

UN MODELO ECONOMETRICO DE LA DEMANDA AL DETALLE EN SANTIAGO DE CHILE

JOHN L. DILLON,*
Universidad de
Adelaide y
Universidad Católica
de Chile

ALAN A. POWELL,**
Universidad de
Adelaide y
Universidad de
Chicago

El objetivo de este trabajo es analizar la estructura del mercado de bienes de consumo al detalle en Santiago durante el período en que existen estadísticas adecuadas, es decir, 1953-1963. Además del empleo eventual de los resultados para tomar decisiones y predecir, el trabajo proporciona un test de la suficiencia de la teoría tradicional del valor en el análisis de un mercado caracterizado por una inflación importante y sostenida.

1.—ANTECEDENTES: Este estudio fue posible gracias a la publicación hecha por el Banco Central de un índice de ventas comerciales al detalle y de una serie de indicadores de precios reunidos al calcular el índice del costo de la vida. Partiendo del índice de ventas al detalle se ha construido la Tabla N° 1. Esta, junto con los indicadores de precios presentados en la Tabla N° 2, constituye la información básica.

CUADRO N° 1						
VENTAS AL DETALLE DE BIENES DE CONSUMO Y SERVICIOS						
POR GRUPOS PRINCIPALES. SANTIAGO = 1955-1963						
(Valores Monetarios Corrientes*)						
Año	Alimento	Vestuario	Servicios	Amoblados y Artículos Eléctricos	Varios	Total
	V_{1t}	V_{2t}	V_{3t}	V_{4t}	V_{5t}	m_t
1955	78,6	98,0	156,9	68,2	132,0	533,7
1956	125,5	120,0	234,9	74,0	178,9	734,1
1957	172,0	148,0	333,0	103,0	244,0	1.000,0
1958	234,4	179,8	431,3	128,6	333,0	1.307,1
1959	330,1	258,2	536,0	172,9	509,6	1.806,8
1960	378,9	302,5	654,2	188,2	610,5	2.134,3
1961	431,0	368,0	742,2	211,7	771,0	2.523,9
1962	536,7	479,1	938,0	298,2	931,1	3.183,1
1963	803,8	667,3	1.543,0	451,0	1.296,1	4.761,2

* El numerario (las ventas totales al detalle de 1957) fue igualado arbitrariamente a 1.000,0.

Fuente: Banco Central de Chile. Boletín Mensual, N° 434, abril 1964, p. 511.

CUADRO Nº 2

INDICADORES DE PRECIOS ASIGNADOS A LAS CINCO CATEGORIAS PRINCIPALES DE CONSUMO

Año	1 Alimento P_{1t}	2 Vestuario P_{2t}	3 Servicios P_{3t}	4 Amoblado y Aparatos Eléctricos P_{4t}	5 Varios P_{5t}
1955	496	487	401	487	401
1956	773 (a), (b)	740 (b)	626 (a), (b)	740 (b)	626
1957	858	807	794	708	794
1958	1000	1000	1000	1000	1000
1959	1358	1442	1386	1383	1386
1960	1589	1544	1547	1528	1547
1961	1747	1583	1666	1627	1666
1962	2046	1770	1897	1804	1897
1963	3065	2509	2737	2648	2737

- 1 *Alimentación*, componente del "Índice del Costo de la Vida en Santiago".
- 2 *Vestuario*, componente del índice mencionado.
- 3 *Índice del Costo de la Vida en Santiago*.
- 4 *Varios*, componente del Índice del Costo de la Vida.
- 5 *Índice General del Costo de la Vida*.

- (a) Las series para 1955 y 1956 fueron obtenidas multiplicando el índice anterior dado por *Banco Central de Chile (Boletín Mensual, Nº 350, abril 1957, p. 280)* por el factor 0,066074. (*Boletín Mensual, Nº 381, noviembre 1959, p. 757*).
- (b) El ajuste hecho en (a) sólo se puede hacer para el *Índice General*. En el caso de Alimentos y Servicios, sin embargo, el mismo método proporciona resultados plausibles y estos fueron mantenidos. En el caso de los componentes de *Vestuarios* y *Varios*, estos ajustes dieron los valores poco plausibles de 693 y 280 para 1955 y de 1.069 y 411 para 1956, respectivamente. Se ha promediado arbitrariamente los dos grupos de datos y se ha usado los valores 487 y 740 para 1955 y 1956, respectivamente, para ambos bienes.

Fuente: *Banco Central de Chile. Boletín Mensual Nº 434, abril 1964, p. 512.*

* * *

Es preciso señalar que estos resultados no dependen fundamentalmente de la bondad de los indicadores de precios específicos. De hecho, es posible calcular todos los resultados utilizando una serie de precios únicos y general. El modelo

puede ser encontrado en un método diseñado por Pigou en 1910 para estimar elasticidades de precios a partir de datos "cross-section" (1) (aunque los alcances económicos de su procedimiento no fueron conocidos sino hasta mucho des-

pués) (2). Las estimaciones de los efectos de los precios en el modelo utilizado para este trabajo resultan como un subproducto de estimaciones de los efectos del ingreso.

Es cierto que se puede ganar algo en precisión usando la información que se tenga disponible acerca de los movimientos de los precios relativos. Con este fin se ha asignado cuatro indicadores de precios para cinco grupos de bienes tal como se presenta en el Cuadro Nº 2. Afortunadamente, algunos de los movimientos en los precios relativos se distribuyeron en forma legítima, de tal manera que este procedimiento deberá arrojar mejores resultados que aquel que usa el índice general de precios para todos los bienes en conjunto. Este último procedimiento es equivalente a la presunción de que los precios relativos no variaron durante el período considerado.

2.—EL MODELO (3)

El modelo que aquí se ajusta es un conjunto de cinco ecuaciones lineales (1)

$$V_{it} = \sum_{j=1}^5 a_{ij} \cdot p_{jt} + b_i m_t + c_i t + \epsilon_{it} \quad (i=1, \dots, 5)$$

donde v_{it} es el gasto durante el período t en el i -ésimo bien, p_{jt} es el precio del j -ésimo bien en el período t , $m_t \equiv \sum_{j=1}^5 V_{jt}$

es el total del gasto al detalle en términos monetarios en el período t , siendo a_{ij} , b_i y c_i constantes. Los ϵ_{it} son desviaciones. En estas ecuaciones la tendencia está centrada en el punto medio de cada observación anual, de tal manera que 1959 corresponde a $t = 0$. Antes que la ecuación "1" pueda ser ajustada, el sistema debe convertirse en uno en que no se tengan que efectuar muchas estimaciones de parámetros (los a_{ij} son 25) de una muestra tan reducida. Una transformación sugerida en otro trabajo es la siguiente (4):

$$(2) \quad y_{it} = b_i u_t + c_i t + \epsilon_{it}$$

$$(3) \quad y_{it} = v_{it} - p_{jt} \frac{\bar{v}_j}{p_j} + \lambda b_i \left(\sum_{j=1}^5 \frac{p_{jt}}{p_j} - \frac{p_{it}}{p_i} \right)$$

y

$$(4) \quad u_t = m_t - \sum_{j=1}^5 p_{jt} \frac{\bar{v}_j}{p_j}$$

Las barras superpuestas indican promedios de observaciones correspondientes a nueve años, mientras que λ señala la flexibilidad de la utilidad marginal del gasto total en el consumo (5). La variable y_{it} puede interpretarse como la desviación con respecto a la media del consumo monetario corriente en el bien i , en el tiempo t después que todos los

- (2) Las restricciones impuestas por el procedimiento de Pigou fueron presentadas en términos de elasticidades por Milton Friedman en: "Professor Pigou's Method for Measuring Elasticities of Demand from Budgetary Data" *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 50 (noviembre 1935), pp. 151-63. Una versión equivalente pero más sofisticada de este procedimiento con un modelo de preferencias directamente aditivas fue demostrada por H. S. Houthakker en "Additive Preferences", *Econometrica* Vol. 28, Nº 2 (april 1960), pp. 244-57.
- (3) En los párrafos siguientes se ha hecho uso de la exposición dada por Alan Powell en "Postwar Consumption in Canada: A First Look at the Aggregates", aún no publicado.
- (5) La terminología presentada aquí es la misma de Houthakker, *op. cit.* (diferente a la usada por Fisch).

efectos de sustitución han sido eliminados. La variable u_{it} es una medida del ingreso monetario sobrante después que ciertos gastos en necesidades de consumo "típico" han sido incurridos a precios corrientes (6). Deflactando por p_{it} se obtendría una estimación del ingreso sobrante "real" en términos de poder adquisitivo del bien i -ésimo en el caso de u_t , mientras que deflactando por y_{it} se tendría un índice de cantidad para el bien i -ésimo (7). El método equivale en forma general a ajustar cantidades corregidas por variaciones en los precios relativos como una función lineal del ingreso real "no comprometido". Puede demostrarse que este procedimiento equivale al más simple supuesto verosímil acerca de la función de utilidad; es decir, el de las "preferencias directamente agregadas", y usar la consecuente dependencia entre los efectos ingreso y sustitución para mejorar la especificación del modelo. En ausencia de tales restricciones de especificación, es muy probable que los análisis de series de tiempo breves no sean fructíferos.

El sistema "2"-4" se resuelve para los b_i , c_i y λ por un procedimiento iterativo. En este caso 11 es el número total de parámetros resultantes de la transformación. La agregación permanece intacta en este modelo, mientras que la homogeneidad y la simetría sólo se satisfacen aproximadamente. Las características estadísticas del proceso de esti-

mación no han sido investigadas, pero tests de significancia aproximados pueden aprovecharse de la teoría clásica de los mínimos cuadrados en el caso de los valores de las participaciones marginales b_i y de los coeficientes lineales de tendencia c_i .

3.—RESULTADOS

Los principales resultados de este análisis están resumidos en la Tabla 4. El Cuadro N^o 3 da idea de la importancia de cada uno de los ítem individuales dentro del presupuesto durante el periodo de postguerra.

En vista de la brevedad de las series, no debe sorprender que se haya tenido un buen ajuste de los datos en el modelo. En términos de las variables v_{it} , las ecuaciones explican el 99.4% o más de la "varianza". Las proporciones explicadas por las variables transformadas que se correlacionaron (y_{it}) son algo inferiores, pero ninguna de las correlaciones cae por debajo de 92.5%. Aunque las series son demasiado pequeñas para conclusiones respecto de presencia o ausencia de autocorrelación en los residuos, los tests estadísticos que se han calculado no son evidencias concluyentes de la misma.

(7) En este análisis se ha supuesto que las decisiones acerca de cuánto gastar en un grupo de bienes y servicios comprendido por las observaciones del comercio detallista se hacen independientemente de los precios relativos existentes dentro de dicho grupo. Más aún, el gasto total o "ingreso" variable es sólo una medida parcial.

CUADRO Nº 3

**PROMEDIO DE CONSUMO DE ARTICULOS AL DETALLE
POR GRUPOS DE BIENES: SANTIAGO 1955-63**

Grupo i 1	Promedio de Gastos Corrientes*	Col. 2 como una Proporción del Promedio del Gasto en Consumo Anual
	\bar{v}_i 2	$w_i = \bar{v}_i / \bar{m}$ 3
1. Alimentos	343,4	0,1719
2. Vestuario	291,3	0,1458
3. Servicios	618,8	0,3097
4. Amoblado y Aparatos Eléctricos	188,4	0,0943
5. Varios	556,2	0,2784
TOTAL	$\bar{m} = 1,998$	1

* Valores Monetarios Corrientes relativos (Las ventas totales al detalle en 1957 a las ventas totales al detalle en 1957. se fijaron arbitrariamente iguales a 1.000).

CUADRO Nº 4

**PRINCIPALES RESULTADOS: MODELO DE PREFERENCIAS ADITIVAS
DEL CONSUMO DE BIENES DE VENTA AL DETALLE EN SANTIAGO
1955-1963**

Grupo de bienes	Proporción del gasto adicional gastado en el grupo b_i	El cambio anual en la demanda	El valor de t para	El valor de t para	Los cambios anuales por- centaje del gasto prome- dio $100 c_i/v_i$	
1. Alimentos	0,0775*	7,7253*	6,129	5,057	2,249	
2. Vestuario	0,1623*	-4,4005	7,315	-1,642	-1,511	
3. Servicios	0,4030*	-8,1070	6,550	-1,090	-1,310	
4. Amoblado y Aparatos Eléct.	0,1319*	-6,6526*	9,832	-4,103	-3,531	
5. Varios	0,2253*	11,4349	4,247	1,748	2,056	
TOTAL	1	0				
Elasticidad de demanda con respecto a: (a)		Proporción de la suma de los cuadrados ex- plicados en el caso de		Estadígrafo de Durbín y Watson	Primer coefi- ciente de co- relación serial	
"Ingreso" total de compras al detalle	Precio propio	Variable final	Variable original			
i		y_{it}	v_{it}			
1.	0,451	-0,448	0,977	0,999	1,6194	0,192
2.	1,113	-0,992	0,933	0,996	1,9642	-0,129
3.	1,301	-1,301	0,925	0,994	1,8221	-0,097
4.	1,399	-1,213	0,949	0,996	1,8203	0,076
5.	0,899	-0,784	0,925	0,995	1,3689	0,189

* Significativamente distinto de cero al (a) Las elasticidades están calculadas a cinco por ciento o más. bajo los su- los precios y gastos medios. puestos clásicos.

4.-INTERPRETACION ECONOMICA

Si se supone por el momento que la variable m_i fuera el ingreso total (en vez de gasto total al detalle), entonces, en estas circunstancias, los valores de las elasticidades ingreso y precio (calculadas a los precios y gastos medios) serían

$$\text{Elasticidad ingreso (5)} = b_i \frac{\bar{m}}{v_i}$$

y

$$\text{Elasticidad de precio propio (6)} = \frac{\lambda b_i (1 - b_i)}{v_i - b_i}$$

Suponiendo que los bienes de consumo al detalle representan una proporción constante del ingreso (tal como es dable suponer para un breve plazo de tiempo), entonces no se necesita el ajuste "5". De esta manera la estimación de la elasticidad de consumo con respecto al gasto total al detalle puede emplearse como una estimación de la elasticidad ingreso.

La flexibilidad de la utilidad marginal del ingreso, según Houthakker (λ) se representa por

$$(7) \quad \lambda = \frac{v}{\partial v / \partial y}$$

donde v es la utilidad marginal del ingreso, y . Tal vez es más útil la contra-

partida de este concepto en términos de elasticidad

$$(8) \quad \check{w} = \frac{\partial v}{\partial y} \frac{y}{v}$$

a la cual Frisch llamó flexibilidad monetaria (8) (de la utilidad marginal del ingreso), pero es mejor llamarla "la elasticidad (ingreso) de la utilidad marginal

del ingreso". La estimación de \check{w} es

$$(9) \text{ Estimación } \check{w} = \frac{\bar{m}}{\hat{\lambda}}$$

donde $\hat{\lambda}$ es el estimador de λ obtenido por el método iterativo (9). Se ha encontrado un valor absoluto de \check{w} cercano a la unidad, es decir, 1,12. Este es de un modo general la mitad del valor de las estimaciones hechas para varios países europeos desarrollados (10).

Aunque algunos lectores consideren poco adecuado el tratamiento cardinal dado a la utilidad, podría especularse sobre la utilidad de las estimaciones de \check{w} para caracterizar las etapas del desarrollo económico. Sin duda se esperaría que esta elasticidad fuera menor en valor absoluto para Chile que para cualquier economía más avanzada. Pero, de todas maneras extraña que el valor ob-

(9) La estimación de \check{w} es válida sólo si la utilidad es una función directamente aditiva del consumo de bienes en venta al detalle, y de otros bienes, y si la utilidad marginal del ingreso comprende componentes de bienes de venta al detalle y otros bienes, en proporciones fijas (la cual está implícita en el supuesto que los gastos de bienes al detalle representan una fracción fija del ingreso total).

(10) Ragnar Frisch, "Dynamic Utility", *Econometrica*, Vol 32, Nº 3 (julio 1964), pp. 418-424 (en especial p. 422); y Powell, "A Complete System of Consumer Demand Equation", *op. cit.* Algunos resultados preliminares obtenidos por Powell para los Estados Unidos dan a \check{w} un valor cercano a -2.

tenido sea tan bajo (11). Pero esto puede deberse en parte a que los datos sólo se refieren a ventas al detalle.

Las estimaciones de la elasticidad ingreso que se muestran en la Tabla N° 4 son plausibles, pero a simple vista las elasticidades precios parecen demasiado altas. Esto podría ser el resultado de una subestimación de α lo cual

produciría un sesgo hacia arriba en el valor absoluto de la elasticidad precio. Sin embargo, para un trabajo de predicciones a corto plazo, un conjunto de ecuaciones lineales parece ser más útil que un grupo de elasticidades. Para completar las estimaciones se presentan los coeficientes precio (a_{ij}) para el sistema de ecuaciones (1) en el Cuadro N° 5 (12).

CUADRO N° 5
COEFICIENTES DEL PRECIO PARA ECUACIONES LINEALES DE PREDICCIÓN

Ecuación	Coeficiente con Respecto al Precio (a) de:			
	General	Alimentación	Vestuario	Varios
1. Alimentación	- 3,3116	131,7347	-0,1545	2,7048
2. Vestuario	- 6,9356	- 23,1709	1,6706	5,6647
3. Servicios	- 90,5048	- 57,5509	-0,8037	14,0698
4. Amoblado y Aparatos Eléctricos	- 5,6385	- 18 8373	-0,2631	-30,3056
5. Varios	106,3907	- 32,1758	-0,4493	7,8662
Suma	0	0	0	0

(a) Los indicadores de Precios se refieren al *Índice del Costo de la Vida en Santiago* y sus componentes.

- (11) Cuanto constituye lo "bajo" es todavía, sin embargo, un problema sin solución, habiéndose obtenido un valor de -1,55 para Canadá, en un estudio reciente. Ver Powell, "Postwar Consumption in Canada", *op. cit.*
- (12) En relación con los detalles de transformación de los parámetros que dan estas estimaciones, se recomienda ver Powell, "A Complete System of Consumer Demand Equations", *op. cit.* El coeficiente para el Índice del Costo de la Vida en Santiago incluye ajustes correspondientes a las categorías de Servicios y Varios (ver Cuadro N° 3), y ambos tienen asignado este mismo indicador de precios.

5.—CONCLUSIONES

El modelo de demanda al detalle aquí presentado explica satisfactoriamente los datos de mercado observados para Santiago. Sorprende un poco la gran (y significativa) tendencia existente en favor de "Alimentos", compensada por una tendencia igualmente fuerte y significativa en contra de "Amoblado y Aparatos Eléctricos", pero este puede ser un fenómeno momentáneo, explicable por condiciones del mercado local durante el período. Sin embargo, tal explicación requiere un conocimiento más profundo de la economía chilena que el que los autores de este trabajo poseen.

A pesar de la fuerte y sostenida inflación, un modelo basado en gran medida en la teoría estática del equilibrio del consumidor enfrenta bien el test empírico. En vista de su larga duración se estima que los consumidores chilenos

se han acomodado a la sostenida alza en los precios, siendo capaces de tomar decisiones, con respecto al consumo, tan bien equilibradas a los niveles de precios e ingresos como ocurriría en economías más estables. Debe recalarse que el modelo presentado en este trabajo nada puede decir respecto al "motivo riqueza" para poseer bienes, el cual probablemente no experimentó alteraciones importantes durante el período y que, para cualquier caso, está implícito en las estimaciones.

Por otra parte, hay asuntos importantes sobre los cuales no se pronuncia este artículo. Además de las limitaciones de datos, se quiere mencionar específicamente los problemas de identificación de las ecuaciones (1) como un sistema de demanda y no de oferta, la agregación de bienes y de consumidores y el tratamiento de los bienes durables. El presente estudio es exploratorio y se espera que se considere dentro de ese espíritu.

BIBLIOGRAFIA

- (1) PIGOU, A. C., "A Model of Determining Numerical Values of Elasticities of Demand", *Economic Journal*, Vol. 20, N° 80 (December, 1910), pp. 636-640.
- (4) POWEL, ALLAN, "A Complete System of Consumer Demand Equations for the Australian Economy Fitted by a Model of Additive Preferences", aún no publicado.
- (6) STONE, RICHARD, "Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the British Pattern of Demand", *Economic Journal*, Vol. 64, N° 255 (September, 1954), pp. 511-527.
- (8) FRISCH, RAGNAR, "A Complete Scheme for Computing all Direct and Cross Demand Elasticities in a Model of Many Sectors", *Econometrica*, Vol. 27, N° 2 (April, 1959), pp. 177-196.

* Dirección permanente: "The University of New England", Armidale, N.S.W., Australia.

** Dirección permanente: "Monash University", Clayton, Victoria, Australia.