

ESTIMACION DE UN SISTEMA DE DEMANDA CENSURADO: EL CASO DEL GRAN SANTIAGO*

JOSÉ CANCINO V.**
GUILLERMO DONOSO H.***

ABSTRACT

Generally, in order to determine consumer attitudes to price and/or income changes, theoretically plausible demand systems are estimated. These estimates are based on empirical data, which can be obtained from a large variety of sources such as family budget surveys. However, when family budget surveys are employed, the researcher must account for zero consumption for several products. This implies that the dependent variable is censored at zero. Should the researcher not take this into account, the demand estimates will be biased (Maddala, 1983 y 1993; Pudney, 1989; and Greene, 1993 y 1997). Several estimation methods such as Tobit, generalized Tobit, Heckit, and the Amemiya Principle have been proposed in order to overcome this problem (Heckman, 1976; Amemiya, 1979, 1985; Maddala, 1983; Judge et al., 1985; Pudney, 1989; and Greene, 1997). These estimation procedures, however, present the problem that they do not allow cross equation restrictions. Another solution to zero consumption has been the aggregation of data. However, this method is inefficient

* Proyecto Fondecyt N° 1971273.

** Profesor, Departamento de Economía Agraria, Facultad de Agronomía e Ingeniería Forestal, Pontificia Universidad Católica de Chile. Casilla 306, Correo 22. Santiago, Chile. e-mail: jcancino@puc.cl

*** Profesor, Departamento de Economía Agraria, Facultad de Agronomía e Ingeniería Forestal, Pontificia Universidad Católica de Chile. Casilla 306, Correo 22. Santiago, Chile. e-mail: gdonosoh@puc.cl

since there is a high loss of data (Just, 1991). This research, proposes a methodological innovation which consists in an efficient estimation method which allows for cross equation restrictions and explicitly accounts for zero consumption. The proposed econometric method is applied in the estimation of a theoretically plausible demand system for nine food groups of the Great Santiago Area. Once the demand system was estimated imposing symmetry and aggregation, the price and income elasticities were calculated. The results indicate that it is not possible to establish a pattern of behavior for price and income elasticities as income increases. It is important to point out that all own price elasticities and income elasticities comply with expected signs.

1. INTRODUCCIÓN

Para determinar la respuesta del consumidor a cambios en el precio o ingreso, se estiman sistemas de demanda que deben ser teóricamente plausibles, es decir, que se deriven de un problema de maximización del consumidor y, por tanto, satisfagan las condiciones de integrabilidad.

Por esta razón, hay numerosos estudios que han intentado estimar ecuaciones de demanda por diferentes productos en distintos lugares y épocas (Bianciforti y Greene, 1983; Swamy y Binswanger, 1983; Hayes, Wahl y Williams, 1990; Anzoleaga, 1994; Cornick, Cox y Gould, 1994; García y Molina, 1995; Gracia y Albisu, 1995; López de Lérda, 1995, entre muchos otros). Estas estimaciones han sido de gran relevancia tanto por los indicadores que proveen como por las elasticidades precio e ingreso estimadas.

Una forma de obtener los datos necesarios para dicha estimación es trabajar con información obtenida a partir de las encuestas de presupuesto familiar. Sin embargo, un problema que surge con este tipo de encuestas es que, frecuentemente, se detecta gasto cero (ausencia de consumo) en ciertos productos. Esto hace que la variable dependiente presente una distribución censurada en cero.

Diversos autores señalan que los efectos resultantes de no considerar el consumo cero son parámetros sesgados e inexactitud en la estimación del sistema de demanda (Maddala, 1983 y 1993; Pudney, 1989; Just, 1991; Greene, 1993, 1997; Cornick, Cox y Gould, 1994; Novales, 1996). Específicamente, Greene (1993 y 1997) hace notar que al estimar el modelo de regresión sobre la base de una muestra en la cual una alta proporción de la variable dependiente es cero, los estimadores de mínimos cuadrados tienden a estar sesgados hacia cero.

Para enfrentar el problema de sesgos en la estimación debido a este problema de consumo cero, se han empleado procedimientos de estimación de dos etapas utilizando mínimos cuadrados y máxima verosimilitud, aplicando, principalmente, el modelo Tobit (Deaton y Case, 1986). Sin embargo, existe un gran número de problemas en aplicar estas metodologías econométricas al análisis del comportamiento del consumidor (Deaton, 1986). El problema principal es que estas metodologías sólo se aplican y funcionan correctamente para un solo

bien, mientras que la demanda del consumidor implica una canasta de bienes y, por ende, requiere de la estimación de un sistema de ecuaciones. Así, Wales y Woodland (1983) intentan resolver el problema; sin embargo, sólo logran estimar un sistema para un número máximo de tres bienes usando una función de utilidad directa cuadrática.

Por otra parte, Lee y Pitt (1983) citados por Deaton (1986), proponen otro método de estimación de sistemas de demanda con restricciones de no negatividad. Estos autores emplean el enfoque dual con una función de utilidad indirecta. No obstante, la metodología propuesta sufre de serias limitaciones al igual que la metodología propuesta por Wales y Woodland (1983), ya que la estimación no es factible para el caso de sistemas de demandas caracterizados por más de tres bienes. Las desventajas descritas limitan sobremanera el uso de estos modelos, además de generar dudas sobre la aplicabilidad general de estos enfoques y el tipo de respuestas de política que ellos pueden entregar (Aedo, 1996).

Al considerar las limitantes descritas en el proceso de estimar sistemas de demanda con restricciones de no-negatividad activas, el presente trabajo de investigación tiene como objetivo presentar una innovación metodológica que permite la estimación de un sistema de demanda caracterizado por un número mayor de tres bienes, el cual considera explícitamente el consumo cero y permite imponer restricciones entre ecuaciones de manera que el sistema satisfaga las condiciones de integrabilidad. La metodología propuesta se emplea en la estimación de un sistema de demanda por nueve grupos de alimentos en el área del Gran Santiago.

Más específicamente, se desarrolla una nueva metodología para estimar sistemas de demanda y, en general, cualquier modelo en que la variable dependiente presente una distribución censurada, empleando toda la información disponible en forma sencilla desde el punto de vista computacional. Esto, con el objeto de obtener parámetros insesgados y eficientes, que permitan desarrollar el análisis y evaluación de diversas medidas de política que busquen afectar el comportamiento de los consumidores. El modelo propuesto permite verificar las siguientes hipótesis: (1) la elasticidad ingreso por alimentos básicos disminuye al aumentar el nivel de ingreso y, (2) la elasticidad precio de los alimentos disminuye a medida que aumenta el nivel de ingreso.

El trabajo está organizado en cuatro secciones. En la segunda sección se presenta información referente a los datos empleados en la estimación del modelo y, además, se plantea el modelo empírico especificado, junto con la forma de obtener las elasticidades buscadas. En la tercera sección se discuten los resultados obtenidos y se comparan con aquéllos presentados por López de Lérda (1995), quien estimó un modelo de demanda por alimentos para el Gran Santiago sin realizar los ajustes necesarios para abordar el problema del consumo cero. Finalmente, en la cuarta sección se presentan las consideraciones finales.

2. METODOLOGÍA

En esta sección se presenta la innovación econométrica propuesta, los datos empleados y el modelo estimado.

2.1 Antecedentes

La literatura sobre la estimación de los parámetros de una distribución normal censurada es bastante extensa (Pudney, 1989). La técnica más común para estimar un modelo estructural, sujeto a restricciones de no negatividad, está basada en un modelo de regresión censurado. Este modelo es, en esencia, una modificación *ad hoc* del modelo de regresión, donde las observaciones se agrupan (*piled up*) sobre un valor límite, en este caso el cero, y no tiene un fuerte fundamento en la teoría del comportamiento de los agentes (Pudney, 1989).

Al respecto, fue Tobin (1958) quien estudió este modelo por primera vez y, dada su similitud con el modelo PROBIT, éste fue denominado como el modelo TOBIT por Goldberger (1964), (Maddala, 1983; Amemiya 1984 y 1985). Por este motivo, el clásico ejemplo de un modelo de regresión censurado es el analizado por Tobin (1958), quien al analizar una muestra de gastos en consumo de un bien duradero (automóvil) observó que por debajo del gasto mínimo necesario para adquirir el bien, y_0 , a una familia que no hubiese adquirido el bien se le asignaría una “demanda de gasto en consumo” igual a cero, cuando lo que ocurre es que su decisión de gasto habría sido, generalmente, positiva, sólo que inferior a y_0 .

Un procedimiento de estimación consistente es el propuesto por Heckman (1976, 1978 y 1979) quien introduce una variable *dummy*, que toma el valor 1 si $y > 0$ (no hay censura), y cero en caso contrario.

El problema de emplear la metodología de Heckman para un sistema de ecuaciones es que sólo utiliza aquellas observaciones donde el consumo es positivo (Amemiya, 1984 y 1985; Judge, *et al.*, 1985; Donoso, 1994; Novales, 1996). Desafortunadamente, distintos productos tienen diferente número de observaciones positivas. Así, el estimar el sistema de ecuaciones considerando sólo los registros simultáneamente positivos, para los distintos productos, lleva a descartar un alto número de observaciones y se reduce la eficiencia de la estimación (Pudney, 1989). Por otro lado, el método requiere el cálculo de un estimador PROBIT, el cual involucra un método iterativo, por lo que su ventaja computacional sobre el estimador TOBIT de máxima verosimilitud no es tan grande en modelos TOBIT sencillos, como en aquellos más complejos (Amemiya, 1984).

Amemiya (1984 y 1985) señala que para estimar este tipo de modelo también es posible emplear los estimadores de mínimos cuadrados no lineales ($\hat{\gamma}_N$) y no lineales ponderados ($\hat{\gamma}_{NW}$). Estos estimadores son consistentes y sus

distribuciones asintóticas pueden ser obtenidas sin mayores dificultades¹. De esta forma, es posible mostrar el interesante hecho de que $(\hat{\gamma}_N)$ y $(\hat{\gamma}_{NW})$ son asintóticamente normales.

No obstante, un estudio de simulación realizado por Wales y Woodland (1980), basado en una sola replicación con un tamaño muestral de 1.000 y 5.000, mostró que el estimador de mínimos cuadrados no lineales es claramente inferior, e insatisfactorio, que el estimador de máxima verosimilitud.

La estimación de máxima verosimilitud ha sido empleada en diversos trabajos. Así por ejemplo, Wales y Woodland (1983) desarrollaron un sistema TOBIT² generalizado, a objeto de imponer la restricción de agregación, asociada a las funciones de demanda del consumidor. La correspondiente función de máxima verosimilitud para este problema está compuesta por n integrales, donde n es el número de ecuaciones de demanda por estimar. Esto es computacionalmente complicado y costoso en aquellos casos en que n es mayor que dos (Pudney, 1989); de hecho, Wales y Woodland (1983) y Cornick, Cox y Gould (1994) sólo fueron capaces de aplicar el método de máxima verosimilitud a un sistema de tres ecuaciones.

A su vez, si bien el estimador de momentos simulados, propuesto por McFadden (1989), logra reducir el costo computacional de la estimación de los parámetros al no requerir integración numérica, no ha sido aplicado extensivamente en estudios empíricos. Otro problema de este estimador es que carece de un adecuado algoritmo de solución para la función objetivo, cuando no es una función continua en la variable de decisión (Pudney, 1989).

Amemiya (1979, 1984 y 1985) propone un estimador más eficiente que el derivado por Heckman (1978), (Lee, 1990). Este estimador, conocido como "Principio de Amemiya", estima la ecuación estructural sobre la base de la forma reducida de los parámetros.

Sin embargo, existen básicamente tres problemas asociados a este estimador. Primero, aun siendo un estimador más eficiente que el estimador en dos etapas, como se aplica a una sola ecuación no permite establecer restricciones a través del sistema de ecuaciones. Segundo, cuando el número de ecuaciones se incrementa, el número de cálculos puede llegar a ser inmanejable. Tercero, para derivar la ecuación a estimar se requiere solucionar el sistema de ecuaciones original, y si éste es altamente no lineal, encontrar una solución cerrada no es trivial, e incluso puede no encontrarse (Donoso, 1994).

2.2 Modelo econométrico

El método econométrico propuesto que supera las dificultades señaladas antes consiste básicamente en estimar la esperanza no condicionada del consumo empleando toda la información disponible. De esta forma, al considerar

¹ Ver Amemiya (1981), citado por Amemiya (1984 y 1985).

² El modelo TOBIT, basado sobre un modelo de regresión censurado, es la técnica más común.

todas las observaciones, tanto las positivas como aquellas iguales a cero, se tiene que el valor esperado de la variable dependiente, y , es:

$$(1) \quad E(y) = P(y > 0) E(y \mid y > 0) + P(y = 0) E(y \mid y = 0)$$

$$(2) \quad E(y) = \Phi(\beta'x + \sigma\lambda) + (1 - \Phi) 0$$

$$(3) \quad E(y) = \Phi(\beta'x + \sigma\lambda)$$

donde y es el nivel de consumo, $x \in \mathcal{R}_+^n$ es un vector de variables independientes, $\beta \in \mathcal{R}^n$ es un vector de parámetros, λ representa la razón inversa de Mill, σ es la desviación estándar del consumo y Φ es la función de densidad acumulada.

Al considerar lo anterior, el presente trabajo de investigación propone estimar un modelo modificado del propuesto por Donoso (1994). Específicamente, el modelo por estimar en forma simultánea es:

$$(4) \quad w_i = \Phi\left(\frac{\beta_i' x_i}{\sigma_i}\right) [\beta_i' x_i + \sigma_i \lambda_i] + \varepsilon_i \quad \forall i$$

donde:

$$(5) \quad \beta_i' x_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln P_j + \beta_i \ln\left(\frac{X}{P}\right)$$

w_i es la participación del bien i en el gasto total en alimentos, $i = 1, \dots, 9$, P_j es el precio del bien j , $j = 1, \dots, 9$, P es el índice de precios para el grupo Alimentos y Bebidas, X es el gasto per cápita en alimentos, $\alpha_i, \gamma_{ij}, \beta_i$ son los parámetros por estimar

y:

$$(6) \quad \ln P = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln P_i + 0,5 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln P_i \ln P_j$$

Dado que la expresión para el índice de precios desarrollado por Deaton y Muellbauer (1980) no es lineal en los parámetros, ellos propusieron emplear el índice de precios de Stone definido por:

$$(7) \quad \ln P = \sum_{k=1}^n w_k \ln P_k$$

para obtener una aproximación lineal al modelo de demanda casi ideal (AIDS)³, conocida como LA-AIDS.

El término de error de la ecuación (4) se define como $\varepsilon_i = y_i - E(y_i)$, el cual satisface las siguientes propiedades:

$$(8) \quad E(\varepsilon_i) = 0$$

$$(9) \quad E(\varepsilon_i^2) = \Phi\left(\frac{\mu_{y_i}}{\sigma_{y_i}}\right) \sigma_{y_i}^2 \left[\left(\frac{\mu_{y_i}}{\sigma_{y_i}}\right)^2 + \left(\frac{\mu_{y_i}}{\sigma_{y_i}}\right) \lambda_i + 1 \right] - \Phi\left(\frac{\mu_{y_i}}{\sigma_{y_i}}\right) \left[\left(\frac{\mu_{y_i}}{\sigma_{y_i}}\right) + \lambda_i \right]^2$$

donde Φ es la función densidad acumulada de una variable aleatoria normal, λ_i es la razón inversa de Mill, μ_{y_i} es la media de la variable w_i y, finalmente, $\sigma_{y_i}^2$ es la varianza de la variable w_i .

De la ecuación (9) es posible derivar que la varianza de e_i no es constante y, por tanto, el modelo descrito por la ecuación (4) es heterocedástico (Donoso, 1994).

Este modelo se estimó en una primera etapa por TOBIT, aplicado al modelo reducido, para obtener la función densidad (ϕ_i) y la función de distribución acumulada (Φ_i), y con estos valores calcular la razón inversa de Mill estimada ($\hat{\lambda}_i$).

Una vez calculado esto, se estimaron los parámetros de la ecuación (4). Para ello fue necesario eliminar una de ellas, ya que la suma de participaciones, por ser igual a uno, genera un modelo singular. Para tales efectos, y a fin de evitar la arbitrariedad de eliminar una ecuación determinada, y la influencia de ello en los resultados, se empleó el procedimiento iterativo para regresiones aparentemente no relacionadas (ITSUR) (Zellner, 1962; Zellner y Huang, 1962).

Adicionalmente, en relación con los parámetros del modelo a estimar, se impusieron las condiciones de agregación y simetría. Debe notarse que al imponer estas condiciones no es necesario exigir la condición de homogeneidad (Hayes *et al.*, 1990). Específicamente, imponiendo las restricciones de demanda, se estimó mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) el modelo heterocedástico establecido en la ecuación (4). Dado que el modelo es heterocedástico, la estimación por medio de MCO genera estimaciones insesgadas pero ineficientes. Al

³ Lineal en los parámetros.

ser ineficientes, las pruebas de hipótesis se invalidan, ya que una estimación ineficiente genera estimaciones de la varianza de los parámetros estimados mayores de lo que deberían ser.

A fin de corregir la heterocedasticidad se empleó el procedimiento de estimación denominado Cuadrados Mínimos Generalizados (CMG), el cual genera estimaciones insesgadas y eficientes de los parámetros de la ecuación (4). El procedimiento CMG requiere de la estimación de la ecuación (9). Sin embargo, dado que ε no es una variable observable, la estimación de dicha ecuación emplea la estimación del error, $\hat{\varepsilon}^2$, como variable dependiente. El empleo de esta variable dependiente genera estimadores insesgados y eficientes de los parámetros de la ecuación (9), ya que $plim(\hat{\varepsilon}^2) = \varepsilon^2$ (para mayores detalles ver Just y Pope, 1978, 1979; Antle 1983 y Donoso, 1994).

Finalmente, una vez obtenidos estimadores insesgados y eficientes de los parámetros de la ecuación (4) se calcularon las elasticidades precio propio, cruzadas e ingreso por quintil para los distintos grupos de bienes de la siguiente forma:

$$(10) \quad \eta_i = 1 + \beta_i / w_i^*$$

$$(11) \quad \eta_{ij} = -\varpi_{ij} + \left(\gamma_{ij} - \beta_i \left(\alpha_j + \sum_k \gamma_{ik} \ln P_k \right) \right) / w_i^* \begin{cases} \varpi_{ij} = 1 & \text{si } i = j \\ \varpi_{ij} = 0 & \text{si } i \neq j \end{cases}$$

$$(12) \quad \eta_{ij}^* = \eta_{ij} + \eta_i w_i^*$$

donde η_{ij}^* es la elasticidad precio de la demanda compensada, η_{ij} es la elasticidad precio de la demanda no compensada, η_i es la elasticidad ingreso de la demanda, w_i^* es la participación estimada del gasto en el grupo i en el gasto total.

2.3. Datos empleados

Los datos necesarios para realizar la estimación del modelo censurado propuesto fueron obtenidos de la IV Encuesta de Presupuesto Familiar y los boletines de índices de precios al consumidor, elaborados por el Instituto Nacional de Estadísticas de Chile (INE), para el período de diciembre 1987 a noviembre 1988. Cabe destacar que los datos obtenidos de la encuesta de presupuesto familiar corresponden al Gran Santiago⁴.

Si bien la Encuesta de Presupuesto considera todos los productos consumidos por los individuos, clasificándolos en nueve agrupaciones generales, sub-

⁴

Incluye la provincia de Santiago y las comunas de Puente Alto y San Bernardo

divididas en 55 grupos y 218 subgrupos, en el presente estudio se consideró sólo la agrupación “Alimentos y Bebidas”. En el Cuadro 1 se presentan los bienes incluidos en este grupo.

Para trabajar sólo con esta agrupación se supuso que el sistema de demanda satisface la condición de separabilidad débil entre los subgrupos de bienes de las diferentes agrupaciones (Deaton y Muellbauer, 1980). En otras palabras, la función de demanda de los individuos puede descomponerse en una sumatoria de las funciones de demanda de las nueve agrupaciones y las demandas de los grupos de bienes, dentro de cada agrupación, están relacionadas.

Por otro lado, dado que el Boletín Mensual de Índices de Precios al Consumidor entrega información para un número menor de bienes que el considerado en la encuesta de presupuesto, y a fin de calcular el gasto de una familia para cada grupo de alimentos, se consideró sólo el consumo de los bienes pertenecientes al grupo “Alimentos y Bebidas”, para los cuales existe información de precios. En definitiva, el gasto total en alimentos corresponde a la sumatoria del gasto en todos aquellos bienes para los cuales existe información de precio⁵.

Con el objeto de obtener un precio representativo para cada grupo considerado, se calcularon índices de precio de Stone, ponderando los precios disponibles por la participación del bien correspondiente dentro del grupo. Este cálculo fue necesario porque los datos obtenidos de los boletines mensuales del INE corresponden a los índices de precios para los subgrupos dentro de cada grupo, lo cual constituye una información excesivamente detallada para el objetivo del estudio.

Identificados y reunidos los datos, se procedió a estimar el sistema de demanda por los distintos grupos de bienes, usando una aproximación lineal del modelo AIDS, realizando el ajuste propuesto para abordar el problema derivado de la existencia de restricciones de no negatividad activas. Esta estimación se realizó por quintiles de ingreso, los cuales fueron aproximados utilizando los datos de gasto total per cápita de los individuos en los diferentes períodos.

3. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En primer lugar, se procedió a estimar, mediante un modelo TOBIT, los parámetros que permitirían calcular las funciones de densidad y distribución acumulada de cada una de las variables. Una vez estimados los valores de la razón inversa de Mill para cada observación de la muestra, agrupadas según los quintiles de ingreso, se procedió a estimar los parámetros del modelo propuesto mediante el procedimiento ITSUR. Los resultados de la estimación de los parámetros del modelo propuesto se muestran en el anexo.

⁵ En esto subyace el supuesto de que aquellos bienes para los cuales se recoge información de precios, son los de mayor importancia en la canasta familiar. Además, se pretende mantener la mayor correlación posible entre los índices de precio Stone calculados, y el gasto para cada grupo.

El análisis que se presenta en las siguientes secciones corresponde a los resultados de la estimación de los parámetros de cada una de las ecuaciones, usando la metodología CMG y la definición de quintiles según el ingreso per cápita (gasto en cada grupo de alimentos).

3.1 Resultados y discusión de las elasticidades calculadas basándose en los valores estimados de las variables dependientes.

El análisis que se presenta en las siguientes secciones corresponde a los resultados de la estimación de los parámetros de cada una de las ecuaciones, usando la metodología CMG y la definición de quintiles según el ingreso per cápita (gasto en cada grupo de alimentos).

3.1.1 Elasticidades ingreso

En el Cuadro 2 se presentan los valores de las elasticidades ingreso para cada quintil y grupo de alimentos. Como se esperaba, todas las elasticidades ingreso tienen signo positivo. Debe notarse que algunos bienes dentro de cada grupo pueden comportarse como inferiores, pero el conjunto se comporta como un bien que satisface una determinada necesidad y, por tanto, al aumentar el ingreso se incrementa la cantidad consumida del conjunto de bienes.

Los nueve grupos de alimentos considerados en el estudio presentaron valores de elasticidades ingreso muy cercanos a la unidad (Cuadro 2) y, por tanto, se trataría de bienes superiores normales, característica que se mantiene a través de los quintiles de ingreso. Ningún grupo presentó una tendencia clara en los valores de las elasticidades a medida que aumenta el nivel de ingreso, por lo cual no es posible derivar consideraciones claras sobre el comportamiento distintivo de las familias pertenecientes a diferentes quintiles de ingreso.

Si bien no es posible derivar un comportamiento sistemático de este índice a través de los quintiles, es interesante hacer notar que su valor en el primer quintil es mayor al del último quintil para los grupos 1 (*Pan, cereales y féculas*), 3 (*Pescados y mariscos*), 4 (*Productos lácteos y huevos*), 6 (*Frutas*) y 8 (*Azúcar y bebidas estimulantes*). Esto indicaría que las familias con menores ingresos presentan una mayor respuesta, en cuanto a las cantidades consumidas (gasto en cada grupo) ante cambios en el ingreso, que las familias de ingresos más altos.

Finalmente, debe indicarse que las elasticidades ingreso calculadas son elasticidades gasto y no cantidad, por lo cual sus valores tienden a ser más altos. Esto, porque al aumentar el ingreso no aumenta sólo la cantidad de bienes consumidos sino también su calidad, y con ella el precio. De esta forma, el cambio en el gasto efectuado al variar el ingreso se incrementa por dos fuentes, la cantidad y el precio de los productos consumidos, con el consiguiente efecto en los índices de elasticidad.

3.1.2 Elasticidades precio propio de la demanda compensada

El signo esperado de la elasticidad precio de la demanda compensada debería ser negativo para cualquier grupo de bienes considerado, en todos los quintiles de ingreso. Este es el resultado que se observa en el Cuadro 3, donde se presentan las elasticidades precio de la demanda compensada calculadas sobre la base del valor esperado de las variables dependientes.

Al igual que en el caso de las elasticidades ingreso, para las elasticidades precio propio de la demanda compensada tampoco es fácil distinguir patrones claros de comportamiento entre los quintiles. Sólo es posible indicar que en el grupo 5 (*Aceites, grasas y manteca*) el valor de este índice se hace menos negativo al aumentar el ingreso per cápita; es decir, a medida que aumenta el ingreso menor es la respuesta que puede esperarse en el consumo de este tipo de bienes al variar su precio relativo. Esto podría explicarse por el hecho de que, en la medida que aumenta el ingreso, adquieren una mayor importancia relativa otras necesidades, como es la preocupación por consumir productos “sanos” a fin de mejorar el estado de salud de los individuos. Por otro lado, en la medida que aumenta el ingreso, la participación del gasto de cada grupo de bienes, dentro del gasto total, disminuye. Entonces, cabe esperar que exista una menor respuesta de las cantidades consumidas ante cambios en los precios relativos.

Los restantes resultados obtenidos para las elasticidades precio propio de la demanda compensada no presentan un comportamiento sistemático a través de los quintiles de ingreso, por lo cual no es posible derivar consideraciones válidas al respecto. No obstante, debe destacarse el hecho de que todas las elasticidades precio propio de la demanda compensada son negativas.

Por último, es interesante destacar el hecho de que en los grupos 3 (*Pescados y mariscos*), 4 (*Productos lácteos y huevos*), 5 (*Aceites, grasas y manteca*), 6 (*Frutas*), 7 (*Verduras y tubérculos*) y 8 (*Azúcar y bebidas estimulantes*) el primer quintil resulta ser más sensible a cambios en los precios que el último quintil, situación que es plenamente compatible con la teoría, pues en la medida que aumenta el nivel de ingreso la respuesta de las cantidades consumidas de los bienes se ve menos afectada ante cambios en los precios relativos, debido a la menor participación del gasto en cada grupo dentro del gasto total.

3.1.3 Elasticidades precio cruzadas de la demanda compensada

En el Cuadro 4 se presentan los valores de las elasticidades precio cruzadas de la demanda compensada para cada grupo de alimentos y quintil de ingreso. En general, los resultados presentados no muestran un comportamiento sistemático a medida que se incrementa el nivel de ingreso. Al observar los valores presentados en dicho cuadro, la principal relación que se observa es la neutralidad, pues prevalecen los valores de elasticidades cercanos a cero, vale decir, la modificación en el precio de un bien “x” no tiene un claro efecto sobre el consumo del bien “z”, y viceversa.

Específicamente, es posible comentar sobre los grupos 6-4 (*Frutas - Lácteos y huevos*) y 6-5 (*Frutas - Aceites, grasas y mantecas*), los cuales presentarían una relación de neutralidad. Este resultado parece ser razonable, pues al producirse un encarecimiento relativo del precio de uno de estos grupos no se produciría una reducción o aumento en el consumo del otro grupo de bienes. En otras palabras, las cantidades consumidas de ellos son independientes del precio del otro. Del mismo modo, es posible observar un comportamiento similar entre los grupos 4-5 (*Lácteos y huevos - Aceites, grasas y mantecas*).

En el caso de los grupos 6-8 (*Frutas - Azúcares y bebidas estimulantes*), se podría pensar en la existencia de una leve relación de sustitución, pues los valores de los índices de elasticidad son positivos y tienden a aumentar a medida que se eleva el ingreso. Esto se podría explicar porque en la medida que aumentan los niveles de ingreso, existe una mayor preocupación por la salud y, en consecuencia, se tiende a preferir productos más “sanos” como son las frutas por sobre los azúcares y bebidas estimulantes.

Las elasticidades determinadas para los grupos 1-2 (*Pan, cereales y féculas - Carnes*) presentan valores positivos para todos los quintiles de ingreso. Esto indicaría una relación de sustitución entre ambos grupos de bienes.

Adicionalmente, es interesante notar que los valores de las elasticidades del primer quintil de ingreso son, en general, menores a aquellos presentados en el último quintil, situación que podría explicarse por la mayor gama de posibilidades a las cuales tienen acceso los individuos con mayor ingreso ante cambios en los precios relativos de un determinado grupo de bienes.

3.1.4 Elasticidades precio propio y cruzadas de la demanda no compensada

En el Cuadro 5 se presentan las elasticidades precio de la demanda no compensada calculadas sobre la base de los valores estimados de las variables dependientes. Como se aprecia en dicho cuadro, la totalidad de las elasticidades presenta signo negativo, lo cual se enmarca dentro de los resultados esperados.

En este caso tampoco es posible derivar un comportamiento sistemático de los índices a través de los quintiles de ingreso. No obstante, todas las elasticidades presentan valores razonables y, en todo caso, esperables para el sector alimentos.

En el Cuadro 6 se presentan las elasticidades precio cruzadas de la demanda no compensada, calculadas sobre la base del valor estimado de las variables dependientes para cada observación. Como se puede apreciar, los valores de las elasticidades no muestran un comportamiento sistemático a través de los quintiles de ingreso; no obstante, oscilan entre valores cercanos a cero y la unidad, en valor absoluto.

Al igual que en el caso de las elasticidades precio cruzadas de la demanda compensada la relación predominante es la de neutralidad, pues una alta proporción de las elasticidades incluidas en el Cuadro 6 presenta valores cercanos a cero.

3.2 Comparación de los resultados obtenidos con aquellos presentados por López de Lérda (1995).

Al comparar los resultados obtenidos con el método de estimación propuesto con los presentados por López de Lérda (1995) se observa que en el primer caso todos los valores de las elasticidades precio propio de la demanda compensada presentan el signo correcto (negativo), mientras que López de Lérda (1995) presenta cinco elasticidades positivas, situación que contradice el marco teórico. Además, al revisar los rangos de variación de los valores de las elasticidades calculados para cada observación, López de Lérda presenta intervalos más amplios e incluso valores extraños. Así por ejemplo, en el caso de la elasticidad determinada para el grupo 2 (*Carnes*) en el primer quintil, se observan valores extremos de -53 y 193, mientras que para el mismo índice los resultados de este estudio oscilan entre -0,9 y -0,8. Otro caso que merece destacarse es el de la elasticidad del grupo 3 (*Pescados y mariscos*) en el quintil 5, cuyos valores extremos, según la estimación de López de Lérda (1995), son -4.439,87 y 24,66, en circunstancias que este estudio presenta, para el mismo índice, un valor mínimo de -1,22 y uno máximo de -1,21.

Adicionalmente, los resultados de López de Lérda presentan, en términos generales, una mayor variabilidad, lo cual se expresa en los mayores valores de la desviación estándar para cada uno de los índices de elasticidad determinados. Este comportamiento se mantiene a través de los distintos quintiles de ingreso.

En relación con los valores de las demás elasticidades, la magnitud determinada por López de Lérda (1995) es, en general, mayor a la de este estudio. Además, para los grupos de alimentos considerados por este trabajo, los valores determinados presentan magnitudes más cercanas a aquellas que se esperan para las elasticidades de los alimentos (relativamente inelásticas).

En consecuencia, los resultados obtenidos con este método de estimación serían más consistentes que los presentados por López de Lérda (1995). En definitiva, el método de estimación propuesto permitiría corregir en forma satisfactoria el problema del consumo cero, pues entrega resultados consistentes y enmarcados dentro de lo esperado. Además, debe destacarse que el método permite incorporar restricciones entre las ecuaciones sin un costo computacional excesivamente elevado.

4. CONSIDERACIONES FINALES

Este estudio desarrolla un método general de estimación de un modelo en el cual la variable dependiente presenta una distribución censurada. En forma particular, el modelo se aplicó a la participación del gasto en distintos grupos de bienes dentro del gasto total. Cabe destacar que sería de suma utilidad aplicar el modelo a otras situaciones, con el objeto de corroborar su comportamiento en términos de superar los problemas que se generan al estimar modelos en los

cuales la variable dependiente es censurada, mediante las técnicas de regresión comunes.

Del análisis de los resultados obtenidos, se desprende que el método de estimación propuesto permite corregir en forma satisfactoria el problema de sesgo e ineficiencia, que se origina al estimar un modelo censurado mediante los métodos tradicionales. Una característica interesante de destacar es que el método permite establecer restricciones entre las ecuaciones del sistema.

Lo anterior, además, confirma el efecto distorsionador que produce la existencia de un alto nivel de consumo cero para alguno de los grupos considerados. Evidencia de esto lo constituyen los resultados que se obtuvieron en el trabajo de López de Lérída (1995).

En cuanto a los resultados que entrega el modelo estimado, los valores de las elasticidades calculadas presentan los signos y magnitudes esperables para bienes que satisfacen necesidades alimenticias. Respecto a los valores específicos de las elasticidades, en general, no es posible establecer un claro patrón de comportamiento de estos índices a través de los distintos quintiles de ingreso. No obstante, en la mayoría de los casos el valor de los diferentes índices en el primer quintil (el de menor ingreso per cápita) es mayor al del último, lo cual coincide con lo pronosticado por la teoría. A mayor nivel de ingreso, el gasto en cada uno de los bienes representa una menor proporción del gasto total, por lo cual los quintiles de mayor ingreso tienden a presentar una menor respuesta en las cantidades consumidas (nivel de gasto en el grupo de bienes) ante cambios en los precios relativos.

Por otro lado, los valores de cada índice son relativamente bajos. Esto pone de manifiesto que cualquier medida de política que se quiera tomar, con el objeto de modificar el comportamiento de los consumidores, debe considerar que éstos presentan una baja respuesta en la demanda por alimentos, tanto a cambios en los precios relativos como en el nivel del ingreso. Además, en términos generales, los distintos grupos de bienes presentan, predominantemente, una relación de neutralidad, por lo que, en teoría, cualquier medida de política que se adopte en un sector del total de los alimentos no tendría mayores repercusiones en el resto.

Un aspecto relevante es que el modelo entrega valores promedio de las elasticidades precio propio de la demanda compensada negativas, propiedad de todo sistema de demanda que no fue impuesta en la estimación sino que es un resultado de ésta. Al comparar este resultado con los obtenidos por López de Lérída (1995), es posible observar que la proporción de signos incorrectos es sustancialmente menor en el caso del modelo propuesto en este trabajo.

REFERENCIAS

- Aedo, C. (1996), Estimación de un sistema de demanda: Análisis basado en la encuesta de presupuestos familiares de 1988. *Revista de Análisis Económico* 11:89-105.
- Amemiya, T. (1979), The estimation of a simultaneous-equation. *International Economics Review* (20):169-181.
- Amemiya, T. (1984), Tobit models: a survey. *Journal of Econometrics* (24): 3-61.
- Amemiya, T. (1985), The estimation of a simultaneous-equation. *Advanced Econometrics*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Antle, J. (1983), Testing the stochastic structure of production: a flexible moment-based approach. *Journal of Business and Economic Statistics* (1): 192-201.
- Anzoleaga F. (1994), Bolivia: Estudio de la demanda por alimentos en las ciudades de El Alto, Cochabamba, La Paz y Santa Cruz. Tesis para el grado de Magister en Economía Agraria, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Bianciforti, L. y R. Green (1983), An almost ideal system incorporating habits: an analysis of expenditures on food and aggregate commodity groups. *The Review of Economics and Statistics* (65):511-515.
- Cornick, J.; T. L. Cox y B. Gould (1994), Fluid milk purchases: a multivariate Tobit analysis. *American Journal of Agricultural Economics* (76): 74 - 82.
- Deaton, A. (1986), *Demand Analysis. Handbook of Econometrics*. Volumen 3. Griliches, Z. y M. Intriligator editores. Elsevier Science Publishers.
- Deaton, A. y A. Case (1986), Analysis of household expenditures. LMSM Working Paper. Number 28, Development Research Department, World Bank.
- Deaton, A. y J. Muellbauer (1980), *Economic and Consumer Behavior*. New York: Cambridge University Press.
- Donoso, G. (1994), Agricultural supply analysis: corner solutions and the role of output specific experience and downside risk. Department of Agricultural and Resource Economics, University of Maryland. Tesis Doctoral, no publicada.
- García, I. y J. A. Molina (1995), Estructura de la demanda de alimentos en España: capacidad explicativa y predictiva. *Invest. Agr. Econ.* 10(1):5-25.
- Goldberger, A.S. (1964), *Econometric Theory*. John Wiley and Sons. New York, USA.
- Gracia, A. y L. M. Albisu (1995), La demanda de productos cárnicos y pescados en España: aplicación de un sistema de demanda casi ideal (AIDS). *Invest. Agr. Econ.* 10(2):233-252.
- Greene, W. (1993), *Econometric Analysis*. Segunda Edición. New York: Macmillan Publishing Company.
- Greene, W. (1997), *Econometric Analysis*. Tercera Edición. New Jersey: Prentice Hall.
- Hayes, D. J.; T. I. Wahl y G. W. Williams (1990), Testing restrictions on a model of Japanese demand. *American Journal of Agricultural Economics* 72: 556-566.
- Heckman, J. 1976), The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models. *Annals of Economic and Social Measurements* (5): 475-492.
- Heckman, J. (1978), Dummy endogenous variables in a simultaneous equation system. *Econometrica* 46:931-960.

- Heckman, J. (1979), Sample selection bias as a specification error. *Econometrica* 47:153-161.
- Judge, G. ; W. Griffiths; R. Carter Hill; H. Lütkepohl y T-C. Lee (1985), *The Theory and Practice of Econometrics*. Segunda edición. John Wiley and Sons. New York, USA.
- Just, R. E. (1991), American agricultural supply. Working paper. Department of Agricultural and Resource Economics, University of Maryland, College Park, Md.
- Just, R. y R. D. Pope. (1978), Stochastic specification of production functions and economic implications. *Journal of Econometrics* (7): 67-86.
- Just, R. y R. Pope (1979), Production function estimation and related risk considerations. *American Journal of Agricultural Economics* (61): 276-284.
- Lee, L. (1990), *Simultaneous Equation Models with Discrete Endogenous Variables. Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*. C. Manski y D. McFadden, editores. Fourth edition. Cambridge: The MIT Press.
- López de Lérída, J. (1995), Aplicación de dualidad a la estimación de demandas por alimentos para el Gran Santiago. Tesis de Grado, Facultad de Agronomía e Ingeniería Forestal, Pontificia Universidad Católica de Chile. Santiago, Chile.
- Maddala, G. (1983), *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. New York: Cambridge University Press.
- Maddala, G. (1993), *Econometría*. McGraw-Hill. México D.F., México.
- McFadden, D. (1989), A method of simulated moment for the estimation of discrete response models without numerical integration. *Econometrica* (56): 995-1026.
- Novales, A. (1996), *Econometría*. Segunda edición. McGraw-Hill. Madrid, España.
- Pudney, S. (1989), *Modeling individual choice: the econometrics of corners, kinks and holes*. Oxford: Basil Blackwell.
- Swamy, G. y Binswanger (1983), Flexible consumer demand system and linear estimation: food in India. *The American Journal of Agricultural Economics* 65:675-684.
- Tobin, J. (1958), Estimation of relationships for limited dependent variables. *Econometrica* 26:24-36.
- Wales, T. y A. Woodland (1980), Sample selectivity and the estimation of labor supply functions. *International Economic Review* 21:437-468.
- Wales, T. y A. Woodland. (1983), Estimation of consumer demand system with binding non-negativity constraints. *Journal of Econometrics* (21): 437-468.
- Zellner, A. (1962), An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and test of aggregation bias. *Journal of The American Statistical Association* (57):500-509.
- Zellner, A., y D. Huang (1962), Further properties of efficient estimators for seemingly unrelated regressions equations. *International Economic Review* (3):300-313.

CUADRO 1
GRUPOS DE ALIMENTOS Y PRODUCTOS QUE LOS COMPONEN

Grupo								
1	2	3	4	5	6	7	8	9
Pan, cereales y féculas	Carnes	Pescados y mariscos	Productos lácteos y huevos	Aceites, grasas y manteca	Frutas	Verduras y tubérculos	Azúcar y bebidas estimulantes	Bebidas y consumo fuera del hogar
Pan corriente	Filete	Congrio	Leche fresca corriente	Aceite corriente suelto	Limón	Lechuga	Azúcar granulada	Bebida gaseosa grande
Pan especial sin envasar	Lomo	Pescada	Leche fresca especial	Aceite corriente envasado	Naranja	Repollo	Café soluble	Bebida gaseosa chica
Pan de molde envasado	Asienito	Jurel	Leche condensada	Margarina	Manzana	Acelga	Té corriente	Agua mineral grande
Galletas agua, soda	Pollo de ganso	Atún conserva	Leche en polvo	Maniteca	Pera	Zapallo	Té en bolsita	Vino embotellado
Galletas envasadas	Sopa carne cubitos	Sardinas conserva	Crema enlatada	Mantequilla	Plátano	Arvejas verdes	Mermelada	Vino familiar embotellado
Pastel	Asado carnívero	Loco	Queso mantecoso	Grasa vacuno	Papa	Porcotos secos	Dulce membrillo	Champagne
Pre-pizza	Platada	Almejas	Quesillo		Huesillos	Garbanzos	Polvos para jugo	Vino garrafa
Arroz primera	Tapapecho	Choritos	Yoghurt		Papas	Lentejas	Polvo para jalea	Pilsener
Arroz corriente	Sopa carne polvo		Huevo		Durazno en conserva	Concentrado tomate	Chocolate	Pisco
Maicena	Asado de tira				Accitunas	Arvejas conserva	Caramelos	Whisky
Harina cruda flor	Osobuco					Ajo	Chicle	Almuerzo comprado
Harina tortas	Carne molida					Verduras surtidas	Helado	Plato suelto
Harina tostada	Hueso puchero					Papas	Sal	Hot-dog
Sémola	Pulpa cordero					Cebolla	Pimienta	Café express
Tallarines	Chuleta cordero					Zanahoria	Canela	Jugo
Fideo cabello de ángel	Cazuela cordero							Cerveza
Corbatas	Chuleta cerdo							Vino
Empanadas	Costillar cerdo							Combinado
Milo	Cazuela cerdo							
Cereal	Pollo entero faenado							
	Pollo trozado							
	Salchichas							
	Jamón							
	Mortadela							
	Punta de ganso							
	Pasta							

CUADRO 2

ELASTICIDADES INGRESO PARA LOS DISTINTOS GRUPOS DE ALIMENTOS Y QUINTILES DE INGRESO, CONSIDERANDO LA PARTICIPACION ESTIMADA DEL GASTO EN CADA GRUPO EN EL GASTO TOTAL

Elasticidad	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5	Elasticidad	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5
η_1	1,02988	1,00376	0,98631	0,99333	1,00646	η_6	0,99904	1,00045	0,99859	1,00176	0,99554
η_2	0,98976	0,99205	1,00071	0,99806	1,00912	η_7	0,99888	1,00154	0,99682	1,00111	0,99943
η_3	1,08259	0,98549	0,94214	0,99261	1,02011	η_8	1,00002	0,99439	0,99917	0,99231	0,99886
η_4	1,00255	1,00361	0,99900	1,00743	0,99743	η_9	0,99950	0,99990	0,98971	1,00382	1,00774
η_5	0,99972	0,99711	0,99914	0,99839	1,00551						

CUADRO 3

ELASTICIDADES PRECIO PROPIO COMPENSADAS PARA LOS DISTINTOS GRUPOS DE ALIMENTOS EN CADA QUINTIL, CONSIDERANDO LA PARTICIPACION ESTIMADA DEL GASTO EN CADA GRUPO EN EL GASTO TOTAL.

Elasticidad	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5	Elasticidad	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5
η_{11}^c	-0,39676	-0,77241	-0,93131	-0,62430	-0,71891	η_{66}^c	-0,97141	-0,96751	-0,94335	-0,96410	-0,92868
η_{22}^c	-0,87243	-0,81846	-0,84432	-0,86107	-0,92819	η_{77}^c	-0,96798	-0,95460	-0,96332	-0,92598	-0,94429
η_{33}^c	-2,78437	-1,01335	-0,49363	-1,26385	-1,21938	η_{88}^c	-0,92932	-0,95355	-0,90768	-0,90183	-0,85623
η_{44}^c	-0,93796	-0,88985	-0,93919	-0,89429	-0,82545	η_{99}^c	-0,94878	-0,89565	-0,91700	-0,94950	-0,97276
η_{55}^c	-0,98027	-0,95167	-0,94542	-0,93793	-0,92456						

CUADRO 4

ELASTICIDADES PRECIO CRUZADAS DE LA DEMANDA COMPENSADA PARA LOS DISTINTOS GRUPOS DE ALIMENTOS Y QUINTILES DE INGRESO, CONSIDERANDO LA PARTICIPACION ESTIMADA DEL GASTO EN CADA GRUPO EN EL GASTO TOTAL

Elasticidad	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5
$\eta_{12}^c = \eta_{21}^c$	0,11285	0,22489	0,20357	0,16380	0,12784
$\eta_{13}^c = \eta_{31}^c$	-0,38411	-0,08435	0,07842	-0,32092	-0,27993
$\eta_{14}^c = \eta_{41}^c$	0,05367	0,07925	0,08077	0,09850	0,12608
$\eta_{15}^c = \eta_{51}^c$	0,05425	0,06080	0,06215	0,08516	0,06860
$\eta_{16}^c = \eta_{61}^c$	0,02880	0,03465	0,05062	0,04352	0,07509
$\eta_{17}^c = \eta_{71}^c$	0,03346	0,04388	0,03948	0,06528	0,05345
$\eta_{18}^c = \eta_{81}^c$	0,06191	0,08506	0,09629	0,11166	0,10184
$\eta_{19}^c = \eta_{91}^c$	0,04296	0,08315	0,08310	0,13805	0,13842
$\eta_{23}^c = \eta_{32}^c$	-0,04142	-0,04243	-0,02247	-0,20257	-0,08111
$\eta_{24}^c = \eta_{42}^c$	0,05232	0,07914	0,08014	0,09878	0,12782
$\eta_{25}^c = \eta_{52}^c$	0,05540	0,06042	0,06201	0,08486	0,06877
$\eta_{26}^c = \eta_{62}^c$	0,02841	0,03458	0,05039	0,04349	0,07401
$\eta_{27}^c = \eta_{72}^c$	0,03401	0,04347	0,03947	0,06502	0,05426
$\eta_{28}^c = \eta_{82}^c$	0,05982	0,08524	0,09535	0,11152	0,10062
$\eta_{29}^c = \eta_{92}^c$	0,04102	0,07871	0,07886	0,13875	0,14581
$\eta_{34}^c = \eta_{43}^c$	0,09178	0,11360	0,06287	0,10287	0,17887
$\eta_{35}^c = \eta_{53}^c$	-0,03721	0,05388	0,05771	0,07653	0,07360
$\eta_{36}^c = \eta_{63}^c$	0,03217	0,03568	0,05687	0,04289	0,07470
Elasticidad	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5
$\eta_{37}^c = \eta_{73}^c$	0,03543	0,04655	0,03843	0,06766	0,05625
$\eta_{38}^c = \eta_{83}^c$	0,10847	0,04635	0,09620	0,10588	0,13621
$\eta_{39}^c = \eta_{93}^c$	0,07519	0,11466	0,09911	0,08602	0,03216
$\eta_{45}^c = \eta_{54}^c$	0,05510	0,06046	0,06218	0,08490	0,06853
$\eta_{46}^c = \eta_{64}^c$	0,02831	0,03441	0,05062	0,04391	0,07370
$\eta_{47}^c = \eta_{74}^c$	0,03371	0,04454	0,03946	0,06579	0,05393
$\eta_{48}^c = \eta_{84}^c$	0,06036	0,08605	0,09612	0,11248	0,10096
$\eta_{49}^c = \eta_{94}^c$	0,04073	0,07886	0,07935	0,13828	0,14241
$\eta_{56}^c = \eta_{65}^c$	0,02874	0,03487	0,05035	0,04330	0,07379
$\eta_{57}^c = \eta_{75}^c$	0,03370	0,04392	0,03935	0,06515	0,05389
$\eta_{58}^c = \eta_{85}^c$	0,05903	0,08503	0,09560	0,11160	0,10077
$\eta_{59}^c = \eta_{95}^c$	0,04088	0,07857	0,08028	0,13853	0,13985
$\eta_{67}^c = \eta_{76}^c$	0,03396	0,04370	0,03946	0,06455	0,05354
$\eta_{68}^c = \eta_{86}^c$	0,05957	0,08554	0,09586	0,11230	0,10045
$\eta_{69}^c = \eta_{96}^c$	0,04098	0,07860	0,07899	0,14014	0,14053
$\eta_{78}^c = \eta_{87}^c$	0,05924	0,08531	0,09537	0,11083	0,10098
$\eta_{79}^c = \eta_{97}^c$	0,04078	0,07888	0,07919	0,13839	0,14102
$\eta_{89}^c = \eta_{98}^c$	0,04084	0,07867	0,07949	0,13841	0,14001

CUADRO 5
ELASTICIDAD PRECIO PROPIO DE LA DEMANDA NO COMPENSADA PARA LOS DISTINTOS GRUPOS DE ALIMENTOS Y
QUINTILES DE INGRESO, CONSIDERANDO LA PARTICIPACION ESTIMADA DEL GASTO EN CADA GRUPO EN EL GASTO TOTAL

Elasticidad	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5	Elasticidad	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5
η_{11}	-0,64624	-1,00614	-1,15071	-0,90311	-0,85050	η_{66}	-0,99981	-1,00186	-0,99358	-1,00752	-1,00206
η_{22}	-0,98111	-1,04031	-1,04667	-1,02379	-1,05745	η_{77}	-1,00143	-0,99823	-1,00261	-0,99126	-0,99788
η_{33}	-2,76440	-0,93231	-0,43031	-1,04096	-1,08887	η_{88}	-0,98858	-1,03822	-1,00296	-1,01240	-0,95679
η_{44}	-0,99007	-0,96882	-1,01901	-0,99338	-0,95123	η_{99}	-0,98952	-0,97429	-0,99512	-1,08830	-1,11290
η_{55}	-1,03515	-1,01179	-1,00732	-1,02286	-0,99327						

CUADRO 6
ELASTICIDADES PRECIO CRUZADAS DE LA DEMANDA NO COMPENSADA PARA LOS
DISTINTOS GRUPOS DE ALIMENTOS Y QUINTILES DE INGRESO, CONSIDERANDO LA
PARTICIPACION ESTIMADA DEL GASTO EN CADA GRUPO EN EL GASTO TOTAL

Elasticidad	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5	Elasticidad	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5
η_{12}	0,00114	0,00048	0,00405	0,00189	-0,00112	η_{56}	0,00032	0,00063	0,00009	0,00002	-0,00032
η_{13}	-0,36511	-0,00181	0,14471	-0,09788	-0,15115	η_{57}	0,00022	0,00048	-0,00002	0,00004	-0,00002
η_{14}	0,00053	0,00028	0,00193	0,00077	-0,00082	η_{58}	-0,00021	0,00013	0,00032	0,00036	-0,00045
η_{15}	-0,00169	0,00028	0,00101	0,00064	-0,00017	η_{59}	0,00014	0,00015	0,00144	0,00047	0,00000
η_{16}	-0,00033	0,00018	0,00099	0,00046	0,00092	η_{61}	-0,21802	-0,19837	-0,17130	-0,23755	-0,05513
η_{17}	-0,00068	0,00016	0,00059	0,00049	-0,00050	η_{62}	-0,08112	-0,18909	-0,15153	-0,11980	-0,05355
η_{18}	0,00158	-0,00040	0,00218	0,00097	0,00054	η_{63}	0,05060	0,11795	0,12398	0,26783	0,20207
η_{19}	0,00106	0,00420	0,00526	0,00069	-0,00157	η_{64}	-0,02362	-0,04430	-0,02917	-0,05463	-0,05185
η_{21}	-0,13205	-0,00615	-0,01882	-0,11622	-0,00415	η_{65}	-0,02610	-0,02546	-0,01152	-0,04192	0,00575
η_{23}	-0,02316	0,03915	0,04478	0,02154	0,04800	η_{67}	0,00050	0,00012	0,00011	-0,00078	0,00015
η_{24}	0,00083	0,00108	0,00018	0,00059	0,00057	η_{68}	0,00037	0,00035	0,00064	0,00069	0,00023
η_{25}	0,00101	0,00060	0,00001	-0,00004	-0,00018	η_{69}	0,00027	-0,00008	0,00019	0,00161	0,00207
η_{26}	0,00025	0,00051	0,00006	0,00022	-0,00036	η_{71}	-0,21336	-0,18938	-0,18205	-0,21560	-0,07727
η_{27}	0,00083	0,00025	0,00003	-0,00006	0,00015	η_{72}	-0,07550	-0,18045	-0,16210	-0,09817	-0,07379
η_{28}	0,00110	0,00077	-0,00007	0,00032	-0,00096	η_{73}	0,05386	0,12890	0,10542	0,29246	0,18413
η_{29}	0,00067	0,00068	-0,00011	0,00072	0,00548	η_{74}	-0,01822	-0,03426	-0,04019	-0,03269	-0,07211
η_{31}	-0,65151	-0,31388	-0,13094	-0,59942	-0,41336	η_{75}	-0,02113	-0,01648	-0,02241	-0,02001	-0,01440
η_{32}	-0,16010	-0,26275	-0,21299	-0,36438	-0,21181	η_{76}	0,03117	0,05114	0,04572	0,06891	0,02679
η_{34}	0,03550	0,03606	-0,01242	0,00522	0,05023	η_{78}	0,00004	0,00004	0,00031	-0,00071	0,00037
η_{35}	-0,09663	-0,00554	-0,00067	-0,00791	0,00389	η_{79}	0,00007	0,00011	0,00053	-0,00005	0,00201
η_{36}	0,00139	0,00184	0,00947	-0,00013	-0,00049	η_{81}	-0,18514	-0,14655	-0,12576	-0,16679	-0,02881
η_{37}	-0,00082	0,00361	0,00130	0,00293	0,00155	η_{82}	-0,04981	-0,13707	-0,10669	-0,05023	-0,02736
η_{38}	0,04432	-0,03756	0,00636	-0,00472	0,03351	η_{83}	0,12692	0,12812	0,16335	0,32870	0,26401
η_{39}	0,03107	0,03716	0,02477	-0,05124	-0,10971	η_{84}	0,00838	0,00781	0,01628	0,01486	-0,02500
η_{41}	-0,19394	-0,15450	-0,14124	-0,18416	-0,00438	η_{85}	0,00414	0,02507	0,03369	0,02718	0,03251
η_{42}	-0,05756	-0,14522	-0,12187	-0,06543	0,00002	η_{86}	0,03114	0,05139	0,04560	0,06929	0,02683
η_{43}	0,11027	0,19613	0,13001	0,32908	0,30649	η_{87}	0,02575	0,04200	0,05599	0,04611	0,04742
η_{45}	0,00007	-0,00006	0,00028	-0,00080	0,00037	η_{89}	0,00008	0,00047	0,00064	0,00119	0,00108
η_{46}	-0,00019	-0,00005	0,00037	0,00025	0,00019	η_{91}	-0,20396	-0,14974	-0,13682	-0,14362	0,00660
η_{47}	0,00014	0,00082	0,00009	0,00010	0,00044	η_{92}	-0,06855	-0,14483	-0,12130	-0,02487	0,01671
η_{48}	0,00096	0,00060	0,00085	0,00024	0,00055	η_{93}	0,09363	0,19688	0,16563	0,31142	0,16110
η_{49}	-0,00012	-0,00006	0,00051	-0,00102	0,00368	η_{94}	-0,01122	0,00019	0,00026	0,03954	0,01533
η_{51}	-0,19274	-0,17144	-0,15989	-0,19498	-0,06290	η_{95}	-0,01398	0,01828	0,01896	0,05313	0,07098
η_{52}	-0,05420	-0,16250	-0,14002	-0,07788	-0,06006	η_{96}	0,01256	0,04426	0,02921	0,09662	0,06626
η_{53}	-0,01876	0,13588	0,12486	0,30071	0,20225	η_{97}	0,00731	0,03532	0,04019	0,07293	0,08698
η_{54}	0,00313	-0,01800	-0,01766	-0,01331	-0,05826	η_{98}	-0,01839	-0,00646	-0,01490	0,02657	0,03856

ANEXO

CUADRO A.1.
PARAMETROS ESTIMADOS PARA EL QUINTIL 1, CORRIGIENDO EL
PROBLEMA DE LA HETEROCEDASTICIDAD

Parámetro	Valor	Desviación Estándar	Valor-p	Significancia ¹	Parámetro	Valor	Desviación Estándar	Valor-p	Significancia ¹
α_1	0,37129	0,04016	0,00010	***	$\gamma_{29} = \gamma_{92}$	0,00002	0,00001	0,05570	*
α_2	0,18830	0,01730	0,00010	***	γ_{99}	0,00041	0,00029	0,15330	
α_3	0,07742	0,00517	0,00010	***	$\gamma_{94} = \gamma_{49}$	0,00000	0,00000	0,64290	
α_4	0,09293	0,00587	0,00010	***	$\gamma_{95} = \gamma_{59}$	0,00001	0,00000	0,05730	*
α_5	0,09428	0,00574	0,00010	***	$\gamma_{96} = \gamma_{69}$	0,00001	0,00000	0,11060	
α_6	0,05073	0,00359	0,00010	***	$\gamma_{97} = \gamma_{79}$	0,00000	0,00000	0,67600	
α_7	0,05578	0,00322	0,00010	***	$\gamma_{98} = \gamma_{89}$	0,00000	0,00000	0,29740	
α_8	0,10015	0,00787	0,00010	***	γ_{44}	0,00050	0,00012	0,00010	***
β_1	0,00243	0,00193	0,21090		$\gamma_{45} = \gamma_{54}$	0,00001	0,00001	0,26000	
β_2	-0,00094	0,00023	0,00010	***	$\gamma_{46} = \gamma_{64}$	-0,00001	0,00001	0,34420	
β_3	-0,00002	0,00005	0,68190		$\gamma_{47} = \gamma_{74}$	0,00001	0,00001	0,10500	
β_4	0,00013	0,00008	0,10030		$\gamma_{48} = \gamma_{84}$	0,00005	0,00002	0,00160	***
β_5	-0,00001	0,00003	0,64480		γ_{55}	-0,00172	0,00038	0,00010	***
β_6	-0,00003	0,00003	0,33980		$\gamma_{56} = \gamma_{65}$	0,00002	0,00001	0,05170	*
β_7	-0,00003	0,00001	0,00010	***	$\gamma_{57} = \gamma_{64}$	0,00001	0,00000	0,00030	***
β_8	0,00000	0,00007	0,98920		$\gamma_{58} = \gamma_{65}$	-0,00001	0,00001	0,38000	
γ_{11}	0,02899	0,01131	0,01180	**	γ_{66}	0,00000	0,00006	0,94270	
$\gamma_{12} = \gamma_{21}$	0,00026	0,00007	0,00050	***	$\gamma_{67} = \gamma_{75}$	0,00001	0,00000	0,00020	***
$\gamma_{14} = \gamma_{41}$	0,00014	0,00004	0,00040	***	$\gamma_{68} = \gamma_{76}$	0,00001	0,00001	0,29630	
$\gamma_{15} = \gamma_{51}$	-0,00005	0,00005	0,33380		γ_{77}	-0,00004	0,00010	0,67390	
$\gamma_{16} = \gamma_{61}$	0,00003	0,00002	0,15480		$\gamma_{78} = \gamma_{87}$	0,00000	0,00001	0,91000	
$\gamma_{17} = \gamma_{71}$	0,00000	0,00002	0,89170		γ_{88}	0,00059	0,00049	0,23550	
$\gamma_{18} = \gamma_{81}$	0,00022	0,00006	0,00040	***	δ_1	0,00144	0,00058	0,01430	**
$\gamma_{19} = \gamma_{91}$	0,00018	0,00007	0,00800	***	δ_2	-0,00004	0,00009	0,63350	
γ_{22}	0,00165	0,00055	0,00350	***	δ_4	0,00010	0,00002	0,00010	***
$\gamma_{24} = \gamma_{42}$	0,00003	0,00002	0,10990		δ_5	0,00008	0,00001	0,00010	***
$\gamma_{25} = \gamma_{52}$	0,00005	0,00001	0,00010	***	δ_6	0,00002	0,00000	0,00010	***
$\gamma_{26} = \gamma_{62}$	0,00000	0,00001	0,86640		δ_7	0,00003	0,00000	0,00010	***
$\gamma_{27} = \gamma_{72}$	0,00005	0,00001	0,00040	***	δ_8	0,00013	0,00002	0,00010	***
$\gamma_{28} = \gamma_{82}$	0,00005	0,00002	0,01150	**	δ_9	0,00019	0,00002	0,00010	***

Fuente: Elaboración propia.

¹ *** significativo al 1%; ** significativo al 5%; * significativo al 10%.

CUADRO A.2.
PARAMETROS ESTIMADOS PARA EL QUINTIL 2, CORRIGIENDO EL
PROBLEMA DE LA HETEROCEDASTICIDAD

Parámetro	Valor	Desviación Estándar	Valor-p	Significancia ¹	Parámetro	Valor	Desviación Estándar	Valor-p	Significancia ¹
α_1	0,26608	0,02913	0,00010	***	$\gamma_{29} = \gamma_{92}$	0,00001	0,00003	0,60510	
α_2	0,31705	0,02791	0,00010	***	γ_{99}	0,00194	0,00127	0,13410	
α_3	0,13738	0,01057	0,00010	***	$\gamma_{94} = \gamma_{49}$	0,00002	0,00002	0,43460	
α_4	0,11590	0,01539	0,00010	***	$\gamma_{95} = \gamma_{59}$	0,00000	0,00001	0,60610	
α_5	0,08300	0,00719	0,00010	***	$\gamma_{96} = \gamma_{69}$	0,00000	0,00001	0,88940	
α_6	0,05650	0,00512	0,00010	***	$\gamma_{97} = \gamma_{79}$	0,00001	0,00001	0,20630	
α_7	0,06209	0,00629	0,00010	***	$\gamma_{98} = \gamma_{89}$	0,00000	0,00002	0,87550	
α_8	0,11294	0,01296	0,00010	***	γ_{44}	0,00246	0,00138	0,08200	*
β_1	0,00082	0,00123	0,51110		$\gamma_{45} = \gamma_{54}$	0,00001	0,00002	0,58670	
β_2	-0,00172	0,00051	0,00190	***	$\gamma_{46} = \gamma_{64}$	0,00001	0,00002	0,79760	
β_3	-0,00001	0,00004	0,84630		$\gamma_{47} = \gamma_{74}$	0,00008	0,00002	0,00160	***
β_4	0,00028	0,00031	0,36130		$\gamma_{48} = \gamma_{84}$	0,00007	0,00004	0,06830	*
β_5	-0,00017	0,00010	0,08170	*	γ_{55}	-0,00072	0,00046	0,13110	
β_6	0,00001	0,00009	0,87420		$\gamma_{56} = \gamma_{65}$	0,00003	0,00001	0,00380	***
β_7	0,00007	0,00007	0,37110		$\gamma_{57} = \gamma_{64}$	0,00002	0,00001	0,06480	*
β_8	-0,00048	0,00025	0,06420	*	$\gamma_{58} = \gamma_{65}$	-0,00001	0,00001	0,60980	
γ_{11}	-0,00116	0,00738	0,87630		γ_{66}	-0,00006	0,00015	0,69000	
$\gamma_{12} = \gamma_{21}$	0,00029	0,00015	0,06960	*	$\gamma_{67} = \gamma_{75}$	0,00000	0,00001	0,57090	
$\gamma_{14} = \gamma_{41}$	0,00012	0,00007	0,08530	*	$\gamma_{68} = \gamma_{76}$	0,00001	0,00001	0,30010	
$\gamma_{15} = \gamma_{51}$	0,00011	0,00005	0,02440	**	γ_{77}	0,00008	0,00017	0,65540	
$\gamma_{16} = \gamma_{61}$	0,00007	0,00003	0,01330	**	$\gamma_{78} = \gamma_{87}$	0,00001	0,00002	0,69310	
$\gamma_{17} = \gamma_{71}$	0,00007	0,00004	0,06600	*	γ_{88}	-0,00328	0,00146	0,03040	**
$\gamma_{18} = \gamma_{81}$	-0,00002	0,00006	0,73830		δ_1	-0,00102	0,00049	0,04480	**
$\gamma_{19} = \gamma_{91}$	0,00098	0,00015	0,00010	***	δ_2	0,00220	0,00023	0,00010	***
γ_{22}	-0,00908	0,00184	0,00010	***	δ_4	0,00009	0,00018	0,63420	
$\gamma_{24} = \gamma_{42}$	0,00010	0,00005	0,05560	*	δ_5	0,00015	0,00003	0,00010	***
$\gamma_{25} = \gamma_{52}$	0,00003	0,00002	0,28630		δ_6	0,00007	0,00002	0,00110	***
$\gamma_{26} = \gamma_{62}$	0,00005	0,00002	0,00650	***	δ_7	0,00007	0,00002	0,00120	***
$\gamma_{27} = \gamma_{72}$	-0,00002	0,00002	0,18850		δ_8	0,00028	0,00015	0,06470	*
$\gamma_{28} = \gamma_{82}$	0,00002	0,00004	0,57500		δ_9	0,00078	0,00022	0,00120	***

Fuente: Elaboración propia.

¹ *** significativo al 1%; ** significativo al 5%; * significativo al 10%.

CUADRO A.3.
PARAMETROS ESTIMADOS PARA EL QUINTIL 3, CORRIGIENDO EL
PROBLEMA DE LA HETEROCEDASTICIDAD

Parámetro	Valor	Desviación Estándar	Valor-p	Significancia ¹	Parámetro	Valor	Desviación Estándar	Valor-p	Significancia ¹
α_1	0,26081	0,02185	0,00010	***	$\gamma_{29} = \gamma_{92}$	-0,00001	0,00004	0,79080	
α_2	0,27412	0,02202	0,00010	***	γ_{99}	0,00032	0,00224	0,88850	
α_3	0,12929	0,01906	0,00010	***	$\gamma_{94} = \gamma_{49}$	0,00003	0,00005	0,45160	
α_4	0,11300	0,01446	0,00010	***	$\gamma_{95} = \gamma_{59}$	0,00008	0,00002	0,00090	***
α_5	0,08580	0,00862	0,00010	***	$\gamma_{96} = \gamma_{69}$	0,00000	0,00002	0,83420	
α_6	0,08158	0,00818	0,00010	***	$\gamma_{97} = \gamma_{79}$	0,00001	0,00001	0,38820	
α_7	0,05783	0,00444	0,00010	***	$\gamma_{98} = \gamma_{89}$	0,00005	0,00002	0,02080	**
α_8	0,13018	0,01499	0,00010	***	γ_{44}	-0,00151	0,00074	0,04640	**
β_1	-0,00283	0,00054	0,00010	***	$\gamma_{45} = \gamma_{54}$	0,00002	0,00001	0,23710	
β_2	0,00014	0,00026	0,59470		$\gamma_{46} = \gamma_{64}$	0,00003	0,00002	0,10140	
β_3	-0,00080	0,00061	0,20070		$\gamma_{47} = \gamma_{74}$	0,00000	0,00001	0,66110	
β_4	-0,00008	0,00017	0,64470		$\gamma_{48} = \gamma_{84}$	0,00006	0,00003	0,06580	*
β_5	-0,00005	0,00006	0,36350		γ_{55}	-0,00045	0,00032	0,16040	
β_6	-0,00007	0,00010	0,51070		$\gamma_{56} = \gamma_{65}$	0,00000	0,00001	0,76220	
β_7	-0,00012	0,00005	0,01440	**	$\gamma_{57} = \gamma_{64}$	0,00000	0,00000	0,22900	
β_8	-0,00008	0,00020	0,70260		$\gamma_{58} = \gamma_{65}$	0,00001	0,00002	0,48940	
γ_{11}	-0,03173	0,00357	0,00010	***	γ_{66}	0,00030	0,00031	0,34570	
$\gamma_{12} = \gamma_{21}$	0,00028	0,00006	0,00010	***	$\gamma_{67} = \gamma_{75}$	0,00000	0,00001	0,66790	
$\gamma_{14} = \gamma_{41}$	0,00018	0,00005	0,00040	***	$\gamma_{68} = \gamma_{76}$	0,00002	0,00001	0,10380	
$\gamma_{15} = \gamma_{51}$	0,00004	0,00003	0,24420		γ_{77}	-0,00011	0,00005	0,03500	**
$\gamma_{16} = \gamma_{61}$	0,00007	0,00002	0,00970	***	$\gamma_{78} = \gamma_{87}$	0,00000	0,00001	0,97160	
$\gamma_{17} = \gamma_{71}$	0,00001	0,00001	0,15600		γ_{88}	-0,00029	0,00070	0,68480	
$\gamma_{18} = \gamma_{81}$	0,00019	0,00006	0,00260	***	δ_1	-0,00307	0,00043	0,00010	***
$\gamma_{19} = \gamma_{91}$	0,00087	0,00018	0,00010	***	δ_2	0,00175	0,00033	0,00010	***
γ_{22}	-0,00914	0,00162	0,00010	***	δ_4	0,00021	0,00007	0,00430	***
$\gamma_{24} = \gamma_{42}$	0,00005	0,00003	0,13380		δ_5	0,00010	0,00002	0,00010	***
$\gamma_{25} = \gamma_{52}$	0,00001	0,00002	0,63100		δ_6	0,00009	0,00002	0,00050	***
$\gamma_{26} = \gamma_{62}$	0,00002	0,00002	0,40300		δ_7	0,00004	0,00001	0,00030	***
$\gamma_{27} = \gamma_{72}$	0,00001	0,00002	0,50710		δ_8	0,00013	0,00010	0,22020	
$\gamma_{28} = \gamma_{82}$	0,00000	0,00004	0,97450		δ_9	0,00155	0,00039	0,00020	***

Fuente: Elaboración propia.

¹ *** significativo al 1%; ** significativo al 5%; * significativo al 10%.

CUADRO A.4.
PARAMETROS ESTIMADOS PARA EL QUINTIL 4, CORRIGIENDO EL
PROBLEMA DE LA HETEROCEDASTICIDAD

Parámetro	Valor	Desviación Estándar	Valor-p	Significancia ¹	Parámetro	Valor	Desviación Estándar	Valor-p	Significancia ¹
α_1	0,36463	0,03231	0,00010	***	$\gamma_{29} = \gamma_{92}$	0,00007	0,00006	0,28770	
α_2	0,22173	0,03572	0,00010	***	γ_{99}	-0,01186	0,00272	0,00040	***
α_3	0,21567	0,02589	0,00010	***	$\gamma_{94} = \gamma_{49}$	0,00000	0,00004	0,99980	
α_4	0,13923	0,02653	0,00010	***	$\gamma_{95} = \gamma_{59}$	0,00002	0,00002	0,28360	
α_5	0,12933	0,01248	0,00010	***	$\gamma_{96} = \gamma_{69}$	0,00008	0,00003	0,02440	**
α_6	0,06824	0,01232	0,00010	***	$\gamma_{97} = \gamma_{79}$	0,00001	0,00003	0,78700	
α_7	0,09765	0,01213	0,00010	***	$\gamma_{98} = \gamma_{89}$	0,00001	0,00003	0,68140	
α_8	0,15405	0,02632	0,00010	***	γ_{44}	0,00072	0,00173	0,68470	
β_1	-0,00177	0,00200	0,38700		$\gamma_{45} = \gamma_{54}$	-0,00002	0,00002	0,48800	
β_2	-0,00029	0,00025	0,26500		$\gamma_{46} = \gamma_{64}$	0,00005	0,00005	0,27990	
β_3	0,00052	0,00052	0,33810		$\gamma_{47} = \gamma_{74}$	0,00006	0,00002	0,01730	**
β_4	0,00072	0,00048	0,14680		$\gamma_{48} = \gamma_{84}$	0,00010	0,00007	0,13770	
β_5	-0,00013	0,00008	0,13110		γ_{55}	-0,00192	0,00057	0,00320	***
β_6	0,00007	0,00006	0,23980		$\gamma_{56} = \gamma_{65}$	0,00000	0,00001	0,72780	
β_7	0,00007	0,00012	0,56560		$\gamma_{57} = \gamma_{64}$	-0,00001	0,00001	0,52950	
β_8	-0,00084	0,00050	0,10710		$\gamma_{58} = \gamma_{65}$	0,00002	0,00003	0,63250	
γ_{11}	0,02525	0,01005	0,02170	**	γ_{66}	-0,00031	0,00027	0,26550	
$\gamma_{12} = \gamma_{21}$	0,00021	0,00006	0,00190	***	$\gamma_{67} = \gamma_{75}$	-0,00003	0,00001	0,02650	**
$\gamma_{14} = \gamma_{41}$	0,00003	0,00005	0,53380		$\gamma_{68} = \gamma_{76}$	0,00004	0,00003	0,17360	
$\gamma_{15} = \gamma_{51}$	0,00002	0,00002	0,19180		γ_{77}	0,00057	0,00033	0,10280	
$\gamma_{16} = \gamma_{61}$	0,00005	0,00003	0,15160		$\gamma_{78} = \gamma_{87}$	-0,00004	0,00003	0,19670	
$\gamma_{17} = \gamma_{71}$	0,00002	0,00001	0,22130		γ_{88}	-0,00145	0,00171	0,40480	
$\gamma_{18} = \gamma_{81}$	0,00006	0,00004	0,16350		δ_1	0,00215	0,00042	0,00010	***
$\gamma_{19} = \gamma_{91}$	-0,00006	0,00005	0,22660		δ_2	0,00120	0,00051	0,02950	**
γ_{22}	-0,00364	0,00214	0,10530		δ_4	-0,00036	0,00030	0,25060	
$\gamma_{24} = \gamma_{42}$	0,00006	0,00007	0,42510		δ_5	0,00012	0,00004	0,01060	**
$\gamma_{25} = \gamma_{52}$	-0,00003	0,00003	0,29670		δ_6	0,00005	0,00003	0,15370	
$\gamma_{26} = \gamma_{62}$	0,00002	0,00004	0,58720		δ_7	-0,00001	0,00003	0,70400	
$\gamma_{27} = \gamma_{72}$	-0,00003	0,00004	0,44030		δ_8	0,00040	0,00021	0,06740	*
$\gamma_{28} = \gamma_{82}$	0,00002	0,00006	0,79770		δ_9	0,00283	0,00101	0,01150	**

Fuente: Elaboración propia.

¹ *** significativo al 1%; ** significativo al 5%; * significativo al 10%.

CUADRO A.5.
PARAMETROS ESTIMADOS PARA EL QUINTIL 5, CORRIENDO EL
PROBLEMA DE LA HETEROCEDASTICIDAD

Parámetro	Valor	Desviación estándar	Valor-p	Significancia ¹	Parámetro	Valor	Desviación estándar	Valor-p	Significancia ¹
α_1	0,17145	0,01883	0,00010	***	$\gamma_{29} = \gamma_{92}$	0,00083	0,00022	0,00230	***
α_2	0,16929	0,03559	0,00040	***	γ_{99}	-0,01518	0,00598	0,02470	**
α_3	0,20823	0,06434	0,00650	***	$\gamma_{94} = \gamma_{49}$	0,00041	0,00014	0,01220	**
α_4	0,17552	0,02664	0,00010	***	$\gamma_{95} = \gamma_{59}$	0,00005	0,00003	0,15640	
α_5	0,09809	0,01218	0,00010	***	$\gamma_{96} = \gamma_{69}$	0,00010	0,00007	0,17350	
α_6	0,11185	0,01399	0,00010	***	$\gamma_{97} = \gamma_{79}$	0,00010	0,00007	0,15200	
α_7	0,07999	0,01387	0,00010	***	$\gamma_{98} = \gamma_{89}$	0,00009	0,00005	0,07880	*
α_8	0,13754	0,01519	0,00010	***	γ_{44}	0,00602	0,00371	0,12900	
β_1	0,00080	0,00034	0,03480	**	$\gamma_{45} = \gamma_{54}$	0,00002	0,00003	0,43800	
β_2	0,00113	0,00062	0,08910	*	$\gamma_{46} = \gamma_{64}$	0,00000	0,00003	0,99770	
β_3	0,00105	0,00108	0,34820		$\gamma_{47} = \gamma_{74}$	0,00004	0,00004	0,37890	
β_4	-0,00032	0,00043	0,46670		$\gamma_{48} = \gamma_{84}$	0,00004	0,00005	0,43410	
β_5	0,00037	0,00015	0,03220	**	γ_{55}	0,00048	0,00053	0,38480	
β_6	-0,00032	0,00015	0,04870	**	$\gamma_{56} = \gamma_{65}$	0,00001	0,00001	0,67550	
β_7	-0,00003	0,00007	0,69390		$\gamma_{57} = \gamma_{64}$	0,00002	0,00002	0,28550	
β_8	-0,00011	0,00021	0,59650		$\gamma_{58} = \gamma_{65}$	0,00001	0,00002	0,69050	
γ_{11}	0,01854	0,00410	0,00060	***	γ_{66}	-0,00017	0,00022	0,44350	
$\gamma_{12} = \gamma_{21}$	-0,00004	0,00004	0,35590		$\gamma_{67} = \gamma_{75}$	-0,00001	0,00002	0,73880	
$\gamma_{14} = \gamma_{41}$	0,00000	0,00004	0,93070		$\gamma_{68} = \gamma_{76}$	-0,00002	0,00003	0,59690	
$\gamma_{15} = \gamma_{51}$	0,00003	0,00002	0,07220	*	γ_{77}	0,00011	0,00039	0,78440	
$\gamma_{16} = \gamma_{61}$	0,00017	0,00005	0,00350	***	$\gamma_{78} = \gamma_{87}$	0,00002	0,00002	0,49610	
$\gamma_{17} = \gamma_{71}$	-0,00002	0,00002	0,27590		γ_{88}	0,00427	0,00147	0,01240	**
$\gamma_{18} = \gamma_{81}$	0,00014	0,00005	0,01420	**	δ_1	0,00148	0,00033	0,00060	***
$\gamma_{19} = \gamma_{91}$	-0,00008	0,00003	0,03620	**	δ_2	0,00171	0,00070	0,03020	**
γ_{22}	-0,00699	0,00392	0,09750	*	δ_4	0,00012	0,00033	0,72080	
$\gamma_{24} = \gamma_{42}$	0,00021	0,00008	0,02100	**	δ_5	-0,00010	0,00006	0,09500	*
$\gamma_{25} = \gamma_{52}$	0,00005	0,00003	0,10600		δ_6	0,00021	0,00004	0,00010	***
$\gamma_{26} = \gamma_{62}$	0,00004	0,00005	0,41910		δ_7	0,00005	0,00001	0,00160	***
$\gamma_{27} = \gamma_{72}$	0,00008	0,00006	0,18770		δ_8	-0,00002	0,00013	0,86510	
$\gamma_{28} = \gamma_{82}$	-0,00001	0,00004	0,89700		δ_9	0,00438	0,00142	0,00850	***

Fuente: Elaboración propia.

¹ *** significativo al 1%; ** significativo al 5%; * significativo al 10%.