

ANALISIS ESTADISTICO DE LA DEMANDA DE AZUCAR EN ESPAÑA

I

M E T O D O

El objeto principal de nuestro estudio es explicar la variación de la demanda nacional de azúcar y medir la fuerza que influyen los distintos elementos que pueden originar esa variación. Se supone, pues, que existe un grupo de elementos que son los que determinan el volumen de azúcar consumido; pero, ¿qué relación existe entre estos factores y la magnitud de la demanda?

Si pudiéramos realizar experimentos con los consumidores de azúcar se podría obtener un gran número de datos sin más que estudiar las reacciones de los primeros ante alternativos valores de los factores influyentes. La relación que se cumpliera entre los datos obtenidos sería la solución del problema. Pero, por desgracia, al economista le está vedado el campo de la experimentación, y, por tanto, en nuestro caso, supondrá que si en algún momento obtiene un grupo de datos, ellos serán de la misma naturaleza que la de aquellos que se obtendría por el experimento del tipo descrito. De esta forma, disponiendo de un número suficiente de observaciones, se podrá hallar, mediante el análisis estadístico, la relación que satisfacen. Más adelante veremos cómo este supuesto no se puede admitir con absoluta generalidad, y que solamente tiene muchas probabilidades de cumplirse para las observaciones que se refieren a productos agrícolas tales como el azúcar.

El método general, pues, que se ha adoptado en la determina-

ción estadística de las funciones de demanda y oferta u otras leyes de la conducta humana es el que ha sido descrito anteriormente. Pero dentro de esta orientación casi unánime que se le ha dado a la investigación, pueden existir, y de hecho han existido, distintos puntos de vista en cuanto al planteamiento del problema, y, por esa y otras razones, distintos métodos de resolución.

El procedimiento práctico que se ha seguido en la generalidad de los estudios sobre estas materias consiste en fijar a priori los factores que se cree influyen en la demanda, y en establecer, también previamente, la estructura de la ecuación que se supone los va a conectar. El trabajo posterior consistirá en determinar los parámetros desconocidos de la ecuación, basándose en los valores observados de las variables —que generalmente se dan en series de datos anuales—, y en la aplicación de una adecuada técnica estadística.

Como se ve, el método general ha tomado la forma de un análisis de series cronológicas. Pero es indudable que este procedimiento no tiene carácter exclusivo, y así, el Profesor Schultz, en su obra cumbre: "The theory and measurement of demand", declara que también será posible obtener una "curva de demanda" partiendo de los datos de los presupuestos familiares sin tener que recurrir a un análisis de series cronológicas. Posteriormente el Profesor Marschak (1) sugirió un método que supone la combinación del material en forma de series cronológicas con los datos de presupuestos familiares y la distribución de las rentas. La aplicación de este procedimiento supondría el conocimiento de datos referentes a los presupuestos familiares de los que no se dispone.

Ahora bien, aun dentro del método general más arriba indicado, surgen diferentes formas de aplicación. ¿Qué factores son los que se deben tener en cuenta explícitamente? ¿Cuál es la forma y la naturaleza de la ecuación de regresión que se debe tomar? ¿Qué método estadístico es el más apropiado?

Procuraremos justificar el método que en nuestro trabajo vamos a seguir contestando con la mayor brevedad posible a estas preguntas, y teniendo presente previamente la información que poseemos sobre los datos.

(1) J. MARSCHAK: "Money illusions and demand analysis". *Review of Economic Statistics*, febrero 1943.

A) Factores influyentes.

Al determinar el grupo de elementos que se espera van a contribuir a explicarnos la variación de la demanda de azúcar, será preciso tener en cuenta dos clases de influencia. Primero, los factores generales que la Teoría Económica sugiere. Segundo, aquellos otros factores que en la teoría elemental se les supone constantes y que, principalmente, están constituídos por factores de características sociales, como son los hábitos y gustos de los consumidores.

Los factores económicos que se deben introducir teniendo en cuenta el estado actual de la Teoría Económica son: el precio del azúcar, el precio de los otros bienes y la renta. Sabemos que estos factores se derivan teóricamente considerando la demanda de un sujeto económico que actúa bajo una serie dada de preferencias. Podemos expresar simbólicamente la ley de la demanda escribiendo:

$$q = F(p_1, p_2, \dots, p_n, M, K_1, K_2 \dots)$$

en donde p_1 = precio del azúcar; p_2, \dots, p_n = precios de los demás artículos de consumo; M = renta monetaria, y K_1, \dots = otras variables que suponemos se mantienen constantes.

Ahora bien, hemos supuesto que las variables expresadas por K_1, \dots se mantienen siempre fijas. Para obtener una teoría de la demanda completamente general, tendremos que rechazar ese supuesto y considerar a esos elementos —generalmente factores sociales— como una nueva variable. La necesidad de hacer participar explícitamente a estos factores queda bien patente en el caso del consumo del azúcar. Tanto en España como en otros países, la preferencia por el azúcar ha aumentado, seguramente con mucha intensidad, debido a cambios que han tenido lugar en los gustos y hábitos de los consumidores. Por tal motivo, omitiendo estas variables, no podríamos obtener una explicación apropiada de la variación en el consumo de azúcar. La influencia que justamente se debería atribuir a estos factores sociales estaría absorbida por las otras variables “independientes” que estuviesen correlacionadas con ellas. Y, aunque no existiera tal correlación, los resultados obtenidos serían bien pobres, ya que la demanda no podría ser explicada aceptablemente teniendo en cuenta sólo los factores econó-

micos. Ante la dificultad de hallar una medida de esos factores hemos supuesto que ellos varían en el tiempo, siendo una función del mismo. De esta forma se introduce el tiempo como otra variable "explicativa". Parece a primera vista que este supuesto peca de ser bastante arbitrario, pero veremos más tarde cómo la realidad española concede a nuestra hipótesis un fuerte valor lógico.

Por tanto, podemos formular una teoría completamente general de la demanda por medio de la expresión:

$$q = F(p_1, p_2, \dots, p_n, M, t)$$

en donde "t" representa un cierto período de tiempo o, lo que es lo mismo, un estado dado de gustos y costumbres.

B) Forma de la ecuación.

Entramos ahora en el problema de seleccionar una ecuación que, cumpliendo los requisitos que la teoría de la demanda exige, sea lo suficientemente sencilla como para poder aplicar el análisis de regresión en el cálculo de sus coeficientes.

Conocemos la propiedad de que la demanda de un bien no se modifica si varían proporcionalmente todos los precios y la renta nominal. Es decir; sabemos que la demanda individual de un bien es una función homogénea y de grado 0 de los precios y la renta. Por tanto, podemos suponer que adopta la forma siguiente:

$$q_h = c_0 \cdot p c_1 \cdot I c_2 \cdot M_h c_3 e c_4 t \quad [1]$$

o, tomando logaritmos:

$$\log q_h = \log c_0 + c_1 \log p + c_2 \log I + c_3 \log M_h + c_4 t \log e \quad [2]$$

en la que q_h = kilogramos de azúcar consumidos por habitante.

M_h = renta nominal por habitante.

p = precio del kilogramo de azúcar pagado por el consumidor.

I = índice de los demás precios al por menor.

t = período de tiempo en el que se toman estas variables.

e = base de los logaritmos naturales.

c_0, c_1, c_2, c_3, c_4 = parámetros de la ecuación.

Como la expresión [1], según hemos dicho, tiene que ser de grado 0, se tiene que verificar:

$$c_1 + c_2 + c_3 = 0 \quad [3]$$

Ahora bien, como:

$$\begin{aligned} \log q_h = \log c_0 + c_1 \log \frac{P}{I} + c_3 \log \frac{M_h}{I} + \\ + (c_1 + c_2 + c_3) \log I + c_4 t \log e \end{aligned}$$

se tendrá por [3] que

$$\log q_h = \log c_0 + c_1 \log \frac{P}{I} + c_3 \log \frac{M_h}{I} + c_4 t \log e$$

o, lo que es lo mismo,

$$q_h = c_0 \left(\frac{P}{I} \right)^{c_1} \left(\frac{M_h}{I} \right)^{c_3} e^{c_4 t} \quad [4]$$

Puesto que el índice "I", que de hecho representa los precios al por menor de los demás artículos, puede expresar con bastante fidelidad el índice de todos los precios, o índice del coste de vida, la ecuación [4] puede escribirse de la siguiente manera:

$$q_h = c_0 \left(\frac{P}{I} \right)^{c_1} R_h^{c_3} e^{c_4 t} \quad [5]$$

en la que R_h representa la renta real por habitante.

La ecuación [5] es la que vamos a utilizar a lo largo de la investigación. Es decir, suponemos que la demanda individual de azúcar es una función de las tres variables siguientes: precio real, renta real y "tiempo", y que la conexión entre ellas está representada por la ecuación [5].

Es evidente que al tomar la ecuación [5] en lugar de la [1] se nos simplifica en gran manera el cálculo estadístico. Pero, por otro lado, perdemos la oportunidad de probar que en la vida real se

cumplen aquellos principios que la teoría económica deduce de la conducta racional del hombre; porque, por ejemplo, nosotros hemos supuesto la homogeneidad (2) de la función [1], y de la otra forma, utilizando la ecuación primera [1], se podría demostrar esa propiedad en vez de darla como supuesta. Conviene indicar en este momento otra diferencia que proviene del hecho de usar una u otra ecuación, y es que, como establece Malmquist (3), el coeficiente de correlación que se obtenga de una ecuación de regresión entre cantidades demandadas, precios reales y renta real es siempre menor, o igual, que el coeficiente de correlación que corresponde a una ecuación de regresión con los precios nominales, la renta nominal y el índice del coste de vida como variables.

La ecuación que vamos a utilizar es lineal en los logaritmos, y, por tanto, se puede aplicar el método de los mínimos cuadrados en la deducción de sus parámetros. Ahora bien, en gran parte de los trabajos sobre funciones estadísticas de la demanda se ha hecho uso de una ecuación de la forma:

$$q_h = c + c_1 \frac{p}{I} + c_2 R_h + c_3 t \quad [6]$$

que por ser lineal en las mismas variables y cumplir también con la condición de homogeneidad parece más apropiada que la uti-

(2) Esta propiedad de la homogeneidad de la función de la demanda individual con respecto a los precios y a la renta nominal se puede expresar también diciendo que las sumas de las elasticidades de la demanda suman cero. En efecto, la homogeneidad de la función puede expresarse por:

$$p \frac{\delta q_h}{\delta p} + I \frac{\delta q_h}{\delta I} + M \frac{\delta q_h}{\delta m} = 0$$

y multiplicado por $1/q_h$ queda:

$$\frac{p}{q_h} \frac{\delta q_h}{\delta p} + \frac{I}{q_h} \frac{\delta q_h}{\delta I} + \frac{M}{q_h} \frac{\delta q_h}{\delta m} = 0$$

en la que el primer miembro representa la suma de las elasticidades con respecto a los precios y a la renta nominal.

(3) STEN MALQUIST: "A Statistical analysis of the demand for liquor in Sweden." Upsala, 1948. Pág. 24.

lizada por nosotros. ¿Por qué pues, nos hemos decidido por la primera? Son dos los motivos que nos han impulsado a quedarnos con la función logarítmica. Primeramente, el de suponer que se adapta mejor a la conducta racional del consumidor, y, segundo, el de poseer unos parámetros de conocida significación económica.

Suponiendo que el precio del azúcar ha aumentado —por ejemplo— una peseta, y que la función de la demanda se expresa por la ecuación [6], se tendrá que la demanda individual de azúcar disminuye —suponiendo que c_1 es negativo— en c_1 kilogramos, y esto tendrá lugar independientemente del precio, es decir, se producirá la misma disminución absoluta en el consumo cuando el precio sea una peseta que cuando sea veinte pesetas. Sin embargo, la expresión [5] indica que la disminución en el consumo se origina cuando, siendo constantes los otros factores, se aumenta el precio, depende del precio primitivo; porque si, por ejemplo, el precio experimenta un aumento de un 1 por 100 la demanda se reducirá en un c_1 por 100. Aunque ambas expresiones no son más que una explicación aproximada de la conducta de los consumidores, creemos que es más razonable suponer que la ecuación utilizada en nuestro análisis es una mejor aproximación. En general, se esperará que el descenso absoluto del consumo que procede de un aumento en el precio dependerá del nivel de éste, siendo menor cuando el precio sea más alto e inversamente (4). Asimismo, suponer que a través de los años ha habido un mismo tanto por ciento de aumento en la demanda, por los motivos ya explicados, es bastante más lógico que suponer que existe un incremento absoluto de c_4 kilogramos de un año para otro (5).

B) Significación y signo de los parámetros.

Las constantes c_0 , c_1 , c_3 y c_4 de la ecuación [5] son parámetros que se van a determinar por medio de los datos, y gozan de ciertas propiedades que vamos a exponer inmediatamente.

El parámetro, c_0 , depende de las unidades en que se midan las

(4) Como el lector habrá podido apreciar, el razonamiento expuesto es la justificación de dibujar las "curvas" de la demanda por medio de "curvas" y no de rectas.

(5) La variación anual en la fórmula [5] es de $100 C_4$ por 100.

variables y será siempre de signo positivo, ya que los factores que le multiplican son positivos y el producto, azúcar consumido por habitante, es también positivo.

Los parámetros c_1 y c_3 son independientes de las unidades que se elijan para medir las variables, puesto que, como vamos a ver, ambas constantes representan las elasticidades de la demanda con respecto al precio y renta real (6). Por definición, se tiene que:

$$\text{elasticidad con respecto al precio real} = \frac{\delta \log q_h}{\delta \log \frac{P}{I}} = \frac{\delta q_h}{\delta \frac{P}{I}} \times \frac{\frac{P}{I}}{q_h} = c_1$$

$$\text{elasticidad con respecto a la renta real} = \frac{\delta \log q_h}{\delta \log R_h} = \frac{\delta q_h}{\delta R_h} \times \frac{R_h}{q_h} = c_3$$

Así pues, ajustando a los valores observados de los variables una ecuación del tipo descrito, podremos conocer directamente los valores de las citadas elasticidades. Y esto es fundamental. Porque, siendo ellos independientes de las unidades en que se miden las variables, además de indicarnos escueta y claramente las características de la demanda del bien en cuestión, pueden servir para hacer estudios comparativos entre las demandas de distintos bienes. De este modo, si al ajustar la ecuación de regresión obtenemos para C_1 un valor absoluto menor que uno, diremos que la demanda del azúcar en España es rígida, cosa que sería de esperar ya que el azúcar podemos catalogarlo como un artículo de primera necesidad.

El coeficiente c_4 mide el tanto por uno de aumento que se produce en el consumo de azúcar entre dos años sucesivos. Suponemos a priori que C_4 es positivo, pues creemos que por cambios en los gustos, etc., ha habido una tendencia a consumir cada vez

(6) Hay que considerar que no se trata de una "curva" de demanda. En cuanto a la diferencia entre la elasticidad de la demanda con respecto al precio que nosotros consideramos y la "elasticidad de la demanda" (en el sentido clásico de considerar una "curva" de demanda), véase el estudio de A. R. PREST: "Some experiments in demand Analysis". *The Review of Economics and Statistics*. Vol. XXXI, 1949. Pág. 45.

más azúcar. Podíamos también haber prescindido de esta variable "t", y hallar la correlación entre las desviaciones de la demanda, precio y renta respecto a sus tendencias. Pero al introducirla explícitamente vemos con más claridad la influencia que los gustos y hábitos tienen sobre la demanda del azúcar.

Como R_h expresa la renta real por habitante, C_1 refleja la sensibilidad del consumo con respecto al precio del artículo cuando la renta real se mantiene constante. Es decir, el coeficiente C_1 mide la sensibilidad del efecto de sustitución. Ahora bien, como sabemos que el efecto de sustitución es de sentido negativo se tendrá que el valor de C_1 deberá ser siempre negativo.

Esperaremos, por el contrario, que el signo del parámetro C_3 que obtengamos al ajustar la función de regresión sea positivo, puesto que la elasticidad de la demanda con respecto a la renta deberá ser positiva para todos aquellos bienes que no sean "inferiores". Suponemos que el azúcar pertenece al grupo primero, es decir, suponemos que cuanto más renta dispongan los consumidores más azúcar consumen. Más adelante veremos hasta qué punto se confirman en la realidad estas hipótesis fundadas en la teoría económica.

C) *El problema de la identificación.*

Vamos a tratar en esta parte de nuestro análisis de un problema de suma importancia que procede de la especial naturaleza de los datos económicos.

Cada par de observaciones (p , q) previene de la intersección de dos curvas: la de demanda y la de oferta. En consecuencia, una serie de observaciones simultáneas de las anteriores variables describe los puntos de encuentro de las dos curvas. Por tanto, si ajustamos una curva a los datos observados, no sabemos si en realidad nos encontramos frente a una curva de demanda o a una curva de oferta, o ante una combinación desconocida de las dos. Si en la ecuación utilizada en nuestro análisis:

$$q_h = C_0 \left(\frac{P}{I} \right)^{C_1} (R_h)^{C_2} \cdot e^{C_3 t} \quad [5]$$

suponemos que los factores R_h y t se mantienen constantes, la relación entre precio y cantidad que resulta viene dada por:

$$q_h = C_0 \left(\frac{P}{I} \right)^{c_1} \cdot K \quad [7] \text{ K} = \text{constante}$$

Pero ¿qué naturaleza tiene esta curva? ¿Es una curva de demanda? Los economistas Stone (7) y Prest (8), que han utilizado ecuaciones de regresión similares a la nuestra, resuelven este problema de la identificación diciendo que la relación [7] es una curva de demanda porque se ha obtenido separándola de una expresión en la que figuran todas las influencias importantes de la demanda. Esto sería verdad si los valores de los parámetros obtenidos al ajustar la ecuación [5] a los datos observados fueran los que verdaderamente corresponden a la expresión de la demanda. Pero, como vamos a ver enseguida, esto no ocurre en la generalidad de los casos.

Dijimos al comienzo de nuestro trabajo que el procedimiento generalmente seguido en la deducción estadística de las funciones de demanda consiste en adaptar un cierto tipo de función a los datos observados. Este método se denomina modernamente con la expresión "método de ecuación única", y se puede decir que ha sido seguido en la totalidad de las investigaciones llevadas a cabo hasta hace cinco o seis años. El investigador que sigue este procedimiento supone que los datos observados son de la misma naturaleza que los obtenidos si estuviera experimentando, si le fuere factible, con un consumidor imaginario, representativo de la nación. Es decir, si en un año los datos observados son: $p^\circ =$ precio real del azúcar, $R^\circ_h =$ a renta real, y $q^\circ_h =$ cantidad consumida de azúcar, se supone que el sujeto del experimento manifestó que, si el dispusiera una renta R°_h y el precio del azúcar fuera p° , consumiría q°_h kilogramos de azúcar. Bajo este supuesto, y siguiendo el método de ecuación única que estamos comentando, el investigador ajustará a los datos una función de regresión, tomando la cantidad consumida de azúcar como variable dependiente,

(7) R. STONE: "The analysis of Market Demand". *Journal of the Royal Statistical Society*. Vol. CVIII, 1945. Pág. 295.

(8) PREST, obra citada, pág. 36.

y las otras dos variables como independientes o explicativas. La ecuación así obtenida quedará como representativa de la demanda individual de azúcar bajo un estado dado de gustos. Pero, ¿será ésta una expresión apropiada de la demanda? No se cree eso modernamente —al menos considerando el método anterior con un carácter general—, y se ha aplicado un método distinto que se denomina “método de ecuaciones simultáneas”.

Los datos observados: cantidades consumidas, precios y renta, normalmente se determinan por la relación de la demanda y otras relaciones económicas. Por tanto, si deseamos estimar cualquier relación económica particular basándose en los datos del mercado, deberemos forzosamente considerar simultáneamente el sistema entero de relaciones económicas que juntas representan el mecanismo que produce los datos que observamos en el mercado.

El método que se denomina de ecuaciones simultáneas y que se identifica en gran extensión con la “Cowles Commission” se basa en el argumento ya descrito, y se refiere al caso general en que los datos se han producido por sistemas de relaciones “estocásticas, dinámicas y simultáneas”.

En consecuencia, para derivar estadísticamente la demanda de un bien no será adecuado considerar sólo una ecuación de regresión y ajustarla a los datos como se ha venido haciendo generalmente hasta ahora, sino que será necesario tener en cuenta también todas las demás ecuaciones que simultáneamente ligan a las variables, principalmente, la función de oferta. Para la determinación de los coeficientes desconocidos de cada una de ellas se aplican las técnicas propuestas por los seguidores de este método (9). Uno de los mayores servicios que la Comisión de Cowles ha prestado radica en que ha generalizado el llamado problema de la identificación y en que ha señalado los requerimientos para su solución. Sus trabajos obligarán a los economistas a tener explícitamente en cuenta este problema con más interés del que han tenido hasta ahora.

Ahora bien, este método de la Comisión de Cowles requiere el

(9) La resolución estadística de un grupo de cuestiones de este género puede encontrarse en el trabajo conjunto de GIRSHICK y HAAVELMO: “Statistical Analysis of the Demand for food: Examples of simultaneous Stimulation of Structural Equations”. *Econometría*. Vol. XV, abril, 1947. Págs. 79-100.

conocimiento de distintas series de datos económicos que generalmente sólo se encuentran en países como Estados Unidos, Suecia, etcétera, en los que existe, desde tiempo atrás, amplia información sobre los datos económicos. Por otra parte, como hemos dicho, este método requiere que se tenga en cuenta simultáneamente la relación de oferta. Y es indudable que para ello se necesitaría conocer las funciones de coste y oferta de la industria respectiva. Esta información, generalmente, no es asequible al público sino que se conserva en manos privadas.

Por todas estas razones y por la misma naturaleza de los supuestos que este método requiere: observaciones desprovistas de error, grandes muestras, etc. (10), el área de aplicación de este método está considerablemente reducida. Creemos, no obstante, que, disponiendo sobre todo de un mayor conocimiento de la vida interna de las industrias de aquellos artículos cuya demanda se estudia, podrían salvarse las mayores dificultades cuando se tratase de aplicar este método.

Podría pensarse que el motivo que nos ha impulsado a aplicar en nuestro análisis el procedimiento de ecuación única, era simplemente la dificultad de seguir el otro procedimiento. Es indudable que si hubiese sido esa la causa, nuestro trabajo padecería del mismo defecto que es peculiar al método clásico. Pero no es así; el motivo fundamental es que, en el análisis de la demanda del azúcar, nuestro método es perfectamente compatible con el de la Comisión de Cowles.

La ecuación [5] que utilizamos en nuestro estudio contiene tres variables: cantidad consumida de azúcar por habitante, precio y renta real, que pudieran ser consideradas como variables simultáneas o "jointly dependent". Es decir, variables que se deben explicar por otras relaciones económicas. La cuarta variable, t , está dada y predeterminada.

(10) Véase el comentario que MILLARH HASTAY hace en el *Journal of the American Statistical Association*, septiembre, 1951, pág. 388, sobre el tratado fundamental de este método: "Statistical Inference in Dynamic Economic Models". By Cowles Commission Research Staff Members and Guest. Edited by Tjalling C. Koopmans, with introduction by Jacob Marschak. Monograph número 10, 1950.

Ahora bien, ¿existe alguna otra relación simultánea entre las variables además de la de demanda?

Consideremos el caso de la renta. No creemos que exista ninguna dificultad en considerar a esta variable como independiente, porque el consumo de azúcar es una pequeña parte del consumo individual, y las repercusiones de las variaciones de la demanda de azúcar sobre la renta real puede despreciarse. Así lo entiende el economista Fox (11) cuando establece que no es necesario incluir una ecuación que exprese la generación de la renta del consumidor en un sistema que explique la demanda de un artículo.

Ahora bien, si por el lado de la renta no existe dificultad en suponer, con un carácter casi general, que se la tome como variable dada o independiente, ¿no podríamos igualmente prescindir de la relación de oferta?

La Comisión de Cowles se refiere al caso general en el que los datos observados se han producido por sistemas de relaciones simultáneas. Es indudable que si se han cumplido dos relaciones simultáneas —por ejemplo, de demanda y oferta— será necesario aplicar el método de ajuste de la Comisión de Cowles, pues, como taxativamente señala Koopmans (12), no es apropiado estimar las relaciones de demanda y oferta por separado, “como problemas independientes”. Por tanto, si en la estimación de la demanda del azúcar en España hemos aplicado el procedimiento de ecuación única, es que, implícitamente, se ha supuesto que no existe esa relación de oferta, por lo menos, en el sentido de una “curva” de oferta. Y tal supuesto se ha fundado en que tanto para el azúcar como para una importante clase de los productos agrícolas no se puede hablar de semejante “curva”, pues la producción corriente no está influenciada por los precios del período de tiempo correspondiente. “Una situación —escribe Fox— que es matemáticamente trivial, pero que en muchos de los análisis de demandas de productos agrícolas en que se aplica el método clásico de ecuación única se da como existente, es aquella en la que la curva simultánea de oferta es una línea vertical..” Es indudable que en un

(11) KARL A. FOX: “Relations between Prices, Consumption and Production”. *Journal of the American Statistical Association*, septiembre, 1951.

(12) TJALLING KOOPMANS: “Statistical Estimacion of Simultaneous Economic Relations.” *Journal of the American Statistical Association*, diciembre, 1945.

día dado, en un mercado bien organizado y libre, la fijación actual del precio del mercado se establece mediante un ajuste de la oferta y la demanda. Pero ese precio de equilibrio diario o mensual del azúcar (o de otro producto agrícola, como el trigo, etc.) se ve afectado a su vez por un precio de equilibrio anual que es el resultado de una oferta total fija que depende de la producción habida. Es decir, si, semana a semana y mes a mes, el precio del mercado se establece por el ajuste de las cantidades variables ofrecidas al mercado por los comerciantes, el precio anual de equilibrio que influye sobre los primeros lo fija el ajuste de una cantidad fija de oferta al precio al cual será colocada la totalidad de la producción teniendo en cuenta la demanda (13).

Ahora bien, si con respecto a la demanda de azúcar no se han dado las condiciones de simultaneidad que el método de la Comisión de Cowles requiere, es indudable que podemos analizar esa demanda ajustando a los datos solamente la ecuación [5]. Estamos ante el caso denominado "uniquational complete model". Podemos decir que la mayor parte de las aplicaciones del procedimiento de ecuación única que se han llevado a cabo y que han rendido resultados útiles se referían a este modelo.

El problema de la identificación con que nos hemos enfrentado en nuestro análisis queda, pues, resuelto. La relación [7] entre la cantidad consumida de azúcar y el precio de este artículo que se obtiene como hemos visto al dar valores constantes a las variables t y R_t es, sin duda alguna, una "curva" de demanda. Y la expresión [5] que se va a ajustar a los datos por el método estadístico más conveniente nos dará la estimación de la demanda más aproximada.

D) METODOS ESTADISTICOS

d₁) El Método Clásico de los Minimos Cuadrados.

Acabamos de justificar el uso de una sola ecuación resolviendo conjuntamente el problema de la identificación. Ahora nos toca ajustar la ecuación [5] a las series de observaciones anuales de las variables que figuran en ella.

(13) F. W. TAUSSENG: *Principios de Economía*, págs. 151-159.

El procedimiento clásico, generalmente aplicado, constituye el denominado "método de los mínimos cuadrados". Este método, aplicado a nuestro caso, significa que los parámetros desconocidos que figuran en la ecuación [5] se determinarán haciendo mínima la expresión:

$$S(C_0, C_1, C_3, C_n) = \sum_1^h \left(\log q_h - \log C_0 - C_1 \log \frac{P}{I} - C_3 \log R_h - C_n t \log e \right)^2$$

Una vez que se han calculado los coeficientes, es clásico en este método hacer intervenir a las pruebas de significación para ver si los resultados podían haberse obtenido por casualidad. Para efectuar estas pruebas se comparan los coeficientes calculados con sus errores "Standard" aplicando la teoría de la significación de estadísticos de las muestras grandes o utilizando los métodos ideados por Student y Fisher (14) para las pequeñas muestras.

Si los números 1, 2, 3, 4 se asocian con $\log q_h$, $\log \frac{P}{I}$, $\log R_h$ y $t \log e$ respectivamente, el error standard de un coeficiente, por ejemplo, $b_{12.34}$, viene dado por la fórmula:

$$b_{12.34} = \frac{S_{1.234}}{S_{2.34} \sqrt{n-4}}$$

o lo que es lo mismo (15):

$$\sigma b_{12.34} = \frac{1}{\sqrt{n-4}} \frac{\sigma 1}{\sigma 21} \frac{\sqrt{1-R_{1.234}^2}}{\sqrt{1-R_{2.34}^2}}$$

en la que, siendo $\beta_{12.34}$ el valor del coeficiente en el conjunto, la variable:

$$t = \frac{v_{12.34} - \beta_{12.34}}{\sigma v_{12.34}}$$

(14) FISHER: *Statistical Methods for Research Workers*.

(15) Se sabe que la varianza residual es: $S^2_{1.234} = (1 - R^2_{1.234}) \sigma_1^2$, y análogamente, $S^2_{2.34} = (1 - R^2_{2.34}) \sigma_2^2$.

tiene la distribución de "Student" con $n-4$ grados de libertad (16).

Ahora bien, este método de los mínimos cuadrados nos dará la mejor estimación de los coeficientes, y las pruebas de significación citadas serán adecuadas, cuando se supone que las variables explicatorias no están afectadas de error; y, por tanto, se considera que la desviación residual es debida o bien a que las observaciones de la variable independiente no son exactas o bien a la influencia de las variables que no se han tenido en cuenta en la ecuación. Asimismo, se supone que las residuales tienen la misma distribución para todo período de tiempo y que no están autocorrelacionadas ni correlacionadas con las variables.

Pero en el caso de las series cronológicas de significado económico, no se pueden admitir fácilmente estos supuestos porque es bastante más realista la hipótesis de que todas las variables están sujetas a error. Estos errores pueden ser motivados unas veces por deficiencias en los medios de recopilación de datos y otras por la inexactitud de la definición de lo que se mide, por ejemplo, cuando un concepto de renta se sustituye por uno más simple debido a que es difícil medir el primero. Igualmente tampoco se puede justificar el supuesto de la independencia entre las variables residuales porque los errores en las series económicas y los errores que se deben a la omisión de otras variables puede originar desviaciones que son sistemáticas más que aleatorias (17).

Por todo ello, las pruebas de significación que normalmente se aplican son inadecuadas (18) y los coeficientes de regresión vienen dados por estimaciones sesgadas (19). Pero estas estimaciones —y este será el peor inconveniente— no tendrán ninguna precisión si entre las variables explicativas existe alguna relación dando lugar

(16) H. CRAMER: "Mathematical Methods of Statistics." Princeton, 1946, 29,12.

(17) PREST, obra citada, pág. 37.

(18) H. WOLD: "Series cronológicas estacionarias: Test de significación de coeficientes de regresión basados sobre series cronológicas." *Trabajos de Estadística*. Revista editada por el Departamento de Estadística del Consejo Superior de Investigaciones Científicas. Vol. II, 1951.

(19) R. C. GEARY: "Determination of Linear Relations between Systematic parts of Variables with Errors of Observation the Variances of Which are Unknown." *Econometría*, enero, 1949.

a que en la muestra de observaciones disponibles se satisfagan más que unas relaciones. Este problema movió a Frisch a publicar en 1934 su libro "Statistical Confluence Analysis by Means of Complete Regression Systems", dando lugar al método denominado "análisis de la confluencia" que posteriormente fué aplicado por los economistas Tinbergen (20), Stone y Prest (21).

2) *Análisis de la confluencia.*

Pretendemos hacer aquí una pequeña exposición del procedimiento práctico de este método, pues por él nos vamos a guiar cuando nos encontremos en nuestro análisis de la regresión ante unas variables independientes posiblemente correlacionadas, ya que entonces aparecerían coeficientes de regresión arbitrarios que no se podrían descubrir por los métodos ordinarios.

El profesor R. Frisch considera que cada variable observada está formada por una componente "sistemática" y por una componente aleatoria o de "error". El supone que la relación que se cree existe entre las variables, por ejemplo, la [5], se cumplen exactamente para las componentes sistemáticas. Los coeficientes de regresión que forman parte de esta ecuación serán los coeficientes "verdaderos". Ahora bien, los coeficientes calculados pueden diferenciarse de estos últimos, y se trata de determinar estas diferencias o hallar sus límites.

Se supone que la correlación entre las componentes de "error" o "perturbatriz" de una variable y la parte sistemática de otra es nula; igualmente, se supone que la correlación entre las perturbatrices es nula, así como la existente entre el elemento perturbatriz de una variable y el elemento sistemático de la misma.

Bajo estos supuestos, se demuestra que el coeficiente "verdadero" se halla comprendido entre los coeficientes elementales (22)

(20) J. TINBERGEN: "Une Methode et son application au Mouvement des investissements." Sociedad de las Naciones, Ginebra, 1939.

Véase, sobre el particular, la obra del Profesor Torres: "Teoría general del multiplicador", pág. 208.

(21) Obras citadas.

(22) Veamos el significado de los "coeficientes elementales". Sea: $x_1 = b_2 x_2 + b_3 x_3$ la ecuación de regresión de x_1 sobre x_2 y x_3 . Si la línea de

que se obtienen minimizando en la dirección de las variables que se consideren en ese momento como principales.

Frisch aconseja que se observe la conducta de los coeficientes de regresión, no sólo en la relación de las cuatro variables, sino también en todos los subgrupos posibles de variables, y que, al mismo tiempo, se observe la influencia que sobre los coeficientes pudiera tener la dirección en la que la suma de los cuadrados se hiciese mínima.

Para la resolución práctica de este procedimiento, Frisch propone que se construyan los diagramas que se vienen llamando con el nombre de "Bunch-Maps" y que nosotros los denominaremos con el nombre de "haces de rayos". Ellos indican los coeficientes de regresión que se obtienen para dos variables si todas las ecuaciones elementales de regresión son resueltas.

Explicaremos este procedimiento basándonos en la ecuación de regresión que resulta de poner nuestra ecuación en forma logarítmica de la siguiente manera:

$$\log q_h = \log C_0 + C_1 \log \frac{P}{I} + C_3 \log R_h + C_4 t \cdot \log e$$

Vamos a suponer que las variables X_1, X_2, X_3, X_4 representan las variables $\log q_h, \log \frac{P}{I}, \log R_h$ y $t \cdot \log e$ respectivamente.

Suponemos ahora que estas variables anteriores las medimos en unidades tales que la suma de los cuadrados de las desviaciones con respecto a la media sea igual a la unidad para cada una de esas variables. Supongamos que las nuevas variables son $x_1, x_2,$

mejor aproximación se ha escogido de manera que la suma de los cuadrados de las residuales en la dirección de x_1 sea mínima, ella se denomina "primera regresión elemental".

Y unos coeficientes elementales serán b_{12}, b_{13} . Si ahora se toman las desviaciones en el sentido de X_2 se obtendrá la "segunda regresión elemental", y análogamente obtendremos la "tercera regresión elemental". Habrá tantas regresiones elementales como variables haya. En el método clásico se usa generalmente la primera regresión elemental.

x_3 y x_4 , la primera ecuación de regresión elemental nos suministrará una explicación de x_1 ,

$$x_1^1 = \beta_{12} 12.34 x_2 + \beta_{13} 13.24 x_3 + \beta_{14} 14.23 x_4 \quad [1']$$

Pasando a la segunda regresión elemental, obtenemos una explicación de x_2

$$x_2^1 = \beta_{21} 21.34 x_1 + \beta_{23} 23.14 x_3 + \beta_{24} 24.13 x_4$$

que se transforma en una explicación de x_1 si se pone $x_1 = x_2$, en la forma siguiente:

$$x_1^{(2)} = \frac{1}{\beta_{21} 21.34} x_2 - \frac{\beta_{23} 23.14}{\beta_{21} 21.34} x_3 - \frac{\beta_{24} 24.13}{\beta_{21} 21.34} x_4 \quad [2']$$

De la misma forma, la tercera y cuarta regresión elemental dan:

$$x_3^{(1)} = - \frac{\beta_{32} 32.14}{\beta_{31} 31.24} x_2 + \frac{1}{\beta_{31} 31.24} x_3 - \frac{\beta_{34} 34.12}{\beta_{31} 31.24} x_4 \quad [3']$$

$$x_4^{(1)} = - \frac{\beta_{42} 42.13}{\beta_{41} 41.23} x_2 - \frac{\beta_{43} 43.12}{\beta_{41} 41.23} x_3 + \frac{1}{\beta_{41} 41.23} x_4 \quad [4']$$

Representando ahora el coeficiente de la variable x_i ($i = 2, 3, 4$) de la ecuación de estimación (j)' ($j = 1, 2, 3, 4$), por el símbolo $\beta_{ij}^{(j)}$ tendremos las cuatro ecuaciones:

$$x_1^{(1)} = \beta_{12}^{(1)} x_2 + \beta_{13}^{(1)} x_3 + \beta_{14}^{(1)} x_4$$

$$x_2^{(2)} = \beta_{21}^{(2)} x_1 + \beta_{23}^{(2)} x_3 + \beta_{24}^{(2)} x_4$$

$$x_3^{(3)} = \beta_{31}^{(3)} x_1 + \beta_{32}^{(3)} x_2 + \beta_{34}^{(3)} x_4$$

$$x_4^{(4)} = \beta_{41}^{(4)} x_1 + \beta_{42}^{(4)} x_2 + \beta_{43}^{(4)} x_3 + \beta_{44}^{(4)} x_4$$

El cálculo de estos coeficientes es bien sencillo, pues vienen dados por la fórmula general:

$$\beta_{ij}^{(j)} (1, 2, 3, 4) = - \frac{R_{ij}}{R_{jj}}$$

en la que R_{ij} es el cofactor de r_{ij} (coeficiente de correlación entre las variables x_i y x_j) en el determinante:

$$r_{ij}(1234) = \begin{vmatrix} r_{11} & r_{12} & r_{13} & r_{14} \\ r_{21} & r_{22} & r_{23} & r_{24} \\ r_{31} & r_{32} & r_{33} & r_{34} \\ r_{41} & r_{42} & r_{43} & r_{44} \end{vmatrix} \begin{matrix} (r_{11} = 1) \\ (r_{1j} = r_j) \end{matrix}$$

Siendo el determinante adjunto de éste:

$$R_{ij}(1234) = \begin{vmatrix} R_{11} & R_{12} & R_{13} & R_{14} \\ R_{21} & R_{22} & R_{23} & R_{24} \\ R_{31} & R_{32} & R_{33} & R_{34} \\ R_{41} & R_{42} & R_{43} & R_{44} \end{vmatrix} (R_{ij} = R_{ji})$$

Los coeficientes de regresión b , entre las variables medidas en sus unidades ordinarias, vienen dados por

$$b_{1j}^{(i)} = \beta_{1j}^{(i)} \frac{\sigma_1}{\sigma_j}.$$

Teniendo en cuenta estos valores, la construcción de los haces de rayos es inmediata. Se construirán tres haces de rayos, uno para representar los coeficientes $\beta_{12}^{(i)}$ ($i = 1, 2, 3, 4$), otro para los $\beta_{13}^{(i)}$ y otro para los $\beta_{14}^{(i)}$. Cada rayo de estos grupos tendrá una pendiente igual al coeficiente respectivo, y la construcción se hace muy cómoda, pues basta representar el punto que tenga por coordenadas

los dos términos de la fracción: — $\frac{R_{ij}}{R_{11}}$, tomando en el eje de

ordenadas el numerador, y en el eje de abscisas el denominador. Después, uniendo dicho punto con el origen de coordenadas, tendremos el rayo respectivo, que los enumeraremos con la cifra correspondiente a la variable en cuyo sentido se haya minimizado.

Cuando la conexión entre las variables sea perfecta, los rayos coincidirán en los distintos haces. Pero si, por ejemplo, se ha omitido una variable explicativa de gran influencia, no podrá existir una correlación perfecta y, por tanto, los rayos de cada haz presentarán la forma de un abanico.

En consecuencia, si en un caso dado el haz de rayos no está cerrado, o muy apretado, procuraremos introducir otra variable que esperamos sea útil, para explicar la variación de la variable dependiente. Toda nueva variable que consiga estrechar los haces de los coeficientes de regresión, que cambien las pendientes de los rayos anteriormente obtenidos y que los coeficientes de regresión obtenidos al hacer mínima la suma de los cuadrados en su dirección, estén comprendidos entre los deducidos anteriormente, es considerada como variable útil. Toda variable que no modifica el haz más que ligeramente se denomina superflua. También se considera que una variable es superflua cuando el nuevo rayo es más pequeño que los otros y cuando los otros rayos no se acortan apreciablemente por la introducción de la nueva variable. Por el contrario, si al introducir la nueva variable explicativa el haz de rayos se abre violentamente sin producir un cambio apreciable en la dirección de los rayos obtenidos antes de su inclusión, diremos que la nueva variable está correlacionada con alguna de las anteriores variables explicativas. En este caso a tal variable se le puede considerar como perjudicial porque se entiende que si todas las variables se incluyen al mismo tiempo no se pueden obtener medidas exactas de los coeficientes. No quiere decir esto que la nueva variable no tenga significación económica, sino que por consecuencia de algunas circunstancias, quizá fortuitas, es imposible toda medición completa. Pero, prácticamente, nos encontraremos que en muchos casos no se producen todos estos criterios en la misma dirección. Por ejemplo, puede suceder que un cambio notable en la dirección de los rayos vaya acompañado de un aumento en el esparcimiento de los mismos. En ese caso diremos que la nueva variable puede dar coeficientes de regresión más exactos que los obtenidos sin su inclusión, sobre todo si hay razón para introducirla bajo el punto de vista de la teoría económica.

II

CRÍTICA DE DATOS

A) *Período de estudio y área del mismo.*

Puesto que vamos a analizar la demanda de azúcar partiendo del estudio de un grupo de series cronológicas, convendrá en primer lugar precisar los límites y la extensión del período de tiempo que va a abarcar nuestro estudio.

El límite superior del período nos viene impuesto forzosamente por el comienzo del Movimiento Nacional. A partir del año 1936 se restringió la libertad del mercado, estableciéndose los racionamientos. Los valores de las observaciones sobre el consumo y precios que se pueden obtener a partir de aquella fecha ya no son utilizables para nuestro fin, porque es condición imprescindible para poder deducir experimentalmente la ley de la demanda de cualquier bien, que los datos observados provengan de un mercado en el que los consumidores pueden adquirir los bienes que deseen sin limitación en la cantidad. Se comprende que, cuando los volúmenes de consumo se fijan por el Gobierno bajo un régimen de racionamientos, no es posible obtener ninguna luz sobre la verdadera ley de la demanda, ya que, en general, los valores así fijados pueden ser muy distintos de los que se obtendrían en un sistema económico que funcionase sin ninguna limitación.

Por otra parte, hemos tomado como origen del período el año 1910. De esta forma se prescinde en el análisis de los diez años primeros del siglo actual, dando de este modo al período de estudio cierto carácter de homogeneidad, pues se considera que en ese lapso de tiempo la economía española azucarera pudo adaptarse a la situación creada por la pérdida de nuestras colonias que constituían nuestras principales fuentes abastecedoras de azúcar (23).

Así, pues, el período de tiempo al que se extiende nuestro trabajo comprende veintiséis años, desde 1910 a 1935. Consideramos

(23) El promedio de azúcar importado en el quinquenio 1893-1897 fué de 36.155.064 kilos, mientras que en el 1900-1904 fué sólo 171.184 kilos.

que un conjunto de observaciones de esta cuantía es suficiente para poder establecer, empíricamente, significativas leyes de demanda. En el trabajo del profesor Schultz sobre la demanda de azúcar en Norteamérica (24), se utilizan series que comprenden veintiuno, diecinueve y quince años. Igualmente, la serie más extensa utilizada por Stone en la deducción estadística de la función de demanda de la cerveza, vinos, tabaco, jabón, etc., en Inglaterra (25) no pasa de veinte años.

Otro punto que conviene precisar es el área geográfica a la que se va a referir el análisis. Nosotros vamos a considerar el consumo de azúcar que tiene lugar dentro de la Península e islas Baleares. La razón de excluir a las provincias canarias radica en que éstas no entran en territorio aduanero español y, fundamentalmente, en que la falta de información sobre movimientos de "stocks" nos impide calcular las cifras de consumo.

B) *Determinación de las cantidades consumidas de azúcar.*

Una de las mayores dificultades con que se tropieza el investigador español que dirige sus esfuerzos hacia el ámbito de la estadística es, sin duda alguna, la escasez de esta clase de material. Y, normalmente, esta dificultad se hace insuperable cuando se tiene la necesidad de conocer, por datos estadísticos, el movimiento del consumo de algún bien particular, especialmente si se trata de algún producto agrícola. La causa de esta situación radica en que las series estadísticas de producción de la mayor parte de los productos agrícolas no tienen la exactitud que para estos fines se necesita, y, sobre todo, en las grandes lagunas existentes en nuestra estadística económica sobre movimientos de "stocks", etc., que pudieran servir para poseer un conocimiento bastante aproximado de la evolución en el consumo.

La situación que se presenta en el caso del azúcar es bien distinta, y, por fortuna, incomparablemente mejor. Como es sabido, el Estado español tiene establecido un impuesto sobre el azú-

(24) Obra citada.

(25) Obra citada.

car (26). Por tal motivo, lleva cuenta detallada y, por propia conveniencia, lo más exacta posible del volumen de la producción, de la salida y entrada de azúcar en fábricas y almacenes y de los "stocks" existentes en ciertos días del año. Todos estos datos van a ser de gran utilidad para determinar las cantidades consumidas de azúcar en los años que comprende el período de estudio.

La cantidad que nosotros vamos a considerar como volumen de azúcar consumido en un año cualquiera la deducimos de la forma siguiente:

Cantidad consumida en un año = producción de ese año + importación en el mismo año + "stocks" existentes en 31 de diciembre del año anterior — exportación del año corriente — "stocks" existentes en 31 de diciembre de ese mismo año.

Todos los datos necesarios para este cálculo se hallan publicados por el Ministerio de Hacienda (Dirección General de Aduanas) en la "Memoria sobre el Estado de la Renta de Aduanas e Impuestos Especiales" del año respectivo, y es de esa fuente de donde nosotros los hemos obtenido.

(26) El gravamen sobre el azúcar fué impuesto por vez primera por el Real Decreto de 27-11-1862. Después de sufrir distintas variaciones, fué Villaverde quien, con la Ley de 19-12-1899 creó el impuesto sobre el azúcar nacional con las mismas características esenciales con que se percibe hoy. Según el artículo segundo de la expresada Ley, "el azúcar de todas clases, las glucosas, las mieles y melazas, la sacarina y cualquier otro producto que sustituya al azúcar en la alimentación y preparación de las substancias alimenticias quedan sujetas, desde el día de la promulgación de esta Ley, a un impuesto que se denominará "Impuesto del azúcar". Este impuesto se devenga a la salida de los productos de las fábricas o refinerías. Según el artículo sexto, el azúcar nacional que se exporte al extranjero, Islas Canarias y Posesiones Españolas de Africa tendrán derecho, en concepto de devolución del impuesto satisfecho por el azúcar empleado en la preparación de dichos productos, al percibo de ciertas cantidades que la Ley determina. Esta Ley constitutiva del impuesto del azúcar fijó éste en 25 pesetas por cada 100 kgs. de peso neto, estableciendo un arancel para el azúcar importado de 85 pesetas los 100 kgs. Posteriormente, tanto el tipo del arancel como el del impuesto de fabricación han experimentado algunas variaciones. Por la Ley de Reforma Tributaria de 16-12-1940, el impuesto sobre el azúcar ha pasado a formar parte de la Contribución de Usos y Consumos.

C) *Producción de azúcar y movimiento de "stocks"*.

España es el único país de Europa donde se cultivan simultáneamente las dos plantas utilizadas en la fabricación de azúcar: la caña y la remolacha azucarera.

Hasta el año 1892 el azúcar producida en España provenía exclusivamente de las plantaciones de caña de la provincia de Granada; pero ya por ese mismo año se introduce en España el cultivo de la remolacha azucarera, instalándose en Granada, desde dicho año hasta 1899, un total de 15 fábricas de azúcar de remolacha. Después de la pérdida de las Antillas y, especialmente, después de la promulgación de la Ley de 19 de diciembre de 1899, que amparaba la producción nacional mediante un margen protector de 60 pesetas por 100 kg., el cultivo de la remolacha se extendió rápidamente. En 1904 existían ya 52 fábricas dedicadas a la producción de esta clase de azúcar.

En el cuadro I, columnas (1) y (2), se dan las cifras de producción de azúcar de caña y remolacha durante cada año natural del período 1910-1935. Como puede verse, la producción de azúcar de caña es incomparablemente menor que la de remolacha. La columna (3) proviene de sumar las cifras de las dos anteriores, representando, por tanto, la producción total de azúcar.

La columna (4) del mismo cuadro I es una reproducción de las cantidades que en la Memoria de la Renta de Aduanas de cada año se dan como "stocks" existentes en fábricas, refinerías, depósitos y almacenes en el último día del año respectivo.

Al confrontarse estas últimas cifras con las dadas por la Memoria de la Renta de Aduanas del año 1924 se encontrará el lector con que la cantidad que en nuestro cuadro figura como existencias al 31 de diciembre de 1920 excedé en 90 millones de kgs. a la dada en el estado que, con el encabezamiento: "Existencias al 31 de diciembre", figura en la citada Memoria. Como en la Memoria del año 1920 se puede ver claramente el cálculo de las existencias al fin de año, no hay duda alguna de que éstas son de 100.652.730,00 kilogramos —la dada por nosotros— y así, al año siguiente se vuelve a dar esta cifra. Pero, posteriormente, en las memorias del año 24 y siguientes, hasta el 30, debido seguramente a un error de im-

prenta, se omite un cero, y se da la cifra de 10.652.730. Hemos querido hacer notar este error, dado que, por su magnitud, puede originar confusiones en cualquier investigación análoga a la nuestra.

CUADRO I

Producción de azúcar y movimientos de "stocks"

A Ñ O S	PRODUCCION			EXISTENCIAS al 31 de dic. (kg.) (4)
	Azúcar de caña (kg.) (1)	Azúcar de remolacha (kg.) (2)	TOTAL (kg.) (3)	
1909	—	—	—	823.083
1910	20.309.643	71.064.773	91.365.416	94.553.911
1911	20.294.661	86.129.728	106.424.389	83.274.742
1912	16.175.856	138.774.011	154.949.867	107.379.640
1913	13.231.166	148.769.207	162.000.373	135.833.634
1914	7.376.297	140.394.317	147.770.614	143.618.301
1915	5.595.370	101.258.187	106.853.557	89.365.671
1916	4.264.129	111.541.931	115.806.060	84.661.695
1917	4.583.724	119.592.950	124.176.674	73.802.087
1918	5.712.914	123.453.641	129.166.555	53.183.526
1919	6.278.427	117.094.056	123.372.483	43.919.500
1920	6.760.206	142.342.671	149.102.877	100.652.730
1921	12.033.034	159.722.025	171.755.059	123.186.852
1922	8.097.180	150.298.265	158.395.445	121.863.970
1923	8.454.533	164.350.036	172.804.569	70.940.892
1924	7.661.219	216.319.518	223.980.737	114.690.483
1925	8.704.359	200.271.395	208.975.753	108.740.995
1926	6.718.854	250.771.771	257.494.625	138.743.792
1927	10.551.715	221.715.563	232.267.278	145.306.858
1928	11.610.425	230.517.544	242.127.969	150.150.456
1929	13.561.979	223.738.562	237.300.541	129.247.782
1930	15.556.331	249.529.344	265.285.675	133.174.585
1931	17.912.556	317.811.776	333.724.312	196.224.695
1932	17.459.195	276.228.013	293.787.208	213.775.710
1933	17.431.000	126.131.000	243.562.000	177.324.000
1934	14.451.000	297.869.000	312.320.000	219.843.000
1935	16.960.000	273.652.000	290.612.000	230.561.000

D) *Importación y derechos arancelarios del azúcar.*

Puesto que el azúcar importado es uno de los componentes que figuran en la determinación del consumo, vamos a exponer el movimiento de la importación en el período de estudio, 1910-1935.

Hemos juzgado conveniente incluir también las distintas tarifas arancelarias a las que ha estado sujeta la importación de dicho producto durante el mismo período de tiempo.

En el cuadro II pueden encontrarse ambas series. Como ya dijimos, las cifras que se dan como correspondientes a las cantidades de azúcar importadas se han obtenido de las respectivas "Memoria sobre el estado de la Renta de Aduanas", mientras que las correspondientes a los aranceles se han ido deduciendo de distintas disposiciones legislativas (27).

La Ley de 19 de diciembre, creadora del denominado "impuesto del azúcar", estableció un derecho arancelario de 85 pesetas por 100 kilogramos de peso neto importado de azúcar. Esta Ley tenía por objeto amparar la producción nacional, pues es indudable que, después de la pérdida de nuestras Antillas, se hacía necesario y urgente el desarrollo de la industria nacional. Puesto que el impuesto de fabricación de azúcar nacional, que la misma Ley estableció, era de 25 pesetas, la producción nacional quedaba así favorecida con un margen protector de 60 pesetas. Dado el precio del azúcar en el mercado español—1,20 pesetas kilogramo en 1906—la cuantía del arancel tenía un carácter prohibitivo para el azúcar extranjera, y como estas condiciones apenas variaron durante los quince años primeros del siglo actual, la importación durante ese período fué insignificante, descendiendo paulatinamente a medida que crecía la producción española (28).

Por R. O. del Ministerio de Hacienda del 30 de enero de 1916 el derecho de Aduanas disminuye de tal forma que sólo importa 25 pesetas, siendo igual al impuesto sobre el azúcar de fabricación nacional entonces existente. El resultado fué que comenzaron a entrar en el mercado nacional grandes cantidades de azúcar extranjera, alcanzando durante los años 1916-1917 un promedio de cerca

(27) "Legislación azucarera", Madrid, 1941. Editado por la Asociación General de Fabricantes de Azúcar de España.

(28) De un promedio de 171.183 kgs. importados durante el quinquenio 1900-1904, la importación se redujo a un promedio de 32.917 kgs. durante el quinquenio 1911-1915. Durante los mismos periodos, los promedios de la producción de azúcar nacional fueron de 96.750,144 y 135.599,760 kgs. respectivamente. Estas cifras se han calculado también de las Memorias de la Renta de Aduanas.

de 29.000.000 de kilos. Aunque en el año 1918 subió el arancel a 35 pesetas, la importación siguió siendo grande, pues, al mismo tiempo, también se elevó el impuesto anterior, estableciéndolo igualmente en 35 pesetas los 100 kilogramos.

El Gobierno español, tratando de armonizar los intereses de los productores, por un lado, y de los consumidores, por otro, accede en mayo de 1919 a la petición de los fabricantes de que se aumentara el arancel para evitar la entrada de tanta azúcar extranjera, y lo fija en 60 pesetas; pero, al mismo tiempo, les impone la obligación de crear inmediatamente, en cada una de las capitales de provincias, depósitos al por mayor en los que el azúcar se debería vender al precio de tasa, amenazando con disminuir otra vez el arancel si no se cumplen estas disposiciones. Pero en octubre del mismo año se llega a una situación tal, que "las existencias de azúcar son sensiblemente inferiores a las necesidades del consumo", y, por tal motivo, se revoca la R. O. del mes de mayo y se dispone que los derechos arancelarios de importación del azúcar sean de 35 pesetas para todas las partidas que, estando declaradas a depósito en los Depósitos Francos del Reino y en los Comerciales, se declaren para el consumo en el plazo de ocho días a contar de la fecha de la publicación de esta R. O. de 23 de octubre. A pesar de las numerosas partidas que—según el Gobierno—se hallaban en la Península declaradas a depósito, sólo 1.855 toneladas se acogen a los beneficios de la R. O. anterior, dictada a modo de ensayo. Continuando, pues, la escasez de azúcar, y procurando que las demandas del producto correspondan a las ofertas que de él puedan hacerse, que es la ley fundamental que regula los precios de venta, se autoriza por R. O. de 7 de noviembre la importación en España de 40.000 toneladas con el derecho de 35 pesetas por unidad arancelaria. Como los grandes cargamentos de azúcar que llegaban a nuestros puertos y que quedaban a depósito sin entrar a consumo estaban constituídos en su mayor parte por azúcar no refinado, se pensó—dada la independencia de la cuantía del derecho arancelario respecto a la polarización del azúcar importado—concederles el mismo trato de favor que el azúcar de fabricación española. Así, por R. O. de 19 de enero de 1920 se autorizó que, durante seis meses, el azúcar importado sin refinar pudiera ir a las fábricas de refinado sin pagar los de-

rechos arancelarios. Se ordenó que éstos se abonasen luego, no por la cantidad de azúcar manipulado, sino por la obtenida refinada, bajo el mismo sistema establecido para el impuesto de fabricación de los nacionales. Las 40.000 toneladas que en noviembre del año anterior se autorizaron importar entraron al consumo para el mes de junio del año siguiente, y como quiera que continuase la escasez y la carestía del azúcar, se dispuso por R. O. de 9 de junio de 1920 que los derechos arancelarios del azúcar a su importación continuasen reducidos a 35 pesetas por 100 kilogramos para toda la que se importase hasta el día 8 de septiembre del mismo año: 1920. Hay que hacer notar que este derecho arancelario no podría ser menor, ya que el impuesto entonces vigente del azúcar era de 35 pesetas, y por Ley de 30 de julio de 1918 se había dispuesto que el "azúcar importado en ningún caso pudiera pagar en Aduanas un derecho menor que el impuesto anterior". Por RR. OO. de 24 de agosto y 4 de diciembre de 1920 se fueron ampliando los plazos de vigencia del derecho arancelario reducido, motivado principalmente por la carestía del azúcar, hasta que en marzo de 1921, estimándose que las grandes cantidades de azúcar importadas bajo el arancel reducido permitían un abastecimiento regular, se elevó el derecho arancelario a 65 pesetas, obligando a los fabricantes a establecer almacenes reguladores en las capitales de provincia y poblaciones similares, a fin de que, pudiendo adquirirse dicho artículo libremente por el público, resultase mantenido el mismo precio que entonces regía en cada una de las provincias.

La Ley de 27 de julio de 1922 regula el impuesto sobre el azúcar de fabricación nacional y derechos de arancel del azúcar, fijando el primero en 45 pesetas por cada 100 kilogramos y el segundo en 85 pesetas para la misma unidad. Con el fin de evitar que los fabricantes nacionales utilizasen este margen protector para encarecer injustificadamente los precios, quedó autorizado el Ministro de Hacienda para poder rebajar temporalmente en 15 pesetas el derecho arancelario.

La gran influencia de esta Ley en la disminución de la importación de azúcar puede apreciarse en el cuadro II. A partir del Decreto-ley de 28 de marzo de 1928, que fijaba para el azúcar

importado un derecho arancelario de 60 pesetas oro y un impuesto de fabricación para el mismo de 45 pesetas, la importación se hizo casi prohibitiva, a pesar de la caída de los precios que se produjo en los mercados mundiales después de la crisis del 1929.

CUADRO II

Importación y derechos arancelarios del azúcar

AÑOS	IMPORTACION (kilogramos)	ARANCEL Pesetas por 100 kg. peso neto
1910	37.779	85
1911	42.308	80 Ley 12 junio 1911.
1912	27.406	
1913	37.171	
1914	14.958	60 Ley 15 julio 1914.
1915	42.742	
1916	18.330.672	25 Real Orden 30 enero 1916.
1917	39.171.628	
1918	15.194.216	35 Ley 30 julio 1918.
1919	29.711.540	60 Real Orden 24 mayo 1919.
1920	51.644.623	35 Real Orden 23 octubre 1919.
1921	47.263.513	60 Real Orden 30 marzo 1921.
1922	37.501.000	85 Ley 17 julio 1922.
1923	735.600	
1924	26.299.300 (1)	
1925	925.200	
1926	414.600	
1927	6.444.500	
1928	5.015.800	60 Decreto-Ley 28 marzo 1928.
1929	712.300	
1930	154.200	
1931	128.600	
1932	3.000	
1933	15.800	
1934	35.900	
1935	50.700	

(1) Por Real Orden de la Presidencia del Directorio Militar de 27 de mayo de 1924, y a petición de la Junta Central de Abastos, se autorizó la importación de 15.000 toneladas de azúcar que deberían satisfacer un derecho arancelario de 45 pesetas por 100 kilogramos de peso neto. Esta importación se realizó para primeros de agosto del mismo año, asegurando el abastecimiento del país durante ese mes. Pero estimando la Junta Central de Abastos que, aunque había empezado a producir alguna fábrica de Málaga, peligraría el abastecimiento nacional en un futuro próximo, propone la importación de 20.000 toneladas que se autoriza por R. O. del 4 de agosto de 1924, con un arancel también de 45 pesetas.

E) *Exportación.*

En el cuadro III se hallan reproducidas las cifras que en la memoria anual de la Renta de Aduanas figuran como kilogramos exportados de azúcar.

Como puede verse, apenas cabe hablar de la exportación española de azúcar, máxime cuando se considera que en las cifras dadas están incluidos los envíos a las islas Canarias, protectorado de Marruecos y demás posesiones de Africa, aunque, en tiempos normales, tampoco suponía mucho.

Fué preciso que estallara la Guerra Europea para hacer que nuestra exportación fuese algo apreciable. Iniciada la conflagración, Inglaterra se apresuró a comprar todo el azúcar disponible a su alcance, y España llegó a venderle en el año 1914 cerca de 10 millones de kilogramos de azúcar (29). Uniendo estas remesas a las enviadas al Marruecos francés y Canarias—casi ausente hasta entonces de nuestro mercado—completaron un total de unos 13 millones de kilogramos (aproximadamente la doceava parte de la producción española de ese año). Al año siguiente, 1915, las condiciones fueron algo similares en cuanto al volumen de la exportación, aunque se diferenciaron en la distribución, ya que, por un lado, la exportación a Inglaterra no llegó a los dos millones de kilogramos, mientras que Francia, Portugal, zona del norte de Africa y, sobre todo, Canarias aumentaron considerablemente sus compras. Pero como la producción de azúcar en el año 1915 había sido sólo de unos 106 millones de kilogramos—40 millones menos que la del año anterior—y, por otra parte, no habían comenzado aún las importaciones, las existencias a fin de año se redujeron en proporciones alarmantes. Al año siguiente se tuvo que importar 18 millones de kilos—16 de los cuales procedían de Cuba. Al mismo tiempo, por R. O. de 24 de noviembre de 1916, se prohibió la exportación de azúcar, permitiéndose únicamente los envíos destinados al abastecimiento de las posesiones españolas del norte de Africa, Canarias, Río de Oro, Fernando Poo y zona de influencia española en Marruecos. Al mes siguiente, otra R. O., del día 22,

(29) Estas cifras se han obtenido de los anuarios del Comercio Exterior de España.

prohibía temporalmente la exportación al extranjero desde los puertos francos de Canarias, Ceuta y Melilla.

En consecuencia, los 6 millones de kilogramos que se exportaron en 1917 fueron absorbidos por Canarias, Fernando Poo y, principalmente, por Ceuta, Melilla y zona de influencia española en Marruecos. Como es sabido, el artículo 10 de la Ley de 19 de diciembre de 1899 disponía que el azúcar destinado a estas zonas estuviese exento del impuesto interior de fabricación. Es cierto que el azúcar importado en Canarias estaba en ese tiempo sujeto a un arbitrio de 25 pesetas por 100 kilogramos, igual al impuesto interior reinante en la Península y, por tanto, que los consumidores de aquellas islas soportaban los mismos impuestos que los de las restantes provincias españolas; pero es indudable que todos ellos estaban sujetos a un gravamen del que los habitantes del Africa española estaban libres. La franquicia aludida era, indudablemente, un estímulo para vender al norte de Africa; y así se comprende el ascenso vertiginoso que adquirieron las exportaciones a dicha zona: un incremento de cerca de 4 millones con respecto al año anterior. En vista de ello, el Gobierno estimó que se debía restringir la exportación todo lo posible para que no rebasase el límite prudencial exigido por las necesidades del abastecimiento normal de los territorios citados, y dispuso, por Real Orden de 15 de febrero de 1919, que, a partir de entonces, el azúcar nacional que se exportase a Canarias, Fernando Poo, Río de Oro, posesiones españolas del norte de Africa y zona del protectorado de España en Marruecos quedase comprendida en la exacción del impuesto de 25 pesetas, eximiendo a Canarias del arbitrio sobre el azúcar importado de España.

En 1918 se exportó más cantidad a Canarias, mientras que el azúcar destinado al resto de los territorios españoles de Africa fué bastante menor que en el año anterior. El año siguiente fué de las mismas características con respecto a la exportación de azúcar, acentuándose las diferencias en la distribución a favor de Canarias.

Ya en 1919 la exportación de azúcar volvió a sus cauces normales, siendo otra vez insignificante. Durante los años 1921 y 1922, saliéndose del camino emprendido, la exportación fué bastante considerable. Ello fué debido a las RR. OO. de 11 de abril—que

restableció el artículo 10 de la Ley de 19 de diciembre de 1899—la del 19 del mismo mes y año—que suprimió los permisos necesarios para el embarque de azúcar—y la del 2 de junio, también de 1921, que autorizaba la libre exportación de 25 millones de kilogramos de azúcar.

CUADRO III

Exportación de azúcar

A Ñ O S	K I L O G R A M O S
1910	—
1911	422.147
1912	161.100
1913	—
1914	13.226.767
1915	12.268.693
1916	2.968.817
1917	6.105.932
1918	4.458.603
1919	2.534.518
1920	264.067
1921	1.103.873
1922	1.791.300
1923	—
1924	98.948
1925	1.816
1926	1.704.680
1927	235.400
1928	62.805
1929	37.979
1930	52.631
1931	45.325
1932	75
1933	87
1934	29.625
1935	1.700

F) *Consumo total de azúcar.*

Es indudable que para poder determinar con toda precisión el volumen de azúcar comercial que se consume en España habría que tenerse en cuenta, no sólo la importación y exportación del

azúcar en su forma común, sino, además, la cantidad que entra y sale como formando parte de los productos que también son objeto de comercio exterior. Pero como, según se desprende de los datos publicados por las Memorias de la Renta de Aduanas, las diferencias—normalmente favorables a la exportación—no son de consideración, hemos creído innecesario incluir estas últimas cifras en el cálculo del consumo, limitándonos tan sólo a estudiar el comercio del azúcar en su forma común.

Disponemos, pues, de todos los elementos necesarios para poder determinar el volumen de azúcar que se ha consumido en España durante el período de estudio. Hemos considerado conveniente reproducir en el cuadro IV las cifras de producción, stocks, importación y exportación. El cálculo de las cifras de consumo total partiendo de estas primeras es inmediato, según se explica simbólicamente en el citado cuadro.

Según se desprende por la forma de operar, la cantidad que para cada año figura como consumida indica el volumen de azúcar “desaparecido” en el año respectivo, ya por consumo directo del mismo, ya por el consumo de aquellos productos en los que el azúcar ha figurado como uno de sus componentes: dulces, chocolate, galletas, bebidas, etc. No hemos podido determinar la distribución del azúcar en las distintas formas de consumo, pero cabe suponer, de todas formas, que en España el consumo directo representa una proporción bastante mayor que la que representa, por ejemplo, en Inglaterra. Según el estudio realizado por el inglés Philip Lyle (30), el consumo directo de azúcar en Inglaterra en los años 1938 y 1949 representa, aproximadamente, un 53 por 100 del total, repartiéndose el resto en la producción de mermeladas y conservas (7 por 100 en 1938 y 11 por 100 en 1948), confecciones de azúcar y chocolate (13 por 100 en 1938 y 10 por 100 en 1948), galletas (2 por 100 en 1938 y 2 por 100 en 1948), siguiendo otros numerosos productos manufacturados como leche condensada, bebidas dulces, helados, sidras, etc., que suponen consumos de azúcar de bastante menor cuantía.

(30) “The sugar industry.” *Journal of the Royal Statistical Society*. Volumen CXIII, 1950, págs. 531-543.

CUADRO IV
Consumo total de azúcar
(En kilogramos)

AÑOS	PRODUCCION 1 (t)	EXISTENCIAS al 31 de dic. 2 (t)	IMPORTACION 3 (t)	EXPORTACION 4 (t)	CONSUMO TOTAL
					5 (t) = 1 (t) + 2 (t) + 3 (t) - 4 (t) - 2 (t)
1909	—	114.823.083	—	—	—
1910	91.365.416	94.533.911	37.779	—	111.672.367
1911	106.424.389	83.274.742	42.308	422.157	117.323.709
1912	154.949.867	107.379.640	27.406	161.100	130.711.275
1913	162.000.373	135.833.633	37.171	—	133.583.560
1914	147.770.614	143.618.301	14.958	13.226.767	126.774.128
1915	106.853.557	39.365.671	42.742	12.268.693	148.806.236
1916	115.806.060	84.661.695	18.330.672	2.969.817	135.371.891
1917	124.176.674	73.802.087	39.171.623	6.105.932	168.101.979
1918	129.166.555	53.183.526	15.194.216	4.458.603	160.520.729
1919	123.372.483	43.919.500	29.711.540	2.534.518	159.013.531
1920	149.102.877	100.652.730	51.644.623	264.067	143.750.233
1921	171.755.059	123.136.862	47.263.513	1.103.873	195.380.567
1922	138.395.445	121.863.970	37.501.000	1.791.300	175.428.037
1923	172.804.569	70.940.892	736.600	—	224.464.247
1924	223.980.737	114.690.423	26.299.300	98.948	265.431.498
1925	208.975.753	108.740.995	925.200	1.816	215.848.625
1926	257.494.625	138.743.792	414.600	1.704.680	226.201.748
1927	232.267.278	146.306.858	6.444.500	235.499	230.916.312
1928	242.127.969	150.150.456	5.015.800	62.805	243.234.366
1929	237.300.541	129.247.782	712.300	37.979	258.877.536
1930	265.285.675	133.174.585	154.200	52.631	261.460.441
1931	333.724.312	196.224.695	128.600	45.325	270.757.477
1932	293.787.208	213.775.710	3.000	75	276.239.118
1933	243.562.000	177.324.000	15.800	87	280.029.423
1934	312.320.000	219.843.000	35.900	29.625	269.807.275
1935	290.612.000	230.561.000	50.700	1.700	279.943.000

G) Consumo de azúcar por habitante.

Las cifras que acabamos de determinar, referentes al consumo total de azúcar, comprende, como ya se dijo, el azúcar absorbido dentro de la Península e Islas Baleares. Para determinar ahora el consumo por habitante dentro de las mismas áreas, no hay duda que bastará dividir el consumo total por el número de consumidores. No creemos que haya ningún inconveniente en aceptar la

hipótesis de que el azúcar es un artículo generalmente consumido por todos sin distinción de edad y sexo. En consecuencia, el número de consumidores lo constituye la población total. Así, pues, la población que habrá de tenerse en cuenta será la correspondiente a la Península e Islas Baleares.

La serie de la población que nos es necesario conocer fué calculada ya por el profesor Castañeda para determinar el movimiento del consumo de tabaco por habitante (31), y es la que nosotros hemos utilizado. En el cuadro V se halla reproducida esta serie,

CUADRO V

Consumo de azúcar por habitante

A Ñ O S	Consumo total de azúcar (kg.) (1)	Población media del año (Penín. y Bale.) Millares habitan. (2)	Consumo por habitante (kilogramos) (3)
1910	111.672.367	19.422,9	5,7495
1911	117.323.709	19.543,6	6,0032
1912	130.711.275	19.665,6	6,6467
1913	133.583.560	19.789,5	6,7502
1914	126.774.128	19.916,0	6,3554
1915	148.800.236	20.045,6	7,4270
1916	133.871.891	20.179,1	6,7333
1917	168.101.979	20.317,0	8,2740
1918	160.520.729	20.460,2	7,8455
1919	159.813.531	20.609,2	7,7545
1920	143.750.233	20.769,9	6,9211
1921	195.380.567	20.928,0	9,3558
1922	175.428.037	21.099,2	8,3144
1923	224.464.247	21.279,4	10,5484
1924	206.431.498	21.469,4	9,6251
1925	215.848.625	21.670,2	9,9606
1926	225.201.748	21.882,5	10,3371
1927	230.916.312	22.107,4	10,4445
1928	243.234.366	22.345,9	10,8850
1929	258.877.536	22.599,1	11,4552
1930	261.460.441	22.868,0	11,4337
1931	270.757.477	23.152,1	11,6947
1932	276.239.118	23.441,1	11,7842
1933	280.029.423	23.734,5	11,7984
1934	269.807.275	24.031,0	11,2275
1935	279.943.000	24.327,5	11,5073

(31) "El consumo de tabaco en España y sus factores." *Revista de Economía Política*. Vol. I, núm. 2. Abril-junio 1945. Pág. 284.

así como la correspondiente al consumo total de azúcar. De ellas se ha deducido la serie (3), que representa el consumo de azúcar por habitante durante el período de estudio.

Aunque nuestro trabajo posterior va a consistir en la explicación del movimiento y cuantía de este consumo, será conveniente en este momento exponer algunas características del mismo.

Al igual que en el resto de los países, el consume per cápita en España ha ido aumentando, aunque no en la proporción de otros países, sí, al menos, con una tendencia de constante crecimiento. Y así, si el promedio de azúcar consumido en el trienio 1910-1935 fué sólo de 6 kilogramos por habitante, ya en el período 1921-1923 fué de 9 kilogramos, alcanzando en el trienio 1933-1935 un promedio de 11,5 kilogramos. Un examen del consumo per cápita de azúcar entre distintos países del mundo nos revela que dicho consumo es en España mucho menor que el que tiene lugar, por ejemplo, en la mayor parte de los países de Europa. Si durante el quinquenio 1930-1934 el consumo per cápita en España fué aproximadamente de unos 11 kilogramos, en Francia, Alemania, Finlandia y Checoslovaquia, por no citar más que los inmediatos seguidores, se consumía en el mismo período de tiempo un promedio de más que el doble. Únicamente en Polonia, Italia y en algunos otros países el consumo per cápita era menor que el nuestro.

Consumo de azúcar por habitante en distintos países (1)

Media de 1930-1934	kg.	Media de 1930-1934	kg.
Alemania	24	Polonia	10
Austria	28	Rumania	5
Bélgica	28	Inglaterra	50
Bulgaria	4	Suecia	45
Dinamarca	54	Checoslovaquia	25
Finlandia	23	Canadá	43
Francia	26	Estados Unidos	47
Italia	8	Australia	49
Noruega	32	Suiza	45
Países Bajos	31.		

(1) "El problema de la alimentación". Sociedad de las Naciones. Ginebra, 1936.

Ahora bien, es justo señalar que estos números desfiguran un tanto el verdadero consumo de azúcar que tiene lugar en las diferentes naciones. Las cifras dadas representan sólo el volumen de azúcar comercial consumida directamente, o en forma de artículos elaborados con dicho producto. Sin embargo, casi todo el mundo consume azúcar contenido en los frutos, que no se incluye en ninguna estadística sobre el azúcar. Es de presumir que esta forma de consumo sea en España de bastante consideración. En Inglaterra se estima que el consumo de azúcar en frutos supone unos cuatro kilogramos y medio por habitante.

Por otro lado, es preciso no olvidar que estas cifras son erróneas para algunos países, puesto que el azúcar empleado en la confección de productos azucarados que se exportan está incluido en el azúcar total consumido. De esta forma, todo el azúcar utilizado en Dinamarca y en Suiza por las industrias de leche condensada y chocolates se considera como consumida dentro de cada uno de los países. Igualmente, el azúcar consumido en Suiza por los millares de turistas, deportistas, etc., que habitan en los hoteles, pensiones y sanatorios suizos se considera como consumido por un pequeño número de suizos.

H) *Precios.*

A pesar de que el profesor Schultz, en su estudio sobre la demanda del azúcar en Norteamérica, utilizó una serie de precios al por mayor, es evidente que los verdaderos precios que habrán de tenerse en cuenta son los pagados por el consumidor, es decir, los precios al por menor. Ahora bien, el azúcar que se consume en España no presenta las mismas características; o sea, no es homogénea, ya que puede proceder tanto de remolacha como de caña, o puede presentarse en formas diferentes. En consecuencia, los precios de cotización presentan diferencias que, como puede observarse por las estadísticas de precios al por mayor publicadas por la Dirección General de Estadística, son de bastante consideración. Dentro de estas distintas clases, la más común es, sin duda alguna, la denominada "blanca molida" o "blanquilla" de remolacha. Por tanto, considerando que el precio de ésta ejerce una influencia reguladora sobre todos los precios a que se cotizan las

distintas clases de azúcar, se le ha tomado como precio representativo.

El Boletín del Instituto de Reformas Sociales comenzó a publicar en el año 1906 unas series de precios trimestrales de diferentes artículos, bajo el encabezamiento: "Coste de vida del obrero, precios al por menor de artículos de consumo del obrero." Los artículos a los que se hacía referencia eran doce: pan de trigo, carne de vaca, carne de cordero, bacalao, patatas, garbanzos, arroz, vino, leche, huevos, azúcar y aceite. Posteriormente, a partir de octubre de 1909, comenzaron a publicarse precios medios semestrales para las capitales y provincias. Del Boletín del Instituto de Reformas Sociales de diciembre de 1914 hemos recogido los precios medios para toda España, en los ocho semestres del período abril de 1909-marzo de 1913. La serie restante, también de precios semestrales en provincias y capitales, la obtuvimos del Boletín del Ministerio de Trabajo, Sanidad y Previsión de junio de 1936. Este Boletín continuaba publicando las series anteriores sobre el movimiento semestral de precios de artículos de primera necesidad en las capitales de España y en los municipios mayores de 2.000 habitantes.

En el anejo A hemos reproducido las dos series semestrales. De ellas se ha determinado otras dos anuales, tomando como precio medio anual el resultado de hallar la media entre el precio del semestre abril-septiembre del año en cuestión y los precios de los dos semestres contiguos, dando una ponderación doble al primero. De las dos series de precios medios anuales en capitales y provincias se ha determinado la serie que figura en el cuadro VI, como representativa del precio medio del kilogramo de azúcar en cada año del período 1910-1935.

Como puede observarse, el precio del azúcar durante el quinquenio 1910-1914 se hallaba en una fase descendente, que alcanzó un mínimo el año 1914. Precisamente ese mismo año, por Ley de 15 de julio de 1914, se modificó el impuesto interior de azúcar, que desde la promulgación de la Ley de 3 de agosto de 1907 venía siendo de 35 pesetas por 100 kilogramos. Ahora, nuevamente, se restablecía el impuesto de 25 pesetas, igual al primitivo importe de la exacción con que se gravó al azúcar nacional en la Ley creadora del impuesto del azúcar de 1899.

A pesar de este descenso en el impuesto, el precio comenzó a subir movido por la coyuntura económica que la guerra creó. Este movimiento ascendente de precio todavía experimentó un mayor incremento a partir de la Ley de 30 de julio de 1918, que elevó el impuesto sobre el azúcar nacional, fijándolo en 35 pesetas.

CUADRO VI

Precios al por menor del azúcar

AÑOS	PRECIOS Pesetas por kilogramo	IMPUESTO DEL AZÚCAR Pesetas por 100 kilogramos
1916	1,28	35 Ley 3 agosto 1907
1911	1,25	"
1912	1,19	"
1913	1,10	"
1914	1,07	25 Ley 15 julio 1914
1915	1,11	"
1916	1,34	"
1917	1,46	"
1918	1,83	35 Ley 30 julio 1918
1919	2,12	"
1920	2,80	"
1921	1,84	"
1922	1,90	45 Ley 27 julio 1922
1923	1,96	"
1924	1,93	"
1925	1,87	"
1926	1,80	"
1927	1,74	"
1928	1,71	"
1929	1,70	"
1930	1,73	"
1931	1,70	"
1932	1,65	"
1933	1,64	"
1934	1,73	"
1935	1,74	"

En los años 1919 y 1920 el precio del azúcar subió extremadamente, a pesar de las medidas que, como ya vimos, fueron tomadas por el Gobierno. Coincidió este movimiento ascendente con el registrado en el mercado internacional. En Nueva York —centro regulador del mercado de este artículo— el azúcar sin

refinar se cotizaba en 1913 a 2,15 céntimos de dólar la libra. Durante los años de la guerra fué subiendo lentamente hasta llegar a alcanzar en 1918 un promedio de 5,01 céntimos. Pero en 1919 se inicia una brusca subida del precio, llegando a cotizarse la libra de azúcar a 12,50 céntimos de dólar. Esta carestía se hace aún más patente en 1920, en el que el precio llegó a ser de 22,50 céntimos, precio sin precedente en toda la historia azucarera.

Ya en 1921, tanto en España como en el mercado mundial, entra el precio en una fase descendente que, aunque en España fué frenada y retardada algo por la subida del impuesto interior dictada por la Ley de 27 de julio de 1922, se mantuvo casi uniforme hasta el año 1935. En el extranjero, sobre todo a partir de la gran producción mundial de azúcar de la campaña 1924-1925 (la producción cubana fué de 5.120 millones de kilogramos) se establece un desequilibrio entre la producción y el consumo, que entraña la acumulación de grandes stocks que van aumentando de año en año, hasta que se impuso la política restrictiva de la producción del plan Chadpourne (1931). El precio del mercado mundial, que entre 1925 y 1927 mostró una resistencia a la baja, a partir de 1928 entró en un largo período de baja lenta, pero continua, alcanzando su punto mínimo en 1932; cuando, por causas del desacuerdo existente entre Cuba y Java sobre la reducción de su producción a los términos del plan ya citado, el azúcar se cotizó a 0,45 céntimos, precio jamás conocido en la bolsa de Nueva York.

III

EL CONSUMO DE AZUCAR EN EL MUNDO Y SUS FACTORES

A) *Tendencia secular.*

Decíamos en la sección I que, para formar una ley completamente general de la demanda de un bien de consumo es necesario hacer participar explícitamente a aquellos factores de carácter social, hábitos y gustos, que, normalmente, en la teoría elemental, se les suele suponer constantes. Dada la dificultad de medir estos últimos, se ha supuesto que varían suavemente con el tiempo. De

esta forma, en la ecuación fundamental de la demanda de azúcar se incluyó la variable "t" como representando un estado dado de gustos y costumbres.

Suponíamos que estos elementos actuaban de una manera constante, tendiendo a incrementar el consumo de azúcar por habitante. Al observar el movimiento de consumo individual de este artículo, tanto en España como en otros países, vemos cómo aquellas suposiciones son del todo justificadas, sobre todo para la demanda de azúcar en España, en donde esta tendencia creciente se ha mantenido durante todo el período de tiempo considerado.

Para nosotros, como se ha dicho, la componente secular de la demanda de azúcar está constituida por la variación constante de los gustos y preferencias de los consumidores a favor del consumo de azúcar.

Pero hay que advertir que si "la política general en todos los países sigue la tendencia de mantener un elevado nivel de empleo y una crecida renta", vamos a encontrarnos con dos fuerzas que han estado actuando en la misma dirección y sentido. Dos fuerzas que han cooperado para producir una tendencia creciente en el consumo de azúcar. Precisamente, veremos más tarde cómo este hecho es la causa de la dificultad con que nos vamos a encontrar al tratar de medirlas.

B) *Variables explicativas: hábitos y gustos, precio y renta.*

Si la observación del movimiento del consumo per cápita de azúcar viene a justificar los supuestos que establecimos al incluir la variable "tiempo" en la ecuación de regresión, todavía se llega a conclusiones más interesantes cuando se compara los distintos grupos que, atendiendo a la cuantía del consumo individual de azúcar, pueden formarse entre diferentes países.

Cuando se examinan las cifras de consumo por habitante en distintos países pueden distinguirse perfectamente tres grupos: los consumidores fuertes, medianos y débiles, con una diferencia más marcada entre el segundo y el tercer grupo que entre el primero y el segundo.

Basándonos en las cifras expuestas en el anejo B, pueden clasificarse los tres grupos como sigue:

Grupo de consumidores fuertes

Consumo de azúcar (kilogramos por habitante)			
	Media 1925-1929	Media 1930-1934	1938
Australia	53 b)	49	52.7
Canadá	45 b)	43	46.4
Dinamarca	53	54	54.5
Estados Unidos	52 b)	47	43.2
Inglaterra	47	50	50.4
Suecia	37	43	48.2
Suiza	40	45	42.0

b) Media 1928-29.

Puede incluirse también en este grupo de consumidores fuertes a Cuba, Nueva Zelanda, Irlanda.

Los países consumidores medianos son los siguientes:

Consumo de azúcar (kilogramos por habitante)

	Media 1925-1928	Media 1930-1934	1938
Alemania	25	24	26.7
Bélgica	26	28	31.6
Francia	24	26	24.8
Finlandia	24	23	28
Holanda	33	31	28.8
Noruega	30	32	34.4

A este grupo pertenecen también Argentina y Checoslovaquia.

Los países del tercer grupo, o consumidores débiles, son los siguientes:

Consumo de azúcar (kilogramos por habitante)

	Media 1925-1929	Media 1930-1934	1938
Bulgaria	5	8	9
España	10,6	11,6	—
Italia	9	8	9
Polonia	12	10	13,1
Rumania	6	6	5,9

A los cuales se puede añadir Hungría, Portugal, Grecia, Yugoslavia, Turquía, Rusia, Albania, Egipto, India, Java, México, Perú y China.

Este grupo está integrado, pues, por los países del Sur, Este y Sudoeste de Europa. Los países orientales en Asia consumen todavía menos.

¿Cuáles son los factores que determinan estos distintos consumos?

En primer lugar, estas diferencias proceden de los distintos hábitos y gustos, que a su vez dependen de los climas y demás circunstancias. En un país donde el vino es abundante y donde se puede procurar frutos frescos durante gran parte del año no se tiene necesidad de tanto azúcar como en un país donde existe la costumbre de tomar té o café, o donde es necesario conservar los frutos. Además, puesto que el azúcar es solamente un alimento energético, se comprende que, por ejemplo, en países donde el arroz es el alimento típico, el consumo de azúcar no sea muy elevado.

Nos enfrentamos, pues—esta vez desde el punto de vista estático— con uno de los factores determinantes de la demanda de azúcar: los hábitos y gustos.

En segundo lugar, otro elemento que contribuye a la explica-

ción de las diferencias observadas en la cuantía del consumo es el precio. En un estudio que sobre la industria azucarera española realizó el estadístico D. Javier Ruiz Almansa (32) se publicaba el siguiente cuadro:

Precios en España y en el extranjero
Pesetas-oro por 100 kilogramos de azúcar

AÑOS	España	Alemania	Francia	Italia	Polonia	Inglaterra	EE. UU.
1929	108,1	49,66	48,29	174,65	82,20	22,48	26,42
1930	93,2	50,18	44,66	172,02	84,97	16,37	24,35
1931	73,4	51,30	43,14	169,48	84,97	15,64	22,79
1932	57,3	51,40	44,29	169,48	82,44	14,21	20,72

Por una simple observación del cuadro puede inmediatamente diferenciarse los tres grupos de países que anteriormente vimos.

Análogamente, examinando los precios del azúcar que rigieron en el año 1938—año que, a excepción de España, puede considerarse normal—es posible también diferenciar los mismos grupos. En el cuadro siguiente pueden encontrarse los distintos precios reunidos por grupos de países.

Como puede verse, el grupo I, que está formado por consumidores fuertes de azúcar, paga, por lo general, precios bajos. Los precios en el segundo grupo tienden a ser más elevados, y, por fin, en aquellos países donde menor es el consumo per cápita, los precios del azúcar son los más elevados.

Así, pues, es clara, aunque no intensa, la correlación negativa

(32) "Información estadística sobre los cultivos de remolacha y caña de azúcar y sobre la industria azucarera." *Boletín de Investigaciones especiales o Laboratorio de Estadísticas*. Suplemento al núm. 13, junio, 1934.

	Media 1929-32 Pesetas-oro por 100 kg.	Año 1938 Precios al por menor (peniques por libra)
GRUPO I:		
Australia	—	3,0
Canadá	—	3,7
Dinamarca	—	2,3
Estados Unidos	23,57	2,8
Inglaterra	17,17	2,5
Suecia	—	2,2
Suiza	—	2,4
GRUPO II:		
Alemania	50,63	7,0
Bélgica	—	2,7
Francia	43,59	2,9
Finlandia	—	2,8
Holanda	—	5,5
Noruega	—	3,6
GRUPO III:		
Bulgaria	—	7,3
España	83	—
Italia	171,65	12,5
Polonia	83,64	4,3
Rumania	—	7,3

existente entre el consumo por habitante en diferentes países y los precios del azúcar respectivos.

Sin pretender entrar en el estudio completo de los precios en los distintos mercados nacionales, no nos resistimos a la tentación de examinar la relación entre estos precios y los impuestos sobre el azúcar.

Impuestos sobre el azúcar en 1928 (1)
(Dólares por 100 kilogramos de azúcar refinada)

GRUPO I:

Australia	0
Canadá	0
Dinamarca	1,53
Estados Unidos	0
Inglaterra	2,78
Suecia	1,07
Suiza	0

GRUPO II:

Alemania	2,50
Bélgica	1,11
Francia	4,88
Finlandia	0
Holanda	10,82

GRUPO III:

Bulgaria	0
España	7,28
Italia	20,95
Polonia	4,31
Rumania	2,34

(1) "Le probleme international du Sucre". Paris, 1941.

La correlación positiva entre los precios y los impuestos es bien patente. Los países mediterráneos y balcánicos, que se caracterizaban por los elevados precios del azúcar, son también los países que tienen más elevados impuestos. Italia, que figura en el grupo de consumidores débiles con un precio elevadísimo del azúcar, es también quien posee los impuestos más altos. Así también se podría explicar en parte los distintos precios y consumos de Suecia y Noruega, Bélgica y Holanda, etc. Es evidente que el impuesto sobre el azúcar es un elemento de gran influencia en el precio, pero no el único, y, por tanto, sería absurdo pretender encontrar correlaciones perfectas entre uno y otro.

Pero con sólo los dos factores: costumbres y precios, que hasta

aquí hemos considerado, tampoco podríamos explicarnos totalmente las distintas cuantías de consumo en las diferentes naciones. Y es que hay que tener en cuenta un último, pero no menos importante factor, que se deduce inmediatamente de la clasificación de países consumidores, ya establecidas.

En los países del grupo III de consumo débil, como Bulgaria, Polonia, Rusia, Rumania, etc., en los que una gran parte de la población vive de la agricultura, la renta por habitante es más bien baja. La renta del labrador casi siempre toma la forma de productos del suelo, y, por lo general, el agricultor tiene pocas disponibilidades para invertir en la compra de objetos relativamente de lujo, como el azúcar. Por el contrario, en los países del grupo I, de consumo fuerte de azúcar, una minoría de la población vive de la agricultura, y la renta por habitante se mantiene en un nivel alto.

En resumen, el consumo de azúcar de los diferentes países depende principalmente—como precisamente se supuso y ahora se ha demostrado—de tres factores. Primeramente, los hábitos y gustos; así se explica, por ejemplo, que el Estado libre de Irlanda, de costumbres inglesas, a pesar de la escasa renta por habitante, figura entre los países de consumo fuerte. Otro factor es el precio. Este es un elemento al que no se le ha dado la importancia que merece. Es muy frecuente considerar al consumo individual de azúcar de una nación como un índice representativo de la prosperidad de sus habitantes. Es verdad que los países muy “prósperos” consumen mucho azúcar; pero preciso es advertir que, en general, el precio del azúcar en ellos es mucho más bajo que el que rige en los países menos “prósperos”, de consumo débil. Puede ser muy bien que el gusto relativamente débil por el azúcar y productos azucarados en ciertos países sea debido, por lo menos en buena extensión, a los largos años de impuestos elevados, y, por tanto, largos años de precios altos. El tercer factor que, como se ha visto, interviene en el consumo del azúcar es el nivel de renta.

Pretendemos, pues, haber demostrado que no es posible obtener una explicación apropiada de los distintos volúmenes de azúcar consumidos por los habitantes de los diferentes países del mundo, sin tener en cuenta, simultáneamente, los tres factores considerados.

IV

LA DEMANDA DE AZUCAR EN ESPAÑA

A) *Los datos observados de las variables.*

De las cuatro variables que figuran en la ecuación de regresión fundamental

$$q_h = C_0 \left(\frac{P}{I} \right)^{c_1} R_h^{c_2} e^{c_3 t}$$

se dispone de los valores de dos de ellas: q_h y t . Las otras dos series de valores ya no vienen dadas directamente, y, por tanto, es preciso calcularlas.

I

La serie correspondiente a $\frac{I}{P}$ se obtendría dividiendo el pre-

cio medio anual del kilogramo de azúcar por el índice general de precios al por menor del año respectivo. Es indudable que este índice debe ser precisamente el de precios al por menor, ya que lo que interesa es conocer el precio relativo del azúcar en comparación con el de los otros bienes de uso o consumo en los que habitualmente invierte sus ingresos el consumidor. En consecuencia, un índice ideal que podría usarse como deflactor sería el de coste de vida. Pero, en España, el único índice oficial que podría aproximarse al anterior sólo comenzó a publicarse después del Movimiento. Anteriormente no existía más que el correspondiente a los precios al por mayor, pues el índice general de precios al por menor, publicado como el anterior por el Instituto Geográfico, Catastral y de Estadística, se refería únicamente a las plazas de Madrid y Barcelona. Así, pues, no existe ningún índice oficial de precios al por menor que con un carácter general puede servir para representar el movimiento del coste de vida en los años anteriores al 1936. Ante esta laguna estadística, y al enfrentarse con un problema análogo al nuestro, el profesor Castañeda formó un

índice general de precios al por menor (33), utilizando los índices semestrales (abril-septiembre y octubre-marzo) de los precios al por menor de doce artículos de consumo, publicados por el Instituto de Reformas Sociales y Ministerio de Justicia, Trabajo y Sanidad. Este índice es el que ha sido utilizado por nosotros. Por tanto, la serie que representa los precios reales del azúcar se ha obtenido dividiendo los precios anuales del azúcar, que figuran en el cuadro VI, por el índice de precios al por menor del año respectivo, dado en el anejo C.

Por lo que se refiere a la otra variable, R_h , las dificultades con que nos enfrentamos revisten unas características similares. Idealmente la renta real individual se debería determinar dividiendo la renta monetaria personal, deducidos los impuestos, por el índice del coste de vida. Pero esta estimación es imposible de realizar en España durante los años del período considerado. Primeramente, porque no se dispone de la información necesaria sobre la renta monetaria, y, en segundo lugar, porque tampoco se dispone del índice del coste de vida. Ahora bien, aunque no es posible contar con los datos que cumplan estas exigencias teóricas, es indudable que podemos disponer de otros que pueden considerarse bastante aproximados. Nos referimos a los publicados por la Comisión de la Renta Nacional. Dicha Comisión ha elaborado unos índices de producción total por habitante; los cuales, supuesta la proporcionalidad entre la renta y la producción, pueden representar la evolución de la renta real por habitante. Así, pues, estos números índices, que se hallan reproducidos en el cuadro VII, vendrán a representar el movimiento de la variable R_h .

B) *Cálculo de la regresión múltiple.*

Puesto que la ecuación fundamental es lineal en los logaritmos de las variables, nos proponemos establecer la regresión múltiple lineal entre el logaritmo decimal del consumo anual de azúcar por habitante y los logaritmos del precio real de dicho artículo, la renta real y la variable "e".

(33) Obra citada, pág. 285.

En el cuadro VII se hallan los datos originales de estas variables, y en el cuadro VIII, los logaritmos decimales de las mismas con los cuales se va a operar. La serie "t log e" fué puesta a cero en 1922.

CUADRO VII

Datos originales de las variables

AÑOS	Consumo por habitante (kg.) (q_n)	Precio real "pesetas de 1913" por kilogramo $\frac{p}{I}$	Indices de producción total por habitante (R_n)	Tiempo (t)
1910	5,7495	1,3155	95,5	— 12
1911	6,0032	1,2706	109,1	— 11
1912	6,6467	1,2144	90,8	— 10
1913	6,7502	1,1000	100,0	— 9
1914	6,3654	1,0271	108,6	— 8
1915	7,4270	0,9961	97,9	— 7
1916	6,7333	1,1242	108,1	— 6
1917	8,2740	1,0479	111,7	— 5
1918	7,8455	1,1235	105,3	— 4
1919	7,7545	1,1317	99,2	— 3
1920	6,9211	1,3817	107,6	— 2
1921	9,3358	1,0016	104,3	— 1
1922	8,3144	1,0918	99,2	—
1923	10,5484	1,1440	113,7	1
1924	9,6151	1,0268	108,8	2
1925	9,9606	0,9787	121,9	3
1926	10,3371	0,9611	112,9	4
1927	10,4452	0,9477	128,7	5
1928	10,8850	1,0015	106,4	6
1929	11,4552	1,0014	131,0	7
1930	11,4335	0,9949	113,2	8
1931	11,6947	0,9397	114,2	9
1932	11,7842	0,9229	123,6	10
1933	11,7984	0,9458	114,6	11
1934	11,2275	0,9852	120,8	12
1935	11,5073	1,0023	114,9	13

CUADRO VIII

Logaritmos de las variables

AÑOS	Log q_h	Log $\frac{p}{I}$	Log R_h	$t \log e$
1910	0,7596	0,1191	1,9800	— 5,2115
1911	0,7784	0,1040	2,0378	— 4,7772
1912	0,8226	0,0844	1,9581	— 4,3429
1913	0,8293	0,0414	2,0000	— 3,9087
1914	0,8038	0,0116	2,0358	— 3,4744
1915	0,8708	— 0,0017	1,9908	— 3,0401
1916	0,8282	0,0508	2,0358	— 2,6058
1917	0,9177	0,0203	2,0481	— 2,1715
1918	0,8946	0,0506	2,0224	— 1,7372
1919	0,8896	0,0537	1,9965	— 1,3029
1920	0,8402	0,1104	2,0318	— 0,8686
1921	0,9702	0,0007	2,0183	— 0,4343
1922	0,9198	0,0381	1,9965	
1923	1,0232	0,0584	2,0558	0,4343
1924	0,9830	0,0114	2,0366	0,8686
1925	0,9983	— 0,0094	2,0860	1,3029
1926	1,0144	— 0,0172	2,0527	1,7372
1927	1,0189	— 0,0233	2,1096	1,1715
1928	1,0368	0,0007	2,0269	2,6058
1929	1,0590	0,0006	2,1173	3,0401
1930	1,0582	— 0,0022	2,0538	3,4747
1931	1,0680	— 0,0270	2,0577	3,9087
1932	1,0713	— 0,0348	2,0920	4,3429
1933	1,0718	— 0,0242	2,0592	4,7772
1934	1,0503	— 0,0065	2,0821	5,2115
1935	1,0610	0,0010	2,0603	5,6458

Identificando

(1) con $\log q_h$ (2) con $\log \frac{p}{I}$ (3) con $\log R_h$ (4) con $t \log e$

la matriz de los coeficientes de correlación de orden cero es como sigue:

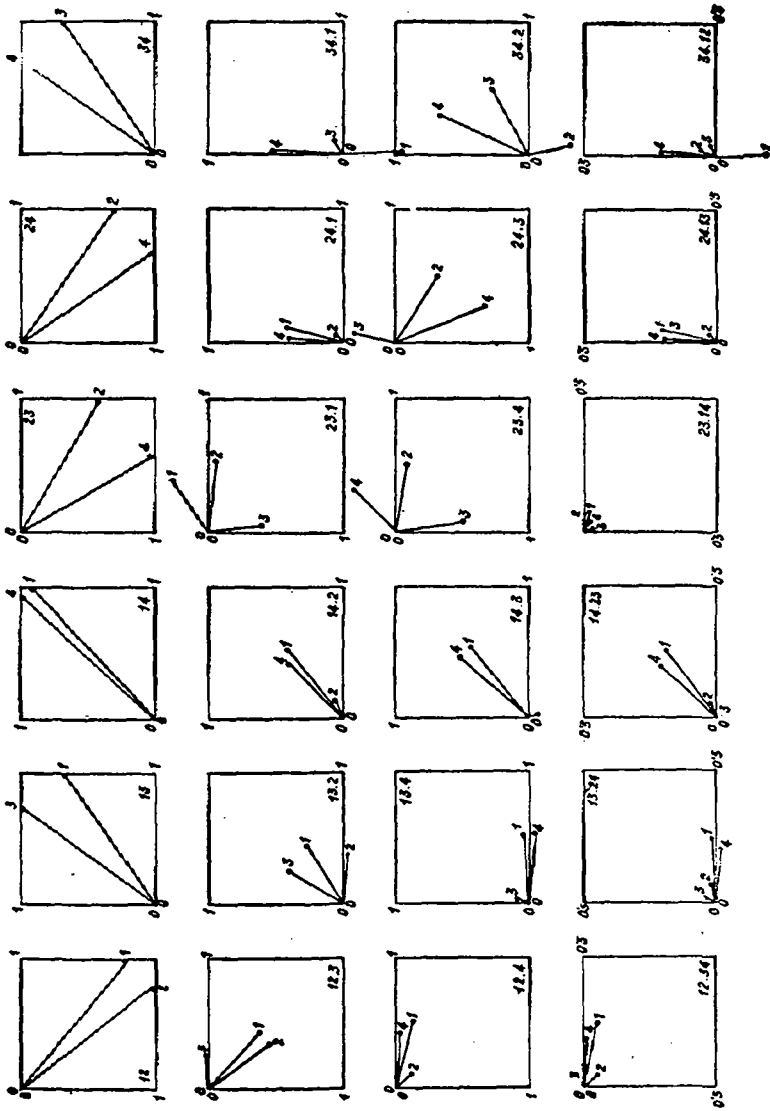
$$\begin{array}{rcccc}
 & 1,00000000 & -0,77694623 & 0,70468273 & 0,95233409 \\
 r_{1j} (1234) = & & 1,00000000 & -0,57760884 & -0,70427664 \\
 r_{1j} = r_{ji} & & & 1,00000000 & 0,71019634 \\
 r_{11} = 1 & & & & 1,00000000
 \end{array}$$

Observando la fila primera, vemos cómo el consumo de azúcar estuvo correlacionado negativamente durante todo el período con el precio real de dicho artículo. El coeficiente de dicha correlación, expresado por el segundo elemento de la citada fila, fué 0,777. Por el contrario, según se expresa por los coeficientes de correlación $r_{13} = 0,70$ y $r_{14} = 0,95$, existió una correlación positiva entre el consumo y las otras dos variables, apreciándose una fuerte asociación entre el consumo de azúcar y los gustos y costumbres de los consumidores expresados por la variable "t log e". Según se desprende por el elemento situado en la fila tercera, columna cuarta, la renta real por habitante representada por el índice elaborado por la Comisión de la Renta Nacional manifestó durante el período una tendencia creciente.

En el diagrama 1 se hallan representados los 72 rayos correspondientes a todos los coeficientes de regresión que se obtienen siguiendo el procedimiento que explicamos en la sección I. Estos rayos se hallan agrupados en 24 haces, cuya significación también se explicó. La primera cuestión es, por tanto, ver qué conclusiones pueden sacarse del estudio de este diagrama. Hay que recordar que la pendiente de los distintos rayos miden los coeficientes de regresión entre pares de variables cuando ellas se miden, no en sus unidades, sino en unidades tales que las sumas de los cuadrados de las desviaciones con respecto a la media sea igual a la unidad. En el anejo D se encuentran los elementos necesarios para efectuar esta representación gráfica.

Consideremos el grupo (123), formado por las variables: azúcar consumido por habitante, precio y renta real. Nosotros esperaríamos que el signo del coeficiente de regresión $\beta_{12.3}$ fuese negativo y que el signo del coeficiente $\beta_{13.2}$ fuese positivo, pues

DIAGRAMA N° 1



sería lógico suponer que los consumidores de azúcar obraban siempre racionalmente y que, por tanto, consumirían menos azúcar cuando el precio ascendiese, manteniéndose constante a la renta real, y aumentarían el consumo cuando, sin variar el precio, aumentase la renta real. Y así es en efecto. Por no tener en cuenta el coeficiente de regresión $\beta^{(3)}_{12,3}$ que es positivo, pero prácticamente nulo, ni el coeficiente $\beta^{(2)}_{13,2}$ que es negativo, pero también muy próximo a cero, puede decirse que en la realidad se han cumplido con respecto a los signos de los coeficientes todas las exigencias teóricas. La ecuación de regresión obtenida con estas variables es la siguiente:

$$q_h = 0,007144 \left(\frac{P}{I} \right)^{-1,362} R_h^{1,539}$$

Ahora bien, aunque el coeficiente de correlación, corregido según el número de observaciones, es de cierta consideración ($\bar{R}_{1,23} = 0,822$), no puede aceptarse esta ecuación, pues, como se observará en el diagrama 1, los coeficientes de regresión son muy sensibles a la dirección según la cual se ha hecho mínima la suma de los cuadrados de las desviaciones.

El grupo (134) presenta unas características similares al anterior en cuanto a las consistencias de los coeficientes. Respecto a los signos, podríamos decir, como antes, que son aceptables. Es decir, experimentalmente comprobamos que los signos de los coeficientes están de acuerdo con los que se esperaba. Sin embargo, obtenemos una explicación mucho mejor de la variación de la demanda, pues el coeficiente de correlación que con este grupo se obtiene ($R_{1,34} = 0,948$) es bastante más elevado que el obtenido anteriormente. No obstante, tampoco podemos aceptar la ecuación de regresión derivada de este grupo, pues, como se ha dicho, los coeficientes son muy sensibles a la dirección según la cual se hace mínima la suma de los cuadrados de las desviaciones.

Como puede verse, el grupo de tres variables que da lugar a los coeficientes de regresión más satisfactorios es el (124); es decir, el grupo que explica la variación de la demanda en términos de las variaciones de los precios reales del azúcar y de la variable "tiempo". Si, por un lado, la consistencia de los coeficientes es manifiesta, por otro, los signos de los mismos concuerdan con los

que lógicamente cabía esperar. Primeramente, el signo negativo del coeficiente $\beta_{14.2}$ expresa la relación inversa existente entre el consumo y el precio. Y, en segundo lugar, el signo positivo de los coeficientes $\beta_{12.4}$ nos indica la tendencia creciente que el consumo de azúcar ha experimentado a través del período. La ecuación de regresión obtenida con este grupo es la siguiente:

$$q_h = 3.988 \left(\frac{P}{I} \right)^{-0.4716} e^{0.0253t}$$

El valor del coeficiente de correlación múltiple, ajustado al número de observaciones, es

$$\bar{R}_{1.24} = 0.960$$

lo cual significa que el precio real del azúcar y la variable "tiempo"—representativa de un estado dado de gustos y costumbres—explican un 92 por 100 de la variación observada en el consumo.

La importancia de la influencia que los gustos y costumbres de los consumidores ejercen sobre el consumo puede verse comparando los valores de \bar{R} en los diferentes grupos de tres variables, como se indica a continuación:

Grupos	\bar{R}
1.23	0,822
1.34	0,948
1.24	0,960

Estos valores indican la importancia de (4) en la explicación de (1).

Partiendo, pues, del grupo (124), que presenta una consistencia mayor en sus coeficientes de regresión y que da una mejor explicación de la variación observada en el consumo, vamos a estudiar el efecto que se produce cuando se introduce la nueva variable (3); es decir, la renta real.

La ecuación de regresión que resulta de tomar las cuatro variables es:

$$q_h = 6,582 \left(\frac{p}{I} \right)^{-0,4630} R_h^{0,0663} e^{0,0248t}$$

Ahora bien, como el coeficiente de correlación múltiple ajustado vale

$$\bar{R}_{1.234} = 0,959$$

prácticamente igual a lo obtenido en el grupo (124), podemos decir que la nueva variable no contribuye nada a la explicación del consumo.

Observando el exponente que en la anterior ecuación tiene la variable $\left(\frac{p}{l}\right)$ vemos que aproximadamente es el mismo que figuraba en la ecuación de regresión deducida con el grupo de variables (1), (2) y (4). La significación de este exponente en la última ecuación es de bastante consideración, puesto que al pasar del grupo (124) al (1234), el haz (12.4) no experimenta casi ninguna variación. Otro tanto podría decirse del coeficiente, ya que presenta las mismas características. El haz (13.24) presenta dos rayos de pendientes negativa—los obtenidos al hacer mínima la suma de los cuadrados de las desviaciones en las direcciones de las variables (2) y (4)—. La consistencia, pues, de este coeficiente es sumamente deficiente.

Juzgando, pues, por el criterio que estamos considerando, no existiría una razón para introducir la variable (3), y, por tanto, nos quedaríamos con el grupo (124). Y así, la expresión que tomaríamos para explicar la demanda sería la

$$q_b = 3,988 \left(\frac{p}{l}\right)^{-0,4716} e^{0,02534}$$

Podría argüirse, sin embargo, que tampoco existe una razón poderosa para no tener en cuenta la ecuación de regresión que se deriva del grupo (1234), máxime si se considera que teóricamente la renta real es uno de los factores económicos que influyen en el consumo y que su introducción entre las variables explicativas no produce ningún esparcimiento violento en los haces de rayos.

De cualquiera de las dos ecuaciones se llega a la conclusión de que la demanda de azúcar ha sido insensible a las fluctuaciones de la variable R_b . De la primera, porque ni siquiera figura entre las variables explicativas. Y de la segunda, porque el expo-

nente con que figura es aproximadamente igual a cero; o en otras palabras, porque la elasticidad de la demanda respecto a dicha variable es, según se deduce por la investigación, prácticamente nula.

Sin embargo, cuesta creer que las oscilaciones en la renta real o poder de compra de la población no influyen nada o casi nada en el consumo de azúcar. No obstante, es indudable que la conclusión a que se ha llegado mediante el análisis estadístico es completamente válida; al menos si la serie de índices que nosotros hemos usado para representar el movimiento de la renta real por habitante es un reflejo bastante aproximado del de la verdadera renta real individual. Convendrá, por tanto(discutir este último punto.

C) *Nuevos índices de la renta real.*

El método que la Comisión de la Renta Nacional siguió en la elaboración de los índices de producción total por habitante es fácil de explicar. Se determinaron primero dos series de índices: una de producción industrial y otra de producción agrícola. Obtenidos estos índices, fueron fundidos en uno, ponderándolos en forma que la producción agrícola pesase por tres quintos y la industrial por dos. De esta forma se determinaron los índices de producción total con base 1913. Con tales índices y los de población referidos a la misma base se calcularon los índices de producción total por habitante.

Los índices de producción agrícola utilizados en el cálculo anterior fueron deducidos por la Comisión tomando las cifras de producción, en cada año del período, de las siguientes cosechas: trigo, cebada, centeno, avena, maíz, arroz, garbanzos, habas, judías, aceite y vino, y ponderándolos por los precios medios del período 1913-1928, imputando íntegramente cada cosecha al año en que se iniciaba su recolección.

Ahora bien, como la misma Comisión expresa, al "imputarse íntegramente cada cosecha al año de su recolección, en realidad se construye un índice de la producción física"; pero lo que interesa conocer realmente son los índices de la producción que entra en efectiva circulación durante cada año natural.

A este efecto, la citada Comisión construyó otros índices, en los que se imputan los cereales y leguminosas por un tercio al año de la recolección y por dos tercios al siguiente; el vino, por un cuarto al año de su recolección y por tres cuartos al siguiente; el aceite fué por entero desplazado al año en que terminaba la recolección. Estos índices se hallan reproducidos en el cuadro IX.

CUADRO IX

Nuevos índices de renta real

AÑOS	Nuevos índices de producción agrícola total. Base 1913 — 100	Índices de población	Nuevos índices de producción agrícola por hab. Base 1913 — 100	Nuevos índices de Renta real
1910... ..	129,2	98,0	131,8	114,4
1911... ..	119,8	98,7	121,4	108,2
1912... ..	134,0	99,3	134,9	120,5
1913... ..	100,0	100,0	100,0	100,0
1914... ..	125,5	100,7	124,2	111,6
1915... ..	135,4	101,3	133,7	112,6
1916... ..	135,1	102,0	132,5	116,2
1917... ..	139,9	102,7	136,2	119,2
1918... ..	137,5	103,4	133,0	117,2
1919... ..	139,4	104,1	133,9	113,4
1920... ..	138,9	104,8	132,5	118,7
1921... ..	145,8	105,5	138,2	119,8
1922... ..	136,1	106,6	127,7	110,1
1923... ..	140,2	107,6	130,3	118,3
1924... ..	144,0	108,7	132,5	125,1
1925... ..	143,3	109,8	130,5	124,7
1926... ..	151,5	110,9	136,6	132,7
1927... ..	133,1	112,1	118,7	121,0
1928... ..	157,4	113,2	139,0	136,8
1929... ..	129,0	114,4	112,7	119,8
1930... ..	169,4	115,5	146,7	140,5
1931... ..	126,0	116,7	108,0	117,4
1932... ..	144,2	117,8	122,4	120,8
1933... ..	158,7	118,9	133,5	123,3
1934... ..	146,9	120,0	122,4	120,6
1935... ..	155,4	121,1	128,3	126,6

Pues bien, partiendo de esta serie de índices, se ha calculado otra tomando como base el año 1913. Es la que figura en la columna (1) del mismo cuadro. Con estos índices y los de población

—deducidos por la Comisión de la Renta—hemos calculado los índices de la columna (3). Después, ponderando estos últimos índices por 0,60 y los de producción industrial por habitante, por 0,40, se han obtenido los índices que, bajo el encabezamiento “nuevos índices de renta real por habitante”, figuran en la columna (4).

D) *Nuevo cálculo de la regresión múltiple*

Utilizando, pues, a estos nuevos índices de renta real por habitante, vamos a calcular la regresión múltiple lineal entre los logaritmos decimales del consumo individual y los logaritmos de las variables: precio y renta real y e^t . La nueva serie logarítmica de los índices de renta real se halla expuesta en el anejo F. Las series logarítmicas de las restantes variables son las mismas que se utilizaron anteriormente, y se encuentran en el cuadro VIII.

Identificando, como anteriormente hicimos,

$$(1) \text{ con } \log q_h$$

$$(2) \text{ con } \log \frac{P}{I}$$

$$(3) \text{ con } \log R_h$$

$$(4) \text{ con } t \log e$$

el determinante de los coeficientes de correlación de orden 0 que se ha deducido con las citadas variables es

$$\begin{array}{r} 1,00000000 \quad -0,77694623 \quad , \quad 0,65305359 \quad 0,95233409 \\ r_{ij} (1234) = \quad \quad \quad 1,00000000 \quad -0,41542878 \quad -0,70427664 \\ r_{13} = r_{31} \quad \quad \quad \quad \quad \quad 1,00000000 \quad 0,62416359 \\ r_{11} = 1 \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad 1,00000000 \end{array}$$

La correlación positiva que, como se vió anteriormente, existía entre el consumo y la renta real representada por los primeros índices, se hace menos intensa cuando se toman los índices nuevos. No es esto gran motivo de sorpresa, pues el coeficiente de corre-

lación r_{34} , que nos indica la fuerza de la tendencia secular de la renta real individual, vale ahora 0,62, lo cual, comparado con el valor 0,71 que anteriormente se obtuvo, significa que ya no es tan clara la tendencia creciente de la renta real y, por tanto, que con la nueva serie ya no es tan intensa la asociación entre los movimientos a largo plazo del consumo de azúcar y de la renta real. Asimismo, la correlación negativa existente entre los precios reales del azúcar y la renta real se hace menos intensa cuando se toman los nuevos índices.

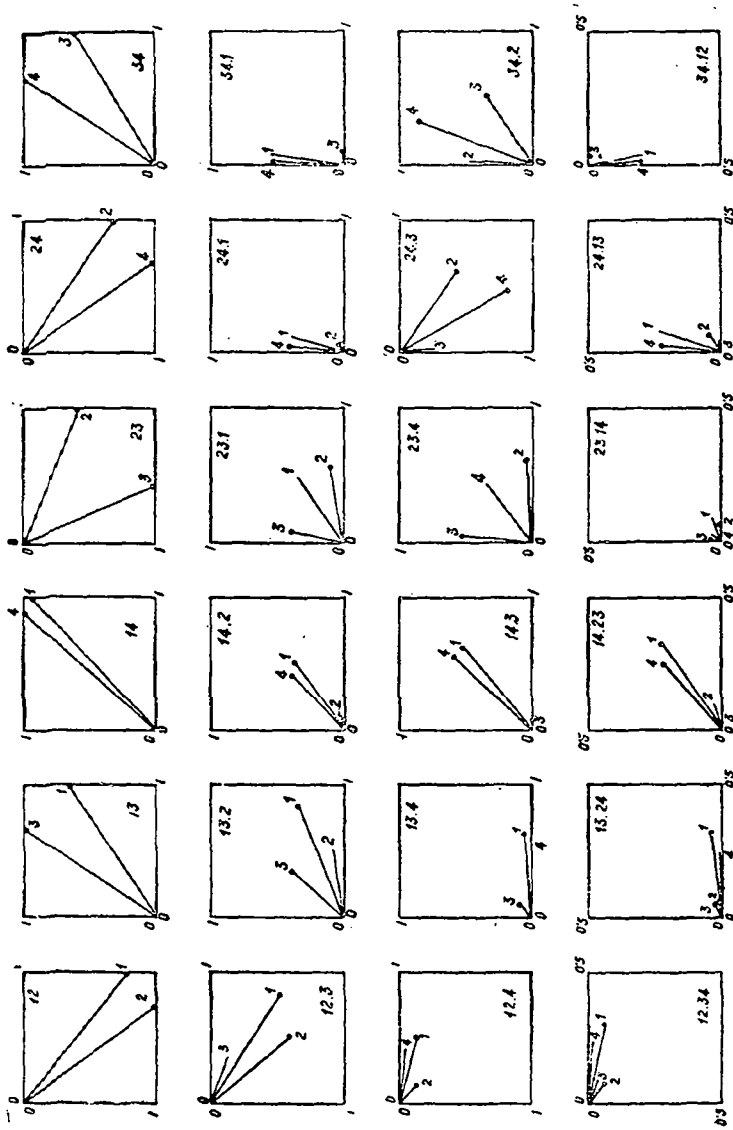
En el anejo E se hallan todas las matrices adjuntas que son necesarias para la construcción de los nuevos haces de rayos. Estos, en número de 24, se encuentran en el diagrama 2.

Observando este diagrama, se advierte inmediatamente la uniformidad de los signos de las pendientes de los distintos rayos de cada haz. Este simple hecho nos hace pensar que ahora nos encontramos en condiciones bastante más satisfactorias que cuando estábamos analizando la regresión lineal entre las variables con los datos primitivos.

Veamos en primer lugar cuáles son las notas más interesantes que se aprecian en el análisis de regresión cuando en la explicación del consumo individual de azúcar se tiene en cuenta nada más que las variables independientes (2) y (3). Examinando el haz de rayos (12,3), vemos cómo el signo del coeficiente $\beta_{12,3}$ es siempre negativo, cualquiera que sea la dirección en que se haga mínima la suma de los cuadrados de las desviaciones. Análogamente, las pendientes de los tres rayos del haz (13,2) son positivas, significando que las tres ecuaciones explicativas de la demanda que se obtienen de las tres ecuaciones de regresión elementales dan para el coeficiente (13) el mismo signo positivo. Es indudable que estos signos son los que teóricamente debían tener dichos coeficientes; pero como los valores de éstos no presentan la consistencia apropiada, no es conveniente tomar este grupo de variables. Por otra parte, no hubiéramos obtenido una explicación aceptable de la demanda, puesto que el coeficiente de correlación múltiple, ajustado al número de observaciones, tiene por valor

$$\bar{R}_{1,23} = 0,848$$

DIAGRAMA N° 2



Examinando los resultados que se obtienen al analizar la regresión entre la variable (1) y las variables (2) y (3), vemos que, prácticamente, presentan las mismas características respecto a los signos y consistencia de los coeficientes de regresión que los que se obtuvieron con el grupo de variables (123). Sin embargo, hay que hacer notar que ahora nos encontramos en una posición mucho más favorable en cuanto que obtenemos una explicación mucho mejor de la variación de la demanda. El coeficiente de correlación múltiple, ajustado también al número de observaciones, tiene el valor

$$\bar{R}_{1.34} = 0,951$$

En cuanto al grupo (124), debemos manifestar que, en relación con los anteriores, todavía sigue presentando las condiciones más satisfactorias para explicar la demanda de azúcar, debido principalmente a que los coeficientes de regresión obtenidos con este grupo son los que menos sensibilidad manifiestan a la dirección en que se hace mínima la suma de los cuadrados de las desviaciones. Como las series de los valores observados de las tres variables utilizadas en el presente cálculo son las mismas que se utilizaron anteriormente, no hay necesidad de hacer nuevas operaciones. Vimos allá que tanto los signos como la consistencia de los coeficientes eran aceptables. Conviene recordar que también se obtiene un coeficiente de correlación múltiple muy elevado.

$$R_{1.24} = 0,960$$

Se ha dicho que el principal objeto de este tipo de análisis es mostrar el efecto que sobre un grupo dado de variables produce una nueva cuando se le introduce entre ellas. Si se añade una nueva variable es porque se confía en que va a ser útil en la explicación de la variable dependiente. Y éste es nuestro caso: se dispone de un grupo de variables (124) que dan una explicación apropiada de la demanda, y pensamos que la podremos mejorar si introducimos en el grupo la variable (3).

Observando el diagrama 2, vemos que este paso es admisible, pues, aunque las pendientes de los rayos apenas se han modificado, se percibe en los haces cierta tendencia hacia una mayor concentración.

La ecuación de regresión que se obtiene es:

$$q_h = 2,462 \left(\frac{P}{I} \right)^{-0,4828} R_h^{0,3544} e^{0,0231t}$$

Teniendo en cuenta que el cuadrado del coeficiente de correlación, ajustado, tiene el valor

$$\bar{R}^{(2)}_{1.234} = 0,9273$$

se deduce que la ecuación anterior permite describir las variaciones del consumo de azúcar por habitante en una proporción del 93 por 100 de las mismas.

Comparando los valores de R en los distintos grupos

Grupos	R
1.23	0,848
1.34	0,951
1.24	0,960
1.234	0,963

nos encontramos que, como era de esperar, la mejor explicación de la demanda se obtiene haciendo intervenir a las tres variables independientes.

E) *Significado de los resultados.*

El análisis estadístico de la realidad española nos ha permitido determinar no sólo las variables que influyen en el consumo de azúcar, sino también la forma en que dichas variables intervienen en el consumo. Previamente se supuso que los cambios en los gustos y costumbres de los consumidores, los cambios del precio real del azúcar y las alteraciones de la renta real del consumidor eran los elementos que originaban las variaciones observadas en el consumo individual de azúcar. Posteriormente se ha comprobado que, efectivamente, con estos tres elementos podemos obtener una buena explicación de dicha variación.

La ley numérica a que obedece el consumo de azúcar en España, según los resultados de nuestra investigación, es

$$q_h = 2,362 \left(\frac{P}{i} \right)^{-0,4828} R_h^{0,3544} e^{0,0231t}$$

La elasticidad de la demanda con respecto al precio real, además de ser negativa, como era de esperar, es en valor absoluto menor que la unidad. Esto significa que la demanda de azúcar en España es rígida, resultando, que también era de esperar, puesto que el azúcar dejó de ser un artículo de lujo para convertirse, aun antes del año 1936, en un artículo de primera necesidad, al menos para una considerable parte del pueblo español. El valor $-0,4828$ de dicha elasticidad expresa que un incremento de un 1 por 100 en el precio medio del azúcar produce, permaneciendo constantes los demás factores, una disminución de un 0,48 por 100 en la demanda de azúcar.

En el estudio realizado por el profesor Shultz sobre la demanda de azúcar en Norteamérica se aplican seis tipos distintos de ecuaciones de regresión. En los seis casos, los coeficientes estimados de la elasticidad estaban comprendidos entre $-0,3$ y $-0,4$. como se ve, estos resultados son muy parecidos al nuestro, aunque los valores allí obtenidos son algo inferiores. Esto, incluso, es explicable al tener en cuenta que, si el azúcar en España puede considerarse como artículo de primera necesidad para una gran parte de la población, en Norteamérica se considera como de primerísima, y para toda la nación.

La elasticidad de la demanda respecto a la renta tiene también un signo aceptable. Lógicamente, parece que el consumo de azúcar debe variar en el mismo sentido que la renta real. Es razonable pensar que una elevación en el nivel de renta de los españoles produzca, no variando las demás circunstancias, un incremento en el consumo de azúcar. Y, en efecto, el signo positivo con que está afectada el exponente de R_n en la ecuación de regresión nos viene a demostrar que en la realidad se ha procedido tal como nosotros pensábamos. El valor de dicha elasticidad no es muy grande, algo menor, quizá, de lo que se esperaba. Pero también encontramos una justificación. Los índices de renta real que hemos utilizado reflejan más bien el nivel de renta de la población agrícola. Ahora bien, aunque es indudable que esta población tiende a mejorar algo su nivel de vida cuando obtiene una mayor renta, no lo llega a modificar sensiblemente. Es el transcurso del tiempo, más bien, quien a través de la evolución en las costumbres va operando con más eficacia sobre el nivel de vida.

Por tanto, no es de extrañar que al estudiar la realidad española en lo que al azúcar se refiere hayamos descubierto la existencia de una fuerte tendencia secular creciente en el consumo individual. Según se desprende de nuestro estudio, esta tendencia ha sido del 2 por 100; lo cual quiere decir que si en un año cualquiera persistiesen todos los precios y rentas del año anterior, el consumo de azúcar por habitante sería un 2 por 100 mayor que el del año anterior. Existe, pues, una tendencia manifestada a través del cambio de gustos y costumbre alimenticias de la población, que tiende a incrementar el consumo de azúcar por habitante en una proporción constante del 2 por 100.

La conclusión general, pues, que se desprende de la investigación que se acaba de realizar es que la demanda individual de azúcar en España se ha movido dentro de los cauces señalados por la Teoría Económica. Y si las leyes, puramente teóricas, que ella establece son deducidas—como lo son efectivamente—basándose en la conducta racional del sujeto económico en cuestión, podremos decir que el consumidor español de azúcar ha actuado—si no siempre, al menos casi siempre—de un modo racional.

El grato resultado de que la ley obtenida experimentalmente se ajuste a las exigencias teóricas; la significativa consistencia de los coeficientes hallados; el número bastante considerable de casos observados, y la “buena” explicación obtenida de la variación de la demanda; todo ello, unido, constituye una excelente garantía de la ley numérica hallada; ley que, aparte de la utilidad práctica que puede proporcionar a los sectores, nos permite predecir el consumo para un año futuro en el que se diesen por conocidos el precio del azúcar, la renta individual media y el índice de precios.

MIGUEL ECHENIQUE

A N E J O A

Precios medios semestrales del kilogramo de azúcar

SEMESTRES	Precios medios (pesetas)	
	en capitales	en provincias
Octubre 1909-marzo 1910	1.21	1.35
Abril 1910-septiembre 1910	1.26	1.35
Octubre 1910-marzo 1911	1.23	1.28
Abril 1911-septiembre 1911	1.22	1.28
Octubre 1911-marzo 1912	1.20	1.26
Abril 1912-septiembre 1912	1.15	1.19
Octubre 1912-marzo 1913	1.16	1.17
Abril 1913-septiembre 1913	1.04	1.11
Octubre 1913-marzo 1914	1.10	1.09
Abril 1914-septiembre 1914	1.03	1.09
Octubre 1914-marzo 1915	1.01	1.09
Abril 1915-septiembre 1915	1.08	1.06
Octubre 1915-marzo 1916	1.24	1.30
Abril 1916-septiembre 1916	1.31	1.43
Octubre 1916-marzo 1917	1.30	1.44
Abril 1917-septiembre 1917	1.42	1.43
Octubre 1917-marzo 1918	1.52	1.58
Abril 1918-septiembre 1918	1.85	1.06
Octubre 1918-marzo 1919	1.80	1.87
Abril 1919-septiembre 1919	1.85	1.97
Octubre 1919-marzo 1920	2.66	2.99
Abril 1920-septiembre 1920	3.08	3.32
Octubre 1920-marzo 1921	2.00	1.94
Abril 1921-septiembre 1921	1.64	1.92
Octubre 1921-marzo 1922	1.74	1.91
Abril 1922-septiembre 1922	1.87	1.98
Octubre 1922-marzo 1923	1.83	1.98
Abril 1923-septiembre 1923	1.94	2.06
Octubre 1923-marzo 1924	1.94	1.91
Abril 1924-septiembre 1924	1.89	1.99
Octubre 1924-marzo 1925	1.87	1.96
Abril 1925-septiembre 1925	1.81	1.92
Octubre 1925-marzo 1926	1.77	1.87
Abril 1926-septiembre 1926	1.74	1.85
Octubre 1926-marzo 1927	1.74	1.79
Abril 1927-septiembre 1927	1.73	1.77
Octubre 1927-marzo 1928	1.64	1.75
Abril 1928-septiembre 1928	1.63	1.77
Octubre 1928-marzo 1929	1.65	1.77
Abril 1929-septiembre 1929	1.65	1.76
Octubre 1929-marzo 1930	1.64	1.72
Abril 1930-septiembre 1930	1.70	1.77
Octubre 1930-marzo 1931	1.71	1.78
Abril 1931-septiembre 1931	1.61	1.77
Octubre 1931-marzo 1932	1.64	1.69
Abril 1932-septiembre 1932	1.54	1.69
Octubre 1932-marzo 1933	1.56	1.67
Abril 1933-septiembre 1933	1.57	1.66
Octubre 1933-marzo 1934	1.63	1.76
Abril 1934-septiembre 1934	1.69	1.77
Octubre 1934-marzo 1935	1.69	1.78
Abril 1935-septiembre 1935	1.69	1.78

A N E J O B

PAISES	CONSUMO DE AZUCAR POR HABITANTE			PRECIOS AL POR MENOR
	(1)	(2)		(2)
	Media 1925-1929 Kgs.	Media 1930-1934 Kgs.	Año 1938 Libras	Peniques por libra
Alemania	25	24	59	7,0
Australia	35 b)	49	117	3,0
Austria	31	28	61	—
Bélgica	26	28	70	2,7
Bulgaria	5	4	11	7,3
Canadá	45	43	103	3,7
Checoslovaquia	27	25	59	4,8
Dinamarca	53	54	121	2,3
Finlandia	24	23	62	2,8
Francia	24	26	55	2,9
Holanda	33	31	64	5,5
Inglaterra	47	50	112	2,5
Italia	9	8	20	2,5
Norteamérica	52 b)	47	96	8,0
Noruega	30	32	74	2,8
Polonia	12	10	29	3,6
Rumania	6	5	13	4,3
Suecia	37	43	107	7,3
Suiza	40	45	93	2,2
				2,4

b) Media 1928-1929.

(1) "El gran problema de la alimentación". Sociedad de las Naciones. Ginebra, 24 de junio de 1936.

(2) Datos obtenidos del trabajo "The sugar industry", de Philip Lyle, *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. CXIII, 1950.

A N E J O C

Indice de precios al por menor

AÑOS	Indices
1910	0,972 99
1911	0,983 80
1912	0,979 87
1913	1,000 00
1914	1,041 73
1915	1,114 38
1916	1,191 95
1917	1,393 22
1918	1,628 87
1919	1,873 34
1920	1,026 51
1921	1,837 01
1922	1,740 30
1923	1,713 30
1924	1,879 72
1925	1,910 65
1926	1,872 85
1927	1,836 03
1928	1,707 41
1929	1,697 59
1930	1,738 83
1931	1,809 03
1932	1,787 92
1933	1,733 92
1934	1,756 01
1935	1,736 38

A N E J O D

Matrices adjuntas utilizadas en la construcción del diagrama 1

R_{ij} (123) =	0,666369	0,369916	— 0,255911	
		0,503423	0,030108	
			0,396355	
R_{ij} (124) =	0,503995	0,106240	— 0,405149	
		0,093060	— 0,035636	
			0,396355	
R_{ij} (234) =	0,495622	0,077434	0,294061	
		0,503995	— 0,303400	
			0,666369	
R_{ij} (1234) =	0,243796	0,050461	— 0,006055	— 0,192334
		0,045319	0,004195	— 0,019118
			0,035614	— 0,016571
				0,198629
R_{ij} (134) =	0,495622	— 0,028338	— 0,451871	
		0,093060	— 0,039103	
			0,503423	

A N E J O E

Matrices adjuntas utilizadas en la construcción del diagrama 2

R_{ij} (123)	0,8274190	0,5056490	— 0,3302877	
		0,5735211	— 0,0919588	
			0,3963546	
R_{ij} (124)	0,503995	0,106240	— 0,405149	
		0,093060	— 0,035636	
			0,396355	
R_{ij} (134)	0,6104199	— 0,0586413	— 0,5447218	
		0,0930598	— 0,0022384	
			0,5935211	
R_{ij} (234)	0,6104199	— 0,0241551	0,4449811	
		0,5039945	— 0,3315868	
			0,8274190	
R_{ij} (1234)	0,307064	0,066268	— 0,032121	— 0,225708
		0,053366	— 0,008478	— 0,020231
			0,035620	0,002389
				0,218862

A N E J O F

Logaritmos de los nuevos índices de renta real

AÑOS	Log R_h
1910	2,0584
1911	2,0342
1912	2,0810
1913	2,0000
1914	2,0477
1915	2,0515
1916	2,0652
1917	2,0763
1918	2,0689
1919	2,0546
1920	2,0745
1921	2,0745
1922	2,0785
1923	2,0418
1924	2,0730
1925	2,0973
1926	2,0959
1927	2,1229
1928	2,0828
1929	2,1361
1930	2,0785
1931	2,1477
1932	2,0697
1933	2,0821
1934	2,0910
1935	2,0813
	2,3017