

No. 11-07

2011

UN SISTEMA CASI IDEAL DE DEMANDA PARA EL GASTO EN COLOMBIA: UNA ESTIMACIÓN UTILIZANDO EL MÉTODO GENERALIZADO DE LOS MOMENTOS EN EL PERIODO 1968-2007.

*Andrés Ramírez Hassan  
Daniel Londoño Cano  
Edwar Londoño Zapata*

Documentos de trabajo

# Economía y Finanzas

Centro de Investigaciones Económicas y Financieras (CIEF)



**UNIVERSIDAD  
EAFIT**  
Abierta al mundo

UN SISTEMA CASI IDEAL DE DEMANDA PARA EL GASTO EN COLOMBIA:  
UNA ESTIMACIÓN UTILIZANDO EL MÉTODO GENERALIZADO DE LOS  
MOMENTOS EN EL PERIODO 1968-2007

Andrés Ramírez Hassan

Daniel Londoño Cano

Edwar Londoño Zapata

**Resumen**

El presente trabajo utiliza una Aproximación Lineal del Modelo Casi Ideal de Demanda (Linear Approximation/Almost Ideal Demand System) para examinar los gastos de los colombianos en la canasta básica, y estimar sus respectivas elasticidades precio y gasto, a partir de datos de series de tiempo para Colombia en el período de 1968-2007. Las elasticidades gasto y precio, compensadas y no compensadas, presentan los signos esperados, siendo en su mayoría menores en valor absoluto a uno y estadísticamente significativas.

**Palabras Clave:** gastos de hogares, sistemas de demanda, elasticidades, LA-AIDS, método delta.

**Clasificación JEL:** C13, C32, D12

**Abstract:** This work uses a Linear Approximation of the Almost Ideal Demand System (LA/AIDS) to examine Colombian's expenditure in daily needs and to estimate the respective expenditure and price elasticities using Colombian time series from 1968 to 2007. The results show that the expenditure and price elasticities (compensated and not compensated) have the expected signs, most of them being less than one in absolute value and statistically significant.

**Keywords:** household expenditure, demand system, elasticities, LA-AIDS, delta method.

## 1. Introducción

El conocimiento de las características de la demanda de los hogares en el país y de sus elasticidades, puede servir tanto al sector privado, para la formulación de estrategias comerciales, como para el gubernamental, en el diseño de políticas públicas sectoriales, sociales y asistenciales.

Si bien el estudio económico y econométrico de las elasticidades ha tenido un interesante crecimiento a nivel internacional, existen escasos antecedentes a nivel nacional que permitan conocer la relación entre precios e ingresos respecto al gasto agregado de los hogares. La existencia de bases de datos a nivel de los consumidores, como son la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de Hogares (ENIGH), constituyen una fuente de información de gran valor desde el punto de vista estadístico, ya que permite tener una gran cantidad de observaciones, limita el problema de la agregación de los datos que se dan muchas veces en las estimaciones con datos de series de tiempo y permite introducir variables demográficas de los consumidores para analizar su efecto sobre el consumo de alimentos (Rossini y Depetris, 2008). Sin embargo, su uso presenta algunos problemas que deben ser tenidos en cuenta. En Colombia, el principal problema ha sido que la ENIGH se realiza solamente una vez cada década y los datos no están disponibles de manera inmediata.<sup>1</sup> Por lo

---

<sup>1</sup> En Colombia se empezó a realizar la Encuesta Continua de Hogares (ECH) y la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) como alternativa para tener mediciones sobre características del gasto en periodos consecutivos, sin embargo, no permiten analizar el comportamiento de largo plazo de los patrones de gasto.

tanto, como señalan Rossini y Depetris (2008), el conocimiento que se obtiene es de tipo histórico, limitando su aplicación en períodos de rápidos cambios.

Para solventar el anterior limitante, este trabajo estima las elasticidades precio y gasto agregadas, aplicando el modelo Linealizado Casi Ideal de Demanda (LA-AIDS, por sus siglas en inglés) con datos de series de tiempo correspondientes al período 1968-2007. Desde una perspectiva práctica, la ventaja de utilizar esta metodología radica en la flexibilidad del modelo ante diferentes técnicas econométricas, como los modelos convencionales de OLS, MV o SUR. Sin embargo, en este trabajo se recurre al Método Generalizado de los Momentos (GMM en inglés), el cual aplicando una correcta especificación de la matriz de covarianzas de los errores, es robusto tanto bajo la presencia de heterocedasticidad como de autocorrelación.

Aunque el objetivo central de este trabajo no es explicar en detalle las fortalezas del modelo AIDS, se puede resaltar que este sistema permite la agregación de los consumidores, y además representa la demanda del mercado como el resultado de decisiones racionales de un consumidor representativo, obteniendo un comportamiento más general que los modelos basados en las curvas de Engel (Michellini, 1999). Por otra parte, su forma funcional flexible permite aproximar cualquier sistema de demanda, y de esta forma se pueden probar las condiciones de homogeneidad en precios e ingreso, y la simetría de los coeficientes asociados a los precios, lo cual se realiza a través de restricciones lineales en los parámetros (Chang y Nguyen, 2002).

A nivel de Colombia, pocos son los estudios previos que han estimado las elasticidades precio y gasto de los hogares a través de modelos AIDS lineales. Londoño y Ramírez (2010) realizan una estimación de un modelo LAIDS a través del método SUR con series de tiempo para nueve grupos de gasto encontrando que alimentos, vestuario y alquileres son bienes necesarios, mientras que muebles, salud, ocio, transporte, educación y otros son bienes de lujo.

Cortés y Pérez (2010) por su parte, utilizando datos a nivel de hogares de la Encuesta de Ingresos y Gastos 2006-2007, estimaron a través de modelos de corte transversal varios sistemas de demanda, encontrando que la elasticidad gasto de los alimentos se ha mantenido estable a través del tiempo, alrededor de 0.77, mientras que el vestuario es un bien de elasticidad gasto unitaria, y la salud y la educación, son bienes de lujo, pero sus elasticidades gasto han caído a través del tiempo.

A nivel internacional diferentes trabajos han estimado sistemas AIDS para modelar el gasto agregado en consumo de los hogares o de un agente económico representativo. Por un lado están los trabajos basados en encuestas de gastos de los hogares como Alpay y Koc (2002), los cuales utilizando datos de la Encuesta de Gasto en Consumo de los hogares de Turquía de 1994, estimaron un modelo AIDS lineal por el método SUR iterativo para 10 categorías de gasto incluyendo turismo. El estudio permitió concluir que sólo alimento, alquiler y salud son considerados bienes necesarios en

dicho país. En los demás renglones, la elasticidad de gasto fue alta, inclusive cercana a dos en transporte y educación.

Por otro lado están los estudios realizados con series de tiempo. Uno de los más representativos en los últimos años es el realizado por Lyons, Mayor y Tol (2009), los cuales buscando examinar los patrones de gasto de Irlanda, y comparándolos con los 7 países de la OECD (Francia, Italia, UK, USA, Australia, Grecia y Austria) para el período 1975-2004, encontraron que el consumo en Irlanda pasa de ser un país de bajo ingreso de la OECD a uno de ingreso alto.

Igualmente Khodaparasti (2010) en Irán, utiliza series de tiempo para estimar un modelo AIDS para el período 1984-2004 con 4 grupos de gasto: alimento, vestuario, alquiler y otros, encontrando que sólo este último es un bien de lujo.

Ogura (2004), por su parte, utiliza series de tiempo para evaluar el cambio en los patrones de gasto de los hogares japoneses en cinco categorías de gasto, encontrando que el vestuario es un bien de lujo, al igual que alquiler y otros bienes, en tanto que el alimento es un bien necesario.

Tridimas (2000) utilizó series de tiempo anuales para cuatro categorías de consumo (alimento, vestuario, salud, y otros) en Grecia para el período 1958-1994. Este autor estima un sistema de demanda dinámico, mediante el cual encontró que alimento y vestuario tienen elasticidades de gasto menores a uno

(bienes necesarios), y salud y otros superan la unidad (bienes superiores o de lujo).

Michelini (1999), estimó un sistema para el gasto privado de los hogares de Nueva Zelanda en el período 1983-1992, a través de modelos de series de tiempo para cinco renglones del gasto (alimento, muebles, vestuario, transporte y otros) resultando ser elásticos, excepto alimento y muebles.

Por último, Lee, Brown y Seale Jr. (1994) utilizan los datos del gasto para estudiar cómo la renta y los precios influenciaron la demanda del consumidor taiwanés durante el periodo 1970-1989, separando el gasto de los hogares en siete categorías: alimento, vestuario, alquiler, educación, salud, transporte y otros. Los autores encontraron que sólo los tres primeros grupos de bienes son considerados necesarios.

Siguiendo los diferentes trabajos realizados, la principal motivación de este estudio es el análisis de los patrones de gasto de los hogares en Colombia en el período 1968 – 2007. Para tal efecto se estima un sistema casi ideal de demanda a través del Método Generalizado de los Momentos (GMM), lo cual diferencia a este estudio de otros realizados para Colombia.

El trabajo se desarrolla como sigue. En la segunda sección se describen el modelo básico empleado y la técnica de estimación. En la tercera sección se presentan los datos utilizados. Los resultados se presentan y discuten en la cuarta sección. El trabajo finaliza con algunas conclusiones.

## **2. Modelo teórico y econométrico**

La aplicación empírica se efectuará tomando como base el “Modelo Casi Ideal de Demanda” (AIDS, por sus siglas en inglés), por cuanto éste representa una herramienta analítica de gran importancia tanto para estudios microeconómicos como agregados, en razón de que cumple con las condiciones y restricciones que se derivan de la teoría económica.

El “Modelo Casi Ideal de Demanda”, propuesto por Deaton y Muellbauer (1980), plantea un sistema de ecuaciones de demanda, en donde se encuentra una buena aproximación al cumplimiento de la teoría del consumidor, con la ventaja de que aquellas restricciones pueden ser sometidas a pruebas estadísticas para corroborar si en una aplicación particular, dicho modelo ajusta o no el comportamiento del bien en estudio, satisfaciendo adicionalmente los planteamientos teóricos (Galvis, 2000). Dicho sistema surge como una alternativa a los modelos de Rotterdam y Translogarítmico, pero con la característica de poseer simultáneamente las ventajas de los dos modelos. En otras palabras, este modelo ofrece una aproximación de primer orden al sistema de demanda, tiene una forma funcional adecuada y consistente con las estadísticas disponibles, es fácil de estimar y no necesita estimación no lineal (Deaton y Muellbauer, 1980).

Específicamente, la función a estimar es un sistema de ecuaciones, resumido en la siguiente expresión:

$$w_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} \ln p_{jt} + \beta_i \ln \left( \frac{X_t}{P_t} \right) + e_{it} \quad (1)$$

Para :

$$i = 1, 2, \dots, N$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

Donde  $w_{it}$  son las participaciones de los diferentes bienes en el gasto total,  $p_{jt}$  son los precios de los bienes dentro de la canasta de consumo,  $X_t/P_t$  es el gasto total real de los consumidores,  $\beta_i$  son los coeficientes asociados al gasto,  $\gamma_{ij}$  son los coeficientes de los precios,  $\alpha_i$  son los efectos individuales asignados a cada participación y  $e_{it}$  son las perturbaciones estocásticas. Además  $P_t$  es un índice de precios que es función del precio de los bienes analizados y se expresa como:

$$\ln P_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^N a_j \ln p_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N b_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (2)$$

Si se sustituye (2) en (1), se tendría un sistema no lineal de ecuaciones, lo cual complicaría el análisis puesto que resulta un nuevo término independiente, y no se podría identificar el parámetro  $\alpha_0$ . Para simplificar la expresión, Deaton y Muellbauer (1980) proponen aproximar  $P_t$  a partir del índice de precios de Stone (Stone, 1953)<sup>2</sup>:

$$\ln P_t^S = \sum_{i=1}^N w_{it} \ln p_{it} \quad (3)$$

---

<sup>2</sup> Esta metodología se conoce como el modelo LA-AIDS puesto que calcula, previamente a la estimación, el índice de precios a partir de una aproximación lineal del modelo AIDS.

La evidencia sugiere que las estimaciones obtenidas a partir del índice de Stone son sesgadas puesto que este índice no satisface la propiedad de invariabilidad ante cambios en las unidades de medida (Moschini, 1995). Para solucionar este problema se debe acudir a una de las siguientes alternativas: realizar la estimación no lineal del modelo AIDS, o tomar índices de precios invariables ante cambios en la unidad de medida, tales como: el índice Paasche y el índice de Laspeyres (Díaz, 1997). En este caso se utiliza el índice de Laspeyres el cual se expresa como:

$$\ln P_t^L = \sum_{i=1}^N w_i^0 \ln p_{it} \quad (5)$$

Donde el superíndice hace alusión a un periodo específico.

Dadas las restricciones paramétricas que se requieren para que el modelo sea consistente con la teoría de la demanda, el modelo de Deaton y Muellbauer (1980) debe satisfacer los criterios de aditividad, homogeneidad y simetría.

Estos son respectivamente:

$$\sum_{i=1}^N \alpha_i = 1, \sum_{i=1}^N \gamma_{ij} = 0 \quad \text{y} \quad \sum_{i=1}^N \beta_i = 0 \quad (6)$$

$$\sum_{j=1}^N \gamma_{ij} = 0 \quad (7)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (8)$$

Para :

$$i = 1, 2, \dots, N$$

$$j = 1, 2, \dots, N$$

Si las restricciones (6), (7) y (8) se mantienen, la ecuación (1) representa un sistema de ecuaciones de demanda, las cuales al ser agregadas ( $\sum_{i=1} w_{it} = 1$ ), son homogéneas de grado cero en los precios y en el gasto total tomados al mismo tiempo, las cuales satisfacen la simetría de Slutsky (Deaton y Muellbauer, 1980).

Como ya se mencionó anteriormente, la estimación del modelo AIDS se lleva a cabo mediante una aproximación lineal, utilizando el índice de Laspayres, y se recurre al Método generalizado de los Momentos (GMM). Este método se escogió porque permite la presencia de autocorrelación y heterocedasticidad (Lewbel y Pendakur, 2009) corrigiendo simultáneamente ambos problemas (Edgerton et al., 1996).

En el desarrollo econométrico del modelo se realizan las pruebas de raíz unitaria en las series involucradas en el análisis y se contrasta la cointegración de cada una de las ecuaciones estipuladas a partir de la especificación dada por el sistema (1), a través del método de Engle y Granger (1987), con el fin de controlar la presencia de relaciones espúreas en los resultados.

De acuerdo con Thompson (2004), el análisis de las elasticidades del modelo se deriva de las siguientes expresiones:

$$\text{Elasticidad gasto: } \eta_{it} = 1 + \frac{\beta_i}{w_{it}} \quad (9)$$

Elasticidad precio Marshalliana:  $\varepsilon_{ijt}^M = -I_A + \frac{\gamma_{ij}}{w_{it}} - \beta_i \frac{w_{jt}}{w_{it}}$  (10)

Elasticidad precio Hicksiana:  $\delta_{ijt}^H = -I_A + \frac{\gamma_{ij}}{w_{it}} + w_{jt}$  (11)

Donde  $I_A$  es una función indicadora, la cual es igual a 1, si  $i = j$ , o igual a 0, si  $i \neq j$ . Si  $\beta_i > 0$  la elasticidad ingreso será mayor que uno y se tratará de un bien de lujo. De igual manera, si  $\beta_i < 0$  la elasticidad ingreso es menor que la unidad y corresponderá a un bien necesario.

La significancia estadística de las elasticidades estimadas se debe tratar con especial atención, puesto que son funciones de los parámetros estimados. Para calcular las desviaciones estándar de éstas, se recurre al método Delta (Casella y Berger, 2002), el cual establece la varianza de funciones de parámetros a partir del valor esperado de expansiones de Taylor de primer orden.

### 3. Datos

Para la estimación del modelo se contó con información de Cuentas Nacionales nominales y reales generadas por el Departamento Nacional de Estadística (DANE) en el periodo 1967-2007. La frecuencia es anual y toma en consideración información proveniente de las bases metodológicas de 1975, 1994 y 2000, las cuales son empalmadas a través de las tasas de crecimiento y se escoge como base el año 2000. Siguiendo la literatura sobre aplicación de

modelos AIDS en la demanda se realiza la subdivisión del consumo final de los hogares por tipo de gasto de la siguiente manera:

1. Alimentos, bebidas y tabaco, 2. Vestidos y calzado, 3. Alquileres brutos, combustibles y energía eléctrica, 4. Muebles, accesorios, enseres domésticos y cuidados de la casa, 5. Gastos en cuidados médicos, 6. Transporte, 7. Esparcimiento, diversiones y servicios culturales, 8. Educación y 9. Otros bienes y servicios.

#### **4. Resultados y discusión**

Después de realizar las pruebas de raíz unitaria, las series utilizadas evidencian presencia de una tendencia temporal estocástica (series no estacionarias, ver Tabla 2, Anexos), como consecuencia, es necesario analizar el orden de integración de los residuales del sistema estimado para descartar relaciones espurias.<sup>3</sup>

Cabe señalar que la homogeneidad y la simetría son supuestos importantes en la teoría de la demanda, y estos son consistentes con un comportamiento de maximización de la utilidad por parte del consumidor. Por lo mismo, no siempre son tratadas como restricciones verificables sino que se asumen ciertas y, por ende, se imponen en el sistema de demanda (Parikh, 1988). Basándose en este argumento, el modelo se estimó imponiendo dichas restricciones (Nahuelhual, 2005).

---

<sup>3</sup> Las relaciones espurias son relaciones entre variables que estadísticamente parecen estar relacionadas, pero no tienen ninguna conexión en realidad. La relación entre ambas variables se debe al efecto de otra variable encubierta o escondida. Sobre éste tema véase Montero (2007).

La estimación econométrica del modelo se realiza través del Método Generalizado de los Momentos (GMM), por medio del paquete Eviews 6. Los resultados se muestran en la Tabla 1 con las restricciones de homogeneidad y simetría impuestas (Ver Anexos). Seguidamente, por medio de los parámetros estimados del modelo, se procedió a calcular las elasticidades a partir de las ecuaciones (9), (10) y (11).

Como se observa en la Tabla 1, los grupos de Alimentos, Vestuario y Alquileres, presentan una elasticidad al gasto positiva pero inferior a la unidad, lo cual implica que son bienes normales y además inelásticos al gasto, es decir, que estos bienes son necesarios y que su consumo presenta un patrón relativamente estable con respecto al ciclo económico. Por otro lado, la elasticidad al gasto de los grupos de Muebles, Salud, Otros, Ocio, Educación y Transporte, resultaron positivas y mayores a la unidad, lo que indica que éstos son bienes de lujo y que el gasto en este tipo de bienes tiene un comportamiento procíclico.

Respecto a otros trabajos que han estimado las elasticidades de gasto a nivel de los hogares se pueden señalar algunos hechos importantes, en todos ellos la elasticidad de alimentos es menor a la unidad y generalmente alta, lo cual no ocurre con los demás grupos de bienes que se consideran necesarios o de lujo según el país, los resultados obtenidos son similares a los de Londoño y Ramírez (2010) y Khodaparasti (2010) para Alimentos, Alquiler y Vestuario (ver Tabla 5).

**Tabla 1. Elasticidades gasto de la demanda, sistema LA-AIDS**

Alimentos	Vestido	Alquiler	Muebles	Salud	Otros	Ocio	Educación	Transporte
0.87*	0.24*	0.96*	1.21*	1.23*	1.35*	1.36*	1.37*	1.50*
(0.02)	(0.06)	(0.04)	(0.07)	(0.07)	(0.04)	(0.08)	(0.08)	(0.13)
[-6.50]	[-12.66]	[-1.00]	[3.00]	[3.28]	[8.75]	[4.50]	[4.62]	[3.84]

(\*) Significativa al 5%. Entre paréntesis desviación estándar.

Entre llaves estadístico de prueba, valor crítico  $H_o.\eta_i \geq 1$  es -1.645 y  $H_o.\eta_i \leq 1$  es 1.645.

En la Tabla 2 se presentan las elasticidades precio Marshallianas propias, las cuales son consecuentes con la teoría económica ya que son negativas. Estadísticamente, las elasticidades en valor absoluto son inferiores a la unidad, a excepción del Ocio y Transporte, lo que implica que estos bienes son inelásticos, es decir, son necesarios y presentan poca reacción ante un cambio en el precio. La elasticidad en valor absoluto para el grupo del Ocio resultó unitaria, lo que implica que su demanda disminuye proporcionalmente con el precio. Todas las elasticidades propias Marshallianas resultaron estadísticamente significativas con un nivel del 5 por ciento, exceptuando la del grupo de Transporte.

Comparando las elasticidades encontradas en este trabajo con otros realizados, se puede concluir que éstas son algo similares a las encontradas por Londoño y Ramírez (2010) y Lyons et al (2009) en el caso de Francia e Irlanda (ver Tabla 5).

**Tabla 2. Elasticidades precio propias no compensadas de la demanda, sistema LA-AIDS**

Elasticidad Precio Marshalliana			
<b>Alimentos</b>	-0.60*	(0.03)	[13.33]
<b>Vestido</b>	-0.32*	(0.09)	[7.55]
<b>Alquiler</b>	-0.37*	(0.04)	[15.75]
<b>Muebles</b>	-0.45*	(0.11)	[5.00]
<b>Salud</b>	-0.89*	(0.06)	[1.83]
<b>Otros</b>	-0.18*	(0.06)	[13.66]
<b>Ocio</b>	-1.00*	(0.13)	[0.00]
<b>Educación</b>	-0.27*	(0.10)	[7.30]
<b>Transporte</b>	-0.17	(0.61)	[1.36]

(\*) Significativa al 5%. Entre paréntesis desviación estándar  
Entre llaves estadístico de prueba, valor crítico  $H_o: \varepsilon_{ij}^M \leq 1$  es 1.645.

En la Tabla 3 se muestran las elasticidades cruzadas Marshallianas, las cuales se interpretan como la proporción en la que aumenta o disminuye la demanda de un bien cuando varía el precio de otro que está relacionado con el consumo del primero. Las elasticidades que resultan negativas indican que los bienes son complementarios y las positivas indican que los bienes son sustitutos. Se encontró que 38 de las 72 elasticidades cruzadas Marshallianas son estadísticamente significativas con un nivel de significancia del 5 por ciento, además existe una muy cercana simetría, ya que con excepción de cuatro casos, los signos de la elasticidad entre productos cruzados son iguales.

Considerando las diferentes combinaciones, la mayor parte se establecen como bienes complementarios, sin embargo, las elasticidades relevantes son las primeras (elasticidades precio), como sugieren Mdafri y Brorsen (1993). Estos resultados indican que Alimentos se comporta como un bien sustituto respecto a Vestido, Ocio y Transporte, y complementario con los demás grupos

de bienes de la canasta seleccionada. Los demás resultados tienen una interpretación similar.

**Tabla 3. Elasticidades precio cruzadas no compensadas de la demanda, sistema LA-AIDS**

	Alimentos	Vestido	Alquiler	Muebles	Salud	Otros	Ocio	Educación	Transporte
Alimentos		0.05* (0.02)	-0.14* (0.02)	-0.08* (0.01)	-0.06* (0.01)	-0.03 (0.02)	0.02 (0.02)	-0.04* (0.01)	0.01 (0.03)
Vestido	0.41* (0.08)		-0.05 (0.06)	0.00 (0.06)	0.18* (0.04)	-0.15* (0.05)	0.03 (0.05)	-0.18* (0.03)	-0.15 (0.11)
Alquiler	-0.36* (0.04)	-0.11* (0.04)		0.04 (0.03)	-0.06* (0.02)	-0.12* (0.03)	-0.03 (0.03)	0.05* (0.02)	-0.01 (0.07)
Muebles	-0.62* (0.09)	-0.11 (0.10)	0.07 (0.08)		0.06 (0.05)	-0.43* (0.08)	0.08 (0.08)	0.19* (0.05)	0.02 (0.19)
Salud	-0.55* (0.09)	0.27* (0.07)	-0.22* (0.07)	0.06 (0.06)		0.37* (0.07)	0.00 (0.06)	-0.23* (0.04)	-0.03 (0.17)
Otros	-0.27* (0.05)	-0.24* (0.05)	-0.22* (0.04)	-0.22* (0.04)	0.15* (0.03)		-0.14* (0.04)	0.03 (0.03)	-0.27* (0.10)
Ocio	-0.05 (0.13)	-0.04 (0.11)	-0.16 (0.09)	0.09 (0.10)	-0.01 (0.06)	-0.35* (0.10)		0.34* (0.07)	-0.17 (0.24)
Educación	-0.70* (0.14)	-0.74* (0.12)	0.18 (0.09)	0.35* (0.10)	-0.39* (0.07)	0.13 (0.12)	0.53* (0.10)		-0.46 (0.27)
Transporte	-0.19 (0.15)	-0.32* (0.15)	-0.10 (0.16)	0.00 (0.16)	-0.03 (0.12)	-0.40* (0.13)	-0.10 (0.15)	-0.17 (0.11)	

(\*) Significativa al 5%. Entre paréntesis desviación estándar

Dado que las elasticidades Marshallianas no están compensadas por el efecto ingreso asociado a la modificación de los precios, se procedió a calcular las elasticidades Hicksianas, las cuales si compensan este efecto, lo que las hace menos sensibles al precio. Las elasticidades precio Hicksianas en valor absoluto en general son menores que las elasticidades no compensadas (ver Tabla 4), debido a que se está tratando con bienes normales, es decir, el efecto precio y el efecto ingreso actúan en la misma dirección.

En cuanto a las relaciones derivadas de las elasticidades Hicksianas (ver Tabla 4), se encontró que 53 de las 72 elasticidades Hicksianas son estadísticamente significativas con un nivel del 5 por ciento. Todas las combinaciones entre los diferentes bienes son simétricas con respecto al signo, además los coeficientes

de las elasticidades cruzadas no guardan una relación de similitud con las elasticidades Marshallianas debido a que se obtuvo que un mayor número de combinaciones se establecen como bienes sustitutos.

**Tabla 4. Elasticidades precio compensadas de la demanda, sistema LA-AIDS**

	Alimentos	Vestido	Alquiler	Muebles	Salud	Otros	Ocio	Educación	Transporte
Alimentos	-0.28* (0.03)	0.14* (0.02)	0.00 (0.02)	-0.03* (0.01)	-0.01 (0.01)	0.07* (0.02)	0.06* (0.02)	-0.02 (0.01)	0.08* (0.00)
Vestido	0.50* (0.07)	-0.30* (0.09)	-0.01 (0.06)	0.01 (0.06)	0.19* (0.04)	-0.12* (0.05)	0.04 (0.05)	-0.18* (0.03)	-0.13* (0.01)
Alquiler	-0.01 (0.04)	-0.01 (0.04)	-0.22* (0.05)	0.09* (0.03)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.03)	0.01 (0.03)	0.07* (0.02)	0.07* (0.01)
Muebles	-0.18* (0.09)	0.02 (0.10)	0.26* (0.08)	-0.38* (0.11)	0.12* (0.05)	-0.29* (0.08)	0.13 (0.08)	0.22* (0.05)	0.11* (0.04)
Salud	-0.10 (0.09)	0.39* (0.07)	-0.03 (0.07)	0.13* (0.06)	-0.83* (0.06)	0.51* (0.07)	0.05 (0.06)	-0.19* (0.04)	0.07* (0.03)
Otros	0.23* (0.05)	-0.11* (0.05)	-0.01 (0.04)	-0.14* (0.04)	0.22* (0.03)	-0.03 (0.06)	-0.08 (0.04)	0.07* (0.03)	-0.16* (0.01)
Ocio	0.44* (0.13)	0.09 (0.11)	0.05 (0.08)	0.17 (0.10)	0.06 (0.06)	-0.19 (0.10)	-0.94* (0.13)	0.38* (0.07)	-0.06 (0.05)
Educación	-0.20 (0.14)	-0.60* (0.12)	0.39* (0.09)	0.43* (0.10)	-0.32* (0.07)	0.29* (0.12)	0.60* (0.10)	-0.23* (0.10)	-0.35* (0.07)
Transporte	0.35* (0.02)	-0.17* (0.02)	0.14* (0.02)	0.08* (0.02)	0.04* (0.01)	-0.23* (0.02)	-0.04 (0.02)	-0.13* (0.01)	-0.05 (0.06)

(\*) Significativa al 5%. Entre paréntesis desviación estándar

En la Tabla 5 se muestra un resumen de las elasticidades gasto y precio calculadas a partir de un sistema AIDS en diferentes estudios.

**Tabla 5. Tabla comparativa por tipo de elasticidad, país y autor para los diferentes grupos de gasto.**

Autor	País	Elast.	Comida	Alquiler	Otros	Vestuario	Transporte	Ocio	Educación	Salud	Muebles
Ogura (2004)	Japón	Precio	-0.96	-0.87	-1.04	-2.32					
		Gasto	0.81	1.12	1.00	2.63					
Alpay y Koc (2002)	Turquía	Precio	-0.71	-0.74	-0.84	-0.98	-0.25	-0.40	-1.24	-1.34	-0.84
		Gasto	0.56	0.87	1.52	1.20	1.94	1.70	1.94	0.74	1.64
Khodaparasti (2010)	Irán	Precio	-0.31	-0.94	-0.58	-0.50					
		Gasto	0.89	0.99	1.14	0.82					
Lyons et al (2009)	Austria	Precio	-0.38	-0.78	-0.97	-1.42	-0.64	-0.74			
		Gasto	0.33	1.09	1.64	0.07	1.06	1.23			
	Francia	Precio	-0.41	-0.46	-0.39	-0.63	-0.14	-1.08			
		Gasto	0.64	1.09	1.20	0.34	1.14	1.14			
	Grecia	Precio	0.01	-1.15	-0.89	-1.00	-0.58	-0.84			
		Gasto	0.57	0.94	1.74	0.74	0.45	1.45			
	Italia	Precio	-0.14	-0.71	-0.98	-2.20	-0.75	-0.86			
		Gasto	0.38	1.20	1.30	1.46	1.20	0.84			
	Irlanda	Precio	-0.71	-0.85	-0.66	-0.86	-0.38	-0.50			
		Gasto	0.63	1.04	1.56	0.82	1.08	0.93			
	Australia	Precio	-0.53	-0.80	-1.02	-0.39	-1.13	-0.20			
		Gasto	0.71	1.26	1.15	0.19	0.89	1.04			
	Inglaterra	Precio	0.17	-0.09	-1.37	-0.75	-0.54	-1.53			
		Gasto	0.18	0.69	2.15	0.62	1.19	1.00			
	EEUU	Precio	0.11	0.09	-0.41	-0.57	-1.18	-0.50			
		Gasto	0.28	1.64	0.93	1.08	0.91	1.18			
Cortés y Pérez (2010)	Colombia	Precio	-1.64	-1.67	-0.99	-0.36	-0.52		-0.51	-1.54	
		Gasto	0.78	0.81	1.46	1.03	1.20		1.36	1.02	
Londoño Y Ramírez (2010)	Colombia	Precio	-0.53	-0.44	-0.27	-0.28	-0.27	-0.18	-0.23	-0.90	-0.37
		Gasto	0.84	0.90	1.39	0.32	1.50	1.44	1.38	1.24	1.23

## 5. Conclusiones

Este trabajo tuvo como objetivo estimar un sistema de demanda para nueve categorías de gasto de los hogares colombianos y calcular las elasticidades de gasto y precio. El análisis se circunscribió al período 1968-2007 buscando capturar los cambios en los patrones de gasto en las últimas décadas de acuerdo con los últimos datos disponibles.

La metodología utilizada, una aproximación lineal del modelo casi ideal de demanda, encuentra pocos antecedentes de su aplicación en la economía colombiana para analizar el gasto agregado del agente representativo, y

generalmente se aplica en estudios empíricos al interior de una sola categoría de gasto. En cuanto al procedimiento de estimación, el trabajo usa el método Generalizado de los Momentos (GMM) para controlar problemas de autocorrelación y heterocedasticidad, derivados de las series disponibles, y así lograr un sistema consistente y robusto en su matriz de varianzas y covarianzas, imponiendo restricciones de homogeneidad y simetría con el fin de garantizar los supuestos que impone la teoría microeconómica.

En el modelo se controla la existencia de relaciones espurias implementando el test de raíz unitaria ADF (Dickey-Fuller Aumentado) sobre los residuales de cada tipo de gasto con los valores críticos calculados por Phillips-Ouliaris (1990) (ver Tabla 2, Anexos), concluyendo que se trata de un modelo cointegrado y por tanto válido.

Los resultados obtenidos empleando el Índice de Laspeyres, muestran que 50 de los 88 estimadores son estadísticamente significativos con un nivel del 5 por ciento, además el  $R^2$  de las ecuaciones es bastante alto con excepción de la ecuación de muebles (ver Tabla 1, Anexos).

En cuanto a las elasticidades, los signos y la significancia estadística responden en general a lo esperado a priori, dado el conocimiento empírico de los patrones de gasto de los colombianos. Los valores absolutos de los coeficientes muestran una mayor similitud con otros trabajos hechos en el país en el caso de las elasticidades gasto.

En cuanto a las elasticidades gasto, todas resultaron ser estadísticamente significativas, y permiten concluir que los grupos de Alimentos, Vestuario y Alquileres, son normales pero inelásticos al gasto, es decir, son bienes necesarios. Por otra parte, Muebles, Salud, Transporte, Ocio, Educación y Otros son bienes de lujo.

Frente a las elasticidades propias Marshallianas se encontró que todos los bienes que integran la canasta en estudio son inelásticos, es decir, son considerados necesarios y presentan poca reacción ante un cambio en los precios. No obstante, el gasto en Transporte resultó no estadísticamente significativo con un nivel de significancia del 5 por ciento. Este resultado diverge del estudio realizado para Colombia por Cortés y Pérez (2010) en el que se concluye que los grupos de Alimento, Alquiler y Salud son elásticos.

Según las elasticidades Hicksianas propias y cruzadas, se ratifica que todos los bienes que conforman la canasta de consumo son inelásticos, y los valores obtenidos en valor absoluto son menores que elasticidades Marshallianas, lo cual implica que por tratarse de bienes normales, el efecto precio y el efecto ingreso se refuerzan.

Para terminar, los resultados mostrados en este artículo no deben considerarse finales, por las limitaciones del ejercicio realizado, en cuanto al tamaño muestral y el sesgo de agregación, sin embargo constituyen una fuente valiosa de información para la caracterización de los patrones de gasto para Colombia.

## 6. Bibliografía

Alpay, S. y Koc, A., (2002). "Household Demand in Turkey: An Application of Almost Ideal Demand System with Spatial Cost Index". Departmental Working Papers 0008, Bilkent University, Department of Economics (Turquía).

Casella, G. y Berger, R., (2002). *Statistical Inference* 2<sup>nd</sup> ed. Thomson Learning (Estados Unidos)

Chang, H.S. y Nguyen, C., (2002). "Elasticity of demand for Australian cotton in Japan". *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 46, No 1, pp. 99-113.

Cortés, D. y Pérez, J.E., (2010). "El consumo de los hogares colombianos, 2006-2007: Estimación de sistemas de demanda". Documentos de Trabajo, Universidad del Rosario – Facultad de Economía (Colombia).

Deaton, A. y Muellbauer, J., (1980). "An almost ideal demand system". *The American Economic Review*. Vol. 70, No. 3, pp. 312-326.

Diaz, J.C., (1997). "La teoría de los índices de precios". *Cuadernos de Estudios Empresariales*. No. 7, pp. 71-88.

Edgerton, D.L., Assarsson, B., Hummelose, A., Laurila, I.P., Rickertsen, K., y Vale, P.H., (1996). "The econometrics of demand systems with applications to food demand in the Nordic countries". Kluwer Academic Publishers (Londres).

Engle, R. y Granger, C., (1987). "Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing". *Econometría*. Vol. 55, No 2, pp.251-276.

Galvis, L.A., (2000). "La demanda de carnes en Colombia: Un análisis econométrico". Documentos de Trabajo sobre Economía Regional No 13, Banco de la República (Colombia).

Khodaparasti, R.B., (2010). "Estimating an ecm-aids model for urban-area's household expenditure: The case of Iran". *Virgil Madgearu Review of Economic Studies and Research*, Vol. 3, No 2, pp. 129.

Lee, J., Brown, M. y Seale Jr., J., (1994). "Model Choice in Consumer Analysis: Taiwan, 1970-1989". *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 76, No. 3, pp. 504-512.

Lewbel, A. y Pendakur, K., (2009). "Tricks with Hicks: The EASI Demand System". *American Economic Review, American Economic Association*, Vol. 99, No 3, pp. 827-863.

Londoño, D. y Ramírez, J. (2010). "Aplicación de un sistema casi ideal de demanda para el gasto en Colombia en el periodo 1968-2007". Tesis de grado, Universidad EAFIT – Departamento de economía (Colombia).

Lyons, S., Mayor, K. y Tol, R., (2009). "Convergence of consumption patterns during macroeconomic transition: A model of demand in Ireland and the OECD". *Economic Modelling*, Vol. 26, No 3, pp. 702-714.

Mdrafi, A. y Brorsen, B.W., (1993). "Demand for red meat, poultry and fish in Morocco: An almost ideal demand system". *Agricultural Economics, Blackwell*, Vol. 9, No 2, pp. 155-163 (Amsterdam)

Michelini, C., (1999). "New Zealand household consumption patterns 1983-1992: An application of the Almost Ideal Demand System". *New Zealand Economic Papers*, Vol. 33, No 2, pp. 15-26.

Montero, R., (2007). "Variables no estacionarias y cointegración". Universidad de Granada, España. Disponible en:  
<http://www.ugr.es/~montero/matematicas/cointegracion.pdf>

Moschini, G., (1995). "Units of measurement and the stone index in demand system estimation". *American Journal of Agriculture Economic*. Vol. 77, No 1, pp. 63-68.

Nahuelhual, L., (2005). "Demanda por importaciones de uva de mesa chilena en el mercado de Estados Unidos". *Agricultura Técnica*, Vol. 65, No 1, pp. 79-89.

Ogura, M., (2004). "Estimating a Demand System in the AIDS Model: The Case of Japan". Graduate School of Economics, Econometrics Workshop, Kobe University (Japón).

Parikh, A., (1988). "An Econometric Study on Estimation of Trade Shares Using the Almost Ideal Demand System in the World Link". *Applied Economics, Taylor and Francis Journals*, Vol. 20, No 8, pp. 1017-1039.

Phillips, P. y Ouliaris, S., (1990). "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration". *Econometrica, Econometric Society*, Vol. 58, No 1, pp. 165-193.

Rossini, G. y Depetris Guiguet, E., (2008). "Demanda de alimentos en la región pampeana argentina en la década de 1990: una aplicación del modelo LA-AIDS". *Agroalimentaria*, No 27, pp. 55-65 (Argentina).

Stone, J.R., (1953). "The Measurement of Consumer's Expenditure and Behavior in the United Kingdom, 1920-1938". Cambridge University Press Vol. 1 (Inglaterra).

Thompson, W., (2004). "Using Elasticities From an Almost Ideal Demand System? Watch Out for Group Expenditure". *American Journal Economic*, Vol. 86, No4, pp. 1108-1116.

Tridimas, G., (2000). "The analysis of consumer demand in Greece. Model selection and dynamic specification". *Economic Modelling, Elsevier*, Vol. 17, No 4, pp. 455-471.

## Anexos

**Tabla 1. Resultados de la estimación del sistema LA-AIDS de largo plazo por GMM**

	Constante	Alimentos	Vestido	Alquiler	Muebles	Salud	Otros	Ocio	Educación	Gasto dummy**	R <sup>2</sup>	
<b>Alimentos</b>	0.61* (0.04)	0.13* (0.02)	0.01 (0.01)	-0.06* (0.01)	-0.03* (0.00)	-0.02* (0.00)	-0.02 (0.01)	0.00 (0.01)	-0.02* (0.01)	-0.05* (0.01)	0.00 (0.00)	0.97
<b>Vestido</b>	0.48* (0.05)		0.06* (0.01)	-0.02* (0.01)	0.00 (0.01)	0.01* (0.00)	-0.02* (0.01)	0.00 (0.01)	-0.02* (0.01)	-0.08* (0.01)	0.01* (0.00)	0.98
<b>Alquiler</b>	0.18* (0.05)			0.10* (0.01)	0.01 (0.01)	-0.01* (0.00)	-0.02* (0.01)	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.00 (0.00)	0.81
<b>Muebles</b>	0.00 (0.03)				0.03* (0.01)	0.00 (0.00)	-0.02* (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01* (0.01)	-0.01* (0.00)	0.26
<b>Salud</b>	-0.01 (0.02)					0.01 (0.00)	0.02* (0.00)	0.00 (0.00)	-0.01* (0.00)	0.01* (0.00)	0.00 (0.00)	0.71
<b>Otros</b>	-0.07* (0.03)						0.10* (0.01)	-0.01 (0.01)	0.01 (0.00)	0.04* (0.01)	-0.01* (0.00)	0.99
<b>Ocio</b>	-0.04 (0.03)							0.00 (0.01)	0.02* (0.01)	0.02* (0.01)	-0.01* (0.00)	0.75
<b>Educación</b>	-0.02 (0.01)								0.02* (0.00)	0.01* (0.00)	0.01* (0.00)	0.98

Entre paréntesis Desviación Estándar

\* Significativo al 5%

\*\* Dummy que captura los fuertes cambios en las participaciones del gasto a partir de la segunda mitad en la década de los 90's, especialmente en Educación.

Fuente: Cálculos propios

**Tabla 2. Prueba de raíz unitaria para cada tipo de gasto: Dickey-Fuller Aumentado, Colombia 1968-2007.**

Variable	P-value
Logaritmo de la relación precio de Alimentos, bebidas y tabaco - precio del transporte	0.88
Logaritmo de la relación precio de Vestuario y calzado - precio del transporte	0.90
Logaritmo de la relación precio de Alquileres brutos, combustibles y energía eléctrica - precio del transporte	0.87
Logaritmo de la relación precio de Muebles, accesorios, enseres domésticos - precio del transporte	0.75
Logaritmo de la relación precio de Gastos en cuidados médicos - precio del transporte	0.64
Logaritmo de la relación precio de Esparcimiento, diversiones y servicios culturales - precio del transporte	0.51
Logaritmo de la relación precio de Educación - precio del transporte	0.88
Logaritmo de la relación precio de Otros - precio del transporte	0.74
Diferencia del logaritmo de la relación precio de Alimentos, bebidas y tabaco - precio del transporte	0.00
Diferencia del logaritmo de la relación precio de Vestuario y calzado - precio del transporte	0.00
Diferencia del logaritmo de la relación precio de Alquileres brutos, combustibles y energía eléctrica - precio del transporte	0.01
Diferencia del logaritmo de la relación precio de Muebles, accesorios, enseres domésticos - precio del transporte	0.00
Diferencia del logaritmo de la relación precio de Gastos en cuidados médicos - precio del transporte	0.00
Diferencia del logaritmo de la relación precio de Esparcimiento, diversiones y servicios culturales - precio del transporte	0.00
Diferencia del logaritmo de la relación precio de Educación - precio del transporte	0.00
Diferencia del logaritmo de la relación precio de Otros - precio del transporte	0.01
Participación de Alimentos, bebidas y tabaco en el consumo total	0.88
Participación de Vestuario y calzado en el consumo total	0.93
Participación de Alquileres brutos, combustibles y energía eléctrica en el consumo total	0.82
Participación de Muebles, accesorios, enseres domésticos en el consumo total	0.22
Participación de Gastos en cuidados médicos en el consumo total	0.27
Participación de transporte en el consumo total	1.00
Participación de Esparcimiento, diversiones y servicios culturales en el consumo total	0.45
Participación de Educación en el consumo total	0.76
Participación de Otros en el consumo total	0.89
Diferencia de la participación de Alimentos, bebidas y tabaco en el consumo total	0.00
Diferencia de la participación de Vestuario y calzado en el consumo total	0.05
Diferencia de la participación de Alquileres brutos, combustibles y energía eléctrica en el consumo total	0.00
Diferencia de la participación de Muebles, accesorios, enseres domésticos en el consumo total	0.00
Diferencia de la participación de Gastos en cuidados médicos en el consumo total	0.00
Diferencia de la participación de transporte en el consumo total	0.00
Diferencia de la participación de Esparcimiento, diversiones y servicios culturales en el consumo total	0.00
Diferencia de la participación de Educación en el consumo total	0.01
Diferencia de la participación de Otros en el consumo total	0.02
Gasto	0.95
Diferencia del gasto	0.01

H<sub>0</sub>: Existencia de raíces unitarias

Fuente: Cálculos propios.

**Tabla 3. Prueba de Cointegración para cada tipo de gasto. Colombia, 1968-2007.**

Variable	Valor Crítico	Valor estadístico
Residuales ecuación demanda Alimentos, bebidas y tabaco	-2.67	-4.67
Residuales ecuación demanda Vestuario y calzado	-2.67	-5.17
Residuales ecuación demanda Alquileres brutos, combustibles y energía eléctrica	-2.67	-3.09
Residuales ecuación demanda Muebles, accesorios, enseres domésticos	-2.67	-3.20
Residuales ecuación demanda Gastos en cuidados médicos	-2.67	-4.35
Residuales ecuación demanda Transporte	-2.67	-4.08
Residuales ecuación demanda Esparcimiento, diversiones y servicios culturales	-2.67	-3.52
Residuales ecuación demanda Educación	-2.67	-5.34

H<sub>0</sub>: Existencia de raíces unitarias

Test equation:  $\Delta z_t = \alpha_0 z_{t-1} + \alpha_1 \Delta z_{t-1} + e_t$ ; H<sub>0</sub>:  $\alpha_0 = 0$ / Critical value (Phillips y Ouliaris, 1990): -2.67 (5%)

Fuente: Cálculos propios,