



EL COLEGIO DE MÉXICO

CENTRO DE ESTUDIOS ECONÓMICOS

MAESTRÍA EN ECONOMÍA

TRABAJO DE INVESTIGACIÓN PARA OBTENER EL GRADO DE
MAESTRO EN ECONOMÍA

IMPACTO DE UNA REFORMA FISCAL EN MÉXICO.

UNA ESTIMACIÓN CON BASE EN SISTEMAS DE DEMANDA

RAYMUNDO MIGUEL CAMPOS VÁZQUEZ

PROMOCIÓN 2000-2002

ASESOR:

DR. CARLOS MANUEL URZÚA MACÍAS

JULIO DE 2002



AGRADECIMIENTOS

No pienso en otra persona a quien tenga que agradecer mas que en mi madre. Mamá, muchas gracias por el apoyo que me has brindado toda mi vida y por ser el ejemplo a seguir de todos tus hijos.

Agradezco el tiempo valioso que me dedicó mi asesor, el Dr. Carlos Urzúa, ya que aún con sus múltiples ocupaciones supo hacerme un espacio para que pudiéramos discutir y platicar. Asimismo, agradezco al Dr. Gerardo Esquivel la asesoría brindada en la elaboración de esta tesis, así como por todo el tiempo dedicado para adoptar a un “hijo perdido” más.

Por último, y no por eso menos importante, agradezco al Dr. Luis Felipe López Calva el que me haya facilitado su oficina y equipo de cómputo para la realización de este trabajo, y también a Cristina Rodríguez la excelente asesoría y ayuda tanto en el manejo del paquete computacional como en el manejo de la base de datos. Muchas gracias. Sin la ayuda de ustedes esta tesis no se hubiera finalizado para este momento.

Finalmente, quisiera agradecer a todos mis compañeros y amigos. Ustedes fueron clave para poder realizar y terminar esta tesis. Le agradezco a Dios haberme dado la oportunidad de poder coincidir con ustedes en esta etapa de mi vida.

RESUMEN

El presente estudio se enfoca en la estimación de un sistema de demanda para los siguientes bienes: (1) Alimentos, (2) Prendas de Vestir, Cristalería, Utensilios Domésticos y Alimentos Procesados, (3) Bebidas Alcohólicas y Tabaco, (4) Medicinas, y (5) Educación, con el objetivo de medir el impacto distributivo de dos reformas hipotéticas en el Impuesto al Valor Agregado en esos bienes. La estimación incluye variables sociodemográficas, precios y gasto para cada hogar.

Se realiza una aplicación del modelo de Banks et al. (1997) para el caso de México. Las elasticidades ingreso obtenidas mediante esta forma indican que los alimentos, las prendas de vestir, cristalería, utensilios domésticos y alimentos procesados, y las bebidas alcohólicas y tabaco son un bien normal necesario, mientras que las medicinas y la educación son un bien de lujo. Las elasticidades propio precio compensadas son negativas para todos los bienes, tal y como lo propone la teoría. Para analizar cómo cambian estas elasticidades conforme aumenta el gasto de los hogares, se presenta su valor por decil de gasto, y se encuentra que los alimentos son un bien inferior a bajos niveles de gasto, mientras que las medicinas y la educación son bienes más de lujo para los deciles bajos que para los altos.

El análisis de bienestar se realiza con dos reformas fiscales hipotéticas: (1) Una generalización del Impuesto al Valor Agregado (IVA) a una tasa de 15%, y (2) Una reducción de la tasa general del IVA a 10% y su generalización a todos los bienes. En ambas reformas los resultados indican que los deciles más bajos son los que pierden un mayor porcentaje de su ingreso equivalente. En la primera reforma todos los deciles se ven afectados, mientras que en la segunda el último decil se ve beneficiado por la reforma. También se presentan resultados con respecto a las variables sociodemográficas, y estos muestran que el efecto negativo sobre el bienestar es mayor en los hogares que se encuentran en el sector urbano o que tienen un menor número de miembros, así como en hogares donde el jefe del hogar es mujer, con poca educación o es de edad avanzada.

INDICE

<i>Tema</i>	<i>Página</i>
I. Introducción	1
II. Revisión de la Literatura	2
III. Descripción de los Datos	5
a. Variables Sociodemográficas	6
b. Bienes	9
c. Precios	14
IV. Metodología	15
a. Modelo Econométrico	15
b. Estimación del Ingreso Equivalente	19
V. Resultados	22
a. Sistema de Demanda	22
b. Elasticidades	25
c. Impacto Distributivo de Dos Reformas Fiscales	30
VI. Conclusiones	37
Referencias	40
Apéndice A. Estimaciones de los Modelos QUAIDS mediante 3NLS y GMM, y el Modelo AIDS mediante 3NLS	43
Apéndice B. Elasticidades para el Modelo QUAIDS mediante GMM y para el modelo AIDS mediante 3NLS	46

I. Introducción

Llevar a cabo una reforma fiscal sin conocimiento sobre a qué grupos en específico afecta puede llevar a una mayor desigualdad en el ingreso. Es de suma importancia realizar un análisis similar al que propuso King (1983) para analizar los efectos distributivos por una reforma impositiva, de tal forma que las personas con ingreso más bajo puedan ser compensadas por el efecto que pudiera tener la reforma sobre sus ingresos.

El presente estudio se enfoca en la estimación de un sistema de demanda para los siguientes bienes agregados: (1) Alimentos, (2) Prendas de Vestir, Cristalería, Utensilios Domésticos y Alimentos Procesados, (3) Bebidas Alcohólicas y Tabaco, (4) Medicinas, y (5) Educación, con el objetivo de medir el impacto distributivo de dos reformas hipotéticas en el Impuesto al Valor Agregado en esos bienes. La estimación incluye variables sociodemográficas, precios y gasto para cada hogar.

Se realiza una aplicación del modelo de Banks et al. (1997) para el caso de México, y se comparan los resultados con los obtenidos por Urzúa (2001). Los resultados obtenidos indican que las variables sociodemográficas son indispensables en la estimación de sistemas de demanda. Las elasticidades ingreso obtenidas mediante esta forma indican que los alimentos, las prendas de vestir, cristalería, utensilios domésticos y alimentos procesados, y las bebidas alcohólicas y tabaco son un bien normal necesario, mientras que las medicinas y la educación son un bien de lujo. Mientras que Urzúa obtiene que los alimentos y medicinas son normales necesarios, y las bebidas alcohólicas y tabaco, y los alimentos procesados son bienes de lujo. Las elasticidades precio compensadas son negativas para todos los bienes, tal y como lo propone la teoría. Para analizar cómo cambian estas elasticidades conforme aumenta el gasto de los hogares, se presenta su valor por decil de gasto, y se encuentra que los alimentos son un bien inferior a bajos niveles de gasto, mientras que las medicinas y la educación son bienes más de lujo para los deciles bajos que para los altos.

El análisis de bienestar se realiza con dos reformas fiscales hipotéticas: (1) Una generalización del Impuesto al Valor Agregado (IVA) a una tasa de 15%, y (2) Una

reducción de la tasa general del IVA a 10% y su generalización a todos los bienes. En ambas reformas los resultados indican que los deciles más bajos son los que pierden un mayor porcentaje de su ingreso equivalente. En la primera reforma todos los deciles se ven afectados, mientras que en la segunda el último decil se ve beneficiado por la reforma. También se presentan resultados con respecto a las variables sociodemográficas, y estos muestran que el efecto negativo sobre el bienestar es mayor en los hogares que se encuentran en el sector urbano o que tienen un menor número de miembros, así como en hogares donde el jefe del hogar es mujer, con poca educación o es de edad avanzada.

El trabajo se encuentra dividido de la siguiente forma: en la sección II se hace una breve revisión de la literatura, en donde se mencionan y explican los artículos más relevantes para la obtención de sistemas de demanda, así como el análisis de los impactos distributivos de una reforma impositiva. En la sección III, se realiza una descripción de los datos y variables que se utilizan en las estimaciones: variables sociodemográficas, bienes y precios. En la sección IV se presenta el modelo econométrico a estimar y se deriva la función de ingreso equivalente para poder medir cambios en bienestar. En la sección V se presentan los resultados de la estimación del modelo econométrico, se analizan las elasticidades ingreso, propio precio y precio cruzada para los bienes analizados, y se presentan los resultados sobre los efectos distributivos de dos reformas impositivas hipotéticas. Finalmente, en la sección VI se presentan las conclusiones del trabajo.

II. Revisión de la Literatura

La presente investigación se enfoca en la estimación de impactos distributivos en el gasto de los hogares como consecuencia de dos reformas fiscales hipotéticas en México. En el pasado se han utilizado distintas metodologías para estimar dichos impactos. Por ejemplo, Dávila y Levy (2000) estiman tales impactos mediante compensaciones a la Slutsky, mientras que por otro lado, Urzúa (2001) lo hace mediante la estimación de sistemas de demanda. El presente estudio toma este último enfoque, por lo que en esta sección se hace una revisión de la literatura sobre las estimaciones de sistemas de demanda y de su aplicación para el análisis de reformas tributarias.

El área de análisis de demanda es tan extensiva que un pequeño apartado como éste no puede abarcarla por completo, de tal manera que en esta sección nos enfocaremos en algunas referencias clásicas en la materia, así como algunos artículos que puedan ayudar a una mejor comprensión de la presente investigación. Para los lectores que deseen indagar sobre este tema, pueden consultar libros que por entero tratan el análisis de demanda como el de Deaton y Muellbauer (1980a) y Pollak y Wales (1992), así como algunos artículos que tratan detalladamente este tema, tales como Blundell (1988), Clements et al. (1996), Deaton (1986) y Lewbel (1997).

Existen dos referencias básicas para el análisis del impacto distributivo de reformas fiscales mediante la estimación de sistemas de demanda. La primera de ellas es el artículo de Deaton y Muellbauer (1980b), en el cual se desarrolla un modelo para la estimación de sistemas de demanda. Este modelo es muy utilizado actualmente y es preferido a sus antecesores¹ debido, entre otras razones, a que: (1) Permite respuestas de precios flexibles, (2) Las curvas de Engel son lineales en el logaritmo natural del gasto y, por tanto, no lineales en el gasto y, (3) Es posible recuperar la función de gasto, lo que es muy importante cuando se estudia el impacto de reformas fiscales para medir el bienestar de los hogares.²

El segundo artículo es el de King (1983), donde se propone una metodología para evaluar reformas fiscales usando microdatos. Sus estimaciones se basan en la función de ingreso equivalente, o función de utilidad indirecta de dinero métrica, con la cual puede obtenerse la distribución de ganancias y pérdidas de un cambio en la política impositiva por decil de ingreso, por área geográfica o por algún tipo de variable sociodemográfica.

Varios autores han utilizado estos dos artículos para evaluar distintas reformas fiscales utilizando datos de encuestas de gasto de los hogares. Por ejemplo, Baker et al. (1990) analiza para el caso del Reino Unido las consecuencias en el gasto y bienestar de los

¹ El sistema de gasto lineal de Stone (1954) y el translog de Christensen et al. (1975) son los modelos que se utilizaban anteriormente para estimar sistemas de demanda.

² Deaton y Muellbauer (1980a, 1980b), y Labeaga y López (1993).

hogares y en la recaudación gubernamental de un cambio en los impuestos indirectos. En dicho trabajo se utiliza el Sistema de Demanda Lineal Casi Ideal (AIDS, por sus siglas en inglés) de Deaton y Muellbauer (1980b) con una ligera modificación, la cual incluye un efecto cuadrático en el gasto.³ En este trabajo se permite que la estimación del sistema de demanda dependa de características de los hogares como edad del jefe del hogar, número de hijos, región y tipo de empleo.

Labeaga y López (1993) analizan el caso de España. Estos autores estiman las demandas por medio del AIDS extendido en su versión lineal, incluyen variables sociodemográficas (número de hijos, número de personas que contribuyen con ingresos al hogar, edad y empleo del jefe del hogar, y si el jefe del hogar es trabajador calificado) y simulan el impacto de dos reformas impositivas hipotéticas sobre el bienestar de los hogares y sobre la recaudación del gobierno. Concluyen que ninguna de las reformas muestra un sesgo hacia la regresividad o progresividad en términos del pago de impuestos como porcentaje del gasto total.

Baccouche y Laisney (1990) analizan seis reformas fiscales hipotéticas en Francia. En sus estimaciones estos autores utilizan variables sociodemográficas (edad y empleo del jefe del hogar, tamaño del hogar, si el hogar está en zona rural o urbana) pero, a diferencia de los otros artículos, ellos utilizan el modelo de gasto lineal de Stone. Además de obtener el impacto distributivo de las reformas, evalúan su impacto social y concluyen que ciertas reformas incrementan la desigualdad mientras que otras la disminuyen.

Urzúa (2001) analiza la reforma fiscal que hubo en México en 1996 y 1998. Con datos de 1994, Urzúa estima el AIDS en su versión no lineal por el Método Generalizado de Momentos (GMM, por sus siglas en inglés) para un sistema de demanda de 4 bienes agregados: alimentos, medicinas, bebidas alcohólicas y tabaco, y ropa, calzado y comida procesada. En el estudio no se incluyen variables sociodemográficas. Urzúa estima el impacto distributivo de la reforma y concluye que los últimos deciles de ingreso de la población fueron los más afectados. Asimismo calcula el impacto social de la reforma y

³ A este tipo de modelo le llaman el AIDS extendido

encuentra que las pérdidas sociales son menores mientras más aversa a la desigualdad sea la sociedad.

Como se ha visto, algunos artículos incluyen un término cuadrático al modelo de Deaton y Muellbauer original, sugiriendo que las curvas de Engel son no lineales. Banks et al. (1997) desarrollaron un modelo que incluyera un término cuadrático en el gasto, pero este efecto tenía que ser dependiente en los precios. Los autores muestran que de seguir estimando el AIDS original se subestiman los efectos de una reforma impositiva para todos los deciles de ingreso excepto para los primeros y los últimos donde se sobrestima el impacto.

He aquí la importancia de esta investigación, pues la metodología propuesta por Banks et al. (1997) no ha sido utilizada para el caso de México. Por lo que es posible una comparación entre las elasticidades de este modelo (junto con variables sociodemográficas) y las obtenidas por Urzúa (2001) y así obtener una medida más precisa de la distribución de cambios en el bienestar que ocurriría como resultado de una reforma impositiva.⁴

III. Descripción de los Datos

Los datos a considerar son los de la Encuesta Nacional de Ingreso-Gasto de los Hogares (ENIGH) del 2000. Esta encuesta se realiza en el tercer trimestre del año en cuestión, consiste en 10,108 hogares y provee información detallada sobre la composición de gasto del hogar y los precios que enfrenta, ingreso después de impuestos, contribuciones a la seguridad social, gastos de capital y variables demográficas.

La ENIGH está dividida en cinco tablas: Hogares, Población, Gasto, Ingreso y Erogaciones. Cada una de ellas contiene distintas variables y están unidas por un número de folio, el cual es el identificador del hogar. Los datos sobre variables sociodemográficas se

⁴ Es importante notar que en este trabajo se hacen tres modificaciones al trabajo de Urzúa (2001): (1) Se incluyen efectos cuadráticos, (2) Se incluyen variables sociodemográficas, y (3) El año de estudio cambia de 1994 a 2000. Para conocer qué factor en específico afecta los resultados es necesario realizar un análisis dinámico que incluya el periodo y las modificaciones en cuestión.

pueden encontrar en las tablas de Hogares y de Población, mientras que los datos de gasto y de ingreso en sus correspondientes tablas.

a. Variables Sociodemográficas

Las variables sociodemográficas analizadas en este artículo son: localización y número de miembros para el hogar, y educación, sexo y edad para el jefe del hogar. Se utilizan estas variables debido a su importancia en la estimación de sistemas de demanda. Por ejemplo, Heien et al. (1986) utilizan para su estudio variables tales como localización, edad, nivel educativo y sector donde trabaja el jefe del hogar; Labeaga y López (1993) utilizan información sobre el número de niños y número de miembros en el hogar, así como la edad del jefe del hogar. Finalmente, McKenzie (2001a) usa nivel educativo, localización, sexo, edad, e industria donde labora el jefe del hogar, así como el número de niños en el hogar.

A continuación se explica cómo se definieron las variables utilizadas. La variable localización se creó mediante la variable Estrato que se encuentra en la tabla de Hogares de la ENIGH. El sector urbano se definió como poblaciones mayores a los 2,500 habitantes, mientras que el sector rural a las menores de ese número. La variable Número de Miembros se obtuvo de la variable *Tot_Resi* que se encuentra en la tabla de Hogares. Las variables Sexo, Edad y Nivel Educativo se obtuvieron de la tabla de Población, éste último se creó mediante la variable *Ed_Formal* de la siguiente forma: las personas que contestaron que no han recibido ni un grado de educación y que no contestaron esta pregunta fueron consideradas como Sin Educación.⁵ Las personas que contestaron que recibieron al menos un grado de educación primaria hasta primaria terminada, fueron clasificadas como personas con Primaria, y así sucesivamente con los siguientes niveles educativos hasta nivel Superior.

La tabla 1 presenta la probabilidad condicional de que el hogar pertenezca a una variable dado que pertenece a otra, es decir, las variables que se encuentran en los renglones miden la probabilidad de esa variable dado que pertenece a un grupo de la variable en columnas. de esta manera las probabilidades para los grupos pertenecientes

⁵ Se considera así para facilitar el proceso de cálculo, además de que el porcentaje que no contestó esa pregunta es mínimo, solo el 2.66% de la muestra total.

suman uno. Por ejemplo, el 10.81% perteneciente al lugar (*Sin Educación, Urbano*) representa la probabilidad condicional de que el jefe del hogar no tenga educación dado que pertenece al sector urbano, y la suma de las probabilidades de los grupos de la variable Educación dado que el hogar está en el sector urbano suman uno, como se puede observar.

La tabla 1 muestra relaciones interesantes para las variables sociodemográficas antes mencionadas. La probabilidad de que el jefe de hogar tenga nivel primaria es mayor cuando se condiciona a que el hogar esté en sector rural a que esté en el sector urbano (56.81% frente a un 39.99%). Asimismo, la probabilidad de que el jefe de hogar sea una mujer cuando se condiciona a que el hogar esté en el sector urbano es de 20.95% mientras que si se condiciona a que esté en el sector rural disminuye a 14%. Por otro lado, cuando se condiciona al hogar por variables educativas los resultados son relevantes: la probabilidad de pertenecer al sector urbano cuando el jefe de hogar tiene educación superior es de 95.35%, mientras que la probabilidad de que el hogar sea rural dado que el jefe del hogar no tiene educación es de 55.86%. De la misma forma, contrasta la probabilidad de que el número de miembros sea mayor a ocho cuando el jefe del hogar tiene educación superior a cuando no tiene ningún nivel educativo, de un bajo 0.51% frente a un 5.83%.

Estos últimos resultados se confirman al condicionar por número de miembros del hogar. La probabilidad de pertenecer al sector urbano es mayor si se tienen menos miembros en el hogar, la probabilidad de tener nivel de educación Primaria es creciente cuando el número de miembros crece, mientras que la probabilidad de tener nivel educativo Superior es decreciente cuando el número de miembros aumenta.

Por otro lado, la probabilidad de que el jefe de hogar tenga más de 60 años condicionado a que sea mujer es de 33.53%, esta probabilidad es la mayor para todo el rango de edades, sugiriendo que la mujer a edades avanzadas se hacen cargo del hogar y/o que las mujeres son más longevas. También si el jefe de hogar tiene menos de 20 años, la probabilidad de que sea una mujer es nula: 4.60%, y la probabilidad de que no tenga ningún nivel educativo es alta: 82.82%.

Tabla 1 . Porcentajes de Variables Sociodemográficas

		Localización		Educación					Número de Miembros			Sexo		Edad					
		Urbana	Rural	Sin Educación	Primaria	Secundaria	Media Superior	Superior	1-4	5-8	>8	Hombre	Mujer	<20	21-30	31-40	41-50	51-60	>60
Localización	Urbana			44.14	59.16	80.93	88.69	95.35	71.33	62.46	44.83	65.41	75.48	53.37	73.18	70.19	69.32	65.28	60.75
	Rural			55.86	40.84	19.07	11.31	4.65	28.67	37.54	55.17	34.59	24.52	46.63	26.82	29.81	30.68	34.72	39.25
Educación	Sin Educación	10.81	28.13						16.04	16.11	27.87	15.22	21.93	82.82	3.10	5.23	10.24	19.59	34.51
	Primaria	39.99	56.81						41.74	50.39	62.07	44.48	49.89	4.29	30.71	39.03	50.21	57.41	56.93
	Secundaria	21.77	10.56						19.17	17.32	7.18	18.86	14.83	7.67	36.46	26.14	16.74	9.61	3.92
	Media Superior	10.83	2.84						9.44	6.79	1.15	8.82	5.61	4.29	15.59	12.93	7.36	3.97	1.63
	Superior	16.60	1.66						13.62	9.38	1.72	12.63	7.73	0.92	14.13	16.68	15.45	9.42	3.01
Número de Miembros	1-4	65.00	53.75	59.70	56.26	64.92	70.40	71.28				57.74	76.91	72.09	79.52	50.72	49.11	58.96	74.57
	5-8	32.71	40.44	34.47	39.04	33.72	29.12	28.21				38.50	21.03	24.85	20.01	46.37	45.45	36.14	22.38
	>8	2.29	5.81	5.83	4.70	1.37	0.48	0.51				3.76	2.07	3.07	0.46	2.91	5.44	4.90	3.06
Sexo	Hombre	79.05	86.00	75.14	79.51	84.70	87.24	87.67	76.57	88.85	88.79			95.40	88.24	87.59	81.44	78.61	67.74
	Mujer	20.95	14.00	24.86	20.49	15.30	12.76	12.33	23.43	11.15	11.21			4.60	11.76	12.41	18.56	21.39	32.26
Edad	<20	2.56	4.60	16.22	0.30	1.37	1.68	0.25	3.79	2.27	2.87	3.78	0.79						
	21-30	16.29	12.28	2.82	10.11	30.16	28.40	18.07	19.43	8.51	2.01	16.25	9.43						
	31-40	25.86	22.60	7.87	21.27	35.79	38.99	35.30	20.51	32.62	20.98	26.70	16.47						
	41-50	22.29	20.30	13.45	23.88	20.00	19.37	28.55	17.33	27.91	34.20	21.67	21.50						
	51-60	15.48	16.94	18.98	20.14	8.47	7.70	12.84	15.34	16.37	22.70	15.43	18.27						
	>60	17.52	23.29	40.66	24.29	4.21	3.85	4.98	23.60	12.32	17.24	16.17	33.53						

Nota: Tabla hecha por el autor con datos de la ENIGH para los 10.108 hogares. La tabla se lee así: dado la variable que se encuentra una columna, cuál es el porcentaje de individuos que caen dentro de un rango definido para otra variable que está en un renglón. Por tanto, la suma de todo el rango debe ser igual a uno.

Las estadísticas presentadas muestran la importancia de las variables sociodemográficas para incluirlas en la estimación de sistemas de demanda, ya que personas con ciertas características pueden tener patrones de consumo distintos frente a los de personas con otras características.

b. Bienes

En este apartado se mencionan los bienes agregados que se consideran en el estudio, se detalla la metodología utilizada para la depuración de la muestra de 10,108 hogares de la ENIGH del 2000. También se presentan los resultados del impacto de las variables sociodemográficas sobre las proporciones de gasto para los bienes agregados, así como los porcentajes de gasto no cero en estos bienes.

Los bienes agregados que se analizan son prácticamente los mismos que los estudiados por Urzúa (2001): (1) Alimentos, (2) Prendas de Vestir, Cristalería, Utensilios Domésticos y Alimentos Procesados, (3) Bebidas Alcohólicas y Tabaco, (4) Medicinas, y (5) Educación.⁶ Se escogen estos bienes con el fin de simular el impacto distributivo de dos reformas impositivas hipotéticas, y considerando que la discusión actual se ha centrado en la posibilidad de gravar con el IVA a los alimentos y medicinas, los cuales actualmente se encuentran exentos de este gravamen. Asimismo, se consideró relevante analizar el caso de la educación.

Una de las variables importantes a utilizar es el ingreso del hogar, la encuesta tiene siete distintas medidas del ingreso: ingreso trimestral normalizado, ingreso del mes pasado, ingreso de hace dos meses, y así sucesivamente hasta ingreso de hace seis meses. Las variables usadas en la literatura son las dos primeras. En este artículo se tomarán los cálculos sobre el ingreso trimestral normalizado.⁷ Al anexar esta variable de ingreso junto con las de gasto se perdieron 25 observaciones debido a que no contestaron que tuvieron ingresos y/o gastos.

⁶ De aquí en adelante se denotan los bienes como bien 1, bien 2, y así hasta bien 5, dependiendo del número en paréntesis indicado.

⁷ Debido a que la media y la desviación estándar del ingreso del mes pasado fueron \$94,800,000, y \$301,000,000 estadísticas totalmente fuera de la realidad, mientras que la del ingreso trimestral normalizado fueron de \$17,373, y \$27,051

Se eliminaron aquellos hogares que contestaron que no habían gastado en ninguno de los bienes agregados (55 observaciones), así como los hogares que contestaron que los precios eran iguales a cero conjuntamente (5 observaciones).

La teoría microeconómica afirma que si el precio de un bien es igual a cero, el consumo de ese bien sería igual a infinito. Por tanto, para cumplir con esta norma y que nuestro modelo tenga fundamentos teóricos consistentes, se eliminaron los hogares que presentaban un gasto positivo en el bien agregado y que el precio de ese bien fuera igual a cero. Se eliminaron los siguientes hogares: 2 por el bien uno, 17 por el bien dos, 10 por el bien tres, y 2,622 por el bien cinco. Cabe resaltar que si no se incluye educación, la muestra sería de 9,994 hogares (98.87% de la muestra total⁸). Finalmente, el número de hogares con los que se presentan los resultados es de 7,372.

La tabla 2 muestra el impacto de las variables sociodemográficas sobre las proporciones de gasto de los cinco bienes agregados. Los datos se encuentran en porcentajes, y como las proporciones están condicionadas a las variables sociodemográficas, la suma de las proporciones para cada variable debe sumar cien.

La tabla 2 también muestra Pruebas de Welch sobre igualdad de proporciones promedio. Las letras muestran significancia estadística de la Prueba de Welch de las siguientes hipótesis: *a* significa que se rechaza la hipótesis nula $H_0: \mu_x > \mu_y$ contra la alternativa $\mu_x < \mu_y$ al 5% de significancia, mientras que *b* significa que se rechaza la hipótesis nula $H_0: \mu_x < \mu_y$ contra la alternativa $\mu_x > \mu_y$ al 5% de significancia. Si las dos letras se encuentran, significa que no es posible rechazar la hipótesis nula de igualdad de proporciones de gasto promedio. La prueba se hace de tal forma que se comparan variables sociodemográficas que cambien en un nivel o renglón. Por ejemplo, para la proporción de gasto promedio del bien 1 y la variable localización, la letra *b* significa que se rechaza la hipótesis nula de que la proporción de gasto promedio del bien 1 es menor para los hogares rurales que urbanos, es decir, esta proporción es mayor para los hogares rurales que para los urbanos.

⁸ Este porcentaje es similar al que tiene Urzúa (2001), 99.07%.

Tabla 2. Proporciones de Gasto Promedio junto con Variables Sociodemográficas.

		Número de Observaciones	Bien 1	Bien 2	Bien 3	Bien 4	Bien 5
Localización	Urbana	4930	25.55	58.88	0.73	10.58	4.27
	Rural	2442	30.95 ^h	54.77 ^a	1.23 ^h	12.35 ^h	0.71 ^a
Sexo	Hombre	5898	26.23	58.80	1.02	10.77	3.19
	Mujer	1474	31.79 ^h	52.39 ^a	0.39 ^a	12.75 ^h	2.68 ^{ab}
Educación	Sin Educación	1282	36.58	48.15	1.31	13.28	0.69
	Primaria	3351	30.33 ^a	55.18 ^h	0.92 ^a	12.06 ^a	1.52 ^h
	Secundaria	1263	23.94 ^a	63.40 ^h	0.76 ^{ab}	8.87 ^a	3.03 ^h
	Media Superior	598	19.05 ^a	65.26 ^{ab}	0.68 ^{ab}	9.35 ^{ab}	5.66 ^h
	Superior	878	12.99 ^a	66.36 ^{ab}	0.57 ^{ab}	9.20 ^{ab}	10.89 ^h
Número de Miembros	1-4	4968	27.80	56.72	1.08	11.94	2.46
	5-8	2201	26.03 ^a	59.31 ^h	0.53 ^a	9.60 ^a	4.53 ^h
	>8	203	30.29 ^h	57.35 ^{ab}	0.40 ^{ab}	9.21 ^{ab}	2.75 ^a
Edad	<20	216	23.54	62.75	0.30	11.37	2.05
	21-30	1181	21.14 ^{ab}	66.75 ^{ab}	0.80 ^h	9.65 ^{ab}	1.66 ^{ab}
	31-40	1623	23.12 ^h	64.09 ^a	0.55 ^{ab}	8.62 ^a	3.63 ^h
	41-50	1461	25.28 ^h	58.76 ^a	0.84 ^h	9.60 ^{ab}	5.51 ^h
	51-60	1238	29.99 ^h	54.41 ^a	1.23 ^{ab}	11.13 ^h	3.24 ^a
	>60	1653	36.25 ^h	45.00 ^a	1.19 ^{ab}	16.12 ^h	1.45 ^a

Nota: Los datos se encuentran en porcentajes. Las letras muestran significancia estadística de la Prueba de Welch de las siguientes hipótesis: ^a significa que se rechaza la hipótesis nula $H_0: \mu_x > \mu_y$ contra la alternativa $\mu_x < \mu_y$ al 5% de significancia, mientras que ^h significa que se rechaza la hipótesis nula $H_0: \mu_x < \mu_y$ contra la alternativa $\mu_x > \mu_y$ al 5% de significancia. Si las dos letras se encuentran, significa que no es posible rechazar la hipótesis nula de igualdad de proporciones de gasto promedio. El subíndice x representa la variable sociodemográfica donde está la letra, y el subíndice y representa a la variable sociodemográfica anterior, o bien, la de un renglón anterior. Localización y Número de Miembros se refiere al hogar, mientras que Sexo, Educación y Edad se refiere al jefe del hogar.

La proporción de gasto promedio del bien 1 con respecto a la variable educación, muestra resultados interesantes. Las pruebas de Welch muestran que conforme el jefe de hogar tiene un mayor nivel educativo, la proporción de gasto en alimentos disminuye.⁹ Con respecto a la variable sexo, los resultados indican que si una mujer es la jefe del hogar, tiende a gastar una mayor proporción en alimentos que si fuera hombre. Asimismo con respecto a la variable edad, las pruebas indican que después de los 30 años de edad del jefe del hogar la proporción gastada en alimentos aumenta.

⁹ Si se considera el nivel educativo como un indicador del Ingreso se confirma la Ley de Engel, donde conforme aumenta el ingreso la proporción de gasto destinada a alimentos disminuye.

Para el bien 2 los resultados son los siguientes: los hogares rurales gastan una proporción menor que los urbanos; para el nivel de educación del jefe del hogar, la proporción aumenta hasta que el jefe de hogar tenga nivel secundaria; para el número de miembros del hogar la proporción aumenta si los miembros pasan del rango de 1-4 a 5-8, y después se detiene; la mujer gasta una proporción menor en comparación con el hombre; y a diferencia de los alimentos, la proporción de gasto en este bien disminuye después de los 30 años.

La proporción de gasto promedio en los bienes 3 y 4 tiene dos puntos interesantes. El primero es que los hogares rurales tienden a gastar una proporción mayor en bebidas alcohólicas y tabaco, y medicinas que los hogares urbanos, y el segundo es que la mujer gasta una proporción menor en bebidas alcohólicas, y una proporción mayor en medicinas. Si tomamos en cuenta que en el sector rural se encuentra la mayor parte de la pobreza del país, estos resultados apoyan de alguna forma el subsidio del PROGRESA¹⁰ hacia las mujeres: ellas gastan una proporción mayor en alimentos y en medicinas que en bebidas alcohólicas, a diferencia de los hombres.

Los gastos de educación tienen resultados esperados: los hogares urbanos gastan una proporción mayor que los rurales, y conforme el nivel educativo del jefe del hogar aumenta, la proporción de gasto en educación aumenta. Por otro lado, no se puede rechazar la hipótesis nula de igualdad de proporción de gasto entre mujeres y hombres.

La tabla 2 justifica el uso de variables sociodemográficas en la estimación de sistemas de demanda. De otra manera los estimadores estarían sesgados al omitir variables importantes y que determinan en cierta forma el gasto de algunos bienes. Tal es el caso de la variable localización para todos los bienes, la variable educación para los bienes 1 a 5, el sexo para los bienes 1, 2, 3 y 4, y en una menor medida, el número de miembros del hogar y la edad del jefe del hogar. Asimismo, estos resultados ayudan a la interpretación de los diferentes impactos de una reforma impositiva, como se detalla más adelante.

¹⁰ Ahora denominado Oportunidades.

La tabla 2 toma en cuenta los hogares que tuvieron un gasto cero en algunos bienes.¹¹ Este es un problema que se encuentra en todos los estudios similares a éste. Las razones por las que un hogar no gasta en cierto bien se pueden encasillar en las siguientes: (1) Infrecuencia de compra, (2) que esté mal reportado en la Encuesta, o (3) variaciones en la preferencia de la muestra, de tal manera que el hogar no gasta en ese bien y sea una solución de esquina por el proceso de maximización de utilidad. La tabla 3 muestra el porcentaje de gasto positivo en los bienes agregados.

Tabla 3. Porcentaje de Hogares con Gasto No Cero.

	Definición del Bien Agregado	Porcentaje
Bien 1	Cereales, Verduras, Alimentos No Procesados, Productos Lácteos, Huevos y Grasas	96.18
Bien 2	Alimentos Procesados, Ropa, Calzado, Cristalería y Utensilios Domésticos	94.86
Bien 3	Bebidas Alcohólicas y Tabaco	13.10
Bien 4	Medicinas	58.23
Bien 5	Educación	9.43

Para los primeros cuatro bienes agregados, los porcentajes de gasto no cero son similares a los encontrados por Urzúa (2001). Para el bien 5, el porcentaje de gasto no cero es muy bajo, sólo 695 hogares reportaron algún gasto en educación junto con un precio positivo. Esto puede deberse a la forma en que fue agregado el bien educación, el cual consiste únicamente del gasto en educación básica, media o superior y/o educación técnica, es decir, no incluye gastos de servicios de educación ni artículos educativos. Otra razón es que la educación pública en México es gratuita, por lo que una posible explicación es que los usuarios de este tipo de educación no incurren en un gasto diverso o no pagan un precio positivo por este bien.

¹¹ Los hogares no pueden tener todos los bienes con gasto cero, debido a como fue construida la muestra.

Lo anterior sugiere que el gasto en el bien 5 son colegiaturas a escuelas particulares de nivel básico y medio superior, combinado junto con gasto en educación superior, tanto pública como privada. El 8.49% de la muestra tiene gastos en escuelas particulares,¹² esto es, el 76% de los hogares con gasto en educación tienen gastos en escuelas particulares.¹³ Estos porcentajes confirman la hipótesis que la mayor parte del gasto del bien 5 es para cubrir colegiaturas en instituciones particulares, por lo que se debe de tener cuidado al momento de interpretar los coeficientes de la regresión que se presenta más adelante.

Existen diversas técnicas para enfrentar el problema de gasto cero y que están documentadas en la literatura. Por ejemplo, García y Labeaga (1996), Jarque (1987) y Urzúa (1994) utilizan un modelo Tobit para enfrentar el problema de soluciones de esquina. Por su parte Keen (1986) utiliza variables instrumentales para enfrentar el problema de infrecuencia de compra. Mientras que Lewbel (1996) y Hausman et al. (1995) utilizan técnicas especiales para tratar el problema de errores en las variables. En este artículo se sigue la técnica sugerida por Keen, la cual consiste en utilizar al ingreso como variable instrumental.¹⁴

c. Precios

Los precios de los bienes agregados se formaron como un promedio ponderado de los precios de los sub-bienes. Donde el peso es igual a la proporción de gasto de ese sub-bien dentro del bien agregado. Como se mencionó antes, se eliminaron los hogares que presentaron precios conjuntos iguales a ceros, y aquellos que presentaron un gasto positivo junto con un precio igual a cero en un determinado bien.¹⁵

La tabla 4 presenta algunas estadísticas descriptivas para los precios. Se presentan las estadísticas para la muestra de 7,372 hogares y para la muestra donde el gasto es estrictamente positivo. Es notable el cambio entre muestras en el promedio del precio para los bienes agregados de bebidas alcohólicas y tabaco, y de educación, debido principalmente a que existe una alta proporción de gasto cero en la muestra.

¹² Este porcentaje es similar con respecto a la muestra total de 10,108 hogares: 8.54%

¹³ El tipo de educación se obtuvo de la variable tipo_esc de la tabla de Población de la ENIGH.

¹⁴ Esto debido a que es la técnica más empleada en la literatura, y la más sencilla de estimar. Labeaga y López (1993).

¹⁵ En la sección V se detalla una transformación necesaria en los precios para que la función logarítmica pueda existir.

Tabla 4. Estadísticas para los Precios.

Precios	Muestra			Muestra Restringida		
	Observaciones	Media	Desviación Estándar	Observaciones	Media	Desviación Estándar
Bien 1	7372	17.78	10.44	7091	18.48	10.61
Bien 2	7372	233.78	346.83	6993	246.55	351.69
Bien 3	7372	40.34	144.38	966	307.91	277.07
Bien 4	7372	151.16	476.03	4293	259.58	600.84
Bien 5	7372	81.77	488.07	695	867.43	1359.28

IV. Metodología

a. Modelo Econométrico

El modelo econométrico para estimar el sistema de demandas es el Sistema Cuadrático de Demanda Casi Ideal (QUAIDS, por sus siglas en inglés) de Banks et.al. (1997). La estimación tomará en cuenta efectos sociodemográficos para poder identificar distintos patrones de consumo entre la población.¹⁶ El modelo econométrico a estimar conjuntamente para los cinco bienes es el siguiente:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2 + \varepsilon_i$$

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j \quad (1)$$

$$b(p) = \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i}$$

donde w_i es la proporción de gasto del bien i , α_i es la constante e incluye variables dicotómicas para tomar en cuenta los efectos sociodemográficos antes definidos (localización, sexo, educación, miembros del hogar y edad del jefe de hogar), p_j representa el precio de cada uno de los bienes incluidos en el sistema. y m representa el

¹⁶ Heien et al. (1989) menciona que estos efectos son muy importantes para el caso de gastos en alimentos en México. Mientras que Pollak y Wales (1981) y Ray (1986) mencionan la importancia de incluir variables sociodemográficas en la estimación del sistema de demanda.

gasto total en los bienes incluidos. Los coeficientes α, β, γ y λ son parámetros a estimar, y el término de error del modelo se distribuye normalmente, $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$.

Como se puede observar el sistema definido en (1) es no lineal en los parámetros a estimar. Además se tiene el problema de los gastos ceros antes mencionado, por lo que se utiliza la sugerencia de Keen (1986) para usar el ingreso¹⁷ como variable instrumental y eliminar la endogeneidad entre las variables. De esta forma se tienen dos opciones para estimar el sistema: (i) Mínimos Cuadrados No Lineales en 3 Etapas (3NLS, por sus siglas en inglés), y (ii) Método Generalizado de Momentos (GMM, por sus siglas en inglés). En esta investigación se utilizará la primera opción debido a su relativa facilidad de aplicación. De cualquier manera para robustecer los resultados encontrados se presenta la estimación del modelo QUAIDS mediante GMM.

El método de 3NLS¹⁸ consiste en estimar los parámetros del sistema de ecuaciones conjuntamente mediante el método de máxima verosimilitud, utilizando un conjunto de variables como instrumentos además de aprovechar la correlación entre los términos de error entre el sistema de ecuaciones. El paquete econométrico itera la función de verosimilitud dadas unas condiciones iniciales de los parámetros hasta que minimiza la suma de los residuales al cuadrado. Ahora bien, la desventaja de este método es que se puede detener en un mínimo local y no global.

Por otro lado, es muy importante dar condiciones iniciales coherentes debido a dos razones: (i) para que la iteración pueda converger, y (ii) para asegurarnos de que los parámetros estimados minimizan globalmente la suma de residuales al cuadrado. Para enfrentar estos problemas se estima el sistema dado en (1) con el índice de precios de Stone:

$$\ln a(p) = \sum_{j=1}^n w_j \ln p_j \quad (2)$$

¹⁷ El ingreso lo definimos como el Ingreso Trimestral Normalizado dadas las restricciones de la ENIGH. Este lo obtuvimos de la Tabla Ingresos con nombre de variable *Ing_Tri*.

¹⁸ Para un tratamiento más profundo de 3NLS se pueden ver los siguientes libros: a un nivel introductorio, Griffiths et al. (1993, Cap. 22), y para un nivel avanzado: Greene (2000, Cap. 10) y/o Davidson y McKinnon (1993, Cap. 3).

donde la w_j representa la proporción de gasto en el bien j , y también se elimina el término $b(p)$ para que la estimación sea lineal en los parámetros. De esta manera el modelo se estima primero por Mínimos Cuadrados en Tres Etapas (dado que se está utilizando al ingreso como variable instrumental), y una vez obtenidos los parámetros iniciales α, β, γ y λ se procede a la estimación por 3NLS.

Es importante señalar que los parámetros obtenidos no son importantes por sí mismos. Lo que nos interesa es obtener las elasticidades precio, precio-cruzada, y la de gasto. Banks et al. (1997) obtiene estas elasticidades diferenciando la primera ecuación de (1) con respecto a $\ln m$ y $\ln p_j$, respectivamente:

$$\mu_i \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln m} = \beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\} \quad (3)$$

$$\mu_{ij} \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \gamma_{ij} - \mu_i \left(\alpha_j + \sum_k \gamma_{jk} \ln p_k \right) - \frac{\lambda_i \beta_j}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2 \quad (4)$$

Donde la elasticidad-gasto se obtiene haciendo $e_i = \frac{\mu_i}{w_i} + 1$, y las elasticidades precio no

compensadas por $e_{ij}^n = \frac{\mu_{ij}}{w_i} - \delta_{ij}$, donde δ_{ij} es el operador Kronecker,¹⁹ y las elasticidades

compensadas se obtienen utilizando la ecuación de Slutsky: $e_{ij}^c = e_{ij}^n + e_i w_j$. Cabe recalcar que con una β positiva y una λ negativa se tiene la característica de que el bien se caracteriza por ser de lujo a bajos niveles de ingreso, y necesarios a niveles altos, asimismo dadas las elasticidades compensadas obtenidas se pueden examinar las condiciones de simetría y negatividad.

Para que este sistema sea consistente con la teoría microeconómica es necesario que cumpla con las siguientes condiciones:

$$(i) \quad \text{Aditividad (adding-up): } \sum_{i=1}^n w_i = 1, \sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \sum_{i=1}^n \beta_i = 0, \text{ y } \sum_{i=1}^n \lambda_i = 0$$

¹⁹ El operador Kronecker es igual a uno cuando $i=j$, y cero de otra forma.

$$(ii) \quad \text{Homogeneidad: } \sum_{i=1}^n \gamma_{ii} = 0$$

$$(iii) \quad \text{Simetría: } \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0$$

La ventaja de este método de estimación es que permite probar la hipótesis que estas condiciones se cumplen, lo cual nos ayudaría a comprobar la validez de los supuestos de la teoría microeconómica para los bienes analizados. La condición (i) se cumple automáticamente por la forma en la que fue creado el sistema de ecuaciones, para la condición (ii) se pueden realizar pruebas de razones de verosimilitud, aunque dados el gran número de variables a utilizar el modelo se decidió imponer homogeneidad y simetría desde un inicio,²⁰ y por último, para (iii) se puede construir la matriz de Slutsky y realizar una prueba estadística con base en ella.

La imposición de simetría desde un inicio proviene de que las preferencias son consistentes, ya que ésta es una garantía de la racionalidad de la elección de los consumidores. Si esta condición no se cumpliera, las demandas serían inconsistentes (Deaton y Muellbauer, 1980a, p. 45). Es decir, con simetría aseguramos que las preferencias son completas, transitivas, reflexivas, continuas y monótonas. De esta forma, la elección de imponer simetría es consistente con los fundamentos microeconómicos.

Habiendo obtenido los parámetros y elasticidades del sistema de demanda se pasa a analizar las consecuencias de distintos cambios en impuestos indirectos. El análisis a seguir es similar al de King (1983). Se obtiene la función de ingreso equivalente para el nivel antes y después de la reforma, la diferencia entre estos dos ingresos es lo que se conoce como la ganancia equivalente. Esta ganancia (o pérdida) es comparable con respecto a variables sociodemográficas y al nivel de ingreso (o de gasto). De tal manera que es posible analizar a qué grupos de la población afecta más la reforma impositiva, así como el monto de la transferencia que se debe implementar para que los primeros deciles no resulten tan afectados.

²⁰ La imposición de simetría generalmente se asume en la mayoría de los artículos que utilizan sistemas de demandas: Urzúa (2001), Labeaga y López (1996).

b. Estimación del Ingreso Equivalente

Esta sección se enfoca en el análisis sobre el cambio en el bienestar de los hogares debido a cambios en precios por una reforma impositiva. Se presenta el modelo teórico desarrollado por King (1983) de la función de ingreso equivalente o función de utilidad indirecta de dinero métrica,²¹ y se presenta el desarrollo para la obtención de esta función del modelo QUAIDS.

Al cambiar los precios debido a una reforma en los impuestos indirectos, se busca comparar el bienestar de un individuo cuando enfrenta distintos conjuntos de consumo. La función de utilidad indirecta sería la indicada, pero ésta no es observable, por lo que se requiere de una métrica en dinero. Sabemos que a unos precios de referencia p^R el consumidor necesita un ingreso equivalente y^E para obtener una utilidad igual a cualesquiera precios e ingreso (p,y) . Es decir, $v(p^R, y^E) = v(p, y)$, donde $v(\cdot)$ es la función de utilidad indirecta, y utilizando dualidad para dejar y^E en términos de la función de gasto $e(\cdot)$ tenemos $y^E = e(p^R, v(p, y))$.

A continuación, se define la función de utilidad indirecta de dinero métrica o función de ingreso equivalente:

$$y_E = e(p^R, v(p, y)) = f(p^R, p, y) \quad (5)$$

El ingreso equivalente (y_E) es el nivel de ingreso en que a los precios de referencia (p^R) se obtiene el mismo nivel de utilidad que bajo la restricción presupuestaria (p,y) . El mayor uso que se le da a esta función es la medida de ganancias y pérdidas de bienestar, medida por la función de ganancia equivalente:

$$GE_h = f(p_h^0, p_h^p, y_h^p) - f(p_h^0, p_h^0, y_h^0) \quad (6)$$

$$GE_h = y_{E,h}^p - y_{E,h}^0 \quad (7)$$

Donde el vector de precios de referencia se toma como el vector de precios iniciales, ya que los precios son observables en el periodo inicial, y el supraíndice p significa precios después de la reforma, donde estos precios son posibles obtenerlos una vez definida la

²¹ Para un tratamiento profundo sobre el Análisis de Bienestar, y la función de ingreso equivalente, puede verse el artículo de King (1983), capítulo 3 del libro de Mas Colell et al. (1995), y/o el capítulo 7 del libro de Varian (1992).

reforma impositiva, de tal manera que se obtenga el ingreso equivalente para el periodo posterior a la reforma. El ingreso equivalente en el periodo inicial es simplemente el ingreso en ese periodo y no necesita ninguna modificación.²²

Por tanto, la ganancia equivalente es la cantidad de dinero que el hogar h habría aceptado en el periodo inicial como equivalente al impacto de la reforma. Así, implementar la reforma es equivalente a dar a cada hogar su ganancia equivalente. Como las reformas impositivas analizadas en este artículo implican un aumento en los precios, la ganancia equivalente es negativa, esto es, se trata de una pérdida equivalente, y la interpretación de esta pérdida es que representa el monto de dinero que se le tiene que dar al hogar h para que tenga el mismo nivel de bienestar que en el periodo inicial (o de la pre-reforma). Esta función permitirá evaluar los efectos en eficiencia y en distribución de una reforma fiscal a través de su impacto en deciles y/o en variables sociodemográficas.

Una vez desarrollado el concepto de la función de ingreso equivalente, es necesario su obtención y derivación para el modelo QUAIDS. Los autores de este modelo utilizan la siguiente función como la función de utilidad indirecta:

$$\ln v(p, m) = \left\{ \left[\frac{\ln m - \ln a(p)}{b(p)} \right]^{-1} + \lambda(p) \right\}^{-1} \quad (8)$$

donde $\lambda(p) = \sum_{i=1}^n \lambda_i p_i$ es una función homogénea de grado cero en precios, y donde m , a y b fueron definidas antes. Antes que nada, necesitamos obtener la función de gasto mediante dualidad de la teoría del consumidor. Haciendo algunos despejes y con un poco de álgebra obtenemos la función de gasto:

$$\ln e(p, u) = \ln m = \ln a(p) + \frac{b(p) \ln v(p, m)}{1 - \lambda(p) \ln v(p, m)} \quad (9)$$

El ingreso equivalente para el periodo posterior a la reforma por tanto es:

²² Cabe recalcar que en nuestro modelo la variable ingreso significa gasto en los bienes agregados considerados en este artículo.

$$\ln y_k^p = \ln a(p^0) + \frac{b(p^0) \ln v(p^p, m^p)}{1 - \lambda(p^0) \ln v(p^p, m^p)} \quad (10)$$

Y sustituyendo la ecuación (8) en (10) tenemos:

$$\ln y_k^p = \ln a(p^0) + \frac{b(p^0) \ln \left(\frac{m^p}{a(p^p)} \right)}{b(p^p) + \ln \left(\frac{m^p}{a(p^p)} \right) \cdot [\lambda(p^p) - \lambda(p^0)]} \quad (11)$$

Esto es,

$$\ln y_k^p = \ln a(p^0) + \frac{b(p^0) \ln \left(\frac{m^p}{a(p^p)} \right)}{b(p^p) + \ln \left(\frac{m^p}{a(p^p)} \right) \cdot \sum_{i=1}^n \lambda_i \ln \left(\frac{p_i^p}{p_i^0} \right)} \quad (12)$$

Así, si el efecto cuadrático medido por λ no es estadísticamente distinto de cero para todos los bienes, llegamos a la misma función de ingreso equivalente que el modelo de Deaton y Muellbauer (1980b) derivado por King (1983). Si el efecto final de las λ 's es positivo el ingreso equivalente disminuye más que en el modelo AIDS, y si es negativo (como se esperaría si tienen un comportamiento no lineal) disminuye menos, así se estaría tomando en cuenta las diferencias en gasto para los diferentes hogares, y no se subestimarían las pérdidas de bienestar para la mayoría de la población ni se sobrestimarían las pérdidas de bienestar para los hogares muy ricos o muy pobres.

Al obtener los coeficientes de los estimadores, se procede a obtener las ecuaciones (7) y (12) para construir la pérdida equivalente para cada hogar por la reforma impositiva. El ingreso equivalente se obtiene de (12) para el periodo después de la reforma, y el ingreso equivalente para el periodo inicial es simplemente el gasto del hogar en los bienes agregados obtenido de la ENIGH.

V. Resultados

a. Sistema de Demanda

En esta sección se presenta la estimación del modelo QUAIDS mencionado en la sección IV. A continuación se explican algunos detalles sobre las variables que se utilizan en la estimación del sistema de demanda descrito en (1).

Las variables sociodemográficas entran dentro de la variable α para cada ecuación. Esto es en lugar de tener una constante únicamente, se tienen variables dicotómicas, variables como están definidas en la base de datos y una constante. Las variables dicotómicas son localización (toma un valor de uno si el hogar es rural), y sexo del jefe del hogar (toma un valor de uno si es mujer). Se decidió crear una variable para cada una de las otras variables sociodemográficas analizadas anteriormente, la variable educación puede tomar valores de cero a cuatro (cero es para el jefe de hogar sin educación, uno para el jefe de hogar que tiene educación primaria, dos con educación secundaria, tres con educación media superior y cuatro para el jefe de hogar que tiene educación superior), los miembros del hogar y la variable edad toman los valores descritos en la base, no se dividen en rangos como se hizo en la sección III.

Esto se hace para mantener los grados de libertad en mayor número posible, y sobre todo para que el sistema no lineal pueda converger. Ya que si se incluyeran variables dicotómicas por nivel educativo se tendrían tres variables adicionales por ecuación, y en conjunto se tendrían doce coeficientes adicionales a estimar. Un gran número de variables en la estimación de sistemas de demandas puede llegar a ser un proceso computacional sumamente tardado y problemático (Urzúa, 2001).

Por otra parte, un aspecto asumido en la práctica es modificar los precios de los bienes agregados. Para que la transformación logarítmica de los precios pueda existir y para que la ecuación $b(p)$ en (1) no se desvanezca ante precios cero se transforman los precios originales sumándoles \$1. Así, si un hogar tiene un precio de cero en ese bien, al

transformarlo y obtener el logaritmo ese precio será cero, mientras que los que tienen un precio positivo su valor transformado varía relativamente poco.

Como se mencionó en la explicación de las propiedades del sistema de demandas, se decidió imponer simetría desde un inicio. Esto con el propósito de tener menos parámetros a estimar y pueda converger más fácilmente la iteración de la función de verosimilitud, además de asegurar la consistencia en las preferencias del consumidor. Asimismo, se impone homogeneidad expresando todos los precios en términos de los precios de las medicinas.²³ De esta forma se elimina la ecuación de este bien para que el sistema pueda ser estimado y no haya el problema de una matriz singular.

Por tanto se tienen cuatro ecuaciones con los siguientes parámetros para cada una de ellas: una constante, cinco variables sociodemográficas, cuatro variables de precios y dos de gasto. De esta forma se tienen 48 parámetros en el sistema, pero imponiendo simetría se tienen 42. El parámetro α_0 se fija en el valor del logaritmo natural del gasto más bajo para toda la muestra.²⁴ Al estimar en forma no lineal se corre el riesgo de que la iteración no converja, por lo que como se mencionó antes, primero se estima el sistema en forma lineal con el Índice de Stone dado en (2) mediante Mínimos Cuadrados en Tres Etapas (3SLS), con el logaritmo del ingreso como variable instrumental para el gasto. Después se utilizan los parámetros obtenidos de esta estimación como valores iniciales para la estimación del modelo no lineal descrito en (1).

Cabe recalcar que como la ecuación de las medicinas fue excluida del sistema, los parámetros provenientes de ella se obtienen de las restricciones de aditividad, homogeneidad y simetría definidas arriba.

Al igual que la presentación de resultados de Banks et al. (1997), los resultados de la estimación mediante 3NLS se encuentra en el Apéndice A en la tabla 1A. Las variables sociodemográficas resultan significativas en 9 de 20 casos posibles para el sistema. Los

²³ Urzúa (2001) también expresa el sistema de demanda en términos de las medicinas.

²⁴ Como lo sugiere Deaton y Muellbauer (1980b).

precios resultan estadísticamente significativos así como los parámetros de gasto y de gasto cuadrático.

Para los alimentos (bien 1) el parámetro de localización y de sexo tienen el signo contrario, pues como se notó en la tabla 2, el sector rural y/o cuando una mujer es jefe de hogar tienden a gastar una proporción mayor en este bien, y en la estimación resulta contrario además de ser estadísticamente significativo. Por otro lado, a mayor número de miembros y a mayor edad, la proporción de gasto en alimentos aumenta como se había comprobado en la tabla 2.

De los parámetros de las variables sociodemográficas que son estadísticamente significativos se puede interpretar lo siguiente: para el bien 2, si una mujer es jefe de hogar así como si la edad del jefe de hogar aumenta entonces gasta una proporción menor en ese bien; para el bien 3 la mujer gasta una proporción menor en bebidas alcohólicas que el hombre, y mientras el número de miembros aumente la proporción de gasto también es menor; para el bien 5, una mujer tiende a invertir más en educación que si el hombre fuera jefe de hogar.

El coeficiente de la variable educación resulta estadísticamente insignificante para todas las ecuaciones. Esto puede deberse a como se definió esta variable, tal vez, al estimar en forma de variables dicotómicas para cada nivel de escolaridad los resultados cambiarían, pero debido al objetivo de minimizar el número de variables independientes se decidió dejar así esta estimación. Los resultados generales del sistema de demanda confirman el análisis de la tabla 2, además de comprobar la importancia de la estimación con variables sociodemográficas.²⁵ De no tomarse en cuenta estos efectos puede sesgar los resultados al omitir variables importantes.

Los coeficientes de los precios de un bien con respecto a su propia demanda son estadísticamente significativos y negativos, con excepción del coeficiente para las bebidas

²⁵ La hipótesis nula de que todos los coeficientes de las variables sociodemográficas son iguales a cero para cada ecuación se rechaza. El estadístico de la prueba de Wald para el bien 1 es 80.25, para el bien 2 es 345.66, para el bien 3 es 44.14, y para el bien 5 es 109.49, todos con un p-valor de 0.0000.

alcohólicas y tabaco, el cual es positivo. Los coeficientes de gasto para el término lineal son negativos para los bienes 1, 2 y 3, mientras que para el bien 5 (y para el bien 4 por homogeneidad) es positivo, y para el término cuadrático es positivo para los primeros bienes y negativo para los últimos dos. Esto sugiere que los bienes 1, 2 y 3 disminuyen la proporción de gasto en el bien conforme aumenta el nivel de gasto hasta llegar a un mínimo y luego aumentar nuevamente. Para los bienes 4 y 5 la proporción de gasto aumenta conforme aumente el nivel de gasto hasta llegar a un máximo y luego disminuye. La significancia estadística del término cuadrático demuestra que este efecto es un factor importante para la estimación de demandas.

Para hacer más robustos los resultados también se estima el modelo QUAIDS mediante el sistema de estimación GMM. Los resultados se encuentran en el apéndice A en la tabla 2A. Los resultados no varían mucho, este método de estimación vuelve insignificativo el coeficiente de la variable edad para el bien 1, y hace significativa a los coeficientes de las variables localización y sexo, aunque sólo al 5% de significancia. El coeficiente del precio del bien 2 para la ecuación de ese bien también lo hace insignificativo aunque el valor del estimador prácticamente no cambia entre los dos métodos.

Asimismo, también se estimó el modelo AIDS de Deaton y Muellbauer (1980b) en su versión no lineal donde no se toman en cuenta los efectos cuadráticos. Los resultados se muestran en la tabla 3A del apéndice A. Estos resultados varían drásticamente, el valor de la constante disminuye notablemente para todas las ecuaciones, hay 15 variables sociodemográficas estadísticamente significativas, los coeficientes de los precios con respecto a sus respectivas demandas ahora son positivos, el único bien necesario es el bien 1 y el coeficiente del gasto para el bien 3 no es estadísticamente significativo.

b. Elasticidades

Los coeficientes de los precios y del ingreso obtenidos de la estimación del sistema de demanda no son interesantes por sí mismos, lo que es interesante es la obtención de las

cuenta el efecto sustitución y el efecto ingreso, mientras que el segundo es el efecto sustitución únicamente.

La elasticidad no compensada de los bienes con respecto al precio del bien 1 es negativa, lo que demuestra complementariedad bruta. Pero la elasticidad del bien 1 con respecto a los precios de los demás bienes demuestra sustituibilidad bruta. Esto se debe a que la definición de sustituibilidad o complementariedad bruta no implica simetría, mientras que en el caso de las compensadas sí la implica.²⁷ El único otro caso de asimetría es entre los bienes 4 y 5, donde se implica que son complementos y sustitutos brutos a la vez. Para evitar estas asimetrías nos concentramos en las elasticidades compensadas. En este caso, no se encuentra que ningún bien sea complemento neto, todos los bienes son sustitutos netos, apoyando lo que menciona Hicks (1936) que existen pocas relaciones de complementariedad en el sentido neto,²⁸ esto debido al supuesto implícito de la Tasa Marginal de Sustitución Decreciente impuesta en la forma de las preferencias del modelo.

Las diferentes elasticidades pueden asumir distintos valores dependiendo del nivel de ingreso o de gasto de cada hogar. Para averiguar este tópico se presenta la tabla 6, en ella se muestra las elasticidades ingreso, y las propio precio no compensadas y compensadas por decil de gasto.²⁹

Los alimentos (bien 1) son un bien inferior a muy bajos niveles de gasto, pero la elasticidad ingreso aumenta conforme aumenta el ingreso. Esto es debido a como fue creado el sistema de demanda, puede ser que si se incluyen otros bienes esta magnitud cambie. Que sea un bien inferior en este sistema de demanda a muy bajos niveles de gasto, implica que el hogar prefiere comprar otros bienes cuando aumenta su ingreso (como medicinas o invertir en educación).³⁰

²⁷ Si se trabaja con las derivadas parciales de la demanda compensada con respecto a los propios precios aseguramos simetría (Matriz de Slutsky), pero si se trabaja con las elasticidades compensadas no tiene porque haber simetría en la matriz de elasticidades compensadas, puesto que los precios y las demandas de cada bien no son las mismas.

²⁸ Hicks, J. (1936). *The Value and Capital*. Oxford University Press. p. 312.

²⁹ Los deciles de gasto fueron creados conforme el gasto total en los cinco bienes agregados. De aquí en adelante cuando se hable de decil se sigue esta convención.

³⁰ Este bien puede llegar a ser un bien Giffen a bajos niveles de gasto, pero es necesario que la elasticidad precio no compensada del propio precio del bien 1 sea positiva mientras que la compensada negativa, esto es, se requiere que el efecto ingreso sea más grande que el efecto sustitución negativo. Esta paradoja fue encontrada por el economista inglés Robert Giffen en el siglo XIX en Irlanda. Giffen encontró que cuando el precio de las papas aumentaba, la gente reportaba un mayor gasto en ellas.

Tabla 6. Elasticidades Ingreso, Propio Precio No Compensadas y Compensadas por Decil para el modelo QUAIDS estimado mediante 3NLS

	Bien 1	Bien 2	Bien 3	Bien 4	Bien 5
<i>Ingreso</i>					
1	-0.1560	0.5947	0.6514	2.6274	1.8742
2	-0.0446	0.6473	0.6917	2.4380	1.7826
3	-0.0458	0.6467	0.6913	2.4400	1.7836
4	0.0688	0.7008	0.7326	2.2452	1.6894
5	0.1965	0.7610	0.7787	2.0282	1.5844
6	0.2103	0.7675	0.7837	2.0047	1.5731
7	0.2539	0.7881	0.7995	1.9306	1.5372
8	0.4432	0.8774	0.8678	1.6089	1.3817
9	0.5176	0.9125	0.8947	1.4824	1.3205
10	0.4334	0.8727	0.8643	1.6256	1.3897
<i>No Compensadas</i>					
1	-0.7058	-0.7848	-0.8296	-1.6727	-1.2608
2	-0.8203	-0.7109	-0.8260	-1.4841	-1.1852
3	-0.9459	-0.7214	-0.8276	-1.6218	-1.2288
4	-0.8253	-0.6816	-0.8212	-1.3267	-1.0907
5	-0.7356	-0.6765	-0.8169	-1.1279	-0.9861
6	-0.7504	-0.6758	-0.8160	-1.1257	-0.9794
7	-0.7689	-0.6936	-0.8171	-1.1337	-0.9878
8	-0.3925	-0.6009	-0.8042	-0.4312	-0.6743
9	-0.2747	-0.5820	-0.8025	-0.1975	-0.5845
10	-0.1400	-0.5876	-0.8000	-0.1975	-0.5691
<i>Compensadas</i>					
1	-0.7501	-0.4242	-0.7850	-1.1690	-0.6472
2	-0.8329	-0.3185	-0.7787	-1.0167	-0.6016
3	-0.9589	-0.3293	-0.7803	-1.1541	-0.6449
4	-0.8058	-0.2567	-0.7711	-0.8963	-0.5377
5	-0.6798	-0.2151	-0.7637	-0.7391	-0.4675
6	-0.6906	-0.2105	-0.7624	-0.7414	-0.4644
7	-0.6968	-0.2158	-0.7625	-0.7636	-0.4846
8	-0.2665	-0.0690	-0.7449	-0.1227	-0.2220
9	-0.1276	-0.0288	-0.7413	0.0867	-0.1522
10	-0.0168	-0.0584	-0.7409	0.1141	-0.1142

Nota: Las elasticidades se calculan con base en la media de las proporciones de gasto respectivas para los bienes.

La elasticidad ingreso del bien agregado que contiene a los alimentos procesados, ropa, calzado y cristalería (bien 2) aumenta conforme aumenta el gasto. Lo mismo ocurre con las bebidas alcohólicas y tabaco (bien 3), aunque en una menor proporción, sugiriendo que los

más ricos³¹ cuando aumenta su ingreso tienden a comprar una mayor cantidad de bebidas alcohólicas que los más pobres. Lo contrario ocurre con las medicinas (bien 4) y con la educación (bien 5), donde para bajos niveles de gasto estos bienes son más de lujo que para niveles altos de gasto, este resultado es lógico, existen medicinas a un determinado precio que no pueden ser adquiridas por los más pobres, pero si aumenta su ingreso deciden adquirirlas, pero sacrifican el consumo en otros bienes (por ejemplo, alimentos) para poder obtenerlas, de esta forma son un bien de lujo. Lo mismo ocurre con la educación, aunque la diferencia de elasticidades entre deciles de gasto inferiores y superiores es menor.

Las elasticidades precio no compensadas y compensadas también se muestran en la tabla 6 por decil de gasto. La elasticidad no compensada del bien 1 con respecto a su propio precio es negativa, por lo que el efecto ingreso no sobrepasa al efecto sustitución, y por tanto, el bien 1 es sólo inferior a bajos niveles de gasto y no Giffen. Este resultado es similar al encontrado en McKenzie (2001b), donde el autor encuentra que las tortillas son un bien inferior a bajos niveles de ingreso, pero no son un bien Giffen.

Las demandas ordinarias y las compensadas para el bien 1, 2 y 3 son inelásticas para todo nivel de gasto, mientras que las elasticidades no compensadas para los bienes 4 y 5 son elásticas a bajos niveles de gasto, esto es, un aumento en el precio de 1% disminuye la cantidad demandada de las medicinas y la educación en 1.67% y 1.26% respectivamente. Las elasticidades compensadas de estos bienes muestran que sólo las medicinas son elásticas con respecto a su propio precio, y la educación es inelástica.

Las elasticidades no compensadas no son importantes per se, ya que se desea analizar, sin considerar el efecto ingreso, cómo cambia la cantidad demandada de un bien al cambiar su precio. El bien 1 es inelástico, pero conforme aumenta el gasto esta elasticidad es menor (en valor absoluto). Los pobres al aumentar el precio en 1% reaccionan en una proporción mayor que los más ricos. Lo mismo ocurre con el bien 2, donde los ricos no modifican su consumo del bien cuando cambia su precio. Un aspecto curioso, y que se había notado en los resultados de la tabla 2, es que el bien 3 tiene la misma elasticidad prácticamente para

³¹ Se denota como a los más ricos a los tres deciles superiores, y a los más pobres como los primeros tres deciles en la distribución del gasto.

todos los deciles, esto es, el aumento en el precio de las bebidas alcohólicas y tabaco afecta la cantidad demandada en la misma proporción a toda la población. El bien 5 se vuelve más inelástico conforme aumenta el nivel de gasto, es decir, los ricos no dejan de invertir en educación (o modifican su comportamiento en una proporción muy baja, -0.15%) cuando aumenta su precio, pero los más pobres disminuyen la cantidad demanda en 0.64% al aumentar el precio en 1%.

La elasticidad compensada para el bien 4 a altos niveles de gasto es positiva. Esto representa una violación de la teoría microeconómica, ya que por la ley de la demanda esta elasticidad tiene que ser negativa. Este mismo resultado es encontrado por Banks et al. (1997) para las elasticidades de los bienes que analizan.

Las elasticidades estimadas mediante el método GMM, y para el modelo AIDS estimado mediante 3NLS se presentan en el apéndice B. Los resultados no varían mucho para la estimación por GMM. En este caso, la elasticidad ingreso del bien 1 es negativa, el bien es inferior para los primeros siete deciles de gasto. Mientras que la elasticidad compensada para el bien 4 es negativa para todos los niveles de gasto, y por tanto, no viola la ley de la demanda en este caso para los más ricos.

Para el caso del modelo AIDS los resultados sí cambian. El bien 1 tiene una elasticidad ingreso muy alta, aunque sigue siendo necesario, y los otros bienes son de lujo, pero con elasticidades cercanas a uno. Para el caso de las elasticidades no compensadas, los datos muestran que todos los bienes son complementos brutos, mientras que las elasticidades compensadas muestran que los bienes son sustitutos netos, con excepción de los bienes 3 y 4 que son complementos netos. Estos resultados sugieren la importancia de modelar el gasto en forma cuadrática para que pueda capturar distintos patrones de consumo dependiendo del nivel de gasto de los hogares.

c. Impacto Distributivo de Dos Reformas Fiscales

A continuación se presenta el análisis distributivo sobre el bienestar de los hogares para dos reformas fiscales hipotéticas en los impuestos indirectos. Actualmente, los alimentos,

las medicinas y la educación se encuentran exentos del Impuesto al Valor Agregado, por lo que se considera relevante realizar un análisis sobre a quién afectaría más una reforma de este tipo, y sobre todo en qué porcentaje.

La primera reforma hipotética es la propuesta por el Poder Ejecutivo originalmente como propuesta de reforma fiscal: Impuesto al Valor Agregado (IVA) del 15% a todos los bienes. La segunda es una reforma que ha sido propuesta en los medios de comunicación y por algunos partidos políticos: IVA de 10% a todos los bienes. Para el primer caso se tiene que aumentar el precio de los bienes 1, 4 y 5 en 15%, mientras que los precios de los bienes 2 y 3 no cambian, pues estos ya poseen el IVA del 15%. Para el segundo caso, se aumenta en 10% el precio de los bienes 1, 4 y 5, y para los bienes 2 y 3 se disminuye el precio en 5% para dejar el IVA en 10%.

Para obtener el monto necesario que se le tiene que dar a los individuos después de la reforma para que tengan al menos el mismo nivel de utilidad que antes de ella se calcula el ingreso equivalente y la pérdida equivalente derivadas de la función de utilidad indirecta implícita en el modelo QUAIDS. En particular, se calcula la ecuación (11) o (12) para obtener el ingreso equivalente después de la reforma³² y la ecuación (7) para la pérdida equivalente. El ingreso equivalente anterior a la reforma es simplemente el gasto total en los bienes agregados.

En la tabla 7 y 8 se presentan los resultados de la primera reforma por decil y por variables sociodemográficas. Los resultados de la segunda reforma se muestran en las tablas 9 y 10. En los cuadros se presenta el ingreso (gasto) original, la pérdida equivalente, y el porcentaje de pérdidas equivalentes con respecto al ingreso (gasto) original. Para robustecer y comparar los resultados se encuentran dos columnas adicionales que presentan el porcentaje de pérdidas equivalentes por medio del modelo QUAIDS estimado mediante GMM, y otra por el modelo AIDS estimado mediante 3NLS.³³

³² La variable proxy para el ingreso posterior a la reforma, es el gasto total actual.

³³ El ingreso equivalente del modelo AIDS se encuentra haciendo la $\sum_i \lambda_i = 0$ en (12). Se puede ver también King (1983) para la derivación formal.

**Tabla 7. Distribución de Pérdidas Equivalentes por Decil de Gasto.
Reforma al IVA del 15%**

Decil	Ingreso Equivalente Original	Pérdida Equivalente	Porcentaje de Pérdidas Equivalentes	GMM	AIDS
				Porcentaje de Pérdidas Equivalentes	Porcentaje de Pérdidas Equivalentes
1	86.35	7.93	9.19	8.64	9.03
2	265.63	22.30	8.40	7.94	7.27
3	432.06	30.90	7.15	6.67	6.41
4	616.24	40.93	6.64	6.26	6.07
5	829.72	54.14	6.52	6.42	5.87
6	1091.39	66.27	6.07	5.97	5.49
7	1426.78	88.73	6.22	6.29	5.35
8	1927.37	119.80	6.22	6.57	5.34
9	2767.86	162.17	5.86	6.13	4.89
10	5996.65	259.86	4.33	4.97	4.76
Total	870.95	59.28	6.81	6.85	6.05

Nota: Los deciles son creados conforme el gasto total en los cinco bienes agregados. El ingreso equivalente original es el gasto total. Los datos son los promedios de cada decil. Se utilizó el modelo QAIDS para la estimación por medio de GMM.

Una reforma del 15% del IVA afecta en un porcentaje mayor a los más pobres. Las elasticidades calculadas anteriormente se hacen bajo el supuesto de *ceteris paribus*, es decir, ante el cambio de una variable exógena (precios o el ingreso) se quiere averiguar cómo cambia la demanda manteniendo todos los demás factores constantes. Una reforma al 15% sobre alimentos, medicinas y educación afecta a los más pobres porque al aumentar el precio disminuye en una mayor proporción su consumo (la demanda es más elástica para los pobres), disminuye su ingreso real, consumen más alimentos como proporción de su ingreso (los alimentos son un bien inferior), pero en una menor cantidad que el nivel original (la elasticidad de la demanda no compensada es negativa), consumen menos medicinas y menos educación (en una mayor proporción por ser bienes de lujos), y por tanto, al tener cantidades inferiores a las de la pre-reforma su nivel de utilidad disminuye en mayor proporción que en el caso de los ricos.

Para esta reforma, los resultados son robustos cuando se estima el porcentaje de pérdidas equivalentes mediante GMM, y por el modelo AIDS. Nuestra estimación difiere de la Blundell et al. (1997), ya que ellos mencionan que el AIDS sobrestima las pérdidas para los primeros y últimos deciles, mientras que para los deciles de en medio los

subestima. Los resultados aquí presentados indican que en general, el modelo AIDS subestima las pérdidas para todos los deciles, aunque mediante la estimación por GMM se muestra que ligeramente sobrestima las pérdidas para el primer y último decil. Pero lo importante aquí es que para los deciles 2-9 sí existe un efecto de subestimación notable en el modelo AIDS, por lo que se tiene un aspecto más de la importancia de modelar sistemas de demanda con efectos cuadráticos para evaluar o simular reformas impositivas.

Tabla 8. Distribución de Pérdidas Equivalentes por Variables Sociodemográficas. Reforma al IVA del 15%

				<i>GMM</i>	<i>AIDS</i>	
		Ingreso Equivalente Original	Pérdida Equivalente	Porcentaje de Pérdidas Equivalentes	Porcentaje de Pérdidas Equivalentes	Porcentaje de Pérdidas Equivalentes
Localización	Urbano	1057.52	76.59	7.24	7.33	5.91
	Rural	588.59	34.20	5.81	5.61	6.34
Sexo	Hombre	936.15	30.72	3.28	3.01	5.87
	Mujer	652.45	119.21	18.27	18.74	6.79
Educación	Sin Educación	466.70	36.89	7.91	7.95	7.01
	Primaria	724.24	54.32	7.50	7.51	6.38
	Secundaria	1041.07	62.61	6.01	5.92	5.54
	Media Superior	1439.33	74.93	5.21	5.10	5.12
	Superior	2406.14	109.14	4.54	4.63	4.78
Miembros	1-4	755.45	56.41	7.47	7.55	6.13
	5-8	1171.12	63.43	5.42	5.42	5.88
	>8	1142.07	63.08	5.52	5.21	6.09
Edad	<20	941.19	14.82	1.57	1.43	4.74
	21-30	944.60	40.59	4.30	3.94	5.04
	31-40	1113.66	56.26	5.05	4.89	5.30
	41-50	1119.42	75.64	6.76	6.87	5.77
	51-60	847.64	68.20	8.05	8.25	6.43
	>60	522.48	51.60	9.88	10.11	7.65

Nota: Los datos son promedios por variable sociodemográfica. Se utilizó el modelo QUAIDS para la estimación por medio de GMM.

Las estimaciones de pérdidas por variable sociodemográfica indican varios resultados interesantes. Una reforma del 15% en el IVA afecta en una mayor proporción a los hogares

urbanos que los rurales (a diferencia de lo que predice el modelo AIDS). Si el jefe de hogar es una mujer, ese hogar se ve más afectado que si fuera hombre, esto debido a los resultados de la tabla 2, la mujer gasta más como proporción de su gasto en alimentos y medicinas, y por los resultados de la estimación, invierte más en educación que un hombre, por tanto se ve mucho más afectada ante un cambio en los precios de estos bienes. La reforma afecta más a los hogares con jefe de hogar menos educado, aspecto que esperaríamos por los resultados de la tabla 7, pues a mayor nivel educativo se espera un mayor nivel de ingreso. Si una familia tiene menos miembros le afecta en una mayor proporción, pues como se vio en la tabla 2, a menor número de miembros mayor gasto en alimentos y medicinas, y al cambiar estos precios les afecta en un porcentaje mayor. Y por último, a los hogares con un jefe de hogar con mayor edad les afecta en mayor proporción que si fuera uno joven, pues los de edad avanzada gastan más en alimentos y en medicinas que los más jóvenes.

Los costos en bienestar de una reforma en el IVA del 15% son altos, y en una mayor proporción para los más pobres. Los partidos políticos están poco dispuestos a aceptar un costo político alto con una reforma impositiva como ésta. Por esta razón, en los círculos académicos, políticos y en algunos medios de comunicación se menciona una reforma menos drástica en el sistema impositivo del IVA: uniformarlo al 10% para todos los bienes. Esta reforma tendría menos impactos en el bienestar y sería más eficiente que la diferenciación de tasas impositivas. El aspecto a evaluar en este trabajo es únicamente el efecto sobre el bienestar de los hogares, y sus resultados se presentan en las tablas 9 y 10.

Los hogares más pobres siguen siendo los perdedores de la reforma impositiva. Aunque en este caso en una menor proporción que la reforma al 15% en el IVA, el porcentaje de pérdida equivalente pasó de 9.19% a 5%. Las pérdidas, cuando se comparan con el modelo AIDS, se subestiman para toda la población, con excepción del último decil donde se sobrestiman las ganancias equivalentes. Una reforma del 10% de IVA en todos los bienes es regresiva, los deciles más ricos ganan por una reforma como ésta. Esto se debe a que para el decil más rico las elasticidades precio no compensadas de los bienes 2 y 3 son las más altas de los cinco bienes considerados. Por tanto, si disminuye el precio de esos bienes

el consumo aumenta, y llega a compensar la menor cantidad consumida de los otros bienes por el aumento en su precio (pues como son inelásticos, su consumo casi no cambia), y así la utilidad final es mayor, y por tanto ganan con una reforma de este tipo.

**Tabla 9. Distribución de Pérdidas Equivalentes por Decil de Gasto.
Reforma al IVA del 10%**

Decil	Ingreso Equivalente Original	Pérdida Equivalente	Reforma al IVA del 10%		
			Porcentaje de Pérdidas Equivalentes	<i>GMM</i> Porcentaje de Pérdidas Equivalentes	<i>AIDS</i> Porcentaje de Pérdidas Equivalentes
1	86.35	4.33	5.01	4.47	4.40
2	265.63	10.98	4.13	3.71	2.30
3	432.06	11.95	2.76	2.32	1.32
4	616.24	13.53	2.20	1.86	0.90
5	829.72	17.06	2.06	2.02	0.65
6	1091.39	16.99	1.56	1.53	0.20
7	1426.78	24.43	1.71	1.86	0.01
8	1927.37	32.72	1.70	2.16	-0.03
9	2767.86	35.98	1.30	1.66	-0.56
10	5996.65	-22.97	-0.38	0.39	-0.75
Total	870.95	20.55	2.36	2.48	0.85

Nota: Ver Tabla 7.

Descomponer las pérdidas equivalentes por variables sociodemográficas nos da nuevamente información relevante sobre los “ganadores” y “perdedores” de esta reforma. El sector urbano resulta más perjudicado que el sector rural, pierde 2.83% de su ingreso equivalente, pero esta reforma le afecta en 4.6 puntos porcentuales menos que la reforma anterior. Si un hombre es jefe de hogar, “gana” 1.49% de su ingreso equivalente, y si es mujer “pierde” 14.85%. Las pérdidas de la mujer disminuyen en 3.5 puntos porcentuales con respecto a la reforma anterior. Este resultado se debe a que, debido a lo analizado en la tabla 2, la mujer se ve más afectada que el hombre por un impuesto a los alimentos, medicinas y educación, pues ella gasta una proporción mayor que el hombre en estos bienes, mientras que el hombre dedica un porcentaje mayor en bebidas alcohólicas y en el bien agregado que contiene a los alimentos procesados, calzado, ropa y cristalería, los cuales disminuyeron su precio, por lo que de esta forma resultan más beneficiados con una reforma de este tipo. También hay que recordar por la tabla 1, que la probabilidad de que el hogar sea rural dado que el jefe de hogar es mujer es de 25%, y que la probabilidad de que no tenga educación o bien que tenga nivel educativo únicamente de primaria dado que es

mujer es de 71%. Estos resultados muestran que el efecto en las mujeres que son jefes de hogar son en su mayor parte debido a cambios en la canasta de consumo, y no porque las mujeres que son jefes de hogares son en su mayoría pobres.³⁴

Tabla 10. Distribución de Pérdidas Equivalentes por Variables Sociodemográficas. Reforma al IVA del 10%

					<i>GMM</i>	<i>AIDS</i>
		Ingreso Equivalente Original	Pérdida Equivalente	Porcentaje de Pérdidas Equivalentes	Porcentaje de Pérdidas Equivalentes	Porcentaje de Pérdidas Equivalentes
Localización	Urbano	1057.52	29.94	2.83	2.99	0.68
	Rural	588.59	7.56	1.28	1.15	1.20
Sexo	Hombre	936.15	-13.99	-1.49	-1.72	0.64
	Mujer	652.45	96.90	14.85	15.41	1.71
Educación	Sin Educación	466.70	16.67	3.57	3.69	1.97
	Primaria	724.24	22.63	3.13	3.21	1.22
	Secundaria	1041.07	15.57	1.50	1.47	0.27
	Media Superior	1439.33	8.60	0.60	0.55	-0.21
	Superior	2406.14	-3.64	-0.15	0.02	-0.61
Miembros	1-4	755.45	23.29	3.08	3.24	0.97
	5-8	1171.12	9.77	0.83	0.91	0.61
	>8	1142.07	10.86	0.95	0.67	0.81
Edad	<20	941.19	-31.71	-3.37	-3.46	-0.56
	21-30	944.60	-3.54	-0.37	-0.69	-0.26
	31-40	1113.66	4.87	0.44	0.33	-0.01
	41-50	1119.42	25.70	2.30	2.49	0.51
	51-60	847.64	31.48	3.71	4.00	1.26
	>60	522.48	29.88	5.72	6.04	2.66

Nota: Ver Tabla 8.

Las pérdidas descritas en el sector educación confirman lo obtenido en la tabla 9. A menor educación del jefe de hogar, el porcentaje de pérdidas equivalentes es mayor. De hecho, los jefes de hogares con un mayor nivel de educación ganan con esta reforma. El porcentaje de pérdidas de los menos educados disminuyó de 8% de la primera reforma a 3.5%. Los hogares con un menor número de miembros siguen siendo los más afectados,

³⁴ De hecho, los dos primeros deciles tienen el 29% de las mujeres que son jefes de hogar.

mientras que los hogares con más de cuatro miembros prácticamente no pierden con esta reforma, sólo el 0.89% en promedio.

Los hogares con jefe de hogar jóvenes se benefician con la reforma, mientras que los jefes de hogar con edad avanzada pierden. Mientras la edad del jefe de hogar avanza, el hogar gasta una proporción mayor en alimentos y medicinas (y en cierto grado en educación), pero un jefe de hogar joven destina una proporción mayor al bien dos, por tanto, un aumento en el precio de los bienes 1, 4 y 5 afecta más a los hogares con jefe de hogar mayor a los 40 años que a los más jóvenes, los cuales se benefician de la disminución en el precio del bien 2. Este resultado es robusto a los diferentes métodos de estimación. Asimismo, la tabla 1 muestra que la probabilidad de que un jefe de hogar no tenga educación, o bien, sólo tenga nivel primaria dado que es un jefe de hogar con más de 60 años es de 94%. Este resultado sugiere que los jefes de hogares con edad avanzada son de estratos pobres, de hecho, el 37% de los jefes con más de 60 años pertenecen a los dos primeros deciles, y por tanto, el efecto de un cambio en precios los afecta porque son pobres y por cambios en su canasta de consumo.

VI. Conclusiones

La exclusión de variables sociodemográficas puede llevar a sesgos en la estimación de sistemas de demanda. Estas variables tienen relaciones importantes entre ellas, y ayudan a explicar algunas diferencias en los patrones de consumo entre los hogares. El análisis realizado en esta investigación sugiere que la localización, educación, sexo, edad del jefe de hogar, y número de miembros en el hogar pueden explicar tales diferencias.

Asimismo, la estimación mediante el método QUAIDS muestra la importancia de incluir efectos cuadráticos en el sistema de demanda. Por ejemplo, las elasticidades ingreso obtenidas indican que los alimentos son un bien inferior a bajos niveles de gasto, y un bien normal necesario a altos niveles de gasto, por otro lado, las medicinas y la educación representan un bien más de lujo para los pobres que para los ricos. Mientras que el modelo

AIDS no puede capturar esta diferencia en los patrones de consumo para distintos niveles de gasto.

Los resultados de las dos reformas impositivas hipotéticas planteadas en el trabajo indican que los hogares en los deciles más bajos son los más perjudicados, junto con los del sector urbano, y los que tienen un menor número de miembros, asimismo con un jefe de hogar con un menor nivel educativo, con mayor edad o si es mujer.

El presente trabajo se puede extender de varias formas. La inclusión de un mayor número de bienes es primordial en el análisis de bienestar de una reforma impositiva. Esto daría un análisis más preciso sobre los costos y ganancias en el bienestar de los hogares. Otro enfoque es la realización de un análisis dinámico, de tal manera que se obtengan las elasticidades de los bienes para las diferentes versiones de la ENIGH, y se pueda comprobar si efectivamente hubo un cambio en las preferencias de los consumidores después de la crisis, o bien, si estas no han cambiado conforme pasa el tiempo.

La modelación hecha aquí se realizó asumiendo que la causa de gasto cero en los distintos bienes era infrecuencia de compra. Si el origen de estos gastos es solución de esquina en lugar de infrecuencia de compra, la modelación correcta es mediante el método Tobit. Por lo que un análisis de este tipo podría robustecer los resultados encontrados en este trabajo.

En esta investigación no se simulan los ingresos posibles del gobierno con las reformas impositivas propuestas. Este cálculo es necesario para poder realizar un juicio sobre qué tipo de reforma es preferible. En nuestro caso, se puede decir que una reforma del 15% en el IVA perjudica más en términos de bienestar que una reforma del 10%, pero puede ser que la primer reforma dé mayores ingresos netos (después de compensar a los hogares que pierden con la reforma) que la segunda, y que por tanto, sea preferible.

Una modelación de equilibrio general como la de Jorgenson y Slesnick (1985) es necesaria para la inclusión del sector de la producción, ya que en este trabajo se asume que

la oferta es perfectamente elástica y que todo cambio en los precios se transmite al consumidor. Un análisis que incluya a otros sectores daría una mejor apreciación de los perdedores y ganadores de una reforma impositiva.

Referencias

- Baccouche, R. y F. Laisney (1990). "Simulation of Value-Added Tax Reforms for France using Cross-Section Data", en J.P. Florens et al. (eds), *Microeconometrics: Surveys and Applications*, Oxford, Basil Blackwell.
- Baker, P., S. McKay y E. Symons (1990). "The Simulation of Indirect Tax Reforms: The IFS Simulation Program for Indirect Taxation", Documento de Trabajo #11, Institute for Fiscal Studies, Londres.
- Banks, J., R. Blundell y A. Lewbel (1997). "Quadratic Engel Curves and Consumer Demand", *Review of Economics and Statistics*, 106, pp. 527-539.
- Blundell, R. (1988). "Consumer Behavior: Theory and Empirical Evidence-A Survey", *Economic Journal*, 98, pp. 16-65.
- Christensen, L., D. Jorgenson y L. Lau (1975). "Trascendental Logarithmic Utility Functions", *American Economic Review*, 65, pp. 367-383.
- Clements, K., A. Selvanathan y S. Selvanathan (1996). "Applied Demand Analysis: A Survey", *The Economic Record*, 72, pp. 63-81.
- Davidson, R. y J.G. MacKinnon (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*. Oxford University Press , New York.
- Dávila, E. y S. Levy (2000). "Tax Paying Towards Equity: A Reform Proposal for the Value-Added Tax", Center for Research on Economic Development and Policy Reform. Stanford University.
- Deaton, A. (1986). "Demand Analysis" en Z. Griliches y M.D. Intrilligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, Volumen III. North-Holland. Amsterdam, pp. 1768-1839.
- Deaton, A. y J. Muellbauer (1980a). *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Deaton, A. y J. Muellbauer (1980b). "An Almost Ideal Demand System", *American Economic Review*, 70, pp. 312-326.
- García, J., y J. Labeaga (1996). "Alternative Approaches to Modelling Zero Expenditure: An Application to Spanish Demand for Tobacco", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, pp. 489-505.

- Greene, W. (2000). *Econometric Analysis*. Cuarta Edición, MacMillan Publishing Company, New York.
- Griffiths, W., R. C. Hill, G. Judge (1993). *Learning and Practicing Econometrics*. John Wiley and Sons, New York.
- Hausman, J., W. Newey, y J. Powell (1995). "Nonlinear Errors in Variables: Estimation of Some Engel Curves", *Journal of Econometrics*, 65, pp. 205-233.
- Heien, D., L.S. Jarvis, y F. Perali (1989). "Food Consumption in Mexico: Demographic and Economic Effects", *Food Policy*, 14, pp. 167-179.
- Hicks, J. (1936). *Value and Capital*. Oxford University Press.
- INEGI (2000). *ENIGH-2000: Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares*. Aguascalientes, México.
- Jarque, C. (1987). "An Application of LDV Models to Household Expenditure Analysis in Mexico", *Journal of Econometrics*, 36, pp. 31-53.
- Jorgenson, D.W. y D.T. Slesnick (1985). "General Equilibrium Analysis of Economic Policy", en J. Piggott y J. Whalley (eds.), *New Developments in Applied General Equilibrium Analysis*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Keen, M. (1986). "Zero Expenditures and the Estimation of Engel Curves", *Journal of Applied Econometrics*, 1, pp. 277-286.
- King, M. (1983). "Welfare Analysis of Tax Reforms Using Household Data", *Journal of Public Economics*, 21, pp. 183-214.
- Labeaga, J. y A. López (1993). "A Flexible Demand System and VAT Simulation from Spanish Microdata", Documento de Trabajo #10. European University Institute, Florence.
- Labeaga, J. y A. López (1996). "Flexible Demand System Estimation and the Revenue and Welfare Effects of the 1995 VAT Reform on Spanish Households", *Revista Española de Economía*, 13, pp. 181-197.
- Lewbel, A. (1996). "Demand Estimation with Expenditure Measurement Errors on the Left and Right Hand Side", *The Review of Economics and Statistics*, 78, pp. 718-725.

- Lewbel, A. (1997). "Consumer Demand Systems and Household Equivalence Scales" en M. Pesaran y P. Schmidt (eds.), *Handbook of Applied Econometrics*, Volumen II Microeconomics, Blackwell Publishers, pp. 167-201.
- Mas-Colell, A., M.D. Whinston, y J.R. Green (1995). *Microeconomic Theory*. Oxford University Press, Oxford.
- McKenzie, D. (2001a). "The Household Response to the Mexican Peso Crisis", Documento de Trabajo, Stanford University, Departamento de Economía.
- McKenzie, D. (2001b). "Are Tortillas a Giffen Good in Mexico?", *Economics Bulletin*.
- Pollak, R. y T. Wales (1981). "Demographic Variables in Demand Analysis", *Econometrica*, 49, pp. 1533-1551.
- Pollak, R. y T. Wales (1992). *Demand System Specification and Estimation*. Oxford University Press, Oxford y New York.
- Ray, R. (1986) "Demographic Variables and Equivalence Scales in a Flexible Demand System: The Case of AIDS", *Applied Economics*, 18, pp. 265-278.
- Stone, R. (1954). "Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand", *Economic Journal*, 64, pp. 511-527.
- Urzúa, C. (2001). "On the Welfare Consequences of a Recent Tax Reform", *Estudios Económicos*, 31, pp. 57-72.
- Urzúa, C. (1994). "An Empirical Analysis of Indirect Tax Reforms In Mexico", manuscrito no publicado presentado en la XIII Reunión Latinoamericana de la Sociedad Econométrica sostenida en Caracas, Venezuela.
- Varian, H. (1992). *Microeconomic Analysis*. Tercera Edición, W.W. Norton, New York.

**Apéndice A. Estimaciones de los Modelos QUAIDS mediante
3NLS y GMM, y el Modelo AIDS mediante 3NLS**

Tabla 1A. Estimaciones del Modelo QUAIDS mediante 3NLS

	Bien 1	Bien 2	Bien 3	Bien 5
Constante	1.73474 *	1.34011 *	0.14720 *	-1.05938 *
	14.82334	17.33011	6.56515	-13.34529
<i>Var. Sociodemográficas</i>				
Loc	-0.03429 *	0.00338	0.00018	0.00850
	-2.60125	0.18067	0.09579	0.64035
Sexo	-0.53924 *	-0.76406 *	-0.06567 *	0.58126 *
	-7.28060	-14.12707	-5.29716	9.81786
Educación	-0.00649	0.00312	-0.00042	0.00492
	-0.84160	0.29189	-0.44145	0.62243
Miembros	0.01457 *	0.00055	-0.00147 *	-0.00322
	4.50059	0.11766	-3.27826	-0.97510
Edad	0.00105 *	-0.00317 *	-1.26E-05	0.00054
	2.96619	-6.33764	-0.25130	1.51126
<i>Precios</i>				
P1	-0.21456 *			
	-4.73174			
P2	-0.28006 *	-0.03704 **		
	-22.75145	-2.00532		
P3	-0.02877 *	-0.01947 *	0.01009 *	
	-5.23525	-5.83810	11.54562	
P5	0.25003 *	0.16318 *	0.01884 *	-0.17500 *
	8.02754	13.21068	4.14202	-7.49902
<i>Gasto</i>				
lnx	-0.29628 *	-0.21324 *	-0.02103 *	0.25560 *
	-16.96860	-13.32112	-4.81067	23.21350
(lnx)²	0.01653 *	0.01663 *	0.00144 *	-0.01565 *
	15.61422	16.50370	5.37681	-22.94508

Nota: * (**) representa significancia al 1% (5%). Estadísticos *t* al interior de las estimaciones. *lnx* es el término del gasto, y $(lnx)^2$ da el resultado del parámetro λ .

Los espacios blancos son por la imposición de simetría en el sistema de demanda. Los precios están en términos del precio de las medicinas (bien 4) debido a la imposición de homogeneidad.

Se estimo el sistema de demandas con los siguientes instrumentos para la variable *lnx*: localización, sexo, educación, miembros, edad, los precios de los bienes (1,2,3 y 5), el ingreso del hogar y el ingreso al cuadrado (en logaritmos).

Tabla 2A. Estimación del Modelo QUAIDS mediante GMM

	Bien 1	Bien 2	Bien 3	Bien 5
Constante	2.01780 *	1.34732 *	0.18894 *	-1.65211 *
	17.35390	22.03399	5.42479	-17.75572
<i>Var. Sociodemográficas</i>				
Loc	-0.04786 *	-0.01000	-0.00138	0.02972 **
	-3.73902	-0.74143	-0.66204	1.96341
Sexo	-0.69371 *	-0.71054 *	-0.09037 *	0.88449 *
	-9.88251	-17.39029	-5.24999	13.01006
Educación	0.00043	0.01108	4.87E-05	-0.00336
	0.04492	1.14255	0.04043	-0.28505
Miembros	0.01737 *	0.00308	-0.00113 **	-0.00807
	4.77794	0.82393	-2.16784	-1.85029
Edad	0.00068	-0.00321 *	-5.80E-05	0.00105 **
	1.82599	-8.04766	-1.09957	2.34030
<i>Precios</i>				
P1	-0.30708 *			
	-6.37761			
P2	-0.30649 *	-0.02119		
	-29.25903	-1.45138		
P3	-0.04074 *	-0.02413 *	0.00870 *	
	-4.48072	-5.27931	4.87259	
P5	0.41999 *	0.23122 *	0.03654 *	-0.41076 *
	10.41897	17.51219	3.91140	-11.32813
<i>Gasto</i>				
lnx	-0.32679 *	-0.19947 *	-0.02748 *	0.35087 *
	-21.58855	-15.61896	-4.45999	33.58830
lnx²	0.01845 *	0.01440 *	0.00183 *	-0.02127 *
	19.19260	21.81377	5.18819	-33.50840

Nota: Ver tabla 1A.

Tabla 3A. Estimación del Modelo AIDS mediante 3NLS

	Bien 1	Bien 2	Bien 3	Bien 5
Constante	0.39751 *	0.35991 *	0.04144 *	0.08842 *
	29.33744	28.6629	10.71159	17.49689
<i>Var. Sociodemográficas</i>				
Loc	-0.00935 **	0.00485	0.00113	-0.00780 **
	-2.072052	0.921701	0.900643	-4.464285
Sexo	0.00456	0.00057	-0.00646 *	0.00278
	0.898721	0.096012	-4.573379	1.409746
Educación	-0.00707 *	0.00446 **	0.00028 *	0.00520 *
	-3.689543	2.033467	0.529333	6.908455
Miembros	0.00806 *	-0.00263 **	-0.00182 *	0.00183 *
	7.6704	-2.218525	-6.174773	4.489879
Edad	0.00164 *	-0.00246 *	0.00006 *	-0.00004
	14.05163	-17.90042	1.782716	-0.863916
<i>Precios</i>				
P1	0.11688 *			
	43.4626			
P2	-0.08503 *	0.13140 *		
	-65.44518	82.94389		
P3	-0.00491 *	-0.00406 *	0.01183 *	*
	-7.607908	-10.93195	38.55466	114.6402
P5	-0.02066 *	-0.01299 *	-0.00110 *	0.05181 *
	-26.77461	-24.52756	-4.367672	
<i>Gasto</i>				
Inx	-0.02326 *	0.00671 *	0.00068	0.01475 *
	-9.400085	4.618852	0.916286	16.26678

Nota: Ver Tabla 1A.

Apéndice B. Elasticidades para el Modelo QUAIDS estimado mediante GMM y para el modelo AIDS estimado mediante 3NLS

Tabla 1B. Elasticidades Ingreso, Precio No Compensada y Precio Compensada para el Modelo QUAIDS estimado mediante GMM

	Bien 1	Bien 2	Bien 3	Bien 4	Bien 5
<i>Ingreso</i>	-0.1143	0.6840	0.6128	2.0201	2.0364
<i>No Compensadas</i>					
Bien 1	-0.7798	0.0942	-0.0523	0.3925	0.5333
Bien 2	-0.0765	-0.6591	-0.0080	0.0361	0.0614
Bien 3	-0.0960	0.0891	-0.8363	0.1049	0.1647
Bien 4	-0.0871	-0.5300	0.0072	-1.0339	-0.4775
Bien 5	0.0216	-0.4215	0.0217	-0.4098	-1.3316
<i>Compensadas</i>					
Bien 1	-0.8123	0.0249	-0.0601	0.3706	0.4959
Bien 2	0.1179	-0.2444	0.0388	0.1672	0.2853
Bien 3	0.0782	0.4606	-0.7944	0.2224	0.3653
Bien 4	0.4870	0.6948	0.1453	-0.6467	0.1838
Bien 5	0.6004	0.8132	0.1610	-0.0194	-0.6650

Nota: Las elasticidades se calculan con base en la media de las proporciones de gasto respectivas para los bienes. Los renglones de las elasticidades precio significan la elasticidad de ese bien con respecto al precio del bien que está en columnas.

Tabla 2B. Elasticidades Ingreso, Propio Precio No Compensadas y Compensadas por Decil para el modelo QUAIDS estimado mediante GMM

Decil	Bien 1	Bien 2	Bien 3	Bien 4	Bien 5
<i>Ingreso</i>					
1	-0.3937	0.5818	0.4975	2.3212	2.3160
2	-0.3396	0.6016	0.5198	2.2629	2.2619
3	-0.3803	0.5867	0.5030	2.3068	2.3026
4	-0.2770	0.6245	0.5457	2.1954	2.1992
5	-0.1350	0.6764	0.6043	2.0423	2.0571
6	-0.1511	0.6705	0.5976	2.0597	2.0732
7	-0.0708	0.6999	0.6308	1.9731	1.9928
8	0.1560	0.7828	0.7244	1.7287	1.7659
9	0.2300	0.8099	0.7550	1.6489	1.6918
10	0.2191	0.8059	0.7505	1.6608	1.7027
<i>No Compensadas</i>					
1	-0.8382	-0.7784	-0.8426	-1.2824	-1.7078
2	-0.9835	-0.7039	-0.8442	-1.2254	-1.7425
3	-1.1740	-0.7003	-0.8520	-1.3321	-1.8507
4	-1.0234	-0.6650	-0.8446	-1.1976	-1.6375
5	-0.9436	-0.6657	-0.8411	-1.1261	-1.4708
6	-0.9879	-0.6611	-0.8427	-1.1520	-1.4885
7	-0.9928	-0.6739	-0.8430	-1.1291	-1.4480
8	-0.4804	-0.5972	-0.8220	-0.7462	-0.8773
9	-0.3452	-0.5847	-0.8192	-0.6426	-0.7161
10	-0.0288	-0.5602	-0.8116	-0.5052	-0.3763
<i>Compensadas</i>					
1	-0.9501	-0.4257	-0.8086	-0.8374	-0.9496
2	-1.0801	-0.3392	-0.8087	-0.7916	-1.0021
3	-1.2821	-0.3446	-0.8176	-0.8899	-1.0970
4	-1.1021	-0.2863	-0.8073	-0.7767	-0.9175
5	-0.9820	-0.2556	-0.7998	-0.7345	-0.7974
6	-1.0309	-0.2546	-0.8018	-0.7572	-0.8099
7	-1.0129	-0.2496	-0.7999	-0.7509	-0.7956
8	-0.4360	-0.1226	-0.7725	-0.4148	-0.2992
9	-0.2798	-0.0936	-0.7676	-0.3265	-0.1623
10	0.0335	-0.0715	-0.7603	-0.1868	0.1811

Nota: Los deciles son creados conforme al gasto en los cinco bienes agregados

Tabla 3B. Elasticidades Ingreso, Precio No Compensadas y Compensadas para el modelo AIDS estimado mediante 3NLS

	Bien 1	Bien 2	Bien 3	Bien 4	Bien 5
<i>Ingreso</i>	0.9182	1.0111	1.0099	1.0059	1.0451
<i>No Compensadas</i>					
Bien 1	-0.5764	-0.2521	-0.0124	-0.0133	-0.0641
Bien 2	-0.1419	-0.7896	-0.0074	-0.0495	-0.0226
Bien 3	-0.0733	-0.0651	-0.8276	-2.0079	-0.0171
Bien 4	-0.0337	-0.1563	-0.7162	-0.7168	-0.0896
Bien 5	-0.0700	-0.0656	-0.0060	-0.0570	-0.8465
<i>Compensadas</i>					
Bien 1	-0.3154	0.3046	0.0504	0.1627	0.2365
Bien 2	0.1455	-0.1766	0.0618	0.1443	0.3084
Bien 3	0.2137	0.5473	-0.7585	-1.8143	0.3135
Bien 4	0.2523	0.4536	-0.6474	-0.5239	0.2397
Bien 5	0.2271	0.5680	0.0654	0.1434	-0.5044

Nota: Ver Tabla 1B.