

**CONSTRUCCION DE INDICES DE VALOR UNITARIO  
Y DE QUANTUM PARA EL COMERCIO EXTERIOR  
DE MERCADERIAS DE CHILE 1961-1968**

**Informe metodológico**

**Clemente Torres Toro**

## 1. INTRODUCCION

### 1.1. Antecedentes

En 1967 el servicio de aduanas dejó de utilizar en la contabilización del movimiento internacional de mercaderías la nomenclatura arancelaria vigente desde 1928. En su reemplazo comenzaron a aplicarse dos nuevas nomenclaturas, una con fines arancelarios y la otra, estadísticos; ambas están basadas en la Nomenclatura Arancelaria de Bruselas (NAB), asemejándose la segunda a la NABALALC, nomenclatura creada para uso de la Asociación Latinoamericana de Libre Comercio.

El cambio de nomenclatura obligaba a modificar la forma habitual de cálculo de los índices de valor unitario y de quantum de exportaciones e importaciones. El Banco Central, organismo encargado del cómputo de estos indicadores, decidió aprovechar la oportunidad para revisar en profundidad las bases metodológicas correspondientes, cuya aplicación databa de 1953, incluyendo el recálculo de índices anteriores.

En el ámbito universitario se habían desarrollado ya estudios sobre esta materia.<sup>1</sup> El presente documento describe la forma en que se abordaron los diferentes problemas metodológicos involucrados. Incluye, además, un juego completo de los índices computados.

## 1.2. Elementos para la determinación de la metodología

El cómputo de los índices implicaba la solución de varios tipos de problemas que, en síntesis, decían relación con lo siguiente:

- i) Fórmula de cálculo
- ii) Cobertura de los datos básicos
- iii) Desagregación y periodicidad de los indicadores
- iv) Empalme de las series 1961-66 y 1967-68
- v) Sistema de procesamiento

A continuación se expondrá el contenido de cada una de estas cuestiones y las soluciones finalmente adoptadas en cada caso.

## 2. ELECCION DE FORMULAS

### 2.1. Enfoque "estadístico" versus enfoque "económico"

Es sabido que, en materia de índices sintéticos, es decir de índices que se refieren a un conjunto de magnitudes de naturaleza heterogénea, como son las mercaderías que constituyen el flujo del comercio internacional, no existe fórmula alguna que pueda calificarse de perfecta. De hecho, algunas fórmulas resultan más adecuadas que otras, pero sólo para determinados propósitos de análisis.

<sup>1</sup> Véase C. Torres: "Análisis evaluativo de los índices de comercio exterior calculados en Chile", en revista *Análisis*, serie B, N°10, U. de Chile, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Cent. o de Estudios Estadístico - Matemáticos (CEDEM), Stgo. 1969.

Lo anterior sugiere la conveniencia de computar más de un tipo de índice, tanto para quantum como para valor unitario. Tal es el criterio que en definitiva se adoptó.

Para mayor claridad, resulta útil distinguir dos categorías generales de utilización de los índices de precio y de cantidad. Ellas corresponden a los llamados enfoque económico y enfoque estadístico para la construcción de los indicadores.

Mediante el enfoque económico se pueden perseguir dos objetivos distintos: en primer lugar, expresar, a precios del período base, el valor de una canasta de bienes cuya composición y volumen son variables en el tiempo; o bien, alternativamente, mostrar las variaciones que experimenta en valor una determinada canasta de bienes cuya composición y volumen se mantienen constantes.

Por su parte, el enfoque estadístico busca más bien estimar las tendencias centrales de la evolución de precios y cantidades. Esta diferencia conceptual se traduce en que los índices deban poseer propiedades muy diferentes, según sea el enfoque bajo el cual encontrarán aplicación.

Antes de mostrar con mayor detalle los efectos de la existencia de estos dos enfoques distintos para interpretar un índice, conviene hacer referencia a dos condiciones o propiedades que a menudo se mencionan como exigencias a priori para todo índice sintético, cualquiera sea su utilización. Ellas son la proporcionalidad y la aditividad.

La proporcionalidad exige que, si todos los precios o cantidades varían en una misma proporción y sentido, el índice correspondiente cambie exactamente en la misma forma. Los índices más conocidos, como los de Laspeyres y Paasche, satisfacen esta propiedad. Con todo, no faltan los autores que recusan su validez, argumentando que cambios en la estructura

de las cantidades debieran reflejarse en los índices de precios y viceversa. De aceptar esta tesis, la proporcionalidad cobraría validez sólo cuando tanto precios como cantidades variaran en forma proporcional.

En cuanto a la aditividad, se refiere a las relaciones entre índices totales, de grupos y de subgrupos. En el contexto del presente trabajo, interesa definirla como aquella propiedad en virtud de la cual los índices de subgrupo admiten ser sumados para formar índices de grupo, y éstos a su vez para formar el índice total, ponderándolos sólo por coeficientes en valor. Oportunamente se mostrará la forma que asume esta propiedad en el caso de índices de Paasche y de Laspeyres.

## 2.2. Propiedades de los índices estadísticos

Al tratar de estimar tendencias centrales, el enfoque estadístico requiere que los índices manifiesten comportamientos similares a los que tendría un índice elemental, referido a una sola mercadería o bien, en otras palabras, convierte al conjunto de bienes en un solo bien equivalente.

Lo anterior se traduce en la exigencia de que los índices estadísticos satisfagan una serie de test, que representan otras tantas propiedades de los índices elementales. Los más conocidos de estos test son los siguientes:

a) Circularidad: dado un índice  $I(t, 0)$ , que relaciona a las épocas  $t$  y  $0$ , esta propiedad significa que, para cualquier período  $t'$ :

$$I(t, 0) = I(t', 0) * I(t, t') \quad (1)$$

Existen dos casos particulares importantes de circularidad, a saber:

i) Reversibilidad:

$$I(t, 0) = \frac{1}{I(0, t)} \quad (2)$$

ii) Encadenamiento :

$$I(t, o) = I(t, t-1) * I(t-1, t-2) * \dots * I(1, o) \quad (3)$$

b) Reversión de factores : sean  $IP(t, o)$ ,  $IQ(t, o)$  y  $IV(t, o)$  índices de precio, de cantidad y de valor, respectivamente. Entonces, según esta propiedad:

$$IV(t, o) = IP(t, o) * IQ(t, o)^2 \quad (4)$$

Parece interesante destacar que, tratándose de índices estadísticos, no está definido ningún valor "verdadero", al cual debieran idealmente acercarse estos indicadores dada una cierta masa de datos elementales. Por esta razón, no resulta valioso calificar de "sesgada" una determinada fórmula, ni menos aún se puede evaluar la magnitud del supuesto sesgo. Sólo es posible comparar entre sí los resultados de las diversas fórmulas, y la sobre o subvaloración de alguno de ellos será tal únicamente en relación al resultado que podría obtenerse de la aplicación de una fórmula alternativa.

### 2.3. Selección de las fórmulas estadísticas a aplicar

La literatura especializada ofrece una nutrida variedad de posibilidades en cuanto a fórmulas de cálculo. Irwing Fisher, en su conocida obra *The Making of Index Numbers* muestra un método para generar fórmulas, a través del cual construye un número de ellas superior a 700.

Sin embargo, hasta el momento no ha sido ideada fórmula alguna capaz de satisfacer la totalidad de los test mencionados en los párrafos anteriores. Toda elección que se haga de una fórmula "estadística" determinada contiene, desde este ángulo, un elemento de arbitrariedad, máxime si se considera que cualquier calificación de dichos test según su importancia relativa obedecería a la relevancia de los mismos para

<sup>2</sup>La reversión de factores constituye en realidad un caso particular, para índices de precio, cantidad y valor, de una propiedad general multiplicativa de los índices elementales.

un fin analítico específico, o a simple preferencia subjetiva.

En el trabajo que se comenta se optó por la fórmula de Stuvcl para índices estadísticos de precio y cantidad. Los párrafos que siguen contienen una exposición de las características y propiedades de esta fórmula.

### 2.3.1. Derivación de las fórmulas de Stuvcl

Stuvcl deriva sus fórmulas teniendo como punto de partida la intención de distinguir un efecto cantidad y un efecto precio que, en conjunto, explicarían el cambio en el valor total entre los períodos base y corriente.

Sean  $p(t,i)$ ,  $p(o,i)$  los precios del artículo  $i$ -ésimo durante los períodos corriente y de base, respectivamente; y  $q(t,i)$ ,  $q(o,i)$ ,  $v(t,i)$ ,  $v(o,i)$  las cantidades y valores totales correspondientes, de modo que,

$$v(t,i) \equiv p(t,i) * q(t,i)$$

$$v(o,i) \equiv p(o,i) * q(o,i)$$

La acción de los efectos cantidad y precio sobre la diferencia  $v(t,i) - v(o,i)$  es descrita por Stuvcl mediante la identidad

$$v(t,i) - v(o,i) \equiv [q(t,i) - q(o,i)] * \frac{1}{2} [p(t,i) + p(o,i)] \\ + [p(t,i) - p(o,i)] * \frac{1}{2} [q(t,i) + q(o,i)]$$

Esta identidad puede expresarse como

$$v(t,i) - v(o,i) \equiv a(t,o,i) + b(t,o,i),$$

donde

$$a(t,o,i) \equiv [q(t,i) - q(o,i)] * \frac{1}{2} [p(t,i) + p(o,i)]$$

$$b(t,o,i) \equiv [p(t,i) - p(o,i)] * \frac{1}{2} [q(t,i) + q(o,i)]$$

Se tiene así una descomposición factorial simétrica de la variación de valor, en la que el efecto cantidad está representado por  $a(t, 0, i)$ , que corresponde evidentemente al cambio en la cantidad física, ponderado por el precio promedio (media aritmética) entre los dos precios considerados. Por su parte, el efecto precio, representado por  $b(t, 0, i)$ , es igual al cambio en el precio, ponderado por la media aritmética de las cantidades.

Pero  $a(t, 0, i)$  y  $b(t, 0, i)$  admiten ser expresados en términos de relativos de cantidades y de precios. Así:

$$a(t, 0, i) \equiv v(0, i) * \frac{1}{2} \left[ \frac{p(t, i)}{p(0, i)} + 1 \right] * \left[ \frac{q(t, i)}{q(0, i)} - 1 \right]$$

$$b(t, 0, i) \equiv v(0, i) * \frac{1}{2} \left[ \frac{q(t, i)}{q(0, i)} + 1 \right] * \left[ \frac{p(t, i)}{p(0, i)} - 1 \right]$$

Pasando ahora al nivel agregado, si se definen

$$A(t, 0) \equiv \sum_i a(t, 0, i)$$

$$B(t, 0) \equiv \sum_i b(t, 0, i)$$

como los efectos precio y cantidad en el conjunto total de bienes, y se representa por  $V(t)$ ,  $V(0)$  los valores totales de los períodos corriente y de base, se tendrá:

$$\begin{aligned} V(t) - V(0) &\equiv \sum_i v(t, i) - \sum_i v(0, i) \equiv \sum_i a(t, 0, i) + \sum_i b(t, 0, i) \\ &\equiv A(t, 0) + B(t, 0) \end{aligned}$$

La idea es ahora encontrar índices sintéticos de cantidades y de precios que desempeñen para  $A(t, 0)$  y  $B(t, 0)$  el papel correspondiente a los relativos individuales de cantidades y precios en  $a(t, 0, i)$  y  $b(t, 0, i)$ . Ello es factible en forma directa. En efecto, si  $IQS(t, 0)$ ,  $IPS(t, 0)$  simbolizan dichos índices, deben cumplirse las relaciones:



$$A(t, o) = V(o) * \frac{1}{2} [IPS(t, o) + 1] * [IQS(t, o) - 1]$$

$$B(t, o) = V(o) * \frac{1}{2} [IQS(t, o) + 1] * [IPS(t, o) - 1]$$

Siendo  $V(o)$ ,  $A(t, o)$  y  $B(t, o)$  teóricamente siempre posibles de computar, de la solución de este par de ecuaciones debería obtenerse la expresión para  $IQS(t, o)$  e  $IPS(t, o)$ . En efecto, desarrollando ambas relaciones se llega a:

$$IQS(t, o) * IPS(t, o) = \frac{V(t)}{V(o)} \quad (5)$$

$$IQS(t, o) - IPS(t, o) = IQL(t, o) - IPL(t, o), \quad (6)$$

donde  $IQL(t, o)$ ,  $IPL(t, o)$  representan los índices de Laspeyres para cantidades y precios, respectivamente. En definitiva, la expresión de los índices de Stuvél resulta ser:

$$IQS(t, o) = \frac{IQL(t, o) - IPL(t, o)}{2} + \sqrt{\left[ \frac{IQL(t, o) - IPL(t, o)}{2} \right]^2 + \frac{V(t)}{V(o)}} \quad (7)$$

$$IPS(t, o) = \frac{IPL(t, o) - IQL(t, o)}{2} + \sqrt{\left[ \frac{IPL(t, o) - IQL(t, o)}{2} \right]^2 + \frac{V(t)}{V(o)}} \quad (8)$$

### 2.3.2. Naturaleza "estadística" de los índices de Stuvél

La explicación anterior no arroja probablemente mucha luz sobre la naturaleza estadística de estos indicadores. En los párrafos siguientes se tratará de salvar este inconveniente, aun cuando sea de manera intuitiva.

Se dijo ya antes que el enfoque estadístico pretende reemplazar al conjunto de bienes por un bien único equivalente. En este orden de ideas, sean  $P(t)$  y  $Q(t)$  el precio y es cantidad correspondientes a dicho bien único. Evidentemente debería verificarse la igualdad

$$P(t) * Q(t') = \sum_i p(t,i) * q(t',i),$$

donde  $t$  y  $t'$  son períodos cualesquiera.

Como consecuencia, se tendría, para los casos particulares  $t$  y  $o$ :

$$P(t) * Q(t) = \sum_i p(t,i) * q(t,i) = V(t)$$

$$P(o) * Q(o) = \sum_i p(o,i) * q(o,i) = V(o)$$

De donde,

$$\frac{P(t) * Q(t)}{P(o) * Q(o)} = \frac{V(t)}{V(o)}$$

Si  $P$  y  $Q$  han de ser considerados como precios y cantidades elementales, los índices correspondientes no pueden ser otros que:

$$IP(t,o) = \frac{P(t)}{P(o)}$$

$$IQ(t,o) = \frac{Q(t)}{Q(o)}$$

de lo cual resulta entonces:

$$IP(t,o) * IQ(t,o) = \frac{P(t) * Q(t)}{P(o) * Q(o)} = \frac{V(t)}{V(o)}$$

Se obtiene así la relación mencionada en (5) para los índices de Stüvel. Por otra parte, se tiene también,

$$P(t) * Q(o) = \sum_i p(t,i) * q(o,i)$$

$$P(o) * Q(t) = \sum_i p(o,i) * q(t,i)$$

Aplicando esta relación y las anteriores, se deduce:

$$\begin{aligned}
 IP(t, o) - IQ(t, o) &= \frac{P(t)}{P(o)} - \frac{Q(t)}{Q(o)} \\
 &= \frac{P(t) * Q(o)}{P(o) * Q(o)} - \frac{P(o) * Q(t)}{P(o) * Q(o)} \\
 &= \frac{\sum_i p(t, i) * q(o, i)}{\sum_i p(o, i) * q(o, i)} - \frac{\sum_i p(o, i) * q(t, i)}{\sum_i p(o, i) * q(o, i)} \\
 &= IPL(t, o) - IQL(t, o),
 \end{aligned}$$

resultado idéntico a la anterior relación (6).

En síntesis, la derivación de índices de precio y cantidad, hecha suponiendo el remplazo del conjunto heterogéneo de artículos por un solo bien equivalente, ha conducido directamente a los índices de Stuvell, tal cual resultan de (5) y (6). Con todo, si bien ello muestra la naturaleza estadística de dichos índices, no significa que cumplan todas las condiciones o test pertinentes, como se hará ver en el párrafo siguiente.

### 2.3.3. Propiedades de los índices de Stuvell

Si se aceptara definir estos índices como

$$IPS(t, o) = \frac{P(t)}{P(o)}, \text{ y } IQS = \frac{Q(t)}{Q(o)}$$

resulta evidente que ellos deberían cumplir la propiedad de "circularidad" definida en (1), puesto que,

$$IPS(t, o) = \frac{P(t)}{P(o)} = \frac{P(t')}{P(o)} * \frac{P(t)}{P(t')} = IPS(t', o) * IPS(t, t')$$

$$IQS(t, o) = \frac{Q(t)}{Q(o)} = \frac{Q(t')}{Q(o)} * \frac{Q(t)}{Q(t')} = IQS(t', o) * IQS(t, t')$$

Sin embargo, los índices de Stuvell no poseen, en general, esta propiedad. En cambio, sí cumplen con la reversibilidad en el tiempo, que constituye un caso particular de la circularidad. En efecto, partiendo con,

$$IQL(t, o) = \sum_i p(o, i) * q(t, i) / \sum_i p(o, i) * q(o, i)$$

$$IPL(t, o) = \sum_i p(t, i) * q(o, i) / \sum_i p(o, i) * q(o, i)$$

$$V(t) = \sum_i p(t, i) * q(t, i), \quad V(o) = \sum_i p(o, i) * q(o, i),$$

es posible demostrar, en primer término, que:

$$- \frac{V(t)}{V(o)} = \frac{IQL(t, o) - IPL(t, o)}{IQL(o, t) - IPL(o, t)} ;$$

Remplazando  $[IQL(o, t) - IPL(o, t)]$  y  $[IQL(t, o) - IPL(t, o)]$  por sus equivalentes respectivos,  $[IQS(o, t) - IPS(o, t)]$ ,  $[IQS(t, o) - IPS(t, o)]$ , y haciendo  $V(o)/V(t) = IQS(o, t) * IPS(o, t)$ , se obtiene:

$$\frac{1}{IQS(o, t)} - \frac{1}{IPS(o, t)} = IQS(t, o) - IPS(t, o)$$

Por otra parte,

$$\frac{1}{IQS(o, t)} * \frac{1}{IPS(o, t)} = \frac{1}{V(o)/V(t)} = \frac{V(t)}{V(o)} = IQS(t, o) * IPS(t, o)$$

Se tiene así, finalmente:

$$IQS(t, o) = \frac{1}{IQS(o, t)}, \quad IPS(t, o) = \frac{1}{IPS(o, t)}$$

expresión que corresponde a la fórmula de la reversibilidad temporal definida en (2).

Por otra parte, se ha visto en (5) que los índices de Stuvél poseen la propiedad de reversión de factores. Es posible verificar que también cumplen con la aditividad. Supóngase, al efecto, que el conjunto de artículos elementales ha sido subdividido en  $m$  grupos  $G_1, \dots, G_m$ . Sean  $IQS(t, o, j)$ ,  $IPS(t, o, j)$ ,  $IQL(t, o, j)$ ,  $IPL(t, o, j)$  los índices de cantidad o precios, según Stuvél o Laspeyres, correspondientes al grupo  $G_j$  ( $j = 1, \dots, m$ ), y sean

$$w(o, j) = \frac{\sum_{i \in G_j} p(o, i) * q(o, i)}{V(o)}, \quad IV(t, o, j) = \frac{\sum_{i \in G_j} p(t, i) * q(t, i)}{\sum_{i \in G_j} p(o, i) * q(o, i)}$$

$w(o, j)$  y  $IV(t, o, j)$  representan, respectivamente, la proporción del valor total del año base correspondiente al grupo  $G_j$ , y el índice de valor total del mismo grupo, para el período  $t$ .

Es fácil comprobar entonces que:

$$IQS(t, o) * IPS(t, o) = \sum_j w(o, j) * IQS(t, o, j) * IPS(t, o, j) \quad (9)$$

Además, partiendo de (6), se verifica

$$\begin{aligned} IQS(t, o) - IPS(t, o) &= \sum_j w(o, j) * IQL(t, o, j) - \sum_j w(o, j) * IPL(t, o, j) \\ &= \sum_j w(o, j) * [IQL(t, o, j) - IPL(t, o, j)] \\ &= \sum_j w(o, j) * [IQS(t, o, j) - IPS(t, o, j)] \quad (10) \end{aligned}$$

De (9) y (10) se desprende que es posible obtener los índices de Stuvél totales ponderando los índices correspondientes a nivel de grupos exclusivamente por los coeficientes en valor  $w$ . En otras palabras, las fórmulas de Stuvél cumplen con la aditividad, tal cual se la definió antes.

En cambio, no satisfacen el requisito de proporcionalidad. Esto significa que, aunque la variación en los precios (cantidades) fuera, en proporción, exactamente la misma para todos y cada uno de los ítem, el índice de Stuvél correspondiente podría registrar una variación distinta, lo cual ciertamente se aparta de la conducta de un índice elemental. Considérese, por ejemplo, el índice de precios de Stuvél expresado en (8):

$$IPS(t, o) = \frac{IPL(t, o) - IQL(t, o)}{2} + \sqrt{\left[ \frac{IPL(t, o) - IQL(t, o)}{2} \right]^2 + \frac{V(t)}{V(o)}}$$

La mera inspección permite verificar que tanto IPL como IQL son proporcionales. Por lo tanto, si todos los precios variaran uniformemente en una proporción  $k$ , el nuevo valor del índice de precios de Stuvél estaría dado por:

$$\frac{k * IPL(t, o) - IQL(t, o)}{2} + \sqrt{\left[ \frac{k * (IPL(t, o) - IQL(t, o))}{2} \right]^2 + \frac{V(t)}{V(o)}} \neq k * IPS(t, o)$$

situación que se repite para el índice de cantidad.

Es evidente, entonces, que, de acuerdo a las fórmulas de Stuvél, variaciones en los precios (sean o no uniformes) ejercen efecto sobre el índice de cantidad, y viceversa. La condición de proporcionalidad cobra así un sentido más restringido, que esta vez, sí es compatible con las propiedades de dichas fórmulas, a saber, la de variación uniforme y conjunta de precios y de cantidades. En tal caso:

$$\frac{k * IPL(t, o) - k * IQL(t, o)}{2} + \sqrt{\left[ \frac{k * IPL(t, o) - k * IQL(t, o)}{2} \right]^2 + \frac{k^2 * V(t)}{V(o)}}$$

$$= k * IPS(t, o)$$

$$\frac{k * IQL(t, o) - k * IPL(t, o)}{2} + \sqrt{\left[ \frac{k * IQL(t, o) - k * IPL(t, o)}{2} \right]^2 + \frac{k^2 * V(t)}{V(o)}}$$

$$= k * IQS(t, o)$$

En síntesis, los índices de Stuvell se comportan en forma proporcional cuando tanto los precios como las cantidades varían de manera uniformemente proporcional.

#### 2.4. Selección de los indicadores económicos

Se mencionó anteriormente que, dentro del enfoque económico, los índices de precio y cantidad pueden utilizarse con dos fines distintos: expresar, a precios del período base, el valor de un conjunto de bienes variable en composición y volumen, o, alternativamente, señalar las variaciones en el valor total de un conjunto fijo de artículos.

La finalidad señalada en segundo término es típica de índices como los de costo de vida o de precios al por mayor. Considerando su menor importancia en el análisis del comercio internacional (eminentemente variable en volumen y composición), no fue tomada mayormente en cuenta dentro del presente trabajo. Por tal razón, al hacer referencia al enfoque económico, se estará aludiendo únicamente a la posibilidad de expresar el valor de un conjunto variable de artículos a precios del período base.

Para su aplicación dentro del enfoque económico, fueron elegidos los índices de precios de Paasche y de cantidades de Laspeyres.

Las fórmulas para estos índices son suficientemente conocidas y la correspondiente al índice de cantidades de Laspeyres,  $IQL(t, o)$ , ha sido ya citada en este trabajo. Para mayor claridad de exposición, se la presenta en seguida nuevamente, junto con la fórmula para el índice de precios de Paasche,  $IPP(t, o)$ :

$$IQL(t, o) = \frac{\sum_i p(o, i) * q(t, i)}{\sum_i p(o, i) * q(o, i)} \quad (11)$$

$$IPP(t, o) = \frac{\sum_i p(t, i) * q(t, i)}{\sum_i p(o, i) * q(t, i)} \quad (12)$$

#### 2.4.1. Algunas características de los índices de Paasche y de Laspeyres

Aun cuando no se trata de indicadores estadísticos, no está demás mostrar brevemente su comportamiento en relación a los test o propiedades antes mencionadas.

La fórmula de Laspeyres corresponde a una media aritmética de los relativos individuales, ponderados por la importancia de cada artículo durante el período base,  $o$ :

$$IQL(t, o) = \sum_i \frac{q(t, i)}{q(o, i)} * \frac{p(o, i) * q(o, i)}{\sum_i p(o, i) * q(o, i)}$$

La fórmula de Paasche expresa una media armónica de los relativos individuales, ponderados según su importancia relativa en el período corriente,  $t$ :

$$IPP(t, o) = \frac{1}{\sum_i \frac{p(o, i)}{p(t, i)} * \frac{p(t, i) * q(t, i)}{\sum_i p(t, i) * q(t, i)}}$$



Estos índices no poseen la propiedad de circularidad, ni siquiera en sus casos particulares de reversión temporal o encadenamiento. Considerados separadamente, tampoco satisfacen la reversión de factores. No obstante, la combinación del índice de precios de Paasche con el de cantidades de Laspeyres sí cumple con esta propiedad.

Es interesante mostrar la forma en que ambas fórmulas satisfacen el requisito de aditividad. El índice de Paasche para el total resulta ser equivalente a un índice de Paasche construido sobre los índices de Paasche de grupo y cosa semejante ocurre con el índice de Laspeyres. En efecto:

$$\begin{aligned}
 \text{IPP}(t, o) &= \frac{\sum_i p(t, i) * q(t, i)}{\sum_i p(o, i) * q(t, i)} = \frac{\sum_i p(t, i) * q(t, i)}{\sum_j \sum_{i \in G_j} p(o, i) * q(t, i)} \\
 &= \frac{1}{\sum_j \frac{\sum_{i \in G_j} p(o, i) * q(t, i)}{\sum_{i \in G_j} p(t, i) * q(t, i)} * \frac{\sum_{i \in G_j} p(t, i) * q(t, i)}{\sum_i p(t, i) * q(t, i)}} \\
 &= \sum_j \frac{1}{\text{IPP}(t, o, j)} * \frac{\sum_{i \in G_j} p(t, i) * q(t, i)}{\sum_i p(t, i) * q(t, i)} \tag{13}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 IQL(t, o) &= \frac{\sum_i p(o, i) * q(t, i)}{\sum_i p(o, i) * q(o, i)} = \frac{\sum_j \sum_{i \in G_j} p(o, i) * q(t, i)}{\sum_i p(o, i) * q(o, i)} \\
 &= \sum_i \frac{\sum_{i \in G_j} p(o, i) * q(t, i)}{\sum_{i \in G_j} p(o, i) * q(o, i)} * \frac{\sum_{i \in G_j} p(o, i) * q(o, i)}{\sum_i p(o, i) * q(o, i)} \\
 &= \sum_j IQL(t, o, j) * \frac{\sum_{i \in G_j} p(o, i) * q(o, i)}{\sum_i p(o, i) * q(o, i)} \quad (14)
 \end{aligned}$$

Finalmente, es posible constatar en forma directa que IPP y IQL se comportan de manera proporcional.

#### 2.4.2. Aplicación "económica" de los índices de Paasche y Laspeyres

La utilidad de los índices IPP y IQL dentro del enfoque económico se debe a que cualquiera de ellos permite expresar transacciones según valores constantes. En otros términos, se trata de deflatores naturales.

Es ésta una propiedad bastante conocida del índice de precios de Paasche. Simbolizando con  $V(t, o)$  el conjunto o "canasta" de bienes importados o exportados durante el período corriente, expresado a precios del período base:

$$\begin{aligned}
 V(t, o) &\equiv \sum_i p(o, i) * q(t, i) \equiv \frac{\sum_i p(t, i) * q(t, i)}{\sum_i p(t, i) * q(t, i) / \sum_i p(o, i) * q(t, i)} \\
 &\equiv \frac{V(t)}{IPP(t, o)} \quad (15)
 \end{aligned}$$

Resulta igualmente posible obtener  $V(t, 0)$  multiplicando  $V(0)$  por el índice de cantidades de Laspeyres:

$$\begin{aligned}
 V(t, 0) &\equiv \sum_i p(0, i) * q(t, i) \equiv \sum_i p(0, i) * q(0, i) * \frac{\sum_i p(0, i) * q(t, i)}{\sum_i p(0, i) * q(0, i)} \\
 &\equiv V(0) * IQL(t, 0)
 \end{aligned}
 \tag{16}$$

Los resultados para  $V(t, 0)$  obtenidos por ambos métodos alternativos serían exactamente los mismos si se pudiera computar directamente  $IPP(t, 0)$  y  $IQL(t, 0)$ . En la práctica no ocurre así con los indicadores de comercio internacional de mercaderías. Ello se debe a que, por motivos que se expondrán enseguida, no es posible trabajar considerando todos los artículos intercambiados, sino sólo una fracción o muestra de ellos. Como consecuencia, no llegan a conocerse los índices verdaderos, sino únicamente estimadores de los mismos.

### 3. USO DE MUESTRAS Y PROBLEMA DE COBERTURA

#### 3.1. Necesidad del empleo de muestras

Hasta época relativamente reciente, fue el volumen de trabajo requerido lo que principalmente obligaba a computar índices de comercio exterior tomando en cuenta sólo una muestra (por lo general dirigida) del total de transacciones. La disponibilidad actual de computadores ha resuelto este problema.

Con todo, subsisten otros inconvenientes que impiden trabajar con los totales. Ellos derivan básicamente de la insuficiencia de las clasificaciones o nomenclaturas aduaneras en uso para distinguir los artículos efectivamente distintos entre sí que son objeto de intercambio. Dicha insuficiencia se manifiesta de dos maneras: existencia de partidas o posiciones tipo buzón dentro de la nomenclatura, y diferencias de calidad en el conjunto de los artículos, por lo demás de una misma especie, aforados dentro de una determinada partida.

Como partidas buzón se califican aquellas en general destinadas a registrar transacciones no comprendidas en otras partidas, por lo cual vienen a constituir restos o saldos no sometidos a clasificación, dentro de una determinada categoría de productos. Se comprende lo heterogéneo que puede ser su contenido y lo difícil que resulta definir para él un precio.

Respecto a las diferencias de calidad, el problema, que en el fondo es semejante al de las partidas buzón, asume la forma de cambios en los precios promedio, que pueden ser simplemente el reflejo de variaciones en la composición según calidades del conjunto de artículos comprendidos en una partida.

La existencia de estos problemas ha continuado obligando, en la práctica, a emplear muestras de artículos (en este caso, partidas de la nomenclatura) para el cómputo de los índices. Aun más, se han desarrollado intentos de utilizar muestras compuestas por sólo unos pocos artículos, pero especificados en forma cuidadosa, con el objeto de garantizar su comparabilidad.

En el trabajo que se comenta, se optó por tratar de detectar y eliminar aquellas partidas que aparecían como heterogéneas, ya sea por su denominación o por la acusada variabilidad de sus precios medios por país de origen o destino, según el caso. Se exceptuaron de esta regla algunas partidas de gran significación dentro del intercambio, al observar en ellas un comportamiento que hacía presumir distorsiones más bien aleatorias, que probablemente tendrían a compensarse mutuamente.

La insuficiencia anotada de las nomenclaturas aduaneras en el sentido señalado es lo que ha impuesto universalmente la denominación de valor unitario y quantum, en lugar de precio y cantidad, respectivamente, para los índices aplicados al comercio internacional. En efecto, no resulta apropiado hablar de precio o cantidad con referencia a una colección de bienes más o menos heterogénea.

### 3. 2. Limitaciones resultantes del empleo de muestras

Estas limitaciones se refieren únicamente a los índices económicos, puesto que, como se hizo ver antes, dentro del enfoque propiamente estadístico no existe un valor verdadero al cual debiera idealmente acercarse el indicador. Por consiguiente, el problema será analizado con respecto a IPP (t, o) e IQL (t, o).

Al trabajar con muestra, ninguno de estos dos indicadores es capaz de satisfacer en general las propiedades ex-

puestas en (15) y (16). En efecto, simbolizando con  $M$  al conjunto de partidas en la muestra (que es única para ambos índices), las fórmulas respectivas quedan de hecho transformadas en:

$$IPP(t, o) = \frac{\sum_{i \in M} p(t, i) * q(t, i)}{\sum_{i \in M} p(o, i) * q(t, i)} \quad (17)$$

$$IQL(t, o) = \frac{\sum_{i \in M} p(o, i) * q(t, i)}{\sum_{i \in M} p(o, i) * q(o, i)} \quad (18)$$

Con esto, resulta, en el caso general:

$$V(t, o) \neq \frac{V(t)}{IPP(t, o)}$$

$$V(t, o) \neq V(o) * IQL(t, o)$$

Surge así el llamado problema de la cobertura incompleta. Dado que los índices computados por intermedio de muestras no son sino estimadores de los índices verdaderos se plantea la posibilidad de introducirles correcciones o ajustes, ya sea a ambos o a alguno de ellos, con el fin de aumentar su representatividad.

### 3. 3. Soluciones al problema de cobertura incompleta

La solución más común, también adoptada en el caso presente, consiste en considerar como suficientemente representativo el índice de valor unitario de Paasche y ajustar el índice de quantum de Laspeyres en forma tal que la estimación de  $V(t, o)$  obtenida del producto  $V(o) * IQL(t, o)$  sea igual a la que se obtiene deflactando  $V(t)$  por  $IPP(t, o)$ .

Fácilmente, se observa que ello equivale a computar  $IQL(t, 0)$  mediante la relación:

$$IQL(t, 0) = \frac{V(t) / V(0)}{IPP(t, 0)} \quad (19)$$

en lugar de hacerlo en forma directa.

Esta solución se fundamenta en el supuesto de que el índice muestral de valor unitario sería probablemente más representativo de las variaciones de precios en el conjunto de bienes excluidos de la muestra, de lo que podría ser el índice de quantum con relación a las variaciones correspondientes en las cantidades. En otras palabras, se considera de mayor variabilidad, más erráticas, las cantidades que los precios.

A continuación se incluye una breve explicación teórica sobre las implicaciones de este problema y la solución adoptada.

Sean  $d(t)$ ,  $d(0)$  las coberturas de la muestra en los períodos  $t$  y  $0$ , respectivamente; es decir:

$$d(t) = \frac{\sum_{i \in M} p(t, i) * q(t, i)}{V(t)}$$

$$d(0) = \frac{\sum_{i \in M} p(0, i) * q(0, i)}{V(0)}$$

Es posible entonces definir, por analogía, un coeficiente  $d(t, 0)$ , de modo que:

$$d(t, 0) = \frac{\sum_{i \in M} p(0, i) * q(t, i)}{V(t, 0)}$$

El problema de hallar la corrección por cobertura incompleta puede plantearse en términos de estimar el valor de  $\mathcal{L}(t, 0)$ . Una vez conocido éste, la magnitud de  $V(t, 0)$  resulta inmediatamente de la relación:

$$V(t, 0) = \frac{\sum_{i \in M} p(0, i) * q(t, i)}{\mathcal{L}(t, 0)}$$

en la cual el numerador del miembro derecho puede computarse empleando ya sea  $IPP(t, 0)$  y  $\mathcal{L}(t)$ ; o bien,  $IQL(t, 0)$  y  $\mathcal{L}(0)$ . En efecto:

$$\sum_{i \in M} p(0, i) * q(t, i) \equiv \mathcal{L}(t) * \frac{V(t)}{IPP(t, 0)} \equiv \mathcal{L}(0) * V(0) * IQL(t, 0)$$

Puede demostrarse que, para que el valor de  $\mathcal{L}(t, 0)$  esté comprendido entre  $\mathcal{L}(0)$  y  $\mathcal{L}(t)$ , es necesario y suficiente que los precios y cantidades de los ítem excluidos de la muestra no manifiesten variaciones opuestas y, en promedio, mayores que el promedio de los artículos incluidos. En otros términos, simbolizando con  $IPP'(t, 0)$ ,  $IQL'(t, 0)$  los índices verdaderos definidos en (11) y (12), para distinguirlos de sus estimadores muestrales  $IPP(t, 0)$ ,  $IQL(t, 0)$  presentados en (17) y (18), puede comprobarse que:

$$\mathcal{L}(0) \leq \mathcal{L}(t, 0) \leq \mathcal{L}(t) \Leftrightarrow IPP(t, 0) \geq IPP'(t, 0), IQL(t, 0) \geq IQL'(t, 0)$$

$$\mathcal{L}(t) \leq \mathcal{L}(t, 0) \leq \mathcal{L}(0) \Leftrightarrow IPP(t, 0) \leq IPP'(t, 0), IQL(t, 0) \leq IQL'(t, 0)$$

Ahora bien, si se supone carácter compensatorio a las variaciones de precios y cantidades, es probable que en la práctica sean frecuentes las situaciones  $\{IPP > IPP', IQL < IQL'\}$ ,  $\{IPP < IPP', IQL > IQL'\}$ . En estos casos, resulta que  $\mathcal{L}(t, 0)$  es menor que la menor de las coberturas  $\mathcal{L}(0)$ ,  $\mathcal{L}(t)$ ; o bien, superior a la mayor de ellas. Esto impide recomendar la adopción de un estimador de  $\mathcal{L}(t, 0)$  obtenido promediando de algún modo los valores  $\mathcal{L}(0)$  y  $\mathcal{L}(t)$ .



Considerar representativo el índice muestral de precios de Paasche, calculando IQL según la relación (19), implica suponer  $\mathcal{L}(t, 0) = \mathcal{L}(t)$ ; proceder a la inversa implicaría  $\mathcal{L}(t, 0) = \mathcal{L}(0)$ .

En definitiva, como se dijo antes, se optó por suponer  $\mathcal{L}(t, 0) = \mathcal{L}(t)$ . Sin embargo, cabe señalar que parecen posibles avances metodológicos tal vez importantes en este problema, cuya solución general aún no ha sido encontrada.

Por último, debe hacerse mención de la forma en que se abordó el problema de cobertura incompleta en el cómputo de los índices de Stuvell o estadísticos.

Como puede verse en (7) y (8), para calcular estos indicadores es necesario disponer previamente de índices de Laspeyres para precios  $IPL(t, 0)$ , y cantidades  $IQL(t, 0)$ . Ahora bien, el cómputo de  $IPL(t, 0)$  ofrece una dificultad especial, no presente en los demás índices. Se trata de la imposibilidad de asignar un precio a aquellos artículos que, perteneciendo a la muestra, no registran transacciones durante el período  $t$ .

El procedimiento adoptado consistió en emplear para el cálculo de  $IPL(t, 0)$  una sub-muestra de partidas, compuesta por aquellos ítem que estuvieran comprendidos en la muestra destinada al cómputo de  $IPP(t, 0)$ , y que, además, hubieran sido exportados o importados durante el período. En cuanto al índice de quantum,  $IQL(t, 0)$ , es el mismo ya mencionado en párrafos anteriores. Como se dijo, es obtenido como cociente entre el índice de valor total y el índice de Paasche de valor unitario.

#### 4. CLASIFICACION, DESAGREGACION Y PERIODICIDAD DE LOS INDICES

Los índices de valor unitario y quantum resultan más útiles si están diseñados en forma que se refieran no sólo a

las exportaciones o importaciones en conjunto, sino también a clases de artículos económicamente afines. Esto señala la conveniencia de computar índices desagregados, según clasificaciones con sentido económico.

Para el caso de las exportaciones, se optó por presentar índices ordenados conforme a grupos de productos clasificados según la Clasificación Internacional Industrial Uniforme de Actividades Económicas (C.I.I.U.) elaborada por Naciones Unidas. Se calcularon, por consiguiente, índices de exportación por rama de origen. A tal fin, se utilizaron las correlaciones entre las nomenclaturas aduaneras y la C.I.I.U. preparadas por ODEPLAN. Una lista de los grupos de exportación se incluye como Anexo 1.

En cuanto a importaciones, primó lógicamente un criterio de clasificación distinto, orientado a la utilización de los productos más que a su origen. Se computaron índices según grupos de productos clasificados de acuerdo a un pauta elaborada por el Banco Central como esquema para clasificar los registros de importación. La lista de grupos de importación se incluye como Anexo 2.

Aparte lo mencionado, razones de tipo netamente estadístico movieron a realizar los cálculos de manera aun más desagregada, es decir, fraccionando los grupos en subgrupos, con el objeto de poder practicar las correcciones por cobertura incompleta al nivel más desagregado posible y garantizar así mejor la representatividad de los índices.

La obtención de los índices de grupos a partir de los de subgrupos, así como la de totales a partir de aquéllos, no ofreció dificultades especiales, gracias a la propiedad aditiva de las fórmulas seleccionadas. Los índices de valor unitario de Paasche se obtuvieron como índices de Paasche contruidos sobre los indicadores parciales correspondientes y los índices de quantum de Laspeyres, como índices de Laspeyres de los respectivos resultados de grupos o subgrupos.

En un comienzo se pensó calcular índices anuales y mensuales acumulados. Sin embargo, al procesar la parte de exportaciones pudo constatararse que el mes resultaba ser un período demasiado corto y expuesto, por lo tanto, a variaciones irregulares de importancia en cuanto a volúmenes embarcados. Esta circunstancia llevó a entregar solamente resultados anuales para este tipo de comercio.

En cuanto a importaciones, el cálculo se realizó por años y trimestres acumulados, salvo en el caso de los índices estadísticos de Stuvet, en que se consideró sin mayor sentido el cómputo trimestral, calculándose los, por consiguiente, sólo en términos anuales.

Tanto para importaciones como para exportaciones, se adoptó como período base el promedio registrado durante 1968. En lo referente a índices de quantum trimestrales, la comparación se hizo, en consecuencia, respecto a la parte proporcional correspondiente a cada trimestre acumulado dentro del año, más bien que con relación a las cantidades efectivas comerciadas en cada trimestre.

## 5. NOMENCLATURAS DE BASE Y PROBLEMA DE EMPALME

Como se dijo en la introducción, a partir de 1967 el servicio de aduanas cambió la nomenclatura de productos que venía utilizando desde 1928 por otra, derivada de la Nomenclatura Arancelaria de Bruselas (NAB). Es así como surgieron en un comienzo, dos nomenclaturas nuevas: la NAB-Chile, de aplicación puramente arancelaria, y la Nomenclatura Estadística Chilena (NEC). Esta última nomenclatura se utilizó para el cálculo de los índices correspondientes al período 1967-1968.<sup>3</sup>

<sup>3</sup>Para un análisis de estas nomenclaturas, véase C. Torres: "Evaluación crítica de las estadísticas básicas y de la balanza de pagos", en revista *Análisis*, serie B, N° 11, U. de Chile, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Centro de Estudios Estadístico - Matemáticos (CEDEM), Stgo, 1969.

Quedaba, sin embargo, planteado el problema de lograr el empalme entre las series de índices 1961-1966 con los resultados 1967-1968 o, en otros términos, de computar índices para el período 1961-1966 con base 1968=100, año con respecto al cual, por ser distinta la nomenclatura empleada, no era posible realizar comparaciones en forma inmediata y directa.

La forma natural de solucionar esta dificultad consistía, obviamente, en correlacionar partida a partida la antigua Nomenclatura Arancelaria Nacional (NAN), aplicada hasta 1966, con la nueva NEC. Pero éste era un trabajo de envergadura, fuera del alcance de los recursos disponibles y, por lo demás, de interés muy relativo.

En la práctica, se siguieron caminos diferentes para índices de exportación e importación. En el primer caso, lo poco variado de los productos, su carácter principalmente primario y el reducido número de partidas involucradas, permitieron establecer una correlación satisfactoria para las partidas de la muestra entre ambas nomenclaturas, con lo cual quedaba asegurada la obtención de índices de valor unitario IPP e IPL (éste último, para el cálculo posterior de IPS). Dado que tanto la NAN como la NEC habían sido vertidas a la clasificación C.I.I.U., no fue difícil computar los valores totales por grupo y subgrupo, lo que permitió el cálculo de IQL, IQS e IPS. Este procedimiento se aplicó para todo el período 1961-1966. Por lo tanto, no hubo propiamente empalme en este caso, sino cálculo directo con respecto a la base, 1968.

En cuanto a los índices de importación, las circunstancias fueron diferentes. El número de partidas mucho mayor y su composición notablemente más heterogénea impidieron llevar a cabo la transcripción directa NAN-NEC realizada para las exportaciones. En lugar de ello, se aprovechó una correlación hecha anteriormente por el servicio de aduanas

entre la NAN y la NAB- CUCI,<sup>4</sup> la que fue aplicada a las partidas que componían la muestra. De este modo, fue posible obtener IPP e IPL. El hecho que las partidas del período 1961-1966 estuvieran clasificadas según los grupos económicos de presentación de los índices, lo mismo que las partidas de 1968, permitió enseguida calcular totales por grupos y para el conjunto, posibilitándose así el cómputo de IQL, IQS e IPS.

En el caso de las importaciones el procedimiento descrito se aplicó sólo para obtener los índices de 1966 con base 1968, mientras que los indicadores 1961-1966 fueron calculados primeramente con respecto a una base 1966 = 100, y luego trasladados proporcionalmente a su base definitiva. Ello, debido por una parte a que la transcripción a la clasificación NAB- CUCI implicaba en realidad una agregación de los datos elementales especialmente en ciertos casos en que hubo necesidad de fusionar o consolidar partidas que no encontraban traducción exacta a dicha clasificación; y, por otra, a que numerosas partidas debieron ser eliminadas de la muestra al no hallárseles correspondencia satisfactoria, con lo cual la representatividad, medida en términos de fracción muestral, bajó bastante en algunos grupos.

Cabe asimismo mencionar que los índices de importaciones para 1966 con base en 1968 no se calcularon a nivel de subgrupos, sino únicamente por grupos y en total, debido igualmente a limitaciones impuestas por el cambio de nomenclatura.

## 6. PROCESAMIENTO DE LOS DATOS Y UNIDADES DE MEDIDA

El considerable volumen de información a procesar hizo imperativa la utilización de computador. Se trabajó con el

<sup>4</sup>La NAB- CUCI es una versión algo desagregada de la NAB, obtenida de su correlación con la nomenclatura CUCI (Clasificación Uniforme del Comercio Internacional), elaborada por Naciones Unidas.

equipo IBM/360 de ECOM, empleando archivos en cinta.

Para fines del proyecto se estructuró un paquete de programas que constituía un sistema computacional en ciernes. Una característica importante de este conjunto de programas es la posibilidad de ampliar su utilización a la entrega de otras informaciones sobre comercio exterior de mercaderías, además de los índices.

El procesamiento hubo de iniciarse sobre los archivos magnéticos contenidos en las cintas originales grabadas por el servicio de aduanas. Cada registro lógico de estos archivos corresponde a una operación individual de exportación o importación. En síntesis, debieron contabilizarse y procesarse todas y cada una de las transacciones individuales de exportación registradas por aduanas entre 1961 y 1968. En el caso de las importaciones, esto significó trabajar sobre más de un millón novecientos mil registros lógicos.

Los índices de valor unitario se construyeron sobre el valor aduanero, casi siempre equivalente al valor FOB de las exportaciones o CIF de las importaciones. Todos estos valores se consideraron bajo su expresión en "pesos oro de 6 peniques", moneda ficticia que, en la práctica, guardaba equivalencia fija con el dólar estadounidense.

Los índices de quantum se computaron en general sobre cantidades físicas expresadas en las unidades arancelarias prescritas oficialmente para cada partida. En el caso de las exportaciones, el empalme entre las series 1961-66 y 1967-68 implicó, para algunas partidas, cambios en tales unidades arancelarias. Dichos cambios se afrontaron mediante conversión de las unidades de medida física correspondiente. Cuando ello no fue posible, se optó por utilizar cantidades medidas en toneladas brutas, dato computado en todos los casos por la estadística aduanera.

## 7. RESULTADOS

Los resultados del trabajo - índices de valor unitario y de quantum para exportaciones e importaciones, período 1961-1968 - se presentan en los Anexos 3 y 4.

El análisis de estos indicadores desde el punto de vista económico escapa al alcance de este trabajo. Desde el ángulo metodológico, tal vez resulte interesante una comparación entre los índices económicos y los estadísticos, orientada a calificar la posible mayor o menor representatividad y utilidad práctica de las fórmulas aplicadas en cada caso.

Los cuadros que se presentan a continuación contienen los cocientes entre el índice de precios de Stuvcl y de Paasche, para cada año y grupo de mercaderías. (Cuadros N<sup>os</sup> 1 y 2.

En el caso de las exportaciones, se aprecia una aparente tendencia general a que los índices de Stuvcl superen levemente - por márgenes que para el total no exceden un 8 por ciento a los correspondientes índices de Paasche.

Para las importaciones se registra una tendencia en igual sentido, pero bastante más marcada. Procede preguntarse, entonces, qué explicación puede atribuirse a dicho fenómeno, en términos de lo que razonablemente cabría esperar del comportamiento de precios y cantidades. A tal efecto, se deducirán las condiciones en que  $IPS(t, 0)$  puede resultar mayor que  $I PP(t, 0)$ .

Remplazando en la ecuación (8)  $V(t)/V(0)$  por su equivalente  $I PP(t, 0) * I QL(t, 0)$ , es posible demostrar que la relación de magnitud entre  $IPS(t, 0)$  e  $I PP(t, 0)$  depende únicamente de la relación que existe entre  $I PL(t, 0)$  e  $I PP(t, 0)$ . Específicamente, se demuestra:

Cuadro N° 1  
Exportación  
IPS (t,68) / IPP (t,68)

Año Grupo	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968
101	1,04	1,00	1,00	1,02	1,02	1,02	1,00	1,00
102	0,99	1,03	0,99	1,04	1,02	1,01	1,01	1,00
103	0,98	1,00	1,00	1,00	1,00	1,01	0,99	1,00
104	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
201	1,00	1,00	0,94	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
202	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
203	0,99	1,00	0,99	1,00	0,99	1,00	1,00	1,00
204	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
205	1,02	1,01	1,01	1,03	1,02	1,00	1,00	1,00
206	1,00	1,09	1,07	1,06	1,02	1,01	1,01	1,00
301	1,04	1,02	1,05	1,00	1,04	1,00	1,01	1,00
302	1,00	1,01	1,02	1,01	1,00	1,01	1,00	1,00
303	1,04	1,08	1,03	1,01	1,00	1,00	0,99	1,00
304	0,99	1,00	1,01	1,05	1,07	1,01	1,01	1,00
305	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
306	1,33	1,06	0,96	1,05	1,43	1,17	1,17	1,00
307	1,36	1,00	1,00	1,01	1,02	1,02	1,03	1,00
308	0,95	1,05	2,05	1,00	1,13	1,53	0,99	1,00
309	1,16	1,00	1,26	1,21	1,19	1,02	0,96	1,00
<b>Total</b>	<b>1,04</b>	<b>1,06</b>	<b>1,07</b>	<b>1,08</b>	<b>1,00</b>	<b>1,01</b>	<b>1,01</b>	<b>1,00</b>



Cuadro N° 2  
 Importación  
 IPS (t, 68) / IPP (t, 68)

Grupo	Años							
	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968
110	1,04	1,02	1,03	1,02	1,01	1,01	1,00	1,00
120	1,08	1,17	1,05	1,09	1,17	1,11	1,01	1,00
131	1,41	1,43	1,32	1,23	1,19	1,09	1,32	1,00
132	1,06	1,04	1,02	1,01	1,01	1,00	1,00	1,00
133	1,14	1,12	1,11	1,12	1,12	1,10	1,05	1,00
210	1,13	1,11	1,15	1,15	1,14	1,08	1,03	1,00
220	0,99	1,00	1,02	1,02	1,04	0,99	0,97	1,00
230	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,07	1,00
311	1,26	1,15	1,35	3,71	1,06	1,05	1,00	1,00
312	0,93	0,93	0,96	0,99	1,01	0,99	0,99	1,00
321	1,01	1,00	1,03	1,04	1,00	1,01	1,01	1,00
322	1,26	1,31	1,27	1,24	1,29	1,04	1,13	1,00
330	1,07	1,12	1,08	1,15	1,05	1,02	1,03	1,00
341	1,06	1,03	1,03	1,01	0,99	0,99	1,05	1,00
342	1,01	1,02	1,01	1,02	1,02	1,01	1,02	1,00
350	1,88	1,88	1,88	1,87	1,86	1,84	1,34	1,00
360	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
<b>Total</b>	1,16	1,16	1,16	1,27	1,13	1,06	1,05	1,00

$$\begin{aligned} \text{IPS}(t, o) > \text{IPP}(t, o) &\Leftrightarrow \text{IPL}(t, o) > \text{IPP}(t, o) \\ \text{IPS}(t, o) = \text{IPP}(t, o) &\Leftrightarrow \text{IPL}(t, o) = \text{IPP}(t, o) \\ \text{IPS}(t, o) < \text{IPP}(t, o) &\Leftrightarrow \text{IPL}(t, o) < \text{IPP}(t, o) \end{aligned}$$

Ahora bien, ¿en qué circunstancias  $\text{IPL}(t, o)$  es mayor, igual o menor que  $\text{IPP}(t, o)$ ? De acuerdo a la fórmula de Bortkiewicz,<sup>5</sup> la diferencia entre ambos índices está dada por:

$$\text{IPP}(t, o) - \text{IPL}(t, o) = \frac{\text{COV} \left[ \frac{p(t, i)}{p(o, i)}, \frac{q(t, i)}{q(o, i)} \right]}{\text{IQL}(t, o)}$$

De aquí se deduce que el índice de Paasche es inferior al índice de Laspeyres cuando, en promedio, precios y cantidades varían en sentidos opuestos; superior al índice de Laspeyres cuando, en promedio, precios y cantidades varían en el mismo sentido; e igual al índice de Laspeyres cuando precios y cantidades varían sin correlación lineal.

En el caso presente, los resultados estarían señalando la presencia de correlación negativa entre precios y cantidades en el comercio de importación, y posiblemente, aunque en grado mucho menor, también en el de exportación.

En las importaciones, la correlación inversa sería más acusada para los grupos 131: Farmacia y Medicina; 133: Resto de artículos de consumo no alimenticios de origen industrial; 210: Maquinarias y Equipos; 311: Materias primas agrícolas para industrias alimenticias; 322: Materias primas industriales no alimenticias; y 350: Combustibles y lubricantes. En cambio, registraría correlación más bien positiva el grupo 312: Materias primas agrícolas para industrias no alimenticias.

<sup>5</sup>Véase G. Calot: "Cours de Statistique Descriptive", Dunod, Paris, 1969.

En cuanto a exportaciones, aparecen manifestando correlación negativa, aunque débil, los grupos 205: Otros minerales metálicos; 206: Salitre, yodo, sulfato de sodio y otros minerales no metálicos; 301: Productos industriales alimenticios; 302: Bebidas; 304: Papel celulosa y derivados; 306: Productos químicos; 307: Derivados del petróleo y minerales no metálicos; 308: Productos de industrias metálicas básicas, y 309: Productos metálicos, maquinarias y artículos eléctricos, material de transporte y manufacturas diversas. El cobre y el carbón (grupos 203 y 201) por su parte, muestran más bien correlación positiva.

No es fácil evaluar estos resultados a la luz de consideraciones derivadas de la teoría económica. Un obstáculo importante para ello es la influencia que sin duda tienen sobre el comercio internacional variables ajenas a los precios internacionales de las mercaderías, tales como tipo de cambio, prohibiciones o regulaciones administrativas, nivel de la demanda interna, etc. De allí que no resulte razonable suponer a priori que los importadores responderán a aumentos en los precios internacionales disminuyendo los volúmenes importados, los exportadores aumentándolos, y viceversa para el caso de precios en baja.

Con todo, si se quisiera suponer funciones de demanda y oferta doméstica estables, lo mismo que el tipo de cambio de importación y demás variables involucradas, y se postulara además un grado suficiente de sustituibilidad entre bienes nacionales e importados, entonces lo lógico sería esperar correlación negativa entre precios y cantidades importados, tal cual aparece en general en el anterior análisis de cocientes entre IPS e IPP.

En cuanto a las exportaciones, como se dijo antes, muestran alguna correlación negativa ciertos grupos y también el total. Suponiendo un *ceteris paribus* semejante al utilizado en el caso de las importaciones, es verdad que cabría esperar más bien correlación positiva. Sin embargo, en la prác-

tica no es posible ignorar el efecto del nivel del tipo de cambio, fijación de cuotas, sistemas de draw-back, facilidades de tramitación, cambio en la demanda y oferta internas, etc., que bien pueden haber jugado en contra de la variación internacional de los precios.

De todas formas, es necesario advertir sobre las limitaciones que para este tipo de análisis, plantean la metodología estadística y las características de los datos elementales.

En primer lugar, la correlación mencionada se refiere únicamente a la que manifiesta cada año con respecto al año base de cálculo: 1968 para exportaciones y para las importaciones de 1967, y 1966 para el resto de las importaciones. No se trata, por lo tanto, de una tendencia medida en la forma habitual, a través de un análisis de regresión. Dicho de otro modo, los resultados podrían haber sido distintos si se hubiera seleccionado otro año base.

Enseguida, para algunos grupos se registra igualdad entre IPS e IPP (y, consiguientemente, entre IPL e IPP) debido a la razón, puramente circunstancial, de existir sólo una partida en la muestra del grupo respectivo. Con esto, IPP e IPL deben necesariamente coincidir, cualquiera sea la relación entre precios y cantidades. Tales son los casos de los grupos 202 y 204 en las exportaciones, y de los grupos 360 y 230 (hasta 1966) en las importaciones.

Por último, ciertos valores marcadamente exagerados del cociente IPS/IPP corresponden a insuficiencia de los datos elementales en el nivel de partidas de la nomenclatura. El más notorio de ellos (3,7) se registra en el grupo de importación 311, año 1964. En este grupo y año, el índice de precios de Paasche alcanzó un valor de 112,00, mientras que el índice de Stüvel llegó a 415,61.

La causa de esta gran disparidad radica en el comportamiento de la partida arancelaria 119-001, maíz. En 1966,

año base de cálculo<sup>6</sup> esta partida registró una cantidad internada de 28.536.047,5 kilos brutos al valor medio de 0,34 pesos oro por kilo bruto. En cambio, en 1964, el valor medio contabilizado para la partida había sido de 21,85 pesos oro por kilo bruto, si bien con una internación casi nula, de sólo 49,2 kilos brutos.

En los términos empleados en el análisis de cuocientes, existió una muy alta correlación negativa entre precios y cantidades de la partida, considerando los años 1964 y 1966. En 1964, el precio fue 42,6 veces el registrado en 1966, y la cantidad sólo 0,00000174 de la importada en 1966.

Sin embargo, esta aparente correlación es evidentemente engañosa y producto de la insuficiencia de la nomenclatura para diferenciar adecuadamente los bienes intercambiados. Sin duda la importación de 1964 corresponde a un artículo distinto a la registrada dentro de la misma partida en 1966. Probablemente se tratara de semilla certificada de características especiales, y de allí su precio desusadamente alto junto con lo reducido del volumen físico internado.

Es probable que fenómenos del mismo tipo expliquen otros valores aparentemente erráticos registrados para el cuociente IPS / IPP, tanto en importaciones como en exportaciones. En la medida que ello ocurra, resultarían más representativos los índices de Paasche que los de Stuvell, al ser mayormente afectados estos últimos por las distorsiones citadas.

Por cierto, no es necesario analizar explícitamente las diferencias entre los índices económicos y estadísticos de quantum. La circunstancia de haberse computado ellos en la forma:

<sup>6</sup>Como se recordará los índices de importación para el período 1961-66 fueron originalmente computados con respecto a la base 1966 = 100, siendo luego trasladados proporcionalmente a la base 1968.

$$IQL(t, o) = \frac{V(t) / V(o)}{IPP(t, o)}$$

$$IQS(t, o) = \frac{V(t) / V(o)}{IPS(t, o)} \quad ;$$

determina que toda diferencia entre  $IQL(t, o)$  e  $IQS(t, o)$  corresponda enteramente a la diferencia inversa entre los correspondientes índices de precios.

## ANEXO 1

## Grupos de exportación

N° de grupo	Contenido
101	Productos agrícolas
102	Pecuarios
103	Forestales
104	Pesqueros
201	Carbón
202	Hierro
203	Cobre
204	Molibdeno
205	Otros minerales
206	Salitre, yodo, sulfato de sodio y otros minerales no metálicos
301	Productos industriales alimenticios
302	Bebidas
303	Maderas
304	Papel, celulosa y derivados
305	Impresos
306	Productos químicos
307	Derivados del petróleo y minerales no metálicos
308	Productos de industrias metálicas básicas
309	Productos metálicos, maquinarias y artículos eléctricos, material de transporte y manufacturas diversas

## ANEXO 2

## Grupos de importación

Clasificación	Nº de grupo
1. Bienes de consumo	
1.1 De origen agrícola	110
1.2 De origen industrial	
1.2.1 Alimenticio	120
1.2.2 No alimenticio	
1.2.2.1 Farmacia y Medicina	131
1.2.2.2 Herramientas	132
1.2.2.3 Resto	133
2. Bienes de capital	
2.1 Maquinarias y equipos	210
2.2 Equipos de transporte	220
2.3 Animales reproductores	230
3. Bienes intermedios	
3.1 Materias primas	
3.1.1 De origen agrícola	
3.1.1.1 Alimenticio	311
3.1.1.2 No alimenticio	312
3.1.2 De origen industrial	
3.1.2.1 Alimenticio	321
3.1.2.2 No alimenticio	322
3.2 Bienes intermedios industriales	330
3.3 Repuestos	
3.3.1 De maquinarias y equipos	341
3.3.2 De equipos de transporte	342
3.4 Combustible y lubricantes	350
3.5 Partes y piezas de armadura	360



**Indices de exportación**  
**Indice de valor unitario de Paasche (Base 1968 - 100)**

Año Grupo	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968
101	79,50	93,87	92,01	83,36	87,62	93,33	98,94	100,00
102	122,70	128,07	143,91	163,89	127,46	136,50	125,24	100,00
103	79,87	76,14	79,34	70,77	66,59	105,91	129,09	100,00
104	97,58	65,70	59,01	68,58	83,88	115,46	255,21	100,00
201	93,97	82,95	90,09	132,65	86,36	89,41	104,44	100,00
202	105,17	113,90	118,35	112,05	107,07	103,23	100,58	100,00
203	56,08	58,07	57,98	63,23	75,52	92,76	95,53	100,00
204	82,87	107,30	109,32	106,67	98,71	99,91	98,72	100,00
205	47,44	53,79	60,84	88,52	90,72	103,70	110,24	100,00
206	89,72	93,28	92,68	91,00	91,72	91,37	90,91	100,00
301	87,51	104,50	96,67	100,92	102,11	124,22	108,30	100,00
302	86,33	82,93	82,28	86,11	90,36	87,90	94,78	100,00
303	66,00	68,32	59,90	67,56	77,08	87,63	116,89	100,00
304	110,97	115,73	107,94	111,46	106,26	110,63	105,08	100,00
305	18,50	25,06	61,93	82,35	89,04	106,71	99,50	100,00
306	103,37	112,12	176,03	190,55	155,41	178,31	120,25	100,00
307	87,47	86,37	92,72	92,34	94,26	92,04	99,17	100,00
308	104,84	85,38	83,10	103,86	118,15	162,36	122,62	100,00
309	63,95	92,63	99,59	94,51	103,64	122,44	103,62	100,00
Total	64,35	66,99	67,06	73,54	83,92	97,74	97,42	100,00

## Exportación

Índice de valor unitario de Stuvél (Base 1968 - 100)

Año	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968
Grupo								
101	83,00	94,06	92,16	84,79	89,09	95,08	98,47	100,00
102	121,93	131,82	142,87	170,56	129,50	137,87	126,29	100,00
103	78,59	76,07	79,30	70,82	66,52	107,08	127,18	100,00
104	97,36	65,70	59,01	68,58	83,76	115,46	254,17	100,00
201	93,97	82,95	84,63	132,65	86,38	89,41	104,46	100,00
202	105,17	113,90	118,34	112,05	107,07	103,22	100,58	100,00
203	55,79	57,80	57,66	62,98	74,92	92,81	95,97	100,00
204	82,87	107,30	109,32	106,67	98,71	99,91	98,72	100,00
205	48,26	54,59	61,41	90,81	92,57	103,70	110,02	100,00
206	89,85	101,23	98,81	96,04	93,94	92,45	91,56	100,00
301	90,79	106,83	101,67	100,86	106,70	124,81	109,13	100,00
302	86,32	83,66	83,62	86,63	90,73	88,86	94,96	100,00
303	68,69	73,87	61,91	67,96	77,16	87,23	116,02	100,00
304	109,61	115,32	108,48	117,11	113,47	111,58	106,28	100,00
305	18,50	25,06	61,93	82,35	89,04	106,71	99,50	100,00
306	137,20	118,96	168,82	199,69	221,93	209,20	141,16	100,00
307	118,60	86,37	92,71	93,40	95,96	93,51	101,78	100,00
308	99,67	89,30	170,51	103,92	133,94	247,93	121,53	100,00
309	74,17	92,90	125,69	114,12	122,90	125,31	99,88	100,00
Total	67,00	71,28	71,80	79,58	83,79	98,77	98,56	100,00

(Continuación Anexo 3)

**Exportación**  
**Indice de quantum de Laspeyres (Base 1968 - 100)**

Año	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968
Grupo								
101	124,69	117,92	105,65	123,85	104,42	75,65	75,85	100,00
102	104,61	75,83	86,51	71,62	68,79	75,88	69,48	100,00
103	99,32	102,19	123,44	118,93	94,89	82,45	134,21	100,00
104	221,07	353,04	81,86	125,39	142,13	142,62	224,60	100,00
201	73,06	99,57	92,43	8,98	94,57	91,92	72,10	100,00
202	58,99	68,96	67,50	86,74	102,11	105,59	94,23	100,00
203	84,11	87,34	89,50	87,16	80,06	92,41	101,90	100,00
204	68,38	88,11	101,98	131,90	137,35	111,84	125,64	100,00
205	1.582,11	919,23	1.473,42	637,11	506,39	70,47	459,87	100,00
206	178,17	151,38	147,72	150,39	153,13	155,93	115,56	100,00
301	29,29	38,55	52,03	76,37	58,18	99,87	77,03	100,00
302	40,65	62,91	121,91	97,30	79,15	90,35	81,47	100,00
303	107,83	78,17	68,17	93,26	114,85	94,24	61,42	100,00
304	32,94	23,91	22,74	25,13	39,49	65,36	93,01	100,00
305	13,22	13,26	32,65	30,14	42,62	36,89	83,20	100,00
306	75,21	89,61	33,37	46,96	62,24	74,81	53,84	100,00
307	82,27	51,26	105,34	174,00	92,34	99,12	106,74	100,00
308	109,16	61,66	69,02	314,80	406,29	218,76	124,16	100,00
309	51,64	28,19	20,22	28,30	27,80	60,46	48,15	100,00
<b>Total</b>	<b>82,50</b>	<b>84,14</b>	<b>85,81</b>	<b>90,15</b>	<b>86,61</b>	<b>95,51</b>	<b>99,70</b>	<b>100,00</b>

## Exportación

Indice de quantum de Stuvcl. (Base 1968 - 100)

Año Grupo	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968
101	119,43	117,70	105,47	121,77	102,69	74,26	76,21	100,00
102	105,28	73,67	87,14	68,82	67,70	75,12	68,90	100,00
103	100,94	202,39	123,50	118,86	94,99	81,55	136,22	100,00
104	221,56	353,04	81,86	125,39	142,33	142,62	225,52	100,00
201	73,06	99,57	98,39	8,98	94,55	91,92	72,09	100,00
202	58,99	68,96	67,50	86,74	102,11	105,59	94,23	100,00
203	84,55	87,76	90,01	87,50	80,70	92,36	101,43	100,00
204	68,38	88,11	101,98	131,90	137,35	111,84	125,64	100,00
205	1.555,23	905,83	1.459,74	621,09	496,30	70,47	460,78	100,00
206	177,92	139,49	138,54	142,49	149,51	154,10	114,73	100,00
301	28,23	37,70	49,48	76,42	55,67	99,40	76,45	100,00
302	40,66	62,36	119,94	96,71	78,82	89,37	81,32	100,00
303	103,61	72,31	65,96	92,71	114,72	94,67	61,88	100,00
304	33,35	23,99	22,63	23,92	36,98	64,80	91,96	100,00
305	13,22	13,26	32,65	30,14	42,62	36,89	83,20	100,00
306	56,66	84,46	34,79	44,82	43,59	63,76	45,87	100,00
307	60,67	51,26	105,34	172,02	90,70	97,57	104,00	100,00
308	114,83	58,95	33,64	314,62	358,39	143,26	125,28	100,00
309	44,53	28,10	16,02	23,43	23,45	59,08	49,95	100,00
Total	79,24	79,07	80,15	83,31	86,75	94,55	98,55	100,00

## ANEXO 4

Indices de Importación<sup>1</sup>  
 Indices de valor unitario de Paasche. (Base 1968 - 100)

Año Grupo	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968
110	90,81	87,64	104,73	103,97	94,81	95,64	108,35	100,0
120	102,54	93,85	133,22	156,02	122,31	100,19	105,17	100,0
131	50,74	47,43	48,09	55,20	52,55	59,33	96,02	100,0
132	88,34	96,05	93,12	102,67	97,96	108,31	91,79	100,0
133	70,71	81,91	85,93	85,22	87,09	90,21	89,26	100,0
210	69,00	69,69	71,30	70,62	76,62	84,58	91,97	100,0
220	94,48	95,20	93,09	94,27	99,33	102,04	94,63	100,0
230	107,15	109,85	100,87	167,57	184,32	181,51	97,10	100,0
311	80,14	103,71	109,75	112,00	102,21	79,08	103,11	100,0
312	132,05	140,76	122,80	128,52	123,41	134,35	112,30	100,0
321	112,35	108,17	102,50	110,07	118,72	111,18	108,32	100,0
322	117,55	114,74	110,57	106,06	108,39	102,96	95,69	100,0
330	101,37	95,03	93,67	87,05	102,23	102,60	100,63	100,0
341	73,78	74,42	81,30	82,53	84,12	85,51	96,26	100,0
342	90,17	91,78	104,78	106,90	102,23	105,93	92,79	100,0
350	127,61	130,09	130,17	128,83	126,26	131,06	120,16	100,0
360	74,00	68,43	95,85	88,34	72,76	111,71	129,39	100,0
Total	84,37	85,40	88,70	89,91	94,02	94,18	97,23	100,0

<sup>1</sup>Aunque se presentan sólo índices anuales, existen disponibles también por trimestres acumulados.

(Continuación Anexo 4)

**Importación**  
**Indices de valor unitario de Stuvet (Base 1968 - 100)**

Año Grupos	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968
110	94,47	89,62	107,95	105,84	96,13	97,02	108,44	100,0
120	110,09	110,16	139,38	169,63	143,14	111,62	106,52	100,0
131	71,64	67,63	63,50	67,92	62,62	64,83	126,69	100,0
132	93,70	99,97	94,59	103,97	98,55	108,49	92,14	100,0
133	80,82	91,83	95,38	95,65	97,52	99,63	94,10	100,0
210	77,92	77,54	81,67	81,08	87,21	91,39	94,32	100,0
220	93,33	95,26	94,55	96,31	103,07	101,50	92,07	100,0
230	107,15	109,85	100,87	167,57	184,32	181,51	104,26	100,0
311	101,20	118,95	147,72	415,61	108,52	82,66	103,23	100,0
312	122,88	130,85	117,74	127,12	125,20	133,19	111,37	100,0
321	113,80	108,08	105,67	114,31	119,25	112,26	108,95	100,0
322	148,62	149,91	140,50	131,57	139,67	107,38	108,23	100,0
330	108,75	106,14	101,50	100,10	107,71	104,80	103,30	100,0
341	78,03	76,49	83,67	83,45	83,67	84,28	101,06	100,0
342	91,28	93,22	106,32	108,77	103,77	107,11	94,55	100,0
350	239,90	244,15	245,04	241,30	235,07	241,35	161,33	100,0
360	74,00	68,43	95,85	88,34	72,76	111,71	129,39	100,0
<b>Total</b>	<b>97,62</b>	<b>99,18</b>	<b>102,68</b>	<b>113,86</b>	<b>106,14</b>	<b>100,01</b>	<b>101,84</b>	<b>100,0</b>

(Continuación Anexo 4)

Importación

Indices de quantum de Laspeyres (Base 1968 - 100)

Año	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968
110	31,83	38,71	46,26	39,34	39,33	62,85	81,25	100,0
120	88,54	78,85	78,71	81,66	92,49	122,57	99,88	100,0
131	150,70	117,97	168,69	117,31	143,44	195,66	96,31	100,0
132	129,41	98,60	152,35	147,96	166,49	189,47	97,58	100,0
133	149,44	104,66	101,27	88,76	91,99	104,52	99,16	100,0
210	104,94	101,41	93,02	115,08	95,97	116,28	110,83	100,0
220	92,21	71,36	55,16	58,22	48,18	56,01	75,49	100,0
230	331,74	252,03	214,93	191,48	133,57	123,16	327,44	100,0
311	26,25	50,61	71,04	50,21	48,46	114,81	76,81	100,0
312	53,46	39,63	61,32	72,41	78,94	98,17	117,93	100,0
321	83,39	89,46	115,37	92,59	109,49	122,87	97,58	100,0
322	61,27	47,52	61,90	70,20	78,43	112,36	104,72	100,0
330	103,75	104,93	113,19	139,30	117,69	128,17	109,54	100,0
341	95,86	69,05	83,34	91,29	91,98	117,48	97,70	100,0
342	38,28	24,91	25,93	24,98	31,62	45,73	103,68	100,0
350	49,39	41,04	35,66	42,81	53,39	46,85	76,54	100,0
360	435,05	192,92	81,33	90,60	140,70	114,02	68,10	100,0
Total	94,12	80,79	84,19	90,42	86,02	106,49	105,46	100,0

Importación  
Indices de quantum de Stuvet (Base 1968 - 100)

Año	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968
110	30,59	37,85	44,87	38,64	38,78	61,95	81,17	100,0
120	81,76	67,18	75,24	75,10	79,04	110,02	98,61	100,0
131	106,71	82,68	127,89	95,32	120,40	179,04	72,99	100,0
132	121,98	94,73	149,98	146,12	165,47	189,15	97,21	100,0
133	130,74	93,35	91,22	79,07	82,15	94,63	94,05	100,0
210	92,92	91,14	81,22	100,26	84,31	107,62	108,07	100,0
220	93,36	71,32	54,32	56,99	46,43	56,31	77,59	100,0
230	331,74	252,03	214,93	191,48	133,57	123,16	304,95	100,0
311	20,78	45,23	52,78	13,53	45,65	109,85	76,72	100,0
312	57,45	42,63	63,95	73,21	77,81	99,02	118,92	100,0
321	82,32	89,53	111,91	89,14	108,99	121,68	97,02	100,0
322	48,45	36,37	48,72	56,58	60,86	107,73	92,58	100,0
330	96,72	93,95	104,46	121,11	111,70	125,48	106,71	100,0
341	90,64	67,19	80,98	90,29	92,49	119,20	93,07	100,0
342	37,82	24,53	25,56	24,56	31,15	45,23	101,76	100,0
350	26,27	21,87	18,95	22,86	28,67	25,44	57,01	100,0
360	435,05	192,92	81,33	90,60	140,70	114,02	68,10	100,0
Total	81,35	69,56	72,74	71,40	76,21	100,29	100,69	100,0