumo final (F), que presenta sistemáticamente el menor grado de ausencia de consumo.

et al. [11] se muestra bastante eficiente, pues para la simulación de la función de verosimilitud no se constatan, en ningún caso, diferencias significativas para más de 100 iteraciones. Para la maximización de la función, se empleó el algoritmo de optimización numérica de Broyden, Fletcher, Goldfarb y Shanno (BFGS) incluido en el software.

Para la correcta identificación de los parámetros, se estimaron los componentes de la matriz D correspondiente a la descomposición de Cholesky de la matriz Ω . De esta manera, se impone que la matriz Ω cumpla en todo momento la restricción teórica de ser definida positiva. Por otro lado, los parámetros β se estimaron indirectamente a través de parámetros *libres* β_L de la siguiente manera:

$$\beta_j = \min(x_j) - e^{\beta_{L,j}} \quad \forall j = l + 1 \dots m$$

donde $\min(x_i)$ es el consumo mínimo del bien i reportado en la (sub-)muestra considerada. Esta restricción no solamente asegura la factibilidad de los cálculos impuestos por la forma funcional Stone-Geary, sino que también otorga coherencia al Sistema Lineal de Gasto, al imponer que éste sea representativo para todos los individuos en la muestra. Puesto que en el caso boliviano $\min(x_i) = 0$ para todas los bienes en todas las áreas geográficas, en realidad $\beta_j = -e^{\beta_{L,j}}$, $\forall j = l + 1 \dots m$.

4.1 RESULTADOS

A continuación, se presentan los resultados de la estimación con una descripción resumida, que se limita a resaltar aspectos sobresalientes. Es importante hacer notar que en el presente documento se resalta la implementación de una metodología moderna respaldada por una extensa revisión teórica, y que la clasificación de los bienes adoptada no responde a un interés específico. Sin embargo, se muestra que la identificación de patrones de consumo permite obtener un conjunto de resultados muy abundante; más aún si se emplean características sociodemográficas para enriquecerlos.

Tabla 2 - PARÁMETROS ESTIMADOS PARA LOS VALLES

		Grupo A	Grupo E	Grupo I	Grupo F
Parámetros Estimados					
Beta Libre		1.2716 [0.0449]	1.7396 [0.0497]	1.0246 [0.0469]	2.6082 [0.0521]
Número de miembros		-0.0071 [0.0068]	-0.0896 [0.0084]	0.1262 [0.0067]	
Reside en ciudad capital (ref: no reside en ciudad capital)		-0.1096 [0.0387]	0.2835 [0.043]	-0.0957 [0.0384]	
Matriz Omega	Grupo A	1.1391 [0.0169]			
	Grupo E	0.1388 [0.0249]	1.2375 [0.0222]		
	Grupo I	0.7323 [0.0209]	-0.0690 [0.0182]	0.8561 [0.0128]	
Parámetros estructurales					
Beta		-3.5666	-5.6951	-2.7860	-13.5741
Alpha		<i>Hogar de 4 miembros, residente en una ciudad capital</i>			
		0.2024	0.2156	0.3498	0.2323
Alpha		<i>Hogar de 4 miembros, no residente en una ciudad capital</i>			
		0.2246	0.1615	0.3828	0.2311

[.] = Desviaciones Estándar

Fuente: Elaboración Propia

4.1.1 VALLES

De acuerdo a la Tabla 2, los parámetros alpha indican que entre los cuatro grupos de bienes considerados, los hogares de esta región tienen una alta preferencia por los alimentos elaborados para consumo intermedio (I), seguidos de los alimentos elaborados para consumo final (F), ya sea que vivan en ciudades capitales o no. Los hogares que residen en ciudades capitales manifiestan una preferencia menor por los alimentos agrícolas (A) y una preferencia significativamente mayor por los alimentos elaborados (E), comparativamente al resto de los hogares.

Al observar la Tabla 3, no se constatan grandes diferencias en la sensibilidad de las demandas a cambios en precios directos ni cruzados, ya sea que los hogares residan en ciudades capitales o no. Todos los grupos alimenticios presentan demandas elásticas, siendo los alimentos elaborados (E) los más sensibles a cambios en sus propios precios. Al observar las elasticidades-precio cruzadas, se constata que los hogares del valle tienen una cierta facilidad para sustituir los bienes con un grado medio de industrialización, a saber, industrialmente elaborados (E) y para consumo intermedio (I), con bienes agrícolas (A) y bienes elaborados para consumo final (F).

La demanda de bienes elaborados (E) por parte de hogares residentes en ciudades capitales, presenta una mayor sensibilidad a cambios en el ingreso que para el resto de los hogares del valle. De hecho, los hogares que no residen en ciudades capitales consideran este grupo de bienes como necesario, lo que indica que cambios en sus ingresos deberían tener un impacto moderado sobre la demanda de estos bienes.

Tabla 3 - CONJUNTO DE ELASTICIDADES PARA LOS VALLES, POR GRADO DE URBANIZACIÓN

Hogar de 4 miembros, residente en ciudad capital					Hogar de 4 miembros, no residente en ciudad capital					
Matriz de Elasticidades-Precio Marshallianas					Matriz de Elasticidades-Precio Marshallianas					
	<i>Precios</i>					<i>Precios</i>				
	Grupo A	Grupo E	Grupo I	Grupo F		Grupo A	Grupo E	Grupo I	Grupo F	
<i>Cantidades</i>	Grupo A	-1.3482	0.1236	0.1060	0.0514	Grupo A	-1.3385	0.1372	0.1177	0.0570
	Grupo E	0.0854	-1.4348	0.1024	0.0496	Grupo E	0.0640	-1.4647	0.0767	0.0372
	Grupo I	0.0767	0.1073	-1.1711	0.0446	Grupo I	0.0839	0.1175	-1.1624	0.0488
	Grupo F	0.0867	0.1213	0.1040	-1.1666	Grupo F	0.0862	0.1207	0.1035	-1.1668
	Vector de Elasticidades Ingreso					Vector de Elasticidades Ingreso				
	Grupo A	Grupo E	Grupo I	Grupo F		Grupo A	Grupo E	Grupo I	Grupo F	
	1.0652	1.0292	0.9245	1.0452		1.1823	0.7710	1.0120	1.0396	

Fuente: Elaboración Propia

4.1.2 ALTIPLANO

De acuerdo a la Tabla 4, los resultados cualitativos para el altiplano boliviano son similares a los resultados de los valles. Los parámetros alpha indican que los bienes elaborados para consumo intermedio (I) son los más importantes en su canasta de consumo, seguidos por los bienes para consumo final (F). Los hogares residentes en ciudades capitales tienen una preferencia mayor por los productos elaborados (E) que el resto de los hogares del altiplano. Estos últimos tienen una preferencia mayor por los productos agrícolas (A) que los primeros, resultado que ya se había constatado en los valles. Se considera que estos resultados están ligados a la intensidad de la actividad agrícola en las zonas rurales del altiplano y los valles, lo que puede inclinar las preferencias de los hogares hacia este tipo de productos.

Tabla 4 - PARÁMETROS ESTIMADOS PARA EL ALTIPLANO

Parámetros Estimados		Grupo A	Grupo E	Grupo I	Grupo F
Beta Libre		1.1006 [0.043]	1.9783 [0.042]	0.9411 [0.043]	2.7788 [0.0472]
Número de miembros		-0.0317 [0.006]	-0.0774 [0.035]	0.0641 [0.007]	
Reside en ciudad capital (ref: no reside en ciudad capital)		-0.1922 [0.0371]	0.0817 [0.006]	-0.0664 [0.0313]	
Matriz Omega	Grupo A	1.1300 [0.014]			
	Grupo E	0.1710 [0.021]	1.1868 [0.018]		
	Grupo I	0.5470 [0.017]	0.0181 [0.015]	0.8563 [0.011]	
Parámetros estructurales					
Beta		-3.0060	-7.2306	-2.5628	-16.1002
Alpha		<i>Hogar de 4 miembros, residente en una ciudad capital</i>			
		0.1947	0.2133	0.3240	0.2679
Alpha		<i>Hogar de 4 miembros, no residente en una ciudad capital</i>			
		0.2254	0.1878	0.3308	0.2559

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 5 - CONJUNTO DE ELASTICIDADES PARA EL ALTIPLANO, POR GRADO DE URBANIZACIÓN

Hogar de 4 miembros, residente en ciudad capital				
Matriz de Elasticidades-Precio Marshallianas				

Precios

	Grupo A	Grupo E	Grupo I	Grupo F
Grupo A	-1.2616	0.1276	0.0801	0.0455
Grupo E	0.0686	-1.5099	0.0868	0.0493
Grupo I	0.0625	0.1260	-1.1651	0.0449
Grupo F	0.0658	0.1326	0.0833	-1.1292

Cantidades

Hogar de 4 miembros, no residente en ciudad capital				
Matriz de Elasticidades-Precio Marshallianas				

Precios

	Grupo A	Grupo E	Grupo I	Grupo F
Grupo A	-1.2516	0.1477	0.0928	0.0527
Grupo E	0.0604	-1.5265	0.0765	0.0434
Grupo I	0.0638	0.1287	-1.1634	0.0459
Grupo F	0.0628	0.1267	0.0796	-1.1313

Cantidades

Vector de Elasticidades Ingreso			
Grupo A	Grupo E	Grupo I	Grupo F
0.9773	1.0592	0.9653	1.0160

Vector de Elasticidades Ingreso			
Grupo A	Grupo E	Grupo I	Grupo F
1.1315	0.9325	0.9855	0.9706

Fuente: Elaboración Propia

En la Tabla 5, se constata que en el Altiplano, los bienes elaborados (E) tienen una alta sensibilidad a cambios en sus precios, en comparación con el resto del país. De igual modo, los hogares del Altiplano muestran una facilidad relativamente alta para sustituir los bienes elaborados por cualquier otro grupo de alimentos. Este resultado es coherente pues este grupo de bienes presenta un grado de industrialización medio, lo que hace que sea más fácilmente sustituible.

Por otro lado, todos los grupos de bienes tienen una sensibilidad similar a cambios en el ingreso. Puesto que todas las elasticidades-ingreso son cercanas a uno, no se puede deducir que alguno de los cuatro grupos de alimentos sea considerado como necesario por los hogares del altiplano.

4.1.3 LLANOS

Los resultados cualitativos para los llanos bolivianos presentan diferencias interesantes con respecto a los del resto del país. De acuerdo a la Tabla 6, los parámetros alpha indican que los alimentos elaborados para consumo intermedio (I) constituyen la parte más importante del gasto de los hogares que residen en ciudades capitales, seguidos de los alimentos elaborados (E) y los alimentos para consumo final (F). Los hogares de ciudades capitales otorgan a los productos agrícolas (A) una importancia muy baja para su canasta de consumo, comparándolos con los hogares que residen en zonas que presentan un menor grado de urbanización. Este contraste puede explicarse por el hecho que las zonas rurales de esta región boliviana son muy abundantes en frutas, lo que puede moldear las preferencias de sus habitantes a favor de estos alimentos.

Tabla 6 - PARÁMETROS ESTIMADO PARA LOS LLANOS

Parámetros Estimados		Grupo A	Grupo E	Grupo I	Grupo F
Beta Libre		1.3078 [0.0584]	1.7122 [0.069]	1.1433 [0.067]	2.7030 [0.0702]
Número de miembros		-0.0209 [0.0084]	-0.0810 [0.01]	0.1816 [0.0074]	
Reside en ciudad capital (ref: no reside en ciudad capital)		-0.6542 [0.0526]	0.4920 [0.055]	-0.4373 [0.049]	
Matriz Omega	Grupo A	1.1768 [0.0247]			
	Grupo E	0.0766 [0.033]	1.2614 [0.029]		
	Grupo I	0.6564 [0.0278]	-0.0491 [0.0256]	0.8771 [0.0177]	
Parámetros estructurales					
Beta		-3.6980	-5.5411	-3.1371	-14.9250
Alpha		<i>Hogar de 4 miembros, residente en una ciudad capital</i>			
		0.1196	0.2960	0.3341	0.2502
Alpha		<i>Hogar de 4 miembros, no residente en una ciudad capital</i>			
		0.1952	0.1535	0.4390	0.2123

[.] = Desviaciones Estándar

Fuente: Elaboración Propia

Los bienes agrícolas (A) presentan una sensibilidad particularmente alta con respecto a variaciones en su propio precio para todos los hogares residentes en el llano boliviano. El resto de los bienes tienen una sensibilidad a cambios en el precio comparable al del resto del país.

De acuerdo a la Tabla 7, los bienes elaborados para consumo intermedio (I) muestran una sensibilidad muy baja a cambios en el ingreso para los hogares que residen en ciudades capitales; se constata el mismo resultado en los

bienes elaborados (E) para los hogares que no residen en ciudades capitales. Estos dos grupos de bienes son considerados como necesarios por los hogares de las regiones respectivas.

Tabla 7 - CONJUNTO DE ELASTICIDADES PARA LOS LLANO, POR GRADO DE URBANIZACIÓN

Hogar de 4 miembros, residente en ciudad capital					Hogar de 4 miembros, no residente en ciudad capital						
Matriz de Elasticidades-Precio Marshallianas					Matriz de Elasticidades-Precio Marshallianas						
					<i>Precios</i>						
					Grupo A	Grupo E	Grupo I	Grupo F			
<i>Cantidades</i>	Grupo A	-1.6484	0.1141	0.0909	0.0424	<i>Cantidades</i>	Grupo A	-1.5927	0.1861	0.1483	0.0693
	Grupo E	0.0983	-1.3026	0.1014	0.0473		Grupo E	0.0510	-1.3638	0.0526	0.0246
	Grupo I	0.0658	0.0851	-1.1352	0.0317		Grupo I	0.0864	0.1118	-1.1139	0.0416
	Grupo F	0.0974	0.1261	0.1004	-1.1405		Grupo F	0.0826	0.1069	0.0852	-1.1477

Vector de Elasticidades Ingreso					Vector de Elasticidades Ingreso					
					Grupo A	Grupo E	Grupo I	Grupo F		
					1.0591	1.1813	0.7905	1.1705		

Fuente: Elaboración Propia

4.1.4 CAMBIOS DEMOGRÁFICOS

En acorde con los patrones de consumo descritos anteriormente, la alta preferencia de los hogares bolivianos por los alimentos elaborados para consumo intermedio (I), ya sea de ciudades capitales o no, hace que un miembro suplementario en el hogar genere siempre un aumento de la parte del gasto dedicada al consumo de esos bienes. La Tabla 8 indica que, para este grupo de bienes, se observan cambios de alrededor del 8% en el gasto de esos bienes en la región del Altiplano, un efecto menor al que se observan en del resto del país, donde se puede dar un incremento del gasto en estos bienes de casi un 19%.

Tabla 8 - CAMBIOS ESTIMADOS EN LA PARTE DEL GASTO DEDICADA AL CONSUMO DE CADA GRUPO DE ALIMENTOS, GENERADOS POR EL AUMENTO DE UN MIEMBRO EN EL HOGAR

Hogar de 4 miembros, residente en ciudad capital					Hogar de 4 miembros, no residente en ciudad capital					
					Grupo A	Grupo E	Grupo I	Grupo F		
Valle	-4.79%	-18.31%	13.25%	-3.13%	Grupo A	-5.74%	-25.21%	11.78%	-4.12%	
Altiplano	-4.10%	-13.77%	8.26%	0.06%	Grupo E	-4.10%	-15.86%	8.03%	-0.10%	
Llano	-12.57%	-15.78%	18.87%	-4.49%	Grupo I	-12.72%	-29.81%	14.00%	-7.78%	

Fuente: Elaboración Propia

El aumento en el consumo de alimentos elaborados para consumo intermedio (I) se daría siempre en detrimento de todos los otros grupos de bienes. Entre estos últimos, el que sufriría la mayor caída sería el grupo de alimentos elaborados (E), cuya participación en el gasto disminuiría en un 25% en las ciudades menos urbanizadas del valle y en un 29% en ciudades con características similares de los llanos. En párrafos anteriores, ya se había constatado una alta sensibilidad en la demanda de estos productos a cambios en sus precios y en los precios de otros grupos de

alimentos. Este resultado corrobora la preferencia relativamente baja que otorgan los hogares bolivianos a los bienes elaborados (E).

En la Tabla 8 sobresalen las preferencias de los hogares de los llanos por los bienes elaborados para consumo intermedio (I), pues son los que, al tener un hogar más numeroso, revisarían más fuertemente al alza la parte de su presupuesto destinada al consumo de estos bienes (+ 19% aprox.). De igual manera, sobresale la importancia relativamente baja que otorgan los hogares de los llanos a los productos agrícolas (A), ya que en la situación descrita anteriormente, disminuirían el consumo de estos productos en más del 12%.

Ya se había remarcado anteriormente que los bienes elaborados para consumo final (F), tienen una sensibilidad relativamente baja a cambios en sus precios y a los precios de los otros productos. Este resultado se manifiesta también en la disminución relativamente baja que se registraría en la parte del gasto dedicada al consumo de estos bienes al aumentar el tamaño de los hogares, sobre todo en las regiones del altiplano. Este resultado es coherente al tomar en cuenta que estos bienes son aquellos que presentan el mayor grado de industrialización, haciendo que su sustitución no sea fácil.

5. CONCLUSIONES

Tradicionalmente, la estimación de un Sistema Lineal de Gasto se enfoca en la modelización econométrica de las funciones de demanda marshallianas (conjunto de relaciones duales). En el presente estudio se implementó un método de estimación propuesto por Kao *et. al* [11] que parte de la modelización del conjunto de relaciones primales del Sistema (las condiciones de optimización del problema de maximización de la satisfacción). La ventaja principal de este enfoque, es que permite la inclusión de variables socio-demográficas en la estimación de los patrones de consumo. Así, los resultados generales se muestran particularmente útiles para el diseño de políticas públicas o análisis prospectivos de mercado.

Para estimar un Sistema Lineal de Gasto con estas características, se implementó una metodología moderna propuesta por Kao *et al.* [11] que consiste en la simulación y, posteriormente, la maximización de la Función de Verosimilitud del modelo. Si bien las bases microeconómicas sobre las que reposa el Sistema Lineal de Gasto presenta restricciones importantes, se demostró que su aplicación resulta bastante coherente y útil, si los datos considerados son susceptibles de cumplir con estas restricciones. En efecto, los resultados obtenidos en la aplicación de la metodología para el caso boliviano son coherentes, validando la utilidad del Sistema Lineal de Gasto, para estudios específicos.

Se constata que los hogares bolivianos tienen una alta preferencia por los alimentos elaborados que tienen un grado de industrialización medio-alto (correspondiente al Grupo I). De acuerdo a los gustos de los hogares, en todas las regiones estos bienes son más fácilmente sustituibles por aquellos que tienen un grado de industrialización medio-bajo (correspondiente al Grupo E). Este resultado es coherente pues entre los cuatro grupos considerados, son estos dos los que presentan el mayor grado de similitud. Por otro lado, sobresale la baja preferencia que manifiestan los hogares de los llanos por los productos agrícolas (A, los menos industrializados).

En estudios posteriores y con las bases de datos adecuadas para ello, la aplicación para el caso boliviano puede ser enriquecida a través de la inclusión de otros factores socio-demográficos, como el tamaño del hogar diferenciado por edades de los miembros, la lengua hablada en el seno del hogar, etc. De igual modo, se puede revisar la clasificación de los bienes para concentrarse sobre algún tipo de bienes en particular.

El desarrollo de nuevos métodos para el estudio del consumo y demanda es incesante. En ese sentido, resulta muy enriquecedor abordar este tema desde diversos ángulos, y para ello contar con herramientas robustas y modernas. Quizás, una de las más interesantes líneas de investigación en este tema es la conjunción entre los enfoques rígidos, como el que se adoptó en el presente estudio, y los enfoques flexibles, que tienen como representante más famoso al Sistema Casi Ideal de Demanda (AIDS). Entre las líneas de investigación vanguardistas en este tema se pueden mencionar las formas funcionales cuadráticas flexibles como el AIDS cuadrático, Q-AIDS; las formas funcionales globalmente flexibles de manera asintótica como el Modelo Asintóticamente Ideal, AIM; y el Sistema Addilog Indirecto, IAS. Queda claro que, las direcciones en las que se puede (y se debe) profundizar en cuanto al estudio empírico del comportamiento de los consumidores son muy numerosas, y ninguna resulta más interesante que otra. La elección de uno u otro enfoque, debería ser entonces, una cuestión de coherencia empírica.

6. REFERENCIAS

- [1] Aptech Systems Inc. Maximum Likelihood Estimation for Gauss. Manual para la utilización de Gauss, Part Number: 001414. Estados Unidos. 2001
- [2] Barnett, William & Seck, Ousmane. Rotterdam vs. Almost Ideal Models: Will the Best Demand Specification Please Stand Up?. Munich Personal RePEc Archive N° 417. Alemania. 2007
- [3] Barnett, William & Serletis, Apostolos. Measuring Consumer Preferences and Estimating Demand Systems. University of Kansas. Estados Unidos. 2008
- [4] Barnett, William & Usui, Ikuyasu. The Theoretical Regularity Properties of the Normalized Quadratic Consumer Demand Model. Munich Personal RePEc Archive N° 410. Alemania. 2007
- [5] Conniffe, Denis & Eakins, Jhon. Does Stochastic Especification of The Linear Expenditure System Matter?. The Economic and Social Review, Vol. 34, No. 1. 2003
- [6] Cooper, Russell & McLaren, Keith. A System of Demand Equations Satisfying Effectively Global Regularity Conditions. The Review of Economics & Statistics. N°78 Vol 2. The MIT Press. 1996
- [7] De Boer, Paul & Paap, Richard. Testing Non-Nested Demand Relations: Linear Expenditure System vs. Indirect Addilog. Econometric Institute Review. University of Rotterdam. Holanda. 2009
- [8] Deaton, Angus & Muellbauer, John. An Almost Ideal Demand System (AIDS). The American Economic Review, Vol. 70, No. 3. 1980
- [9] Geoffrey, Jenle & Philip, Reny. *Advanced Microeconomic Theory*. Addison Wesley, Segunda Edición. 2001
- [10] Greene, William. *Econometric Analysis*. Prentice Hall, Quinta Edición. 2005
- [11] Kao, Chihwa; Lee, Lung-fei & Pitt, Mark M. Simulated Maximum Likelihood Estimation of The Linear Expenditure System with Binding Non-negativity Constraints. Peking University Press. Estados Unidos. 2001
- [12] Kumar Sulgham, Anil. Econometric Essays on Especification and Estimation of Demand Systems. Ph.D Dissertation, Universidad de Georgia. Estados Unidos. 2006.
- [13] Quirino Paris; Perali, Federico & Piccoli, Luca. Primal-Dual Estimation of a Linear Expenditure Demand System. University of California. Estados Unidos. 2004
- [14] Wolff, Hendrick; Heckelei, Thomas & Mittelhammer, Ron. Imposing Curvature and Monotonicity on Flexible Functional Forms: An Efficient Regional Approach. University of Washington. Estados Unidos. 2009