

C.E.M.A.

Virrey del Pino 3210
Belgrano R
1426 Buenos Aires

Te. 552-3291/9311.

LA REFORMA ARANCELARIA EN ARGENTINA
IMPLICANCIAS Y CONSECUENCIAS

Larry A. Sjaastad

Agosto 1981

Nº 27

LA REFORMA ARANCELARIA EN ARGENTINA
IMPLICANCIAS Y CONSECUENCIAS.

por

Larry A. Sjaastad
C.E.M.A.

SINTESIS

El objetivo de este trabajo es cuantificar los cambios en la protección efectiva para la economía argentina originados en los cambios en la política arancelaria anunciados por el Ministro de Economía el 10 de Julio de 1980.

El enfoque que sigue se diferencia de los trabajos sobre el tema en que se introduce el concepto de "tarifas y subsidios" verdaderos" para estimar la incidencia de la protección, es decir, para ver quién se beneficia con la protección y quién soporta sus costos. Las tarifas y subsidios "verdaderos" se definen, respectivamente, como el cambio en los precios de los bienes importables y exportables en relación al precio de los bienes domésticos, debido a la imposición de tarifas al comercio internacional. Estas tarifas y subsidios "verdaderos" son la contrapartida de las tarifas existentes en el sentido de que ambas producen la misma estructura de precios relativos.

La protección efectiva "verdadera" se define, entonces, en términos de las tarifas "verdaderas" y no las nominales. Los resultados señalan que el principal efecto de la reforma arancelaria del 10 de Julio es imponer un grado mucho mayor de uniformidad en la estructu-

ra de protección efectiva que la existente en 1978, sin afectar mayormente el nivel promedio de protección. También se concluye que la tarifa uniforme que equivale a las restricciones existentes al comercio internacional es para el período 1970-79 del 98%.

I. Introducción.

La liberalización de tarifas en Argentina, uno de los objetivos prioritarios del gobierno a partir de 1976, recibió un estímulo adicional con el anuncio del Ministro de Economía del 10 de Julio de 1980, que a partir de Enero de 1984 el arancel máximo no sería superior al 20 por ciento. Esto representa una enorme reducción en la protección, comparable con la ya realizada en Chile, y el objetivo de este trabajo es examinar, cuantitativamente, las consecuencias de este cambio en las tarifas nominales sobre la protección efectiva. El plan de este trabajo es presentar, primero, un modelo teórico de comercio internacional para un país pequeño como Argentina, luego, presentar estimaciones de la forma reducida de ese modelo, y la Sección final va a tratar sobre las estimaciones (revisadas) de la protección efectiva.

II. El Marco Teórico.

Muchos estudios de comercio internacional se centran en las ecuaciones de demanda de importaciones o de oferta de exportaciones; en este trabajo, vamos a ocuparnos de un modelo de comercio internacional con un grado bastante alto de agregación. Hay dos bienes en el modelo, comerciables y no comerciables, pero la existencia de protección hace conveniente dividir los comerciables en importables y exportables. Los dos bienes comerciables van a ser considerados separadamente en el modelo sólomente en términos de sus ecuaciones estructurales; vamos a ver que ni la ecuación de demanda de importaciones, ni la de oferta de exportaciones están identificadas y por

lo tanto sólo podemos estimar la forma reducida del modelo. Afortunadamente, para nuestro propósito, ello es suficiente.

A la demanda de importaciones, o al exceso de demanda de bienes importables, la haremos depender de los dos precios relativos del sistema (p_1, p_2), del nivel de producción real agregada (y), y del gasto real agregado (y^e). Se supone que esta función de demanda es lineal en logaritmos, y denotaremos el logaritmo de una variable con letra mayúscula (e.g., $M = \ln m$, donde m es un índice de cantidades de importaciones). Vamos a especificar la función de demanda de importaciones como:

$$1) M = \alpha + \beta P_1 + \gamma P_2 + \eta Y^e + \epsilon Y,$$

donde, por simplicidad fue omitido el término estocástico. Del mismo modo, especificamos la función de oferta de exportaciones (exceso de oferta de bienes exportables):

$$2) X = \alpha' + \beta' P_1 + \gamma' P_2 + \eta' Y^e + \epsilon' Y.$$

Sólo existen tres precios nominales en el sistema: el precio interno de los importables (p_m), el precio interno de los exportables (p_x), y el precio de los bienes no comerciados internacionalmente (p_h). Con sólo tres precios nominales, sólo puede haber dos precios relativos, a los que hemos definido arbitrariamente como p_1 y p_2 . Los coeficientes de p_1 y p_2 en las ecuaciones (1) y (2), dependen, por supuesto, de la definición exacta de p_1 y p_2 , pero volvemos a esto más adelante.

Se espera que los coeficientes η y ϵ de la ecuación (1) sean

positivo o negativo, respectivamente; podemos esperar al menos que parte de un incremento en el producto real agregado provoque una mayor producción doméstica de importables y, del mismo modo, que parte de un incremento en el gasto vaya dirigido a bienes importables, incrementando, de esa manera el exceso de demanda. Nótese, sin embargo, que η y ϵ no deben ser tratadas como las elasticidades de importables con respecto al gasto y al producto ya que M no se refiere a la demanda de importables, sino al exceso de demanda de importaciones.

Asimismo, se espera que η' y ϵ' en la ecuación (2) tengan signo negativo y positivo respectivamente, pero otra vez, no deben ser tratadas como la elasticidad de la oferta de exportables con respecto al producto ni como la elasticidad de la demanda de exportables con respecto al gasto.

Vamos a definir a P_1 como $\ln(p_m/p_x) = P_m - P_x$ y a P_2 como $\ln(p_h/p_x) = P_h - P_x$. Los efectos sustitución relevantes (derivadas parciales del sistema), junto con sus signos esperados son los siguientes¹:

$$\begin{aligned} \partial M / \partial P_m &= \beta \leq 0; & \partial M / \partial P_h &= \gamma \geq 0; \\ \partial M / \partial P_x &= -\beta - \gamma \geq 0; \text{ lo que implica que } |\beta| \geq 0; \\ \partial X / \partial P_x &= -\beta' - \gamma' \geq 0; & \partial X / \partial P_h &= \gamma' \leq 0; \\ \partial X / \partial P_m &= \beta' \leq 0. \end{aligned}$$

Con comercio equilibrado y eligiendo unidades para normalizar

1. Los signos esperados reflejan el supuesto de no complementariedad.

los precios en la unidad, la condición de integrabilidad es, obviamente, $\partial M/\partial P_X + \partial X/\partial P_M = 0$, por lo tanto, esta condición implica que $\beta + \gamma = \beta'$, o que $\beta' - \beta = \gamma \geq 0$, lo que a su vez implica que $\beta \leq \beta'$. Esto podría parecer una condición más bien débil -que la elasticidad de la demanda de importaciones con respecto a su propio precio es mayor (en valor absoluto) que la elasticidad precio -cruzada entre exportables e importables- pero no va a ser impuesta, ya que las ecuaciones de M y X reflejan tanto producción como demanda, y por ello son relaciones de exceso de demanda y de oferta. Más aún, mientras que, en principio, la condición de integrabilidad se aplica tanto a la producción como a la demanda, factores de producción de sectores específicos (como la tierra) pueden violar la condición del lado de la producción.

Puede ser ventajoso eliminar la variable Y^e de las ecuaciones (1) y (2). Cuando el mercado de bienes (no comerciados) domésticos está en equilibrio y estando y^e e y apropiadamente definidos, se sigue que:

$$3) y^e = y + (m' - x'),$$

donde m' y x' son los valores de las importaciones y exportaciones, respectivamente, en moneda doméstica pero a precios internacionales (antes de tarifas y subsidios). Claramente $m' - x'$ es la balanza comercial medida en moneda doméstica. Se sigue por definición que:

$$\begin{aligned} Y^e &= \ln(y + m' - x') \\ 4) &= Y + \ln(1 + (m' - x')/y) \\ &\approx Y + (m' - x')/y \\ &= Y - BC, \end{aligned}$$

Donde BC definida como en (4) es la balanza comercial como una fracción del ingreso (producto) nacional. Sustituyendo, obtenemos:

$$1') M = \alpha + \beta P_1 + \gamma P_2 + (\eta - \epsilon)Y - \eta(BC),$$

$$2') X = \alpha' + \beta' P_1 + \gamma' P_2 + (\eta' + \epsilon')Y - \eta'(BC).$$

Las ecuaciones (1') y (2') difieren de la (1) y la (2), respectivamente, en que el equilibrio en el mercado de bienes domésticos está implícito en el primer grupo de ecuaciones.

Restando (2') de (1') y reordenando términos, obtenemos la ecuación usada por Rodríguez y Sjaastad (1979) para estimar el "atraso cambiario" en Argentina:

$$P_2 = \text{constante} + \{(\beta' - \beta)/(\gamma - \gamma')\}P_1 + \{1/(\gamma - \gamma')\}(M - X) +$$

5)

$$+ \{(\eta' + \epsilon' - \eta - \epsilon)/(\gamma - \gamma')\}Y + \{(\eta - \eta')/(\gamma - \gamma')\}BC.$$

Se puede objetar que las variables BC y (M-X) son esencialmente la misma variable; el grado hasta lo que esto es cierto puede verse por lo siguiente:

$$\begin{aligned} M - X &= \ln(m/x) \\ &= \ln(1 + (m-x)/x) \\ &\approx (m-x)/x, \end{aligned}$$

mientras que $BC = (m' - x')/y$. Por lo tanto, hay dos diferencias impor-

tantes entre (M-X) y BC. La variable (M-X) es una versión de la Balanza Comercial medida como un índice de cantidades, mientras que BC está medida en términos de valores; en segundo lugar, BC está deflacionada por el ingreso y (M-X) por un índice de cantidades de exportaciones. Variaciones, ya sea en los términos del intercambio (de año a año) y/o en el ratio entre exportaciones e ingreso darán lugar a que BC y (M-X) sean variables bien diferenciadas.

Si los efectos sustitución tienen los signos esperados (i.e., ausencia de complementariedad) y si se cumple la condición de integrabilidad, el coeficiente de P_1 (la ω del trabajo de Rodríguez-Sjaastad) es obviamente una fracción no negativa³. Sin embargo, aún cuando no se cumpla aquella condición, la ausencia de complementariedad es todavía suficiente para que w se encuentre en el intervalo cero-uno. Definiendo a h^* como el exceso de demanda de bienes domésticos, siendo m y x el exceso de demanda y de oferta de importables, respectivamente, y normalizando las cantidades para llevar los precios a la unidad, se derivan fácilmente las siguientes condiciones sobre los efectos sustitución de los excesos de oferta y demanda:

$$-\partial x / \partial \tilde{p}_x + \partial h^* / \partial \tilde{p}_x + \partial m / \partial \tilde{p}_x = 0;$$

$$6) \quad -\partial x / \partial \tilde{p}_m + \partial h^* / \partial \tilde{p}_m + \partial m / \partial \tilde{p}_m = 0;$$

$$-\partial x / \partial p_h + \partial h^* / \partial p_h + \partial m / \partial p_h = 0;$$

3. La condición de integrabilidad es $\beta' - \beta = \gamma$, por lo que $\omega = (\beta' - \beta) / (\gamma - \gamma') = \gamma / (\gamma - \gamma')$. En ausencia de complementariedad, $\gamma \geq 0$ y $\gamma' \leq 0$, por lo que ω se encuentra claramente, entre cero y la unidad.

donde las variables \tilde{p}_x y \tilde{p}_m son el precio externo de los exportables e importables respectivamente, medidos en moneda doméstica (i.e., $m' = m \cdot \tilde{p}_m$ y $x' = x \cdot \tilde{p}_x$). El postulado de homogeneidad, que está supuesto implícitamente en las ecuaciones (1) y (2), requiere que las columnas de las ecuaciones (6) también sumen cero (e.g., $\partial x / \partial \tilde{p}_x + \partial x / \partial \tilde{p}_m + \partial x / \partial \tilde{p}_h = 0$).

Con comercio equilibrado, los efectos sustitución entre bienes comerciados y domésticos se derivan fácilmente de las ecuaciones (6):

$$\partial h^* / \partial \tilde{p}_x = \partial X / \partial P_x - \partial M / \partial P_x = -(\beta' + \gamma') + (\beta + \gamma);$$

$$\partial h^* / \partial \tilde{p}_m = \partial X / \partial P_m - \partial M / \partial P_m = \beta' - \beta;$$

$$\partial h^* / \partial p_h = \partial X / \partial P_h - \partial M / \partial P_h = \gamma' - \beta < 0.$$

El coeficiente ω de P_1 en la ecuación (5) va a ser negativo si $(\gamma' - \gamma) < 0$ - así debería ser para no violar la teoría básica de la demanda - y si $(\beta - \beta') > 0$. Con comercio equilibrado, esto implica que $\partial m / \partial \tilde{p}_m - \partial x / \partial \tilde{p}_m > 0$, y por lo tanto de (6) tenemos que $\partial h^* / \partial \tilde{p}_m < 0$, lo que significa que los bienes domésticos y los importables son complementarios.

Mediante el mismo razonamiento, ω puede exceder la unidad sólo si $(\beta - \beta') > (\gamma' - \gamma) > 0$, lo que viola la condición de que $\partial h^* / \partial p_h < 0$; o si $(\beta - \beta') < (\gamma' - \gamma) < 0$. Se demuestra fácilmente que esta última condición implica que los bienes domésticos e importables son complementarios. Como al nivel de agregación que estamos trabajando la complementariedad es improbable, concluimos que el ratio $\omega = (\beta' - \beta) / (\gamma - \gamma')$ se encuentra en el intervalo cero-uno con un alto grado de probabilidad.

Hay, por supuesto, tres relaciones posibles de complementariedad: bienes domésticos con bienes importables, bienes domésticos con bienes exportables, y por último importables con exportables. Con respecto a la relación entre importables y exportables, ω estaría en el intervalo cero-uno tanto si estos bienes son sustitutos o complementarios.

Supongamos que los bienes importables y exportables son complementarios; entonces $\beta' > 0$ y como $\beta \leq 0$, tenemos que $\beta' - \beta > 0$. Pero, para que los importables y exportables sean complementarios, los bienes domésticos deben ser sustitutos tanto de los importables como de los exportables (no pueden existir dos relaciones de complementariedad simultáneamente). Que los bienes exportables y los domésticos sean sustitutos implica que $\partial h^* / \partial \tilde{p}_X = (\beta + \gamma) - (\beta' + \gamma') = (\beta - \beta') - (\gamma' - \gamma) \geq 0$. Por lo tanto, se sigue que $(\beta' - \beta) - (\gamma - \gamma') \leq 0$ y entonces $0 < (\beta' - \beta) \leq (\gamma - \gamma') \geq 0$. Tanto el numerador como el denominador de $\omega = (\beta' - \beta) / (\gamma - \gamma')$ son positivos, pero el numerador es menor que el denominador.

Por otro lado, si la sustitución prevalece en todos lados, tenemos que $\partial h^* / \partial \tilde{p}_m = \beta' - \beta > 0$, y, entonces, obtenemos los mismos resultados que en el caso de complementariedad entre importables y exportables ya que va a ser nuevamente cierto que $0 < (\beta' - \beta) \leq (\gamma - \gamma') \geq 0$. De lo anterior, podemos deducir que ω será menor cuanto más pobres sean las posibilidades de sustitución entre bienes domésticos e importables, y será mayor cuanto más pobres sean las mismas entre bienes domésticos y exportables.

La ecuación (5) muestra el impacto que tiene la protección sobre

los precios relativos internos. La protección, obviamente, incrementa el precio relativo entre los importables y exportables (P_1 en la ecuación (5)), pero también incrementa el precio relativo entre los bienes domésticos y los exportables, ya que se espera que el coeficiente P_1 sea positivo. El mecanismo es, por supuesto, de sustitución tanto en la producción como en la demanda.

La ecuación (5) es crucial para estimar la incidencia de la protección; o sea, quién soporta el costo y quién recibe el beneficio. Por ejemplo, consideremos el efecto de una tarifa uniforme del 20 por ciento. El cambio en $P_2 = P_h - P_x$ es $(\beta' - \beta) / (\gamma - \gamma') = \omega$ multiplicado por el incremento en P_1 , que es aproximadamente de 0.20. Si ω fuera 0.60, el precio de equilibrio de los bienes domésticos subiría en alrededor de un 12 por ciento con respecto al precio de los exportables. Es evidente que hubiéramos obtenido la misma estructura de precios relativos imponiendo una tarifa uniforme del 8 por ciento junto con un impuesto uniforme y explícito a las exportaciones de un 12 por ciento, aproximadamente⁴.

En este sentido, una tarifa constituye claramente un impuesto implícito sobre los bienes exportables, y el efecto total de una tarifa se aprecia mejor por medio de lo que se define como tarifas "verdaderas" y subsidios "verdaderos".

4. Más precisamente, un derecho a la importación uniforme del 20 por ciento con un valor de ω igual a 0.60 resulta en $\Delta P_2 = 0.182$ y $\Delta P_1 = 0.109$; por lo que el incremento en p_h/p_x es del ²11.5 por ciento. Haciendo que todos los precios pre-tarifa sean la unidad el nuevo conjunto de precios relativos es $p_h/p_h = 1.076$, y $p_x/p_h = 1/1.115 = 0.897$. Por lo tanto un arancel uniforme del ^m7.6 por ciento junto con un derecho de exportación uniforme del 11.3 por ciento llevaría al mismo conjunto de precios relativos que la tarifa uniforme del 20 por ciento sin subsidios ni impuestos a las exportaciones.

Las tarifas y los subsidios a las exportaciones "verdaderos" se definen como el conjunto hipotético de tarifas y subsidios nominales que darían la misma estructura de precios relativos que las tarifas y subsidios existentes. Además, si se impusieran tarifas y subsidios verdaderos, no perturbarían el equilibrio en el mercado de bienes domésticos⁵. Consideremos el caso simple de un derecho uniforme a la importación a una tasa t . Definimos a la tarifa verdadera como el cambio resultante en el precio interno de los importables en relación a los bienes domésticos. Tomando este precio relativo para que sea la unidad bajo libre comercio, tenemos:

$$7) \tau = \Delta(p_m/p_h) = (1+t)/(1+\omega t) - 1 = (1-\omega)t/(1+\omega t),$$

donde ω es el coeficiente de P_1 en la ecuación (5). El subsidio verdadero a la exportación se define similarmente como el cambio en el precio interno de los exportables en relación a los bienes domésticos:

$$8) \sigma = \Delta(p_x/p_h) = 1/(1+\omega t) - 1 = -\omega t/(1+\omega t) < 0.$$

Estas son las tarifas y subsidios "verdaderos" equivalentes a una tarifa cuya tasa es t en el sentido que τ y σ generan la misma estructura de precios relativos que la tarifa existente; más aún, hacen explícito el hecho que sólo parte de la tarifa es un verdadero subsidio a los productores de bienes competitivos con las importacio-

5. Para un tratamiento completo de las tarifas y subsidios verdaderos, y una prueba de los enunciados mencionados, ver Larry A. Sjaastad (1980).

nes (y un impuesto a los consumidores de importables), y la parte restante es un impuesto explícito a los productores de exportables (y un subsidio implícito a los consumidores de esos bienes).

Las expresiones generales de (7) y (8) en presencia tanto de una tarifa a las importaciones como de un subsidio a las exportaciones uniformes a una tasa t , fácilmente se demuestra que son:

$$9) \tau = [(1-\omega)(t-s)]/[1+s+\omega(t-s)],$$

$$10) \sigma = [\omega(s-t)]/[1+s+\omega(t-s)].$$

Claramente, si $t > s$, $\tau > 0$ y $\sigma < 0$.

La verdadera distorsión en el mercado de bienes comerciables es obviamente $\tau - \sigma$. Haciendo el cociente entre σ y $\tau - \sigma$, vemos que ω es la parte de esa distorsión que es un impuesto implícito sobre los exportadores:

$$11) -\sigma/(\tau - \sigma) = \omega,$$

y similarmente, $(1-\omega)$ es la fracción de la distorsión que constituye la protección verdadera.

Si las tarifas a las importaciones y los subsidios a las exportaciones fueran uniformes, sería simple estimar la incidencia de las distorsiones comerciales y por lo tanto los efectos de la liberalización del comercio. En ausencia de ese feliz estado de cosas, es necesario estimar la tarifa uniforme equivalente, \bar{t} , del conjunto existente de tarifas y subsidios, equivalente en el sentido que el reemplazo de los derechos existentes por \bar{t} resultaría en el mismo volumen

(pero no composición) de comercio que con las barreras comerciales actuales.

Para hacer ésto volvemos a las ecuaciones (1'), (2') y (5). Sustituyendo (5) en (1') y (2') para eliminar P_2 (la variable endógena precio) llegamos a las siguientes formas reducidas del sistema:

$$12) M = \text{constante} + A_1 P_1 + A_2 Y + A_3 (BC) + A_4 (M-X),$$

$$13) X = \text{constante} + B_1 P_1 + B_2 Y + B_3 (BC) + B_4 (M-X),$$

donde: $A_1 = (\beta' \gamma - \beta \gamma') / (\gamma - \gamma')$,

$$A_2 = \{\gamma(\eta' + \epsilon') - \gamma'(\eta + \epsilon)\} / (\gamma - \gamma'),$$

$$A_3 = (\gamma' \eta - \gamma \eta') / (\gamma - \gamma'),$$

$$A_4 = \gamma / (\gamma - \gamma'),$$

$$B_1 = A_1,$$

$$B_2 = A_2,$$

$$B_3 = A_3, \text{ y}$$

$$B_4 = A_4 - 1.$$

Las ecuaciones (12) y (13), obviamente, no son independientes ya que los coeficientes son idénticos o caracterizados por restricciones simples entre ecuaciones. Por otra parte, en ausencia de información a priori sobre los residuos, la técnica de estimación por mínimos cuadrados impone estas restricciones cruzadas entre ecuaciones y también es cierto que las estimaciones por mínimos cuadrados de los residuos de la ecuación (12) son idénticos a los de la ecuación

(13)⁶.

6. Definiendo a m_{ij} como el momento muestral centrado de segundo orden de la variable i con la variable j , y a Z como la matriz de esos momentos para las variables del lado derecho P_1 , Y , BC , y $(M-X)$, las estimaciones mínimo-cuadráticas para los A_i en la ecuación (12) son:

$$\begin{bmatrix} \hat{A}_1 \\ \hat{A}_2 \\ \hat{A}_3 \\ \hat{A}_4 \end{bmatrix} = Z^{-1} \begin{bmatrix} m_{M, P_1} \\ m_{M, Y} \\ m_{M, BC} \\ m_{M, (M-X)} \end{bmatrix}$$

y, por ende, el estimador mínimo-cuadrático para la diferencia $\hat{A}_i - \hat{B}_i$ es:

$$\begin{bmatrix} \hat{A}_1 - \hat{B}_1 \\ \hat{A}_2 - \hat{B}_2 \\ \hat{A}_3 - \hat{B}_3 \\ \hat{A}_4 - \hat{B}_4 \end{bmatrix} = Z^{-1} \begin{bmatrix} m_{(M-X), P_1} \\ m_{(M-X), Y} \\ m_{(M-X), BC} \\ m_{(M-X), (M-X)} \end{bmatrix} = Z^{-1} \cdot q.$$

Pero, claramente el vector columna "q" es la última columna de la matriz Z , y por lo tanto $Z^{-1} \cdot q = (0, 0, 0, 1)'$, lo que confirma el resultado mencionado en el texto.

Más aún, hagamos que \hat{u} y \hat{v} sean las estimaciones mínimo-cuadráticas de los residuos correspondientes a las mismas observaciones en las ecuaciones (12) y (13), respectivamente. Usando los resultados anteriores, estos residuos pueden escribirse así:

$$\begin{aligned} \hat{u} &= M - \hat{A}_1 P_1 - \hat{A}_2 Y - \hat{A}_3 (BC) - \hat{A}_4 (M-X), \\ \hat{v} &= X - \hat{A}_1 P_1 - \hat{A}_2 Y - \hat{A}_3 (BC) - (\hat{A}_4 - 1) (M-X), \\ &= M - \hat{A}_1 P_1 - \hat{A}_2 Y - \hat{A}_3 (BC) - \hat{A}_4 (M-X), \\ &= \hat{u}. \end{aligned}$$

Es así que las estimaciones por mínimos cuadrados de los residuos son idénticas para las dos ecuaciones. Un método similar fué usado por el autor en un trabajo anterior sobre comercio internacional en Argentina, ver Larry A. Sjaastad, 1970. Nótese también que la técnica de estimación usada aquí es un caso es

Este resultado conveniente se da, por supuesto, por el hecho que las ecuaciones de la forma reducida incluyen a $(M-X)$ -la diferencia entre las dos variables dependientes- como una variable independiente. Por lo tanto, es indiferente estimar una función de demanda de importaciones -ecuación (12)- o una función de oferta de exportaciones -ecuación (13)-. Finalmente, todo lo que se puede estimar a este nivel de agregación es una función de comercio -ya sea la ecuación (12) ó la (13) -y la ecuación de precios relativos -ecuación (5)-. Nótese además que los coeficientes estimados de (12) ó (13) no pueden ser considerados como la elasticidad precio o ingreso de la demanda, ellos indican meramente el impacto sobre el volumen de comercio de distorsiones (o de cambios en los términos del intercambio) y de cambios en el ingreso y en el gasto. A un nivel tan alto de agregación, es lógicamente imposible estimar las elasticidades mencionadas sin usar información a priori.

La forma reducida de las ecuaciones (1') y (2'), expresadas en términos de P_2 , es:

$$14) M = \text{constante} + \tilde{A}_1 P_2 + \tilde{A}_2 Y + \tilde{A}_3 (BC) + \tilde{A}_4 (M-X),$$

$$15) X = \text{constante} + \tilde{B}_1 P_2 + \tilde{B}_2 Y + \tilde{B}_3 (BC) + \tilde{B}_4 (M-X).$$

Obviamente, los coeficientes de (14) y (15) van a obedecer a las mismas restricciones cruzadas entre ecuaciones que (12) y (13), y esos coeficientes son:

6. pecial de las "regresiones aparentemente no relacionadas" de Zellner, A. (1962).

$$\tilde{A}_1 = \tilde{B}_1 = (\beta\gamma' - \beta'\gamma) / (\beta - \beta'),$$

$$\tilde{A}_2 = \tilde{B}_2 = [\beta(\eta' + \epsilon') - \beta'(\eta + \epsilon)] / (\beta - \beta'),$$

$$\tilde{A}_3 = \tilde{B}_3 = (\beta'\eta - \beta\eta') / (\beta - \beta'),$$

$$\tilde{A}_4 = \tilde{B}_4 = \beta / (\beta - \beta').$$

Vemos que el cociente entre el coeficiente A_1 de la ecuación (12) y \tilde{A}_1 de la ecuación (14) es ω , el coeficiente de P_1 en la ecuación (5):

$$\omega = (\beta' - \beta) / (\gamma - \gamma') = A_1 / \tilde{A}_1.$$

Por lo tanto, toda la información que podemos extraer de los datos se obtiene estimando la ecuación (12) y la (14) o la (13) y la (15), o (5) junto con cualquiera de las cuatro anteriores.

Vamos a pasar ahora a la interpretación de los coeficientes de las formas reducidas (12) y (13), por un lado, y de (14) y (15), por el otro. Nótese que el denominador de todos los coeficientes de A_i y B_i , $(\gamma - \gamma')$, es definitivamente no negativo ya que es el negativo de $\partial h^* / \partial p_h$ en todos los casos, entonces, los numeradores van a determinar los signos de los coeficientes.

El coeficiente A_1 que acompaña a la variable precio P_1 en la ecuación (12), es un promedio ponderado de β' y β , siendo ambos pesos positivos si no hay complementariedad y la ponderación de β negativa si los bienes domésticos y los exportables son complementarios. Tanto β como β' serían negativos si no hay complementariedad, pero β' será positivo si los importables y los exportables son complementarios. El coeficiente de P_1 es, sin embargo, siempre negativo si se

cumple la condición de estabilidad. Esta condición puede expresarse (parcialmente) como:

$$\frac{\partial m}{\partial p_m} = \beta < 0; \quad \begin{vmatrix} \frac{\partial m}{\partial \tilde{p}_m} & \frac{\partial m}{\partial \tilde{p}_x} \\ \frac{\partial x}{\partial \tilde{p}_m} & -\frac{\partial m}{\partial \tilde{p}_x} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \beta & -(\beta+\gamma) \\ -\beta' & (\beta'+\gamma') \end{vmatrix} > 0.$$

El determinante es $\beta(\beta'+\gamma') - \beta'(\beta+\gamma) = \beta\gamma' - \beta'\gamma > 0$, y por lo tanto, el numerador de A_1 (y de B_1) va a ser negativo cualquiera sean las condiciones de sustitución y complementariedad.

La condición de estabilidad junto con nuestros resultados anteriores sobre el signo y magnitud de ω determinan el signo de los coeficientes de las variables precio \tilde{A}_1 y \tilde{B}_1 en las ecuaciones (14) y (15). Recordando que $\tilde{A}_1 = \tilde{B}_1 = A_1/\omega = B_1/\omega$, es evidente que $\tilde{A}_1 = \tilde{B}_1 > 0$ cuando los bienes domésticos y los importables son complementarios, y es negativo en todos los demás casos.

Los coeficientes del ingreso, $A_2 = B_2$ y $\tilde{A}_2 = \tilde{B}_2$, no pueden ser considerados elasticidades ingreso ya que son promedios ponderados de pares de coeficientes estructurales de ingreso y gasto. Es interesante notar que los signos de los pares de coeficientes estructurales no son evidentes; esperamos que $\eta > 0$, $\epsilon < 0$, $\eta' < 0$, $\epsilon' > 0$, pero esto nos dice poco sobre $(\eta' + \epsilon')$ y $(\eta + \epsilon)$. Realmente, el problema es más serio todavía ya que los coeficientes estructurales son elasticidades exceso de demanda y oferta, y sólo tenemos ideas muy débiles: a priori sobre la magnitud de esas elasticidades. Es algo más instructivo pensar en términos de elasticidad ingreso de la demanda de importables y exportables, y de la elasticidad producto de la oferta de ambos bienes; en ese caso, vamos a definir a N y a N' como las elasticidades de deman-

da de importables y exportables, respectivamente, con respecto al gasto (Y^e), y a E y E' como las elasticidades de oferta de importables y exportables, respectivamente, con respecto al producto (y).

Directamente, se deriva;

$$16) \quad \eta = N(D_m/m) > 0,$$

$$17) \quad \epsilon = E(1-D_m/m) < 0,$$

$$18) \quad \eta' = N'(1-Q_x/x) < 0, \text{ y}$$

$$19) \quad \epsilon' = E'(Q_x/x) > 0,$$

donde D_m es la demanda de importables y Q_x la oferta de exportables. Nótese que $E > 0$ pero D_m va a exceder a m generalmente, haciendo que el término $(1-D_m/m)$ sea negativo. Del mismo modo, esperamos que $N' > 0$, pero como sólo parte de la producción doméstica de exportables se exporta realmente, el término $(1-Q_x/x)$ va a ser negativo. Finalmente:

$$20) \quad \eta + \epsilon = E + (D_m/m)(N-E),$$

$$21) \quad \eta' + \epsilon' = N' + (Q_x/x)(E'-N'),$$

son los términos que entran dentro del coeficiente de Y en las ecuaciones (12)-(15), y ninguno de ellos tiene un signo definido. Como tanto D_m/m y Q_x/x pueden ser números bastante grandes, pequeñas diferencias entre N y E , por un lado, y entre E' y N' , por el otro, pueden dominar fácilmente a E y a N' , respectivamente. Además, el hecho que las ecuaciones (20) y (21) están ponderadas por combinaciones de elasticidades de precio antes de ser definidas como los coefi-

cientes del ingreso en las ecuaciones (12)-(15), oscurece aún más una determinación a priori de aunque sea el signo de esos coeficientes de la forma reducida. Todo lo que puede decirse es que $A_2=B_2$ y $\tilde{A}_2=\tilde{B}_2$ son las elasticidades del comercio internacional con respecto al crecimiento de la economía, y no es imposible que ellas sean negativas, a pesar de que un resultado de ese tipo sería poco plausible tanto intuitiva como empíricamente.

Volviendo a $A_3=B_3$ y $\tilde{A}_3=\tilde{B}_3$, vemos que estos coeficientes son promedios ponderados de η y η' ; como η y η' tienen signos opuestos, no puede haber presunciones sobre el signo de BC $(=(x'-m')/y)$ en ninguna de las ecuaciones de la forma reducida. Hay que tener en cuenta, además, que (A_2+A_3) y $(\tilde{A}_2+\tilde{B}_3)$ resultan ser promedios ponderados de ϵ y ϵ' , y otra vez no puede haber presunción sobre su signo.

Finalmente, volviendo a los coeficientes A_4 y \tilde{A}_4 de la variable $(M-X)$, vemos que son $\gamma/(\gamma-\gamma')$ y $\beta/(\beta-\beta')$, respectivamente. Se espera que ambos sean positivos si los bienes domésticos y los importables son sustitutos ($\gamma>0$) y si se cumple la condición de integrabilidad ($\beta-\beta' = -\gamma<0$). Siempre van a tener el mismo signo, ya que como $A_4/\tilde{A}_4 = -\omega(\gamma/\beta) \geq 0$; β es definitivamente negativo, y como ω y γ tienen el mismo signo -negativo si los bienes domésticos y los importables son complementarios y positivo en caso contrario- el cociente debe ser no negativo.

La estimación de la ecuación (13) se va a usar para estimar la tarifa equivalente uniforme (\hat{t}), equivalente a las restricciones de comercio existentes en el sentido que generarían el mismo volumen de comercio que el que existe corrientemente. Variaciones en el tiempo

ya sea en M o X diferentes a las predictas por Y , BC y $(M-X)$ son atribuidas a cambios en P_1 - causados por una política comercial o alternativamente por cambios en los términos del intercambio externos. Como estos últimos no exhiben ningún tipo de tendencia en el tiempo para el período de estimación (1935-1979), vamos a atribuir cualquier discrepancia a la política comercial. Con la estimación de \bar{t} , junto con la de ω de la ecuación (5), podemos estimar la tarifa y el subsidio verdadero equivalentes $-\bar{t}$ y $\bar{\sigma}$, respectivamente - y luego proceder a la estimación de la protección efectiva "verdadera" por sector.

III. Estimaciones de las Ecuaciones de Comercio y "Omega" para Argentina.

Se usan básicamente los mismos datos para estimar tanto la ecuación de comercio exterior (13) como la ecuación ω (5); éstos consisten en observaciones anuales sobre:

- 1) p_h , p_x y p_m . Definimos a p_h como el índice de precios mayoristas no agropecuarios nacionales (PMN), p_x es el índice de precios mayoristas agropecuarios nacionales (PMA), y p_m es el índice de precios mayoristas de bienes importados (PMI)⁷.
- 2) Índices de cantidades de importaciones y exportaciones (m y x , respectivamente) procedentes de series temporales.
- 3) El valor de importaciones y exportaciones en pesos constantes (m' y x' , respectivamente); obtenido de las cuentas nacionales sobre producto e ingreso.

7. Se usó la misma clasificación en Rodríguez y Sjaastad (1979).

4) Producto bruto interno a pesos constantes (y)⁸.

Con excepción de las variables de la balanza comercial (BC), se aplicaron transformaciones logarítmicas a todos los datos. El período de estimación es 1935-1979.

Como establecimos anteriormente, definimos a la variable P_1 como el $\ln(p_m/p_x) = \ln(\text{PMI}/\text{PMA})$, y a $P_2 = \ln(p_h/p_x) = \ln(\text{PMN}/\text{PMA})$. La variable ingreso Y es el logaritmo natural del producto bruto interno, y $M-X = \ln(\text{índice de cantidades de importaciones}/\text{índice de cantidades de exportaciones})$. Definimos a BC como el superávit en cuenta corriente de la balanza comercial ($x'-m'$) como fracción del producto bruto interno.

Estimaciones de la función de comercio.

Se estimó la función de comercio por mínimos cuadrados ordinarios, y los resultados iniciales se presentan en la Tabla I. El coeficiente de la variable precio relativo (\hat{B}_1) tiene el signo esperado en todas las ecuaciones y es altamente significativo; la estimación de la elasticidad del comercio con respecto a P_1 es de -0.5 aproximadamente, indicando que una tarifa uniforme del 10 por ciento, por ejemplo, va a reducir el volumen físico de comercio en Argentina en un 5 por ciento.

El coeficiente de la variable ingreso varía entre dos tercios y tres cuartos, y es siempre significativamente distinto de cero y de

8. Una descripción más completa de los datos y de los resultados empíricos pueden encontrarse en Pedro Pou (1980) y en Rodríguez y Sjaastad (1979).

Tabla I.

Función de Comercio en Argentina, 1935-79.*

Ec.	VARIABLES INDEPENDIENTES					\bar{R}^2	D-W	h
	P_1	Y	BC	(M-X)	X_{-1}			
I.1	-0.492 (4.91)	0.637 (10.29)		-0.654 (7.59)		.77	.49	----
I.2	-0.429 (4.21)	0.647 (9.95)	5.09 (6.98)			.75	.54	----
I.3	-0.495 (4.78)	0.657 (10.08)	-0.432 (0.15)	-0.706 (2.01)		.77	.49	----
I.4	-0.245 (3.08) [-0.536]	0.342 (5.16) [0.748]		-0.431 (6.23) [-0.943]	0.543 (6.31)	.89	1.66	1.37
I.5	-0.200 (2.48) [-0.477]	0.321 (4.66) [0.766]	3.32 (5.62) [7.92]		0.581 (6.57)	.88	1.77	.93
I.6	-0.253 (3.10) [-0.546]	0.346 (5.14) [0.747]	-1.281 (0.55) [-2.76]	-0.583 (2.05) [-1.26]	0.537 (6.11)	.89	1.67	1.36

* La variable dependiente es el índice de cantidades de exportaciones.

Estadístico "t" entre paréntesis y los valores de largo plazo entre corchetes.

Todas las estimaciones se hicieron por mínimos cuadrados ordinarios. Ver el texto para la definición de las variables.

la unidad, indicando que el comercio realmente crece con el producto en Argentina, pero a una tasa sustancialmente menor. Se encontró que las estimaciones de las elasticidades de largo plazo del comercio con respecto al producto son mayores en las ecuaciones I.4, I.5 y I.6, donde se introdujo la variable dependiente rezagada.

Los coeficientes de (M-X) y de BC (\hat{B}_4 y \hat{B}_3 , respectivamente) muestran que, cuando ambas variables aparecen en las ecuaciones, el coeficiente de BC no es significativo a pesar que el de (M-X) retiene su significación. Cuando las variables aparecen solas, ambas son altamente significativas indicando una sustancial multicolinealidad como fue discutido en la Sección precedente.

Las ecuaciones I.1, I.2 y I.3 de la Tabla I tienen un estadístico de Durbin-Watson muy bajo, indicando autocorrelación positiva en los residuos. Este problema se resolvió introduciendo la variable dependiente rezagada en las ecuaciones I.4, I.5 y I.6. El estadístico h en estas ecuaciones es bastante satisfactorio, y el grado de explicación es también muy bueno.

Sin embargo, hay una fuerte evidencia de no linealidad en los precios relativos, lo que quizás sea de esperar. Cuando la protección es baja, la elasticidad precio de la demanda de importaciones y de la oferta de exportaciones pueden ser bastante altas ya que probablemente se encuentren fácilmente sustitutos domésticos de bienes importables y exportables. Cuando la protección aumenta, sin embargo, las importaciones que permanecen son sólo aquellas para las que no hay sustitutos domésticos y si la protección se traslada a las exportaciones, solamente sobrevivirán las de oferta relativamente i-

nelástica. Por lo tanto, podemos predecir que la elasticidad del comercio con respecto a P_1 va a disminuir cuando aumente la protección; o sea, esta elasticidad es una función decreciente de P_1 .

Hay varias maneras de captar la no linealidad de X en P_1 , y el enfoque que dió buenos resultados en este trabajo involucró el uso de una aproximación cuadrática -introduciendo $(P_1)^2$ como la variable independiente. En la Tabla II se muestran los resultados de este procedimiento. En todos los casos, los coeficientes de P_1 y de $(P_1)^2$ son altamente significativos y muestran el signo esperado. Los resultados sobre las variables restantes son bastante similares a los de la Tabla I, particularmente, en el caso de la variable ingreso.

Vamos ahora a especificar la ecuación (13) así:

$$13') X = \text{constante} + B_1 P_1 + B'_1 (P_1)^2 + B_2 Y + B_3 (BC) + B_4 (M-X) \\ + B_5 X_{-1}.$$

La elasticidad del comercio con respecto al precio relativo P_1 es ahora:

$$\partial X / \partial P_1 = B_1 + 2B'_1 \cdot P_1,$$

y como $B_1 < 0$ y $B'_1 > 0$, esta elasticidad disminuye a medida que P_1 aumenta (i.e., como cuando se imponen más barreras comerciales).

Las dos "mejores" ecuaciones de la Tabla II son la II.4 y la II.5; todos los coeficientes son muy significativos, el grado de explicación es muy bueno, y los estadísticos h son satisfactorios. Vamos, entonces a concentrarnos en estas dos ecuaciones. La elasticidad de largo plazo de la ecuación II.4 es:

Tabla II.

Función de Comercio Alternativa, Argentina, 1935-79*

Ec.	VARIABLES		INDEPENDIENTES				-2 R	D-W	h
	P_1	P_1^2	Y	BC	(M-X)	X_{-1}			
II.1	-0.566 (6.00)	0.593 (3.20)	0.683 (11.33)				.82	.70	---
II.2	-0.519 (5.61)	0.679 (3.67)	0.700 (11.92)	4.52 (6.87)			.81	.73	---
II.3	0.549 (5.79)	0.613 (3.21)	0.688 (11.64)	1.32 (0.50)	-0.416 (1.27)		.81	.70	---
II.4	-0.305 (3.73) [-0.584]	0.304 (2.05) [0.582]	0.404 (5.73) [0.774]		-0.415 (6.21) [-0.795]	0.478 (5.38)	.90	1.67	1.35
II.5	-0.276 (3.33) [-0.551]	0.356 (2.33) [0.711]	0.396 (5.45) [0.790]	3.24 (5.79) [6.47]		0.499 (5.49)	.89	1.74	1.09
II.6	-0.306 (3.68) [-0.585]	0.299 (1.95) [0.572]	0.404 (5.66) [0.772]	-0.357 (0.16) [-0.683]	-0.458 (1.62) [-0.876]	0.477 (5.29)	.90	1.68	1.34

* La variable dependiente es el índice de cantidades de exportaciones.

Estadístico "t" entre paréntesis y los valores de largo plazo entre corchetes.

Todas las estimaciones se hicieron por mínimos cuadrados ordinarios. Ver el texto para la definición de las variables.

$$22') (\partial X / \partial P_1)_4 = -0.584 + 1.164 P_1,$$

y la de la ecuación II.5 es:

$$22'') (\partial X / \partial P_1)_5 = -0.551 + 1.422 P_1.$$

Los índices de precios fueron normalizados con base 1960=100, siendo el valor promedio de P_1 para la primera parte del período (1935-39) de -0.508, y para la última parte (1970-79) de 0.174⁹. Es por ello que la elasticidad precio de la ecuación II.4 varió de -1.175 en 1935-39 a -0.381 durante 1970-79. Para la ecuación II.5, la elasticidad varió de -1.273 a -0.283, un resultado muy similar, y de gran contraste con los de la Tabla I.

Como la elasticidad de X con respecto a P_1 varía con P_1 , lo mismo ocurre con el error standard de esa elasticidad. Los errores standard fueron aproximados como sigue¹⁰:

$$\begin{aligned} \partial X / \partial P_1 &= (B_1 + 2B_1' \cdot P_1) / (1 - B_5) \\ &= F(B_1, B_1', B_5). \end{aligned}$$

Entonces:

$$\begin{aligned} \text{Var}(\partial X / \partial P_1) &\approx F_{B_1}^2 \text{Var}(B_1) + F_{B_1'}^2 \text{Var}(B_1') + F_{B_5}^2 \text{Var}(B_5) \\ 23) &+ 2\{F_{B_1} F_{B_1'} \text{Cov}(B_1, B_1') + F_{B_1} F_{B_5} \text{Cov}(B_1, B_5) \\ &+ F_{B_1'} F_{B_5} \text{Cov}(B_1', B_5)\}. \end{aligned}$$

9. Como son promedios aritméticos de las observaciones pertinentes de P_1 , son promedios geométricos de (p_m/p_x) .

La expresión (23) puede ser estimada en base a la definición de F y de la matriz de varianzas y covarianzas de los coeficientes. Los resultados son:

	1935-39		1970-79	
	II.4	II.5	II.4	II.5
$\partial X/\partial P_1$	-1.175	-1.273	-0.381	-0.283
Error Std.	0.327	0.342	0.160	0.153
t-Student	3.59	3.72	2.38	1.85

Sobre la base de estos resultados, vamos a estimar \bar{t} , la tarifa uniforme equivalente. Como la protección fue muy variable en el período 1970-79 debido al uso tanto de impuestos a las exportaciones como de tipos de cambio múltiples, no vamos a usar un año en particular sino que estimaremos la tarifa uniforme equivalente correspondiente al promedio de la década de P_1 descripta arriba.

En las ecuaciones estimadas, cambios en el volumen de comercio se explican por medio de tres variables: un precio relativo, el producto y una medida de la balanza comercial (ya sea M-X o BC). Vamos a obtener primero el cambio en el comercio provocado por cambios en el producto y en la balanza comercial desde 1935-39 hasta 1970-79, y luego vamos a atribuir la parte que quedó sin explicar a cambios en el precio relativo entre los bienes importables y los exportables. Como los términos del intercambio externos fueron virtualmente los mismos durante 1970-79 que en 1935-39, atribuimos todos los cambios

10. El autor desea agradecer a Víctor Yohai por sus sugerencias sobre este procedimiento de estimación.

en P_1 a la política comercial¹¹.

Se tabula abajo el cambio en el comercio explicado por el producto y la balanza comercial (usando elasticidades de largo plazo):

	Ecuación	
	II.4	II.5
Cambio en Y	1.252	1.252
Cambio en Balanza Com.	-0.191	+0.0137
Cambio en X debido a:		
Y	0.969	0.989
Balanza Comercial	0.152	0.089
Total	1.121	1.078
Cambio total en X	0.480	0.480
Residuo	-0.641	-0.598

Si los precios relativos hubieran permanecido constantes las exportaciones se hubieran incrementado en un 207 por ciento de acuerdo a la ecuación II.4, y en un 194 por ciento según la ecuación II.5. El verdadero incremento fué meramente del 62 por ciento entre 1935-39 y 1970-79, mientras que el producto creció en un 250 por ciento. El volumen de exportaciones en la década del 70 fué sólo un 50 por ciento del volumen pronosticado por el producto y la balanza comercial. Por lo tanto, atribuimos una declinación del 50 por ciento aproximadamente en el comercio argentino a los cambios de las políticas comerciales desde 1935-39.

La variación que se produjo en la variable precio relativo (P_1)

11. El promedio del cambio en los términos del intercambio externos fué de sólo un dos por ciento entre 1935-39 y 1970-79.

de un nivel de -0.508 en 1935-39 a uno de +0.174 en 1970-79 está muy cerca de explicar la declinación del 50 por ciento en el comercio. De la ecuación II.4 tomamos el cambio en el comercio de exportaciones debido a un cambio en P_1 como sigue:

$$\begin{aligned}(\Delta X)_{P_1} &= -0.584 (0.682) + 0.582 \{(0.74)^2 - (0.508)^2\} \\ &= -0.531,\end{aligned}$$

y en la ecuación II.5 el cambio es muy similar:

$$\begin{aligned}(\Delta X)_{P_1} &= -0.551 (0.682) + 0.711 \{(0.174)^2 - (0.508)^2\} \\ &= -0.538.\end{aligned}$$

El cambio residual en X es -0.641 y -0.598 en las ecuaciones II.4 y II.5, respectivamente; por lo tanto, al cambio en P_1 le faltó sólo 0.11 y 0.06 para explicar la parte residual. No obstante, los residuos son menores al error standard de la estimación de la caída en las exportaciones pronosticada por el cambio en el precio relativo. Como vimos antes, los errores standards de $\partial X / \partial P_1$ para el período 1970-79 eran 0.160 y 0.153, respectivamente, de las ecuaciones II.4 y II.5, y por lo tanto los errores standard son:

$$\begin{aligned}(\hat{\sigma}_{\Delta X})_{II.4} &= (0.160)\Delta P_1 = (0.160)(0.682) \\ &= 0.109,\end{aligned}$$

y

$$\begin{aligned}(\hat{\sigma}_{\Delta X})_{II.5} &= (0.153)\Delta P_1 = (0.153)(0.682) \\ &= 0.104.\end{aligned}$$

Dando vuelta la ecuación, podemos ver el cambio en los precios relativos provocado por una disminución en el comercio. En ambos casos, sin embargo, el cambio real en el comercio es mayor que el que puede pronosticarse por cualquier cambio en P_1 . De la ecuación II.4, podemos escribir:

$$\begin{aligned}(\Delta X)_{P_1} &= -0.584 P_1 + 0.582\{(P_1^1)^2 - (P_1^0)^2\} \\ &= -0.584 P_1 + 0.582\{(P_1^1)^2 - 0.258\},\end{aligned}$$

donde P_1^1 es el valor de P_1 para 1970-79 y P_1^0 es el valor para 1935-39. Diferenciando con respecto a P_1 para obtener un valor extremo, tenemos:

$$d(\Delta X)_{P_1} / dP_1^1 = -0.584 + 1.164 P_1^1 = 0,$$

lo que resulta en los siguientes valores para las variables: $P_1^1=0.502$ y $\Delta P_1=1.01$, con lo que se maximiza la disminución en el comercio.

Entonces:

$$(\Delta X)_{P_1^1} = 0.502 = -0.59,$$

es la máxima declinación en el comercio que puede ser inducida por un incremento en P_1 , dada nuestra forma funcional. De la ecuación II.5, los valores extremos para P_1 y para ΔP_1 son 0.387 y 0.895, respectivamente, llevando a:

$$(\Delta X)_{P_1^1} = 0.387 = -0.57.$$

Los residuos reales son -0.641 y -0.598, respectivamente. A pe-

sar de que las ecuaciones estimadas están cerca de explicar la disminución en el comercio, no la pueden explicar completamente en términos de una estimación puntual. Sin embargo, tomando en cuenta el error standard de la estimación de las ecuaciones, los resultados son satisfactorios.

Sobre la base de lo mencionado, podemos derivar tres valores para la tarifa uniforme equivalente para 1970-79 en relación a la de 1935-39. El primero de ellos se basa en el cambio observado en P_1 , y el segundo y tercero en el cambio pronosticado por las ecuaciones II.4 y II.5, respectivamente:

$$\Delta P_1 = 0.682 \rightarrow \bar{t}_1 = 98 \text{ por ciento,}$$

$$\Delta P_1 = 1.010 \rightarrow \bar{t}_2 = 175 \text{ por ciento,}$$

$$\Delta P_1 = 0.895 \rightarrow \bar{t}_3 = 145 \text{ por ciento.}$$

Dado que algo de protección existió en 1935-39, las estimaciones de \bar{t} basadas en los valores extremos de ΔP_1 parecen ser demasiado grandes. Sin embargo, la estimación de $\bar{t}=98$ por ciento basada en el cambio observado en P_1 de 0.682 se acepta en base a lo siguiente:

- a) es el cambio observado en P_1 , el que virtualmente no refleja los cambios en los términos del intercambio externos, y
- b) el cambio en el volumen de comercio pronosticado por $\Delta P_1=0.682$ es estocásticamente consistente con la ecuación estimada de exportaciones.

A esta altura el lector se puede preguntar si era realmente necesario estimar la ecuación de comercio cuando en el análisis final

la tarifa uniforme equivalente se basa sólo en el cambio en P_1 , el precio relativo entre los bienes importables y los exportables. La respuesta entraña varias consideraciones:

- a) La explicación del aumento en el precio interno de los importables en relación a los bienes exportables no necesita apoyarse en la política comercial; cambios espontáneos en la composición de la demanda de importaciones y en la oferta de exportaciones, por ejemplo pueden llevar a un cambio de P_1 en el tiempo sin tener efecto sobre el volumen de comercio. Para identificar el cambio en P_1 con proteccionismo creciente (y, a partir de ello, la tarifa uniforme equivalente) se requiere evidencia empírica persuasiva de que los patrones de comercio responden de una manera predecible a cambios en P_1 .
- b) El crecimiento relativamente lento del comercio exterior en Argentina desde 1935 tiene varias explicaciones potenciales, de las cuales el creciente proteccionismo es sólo una. La evidencia empírica es esencial para establecer una relación causal entre las tarifas y la contracción del comercio.
- c) La magnitud de la tarifa que induce una contracción en el comercio es de interés en sí misma y podemos obtener esa magnitud sólo mediante la estimación de la función de comercio.

La ecuación "Omega".

La ecuación (5) se estimó sobre la base del mismo conjunto de datos y para el mismo período que la función de comercio. Los resultados se presentan en la Tabla III. La variable BC resultó ser, otra vez, no significativa cuando se incluyó también en la regresión a (M-X), y de aquí que aquella variable se excluyó de las regresiones

Tabla III.

Función Omega, Argentina, 1935-79*.

Ec**	VARIABLES INDEPENDIENTES						\bar{R}^2	D-W	h
	P_1	P_1^2	f. P_1	Y	(M-X)	$(P_2)_{-1}$			
III.1	0.384 (6.63)			-0.184 (5.16)	0.076 (1.52)		.56	.84	---
III.2	0.278 (4.36) [0.480]			-0.105 (2.59) [-0.181]	0.110 (2.36) [0.190]	0.421 (3.23)	.64	1.39	4.05
III.3	0.418 (5.62)			-0.145 (2.04)	0.107 (2.08)		.70	1.66	---
III.4	0.416 (7.52)	-0.296 (2.68)		-0.208 (6.03)	0.037 (0.77)		.62	1.03	---
III.5	0.322 (4.87) [0.489]	-0.207 (1.88) [-0.314]		-0.135 (3.19) [-0.205]	0.078 (1.61) [0.118]	0.341 (2.55)	.66	1.43	4.06
III.6	0.466 (6.04)	-0.219 (1.72)		-0.168 (2.61)	0.101 (1.99)		.72	1.77	---
III.7	1.094 (4.13)		-0.0109 (2.62)	-0.231 (6.19)	0.112 (2.31)		.66	.90	---
III.8	0.882 (3.17) [1.274]		-0.008 (2.19) [-0.0127]	-0.163 (3.70) [-0.236]	0.140 (2.98) [0.202]	0.308 (2.36)	.71	1.34	3.82
III.9	1.286 (3.67)		-0.0126 (2.38)	-0.220 (3.19)	0.115 (3.13)		.78	1.99	---

Tabla III.

* La variable dependiente es el índice de cantidades de exportaciones.

Estadístico "t" entre paréntesis y los valores de largo plazo entre corchetes.

Todas las estimaciones se hicieron por mínimos cuadrados ordinarios, excepto la III.3.

Ver el texto para la definición de las variables.

** Las ecuaciones III.7-III.9 se estimaron para el período 1935-76.

presentadas en la Tabla III.

Las estimaciones de largo plazo de omega en la forma lineal de la ecuación (5) varían entre 0.38 y 0.48. Es evidente la presencia de correlación serial en los residuos, y este problema no se puede eliminar en este caso mediante el uso de la variable dependiente rezagada como variable independiente (el estadístico h para la ecuación II.2 es 4.05). En lugar de ello, se usó el método de mínimos cuadrados de Cochrane-Orcutt (ver ecuación III.3, Tabla III).

La estimación de $1/(\gamma-\gamma')$ -el coeficiente de (M-X) en la ecuación (5)- es como se esperaba: positivo, y bastante significativo. El coeficiente del ingreso (Y) es negativo y también es significativo, indicando que un cambio en el gasto (captado por $\eta > 0$ y $\eta' < 0$) es más fuerte que un cambio en el producto (captado por $\epsilon > 0$ y $\epsilon' > 0$) en término de su efecto sobre el volumen de comercio.

Hubo, otra vez, evidencia de no linealidad en P_1 y una vez más se la captó introduciendo a $(P_1)^2$ como variable independiente, cuyo coeficiente es altamente significativo. Este procedimiento cambia los resultados profundamente. En primer lugar, $(P_1)^2$ tiene un coeficiente positivo indicando que ω no es una constante sino que disminuye a medida que la protección va aumentando. Esto es consistente con la idea que la elasticidad precio de la demanda de importaciones disminuye (en valor absoluto) en relación con la elasticidad precio de la oferta de exportaciones cuando el comercio se va haciendo cada vez más restrictivo.

En segundo lugar, la introducción de $(P_1)^2$ crea una diferencia entre los valores medio y marginal de omega (ω_A y ω_M , respectivamente). El primero indica hasta qué punto las barreras arancelarias

constituyen un impuesto implícito sobre las exportaciones, y el último nos dice cómo un incremento en la protección existente se distribuye entre el incremento en el impuesto implícito sobre las exportaciones y el incremento en la verdadera protección de actividades competitivas con las importaciones. Claramente, el valor medio de omega es el relevante para estimar el efecto neto de la protección existente sobre las actividades de exportación, y para predecir las consecuencias de una mayor reducción en la protección.

Las ecuaciones III.4, III.5 y III.6 nos dan una estimación directa de ω_M . O sea, si volvemos a especificar la ecuación (5) como:

$$5') P_2 = \text{constante} + aP_1 + b(p_1)^2 + cY + d(M-X),$$

tenemos:

$$24) (\partial P_2 / \partial P_1) \equiv \omega_M = a + 2bP_1.$$

En la ecuación III.4, por ejemplo, $\hat{a} = 0.416$, $\hat{b} = -0.296$, y de aquí que ω_M es una función decreciente del nivel de protección.

Para extraer una estimación del valor medio de omega de las ecuaciones III.4-III.6, debemos hacer supuestos adicionales y también transformar a la variable P_1 . La estimación del coeficiente "a" de la ecuación (5') depende de la manera en que se normalice a P_1 . Supongamos que P_1^* es el valor "correctamente" normalizado de $\ln(p_m/p_x)$, y entonces podemos definir al error de normalización en P_1 como k:

$$P_1 = P_1^* + k,$$

y reescribir la ecuación (5') como:

$$\begin{aligned}
 P_2 &= \text{constante} + a(P_1^* + k) + b(P_1^* + k)^2 + \dots \\
 5'') &= \text{constante} + (a + 2bk)P_1^* + b(P_1^*)^2 + \dots \\
 &= \text{constante} + a^*P_1^* + b(P_1^*)^2 + \dots,
 \end{aligned}$$

donde $a^* = a + 2bk$ es el coeficiente "verdadero" de la variable precio lineal.

Ahora la "correcta" normalización de P_1 es una que resulta en la relación misma entre ω_A y ω_M . Claramente, dada la especificación de la ecuación (5''), $\omega_A(P_1^*)$ y $\omega_M(P_1^*)$ dependen sólo de P_1^* ; más aún, con libre comercio debe ser cierto que $\omega_A = \omega_M$. Dado este resultado, se sigue de la tan conocida relación entre valores medidos y marginales que cuando nos alejamos del libre comercio:

$$\partial \omega_M / \partial P_1^* = 2(\partial \omega_A / \partial P_1^*).$$

Como $\partial \omega_M / \partial P_1^* = 2bP_1^*$, se sigue que $\partial \omega_A / \partial P_1^* = bP_1^*$. Estas dos condiciones se van a cumplir si se define a ω_A como:

$$25) \quad \omega_A(P_1^*) = a^* + b(P_1^*),$$

y si $P_1^* = 0$ con libre comercio.

Si tomamos al intervalo 1935-39 como una era de libre comercio (aunque no lo fué), entonces debemos fijar $P_1^* = 0$ para ese período. Dado que el valor promedio de P_1 para 1935-39 es -0.508, tenemos también $k = -0.508$ y de aquí $a^* = a - 1.016(b)$.

Por otro lado, como hubo protección durante 1935-39, no sólo el valor de P_1^* es positivo para este período (y los subsiguientes), sino que también $k < -0.508$. Este cambio de supuestos no afecta a ω_M para

1935-39, pero sí incrementa el valor estimado de ω_A para ese período:

$$\begin{aligned}\Delta\omega_M &= \Delta a^* + ab(\Delta P_1^*) \\ &= ab(\Delta k) = 2b(\Delta P_1^*),\end{aligned}$$

pero como $\Delta P_1 = \Delta k + \Delta P_1^* = 0$,

$$\Delta\omega_M = 0.$$

Para ω_A , tenemos:

$$\begin{aligned}\Delta\omega_A &= \Delta a^* + b(\Delta P_1^*) \\ &= 2b(\Delta k) + b(\Delta P_1^*) \\ &= b(\Delta k) > 0,\end{aligned}$$

ya que $b, \Delta k < 0$.

Para permanecer del lado conservador (i.e., para tener la menor de las estimaciones para ω_A), debemos suponer que durante 1935-39 hubo libre comercio, lo que significa que $P_{1,35-39}^* = 0$, y por lo tanto $k = -0.508$. Esto a su vez resulta en las siguientes estimaciones del coeficiente de P_1^* de las ecuaciones III.4-III.6:

$$\hat{a}_4^* = 0.416 + 2(-0.296)(-0.508) = 0.717,$$

$$\hat{a}_5^* = 0.489 + 2(-0.314)(-0.508) = 0.808,$$

$$\hat{a}_6^* = 0.466 + 2(-0.219)(-0.508) = 0.689.$$

Las estimaciones de ω_A y de ω_M se tabulan abajo:

Ecuación	1935-39	1970-79	
	($P_1^* = 0$)	($P_1^* = 0.682$)	
	$\hat{\omega}_M = \hat{\omega}_A$	$\hat{\omega}_M$	$\hat{\omega}_A$
III.4	0.717	0.313	0.515
III.5	0.808	0.380	0.594
III.6	0.689	0.390	0.540

Las estimaciones de ω_A de las ecuaciones III.4-III.6 son todas superiores a las de las ecuaciones III.1-III.3, donde no se hizo distinción entre valores medios y marginales. Nótese sin embargo, que las diferencias son constantes; $\hat{\omega}_A$ de la ecuación III.4 difiere de ω de la ecuación III.1 en casi la misma medida en que $\hat{\omega}_A$ de la III.4 difiere de $\hat{\omega}$ de la III.2, etc. La conclusión es, obviamente, que si no se tomara en cuenta la no linealidad, de ello resultaría una subestimación del valor medio de omega.

La no linealidad de P_2 en P_1 también fué captada por una segunda técnica. Cuanto mayor es la protección más grande es la proporción de bienes de capital y de bienes intermedios en el total de importaciones. Por lo tanto, se definió una variable $f.P_1$, donde f es el porcentaje de bienes intermedios y de capital en el total de importaciones. Para 1935-39, $f = 47.5$; y para 1970-76, esa fracción aumentó al 74.1 por ciento. Como puede verse en la Tabla III, el coeficiente de la variable $f.P_1$ tiene el signo esperado (negativo) y es altamente significativo.

En las ecuaciones III.7-III.9, no se distingue entre ω_A y ω_M , y tenemos simplemente:

$$\omega = \partial P_2 / \partial P_1 = a' + b'(f),$$

donde a' y b' se definen como:

$$P_2 = \text{constante} + a'P_1 + b'(f.P_1) + c'Y + d'(M-X).$$

Las estimaciones de ω derivadas de estas ecuaciones son las siguientes:

<u>Ecuación</u>	<u>1935-39</u>	<u>1970-76</u>
III.7	0.576	0.286
III.8	0.671	0.333
III.9	0.688	0.352

Para 1935-39, las estimaciones de ω basadas en las ecuaciones III.7-III.9 son bastante parecidas a las de ω_A y ω_M derivadas de las ecuaciones III.4-III.6; durante la década del 70, sin embargo, las primeras estimaciones son mucho más bajas que las segundas para ω_A , pero son muy similares a las de ω_M . La razón de estos resultados es simple; de las ecuaciones III.7-III.9, $\partial P_2 / \partial P_1$ es claramente un concepto marginal, y por ello las estimaciones de ω son esencialmente las mismas que las de ω_M de las ecuaciones III.4-III.6.

Los resultados de la ecuación (5) nos cuentan una historia bastante consistente. Cuando se ignora la no linealidad, la estimación de ω se encuentra en algún lugar entre ω_A y ω_M . Cuando se toma en cuenta la no linealidad mediante dos métodos diferentes, las estimaciones de ω_M son consistentes.

Por varias razones, las estimaciones de ω_A de las ecuaciones III.4-III.6 son probablemente las más confiables. Para permanecer del

lado conservador, sin embargo, elegimos adoptar una estimación menor, a saber 0.48 como aparece en la ecuación III.2.

Tarifas verdaderas.

Combinando nuestra estimación de \bar{t} y de ω , llegamos a una estimación de la tarifa y el subsidio "verdaderos" uniformes equivalentes (ecuaciones (7) y (8)):

$$\hat{\tau} = (1 - \hat{\omega}) / (1 + \hat{\omega}\bar{t}) = (0.52)(0.98) / (1.47)$$

$$= 0.35,$$

$$\hat{\sigma} = -\hat{\omega}\bar{t} / (1 - \hat{\omega}\bar{t}) = -(0.48)(0.98) / (1.47)$$

$$= -0.32$$

Estas estimaciones indican que hubiera prevalecido el mismo volumen de comercio en la década del 70 si las barreras comerciales entonces existentes hubieran sido reemplazadas por un derecho a la importación uniforme del 35 por ciento y un impuesto a la exportación uniforme del 32 por ciento.

Lo anterior implica, en primer lugar, que si Argentina hubiera adoptado una política de libre comercio, el precio promedio de los bienes exportables hubiera subido en relación a los bienes domésticos en un 47 por ciento (de un índice de 68/100 a la unidad), y en relación a los bienes importables en casi un 100 por ciento (de un índice de 68/135 = 0.504 a la unidad). Si hubiéramos deseado que el precio de los bienes domésticos (p_h) permaneciera constante durante el proceso, la liberalización del comercio tendría que haber sido acompañada de una devaluación del peso en un 47 por ciento (de un índice de

68/100 a la unidad); o sea, todas las tarifas podrían ser eliminadas, y el peso podría ser devaluado en un 47 por ciento sin causar inflación¹². En segundo lugar, e igualmente importante, los resultados implican que un restablecimiento a las barreras comerciales no superan a las de 1935-39 provocaría aproximadamente una duplicación del comercio exterior en Argentina.

IV. Protección Efectiva.

En esta Sección vamos a estimar la protección efectiva "verdadera" por sector para 1978 y para 1984 según las tarifas proyectadas. La metodología va a ser la misma que la usada en un reciente estudio de Juan Jorge Medina (1980), pero vamos a emplear más bien las tarifas verdaderas y no las nominales como base. La tarifa verdadera para el bien importable i se define como:

$$\begin{aligned} \bar{t}_i &= (p_{mi}/p_h) = (1+t_i)/(1-\omega\bar{t}) - 1 \\ 26) \quad &= (t_i - \omega\bar{t})/(1-\omega\bar{t}), \end{aligned}$$

donde t_i es la tarifa nominal.

La definición normal de protección efectiva es:

$$27) \quad t_i^e = (t_i - \sum_j a_{ij} t_j) / (1 - \sum_j a_{ij}),$$

12. Para una prueba, ver Larry A. Sjaastad (1980).

donde a_{ij} es la participación del costo del insumo j (comerciable) en el costo total del bien i (a precios internacionales). Reemplazando t_i y t_j en las ecuaciones (27) por las tarifas verdaderas (τ_i y τ_j , respectivamente), y simplificando, tenemos la definición de protección efectiva verdadera como:

$$28) \tau_i^e = (t_i^e - \omega \bar{t}) / (1 + \omega \bar{t}).$$

La Tabla IV contiene estimaciones de la protección efectiva normal para 1978 (columna 1), estimaciones de la protección verdadera (ecuación (27)) para 1978 y proyecciones para 1984 (columnas 2 y 3), y de la protección efectiva verdadera (ecuación (28)) para 1978 y 1984 (columnas 4 y 5). Para obtener las últimas, se supuso que la tarifa uniforme equivalente en 1984 va a ser del 10 por ciento, y que a ese nivel de protección, $\omega = 0.75$; por lo tanto para 1984:

$$\tau_{84} = 2.33 \text{ por ciento,}$$

$$\sigma_{84} = -6.98 \text{ por ciento.}$$

Las estimaciones de la Tabla IV son promedios sectoriales, y por lo tanto encubren totalmente la variabilidad de la protección dentro de los sectores. Más aún, las estimaciones de la protección nominal (columna 1) tienen que verse como límites menores ya que muchas barreras al comercio (flete, seguro, derechos, pérdidas, sobornos, etc. en los puertos, monopolios de importación y semejantes) no están incluidas.

Es sorprendente que las estimaciones de la protección verdadera para 1978 difieran sustancialmente de los valores de la protección no-

Tabla IV.

Protección Nominal, Verdadera y Efectiva Verdadera por Sector,
Argentina*.

Nombre del Sector	Nominal	Verdadera		Efectiva Verdad.	
	1978	1978	1984	1978	1984
Agricultura, Silv.,Caza y Pesca.	-13.81	-41.37	-6.98	53.12	-11.79
Explotac. de Minas y Canteras.	35.20	-8.03	8.02	-12.46	9.32
Alimentos, Bebidas y Tabaco.	27.57	-13.22	4.10	46.34	24.25
Textiles.	51.60	3.19	9.75	53.98	29.93
Confección y Calzado.	72.90	17.62	11.52	105.09	32.84
Madera y Muebles	46.71	-0.20	5.58	3.94	9.32
Papel e Imprenta.	44.66	-1.59	10.41	-3.13	18.79
Cuero y Piel.	-29.46	-52.01	-6.98	-74.67	-22.08
Caucho	76.70	20.20	10.98	74.16	24.84
Productos Químicos.	46.23	-0.52	8.73	0.42	15.68
Combustibles y Der. del Petróleo	0.00	-31.97	-6.98	-50.30	-18.97
Minerales no Metalíferos.	39.89	-4.84	9.13	-5.27	18.59
Metales y sus Manufacturas.	56.30	6.33	10.73	14.01	18.91
Maquinaria.	63.35	11.12	11.48	25.23	21.96
Maquinaria y Apar.Eléctricos.	57.37	7.05	10.82	14.08	19.83
Material de Transporte.	119.10	49.05	11.63	164.63	19.73
Varios.	50.55	2.41	9.93	7.54	20.08
Electricidad, Gas y Agua.	0.00	-	-	7.46	-1.09
Construcción.	0.00	-	-	2.54	-6.62
Comercio, Restaurantes y Hoteles.	0.00	-	-	0.60	-0.49
Transporte, Almacenam.y Comunic.	0.00	-	-	5.54	-4.24
Vivienda.	0.00	-	-	1.10	0.10
Servicio Personal y Financiero.	0.00	-	-	-0.32	-1.30

* Ver el texto para fuentes y metodología.

minal. Las estimaciones de la protección verdadera son, por supuesto, sustancialmente más bajas, y en muchos casos negativas a pesar de que la protección nominal es altamente positiva. Las estimaciones de la protección verdadera para 1984 son mucho más uniformes y difieren muy poco de las estimaciones nominales de ese año.

Las estimaciones de la protección efectiva verdadera para 1978 exhiben tanto un nivel promedio bajo como bastante menor variación de la que es usual encontrar en estimaciones de protección efectiva. La mayoría de los sectores, con la notable excepción de material de transporte y confección y calzado, tienen una protección efectiva verdadera bastante baja en 1978, y algunos sectores -agricultura, cuero y piel, combustibles- tienen una protección efectiva verdadera sustancialmente negativa.

Los cambios entre 1978 y 1984 son muy dramáticos a primera vista. La protección efectiva verdadera se incrementa (modestamente en la mayoría de los casos) para once de los diecisiete sectores que compiten con bienes importables o que producen bienes exportables (o sea, los primeros diecisiete sectores de la Tabla IV). La protección efectiva verdadera cae abruptamente en donde era mayor en 1978, y sube fuertemente en los sectores con protección efectiva verdadera negativa en ese año.

Para los primeros diecisiete sectores de la Tabla IV, el cambio neto en la protección efectiva es prácticamente nulo entre 1978 y 1984. El promedio ponderado del cambio, siendo los pesos las proporciones en el valor agregado de la matriz de insumo-producto, es de sólo el 0.5 por ciento. Para el total de los veintitrés sectores, el

promedio ponderado del cambio es del menos uno por ciento. Esto subraya la idea que una parte muy grande de la protección efectiva y nominal se disipa por efectos del tipo de cambio.

Es evidente de la Tabla IV cuáles son los sectores que van a ganar y cuáles van a perder con la reforma tarifaria propuesta en el mensaje del ministro de economía del 10 de Julio de 1980. En general, el principal efecto de la reforma va a ser el de imponer un grado mucho mayor de uniformidad en la estructura de protección sin afectar seriamente su nivel promedio.

REFERENCIAS

1. Medina, J., J.: "Evaluación del Plan de Apertura de la Economía Argentina," C.E.M.A., Documento de Trabajo N° 15, Junio 1980.
2. Pou, P.: "Factores Limitantes del Crecimiento Económico Argentino," mimeo, C.E.M.A., Julio 1980.
3. Rodríguez, C. y Sjaastad, L.: El Atraso Cambiario en Argentina: ¿Mito o Realidad?," C.E.M.A., Documento de Trabajo N° 2. Junio 1979.
4. Sjaastad, L.: "Comercio Internacional de la Argentina: Perspectivas para las Industrias Aportadoras," En Broder-shon, M. Estrategias de Industrialización para la Argentina (Ed. del Instituto Buenos Aires, 1970).
5. -----: "Commercial Policy, 'True' Tariffs and Relative Prices," en While and Hindley (eds.) Issues in Commercial Policy and Diplomacy (McMillan 1980).
6. Zellner, A.: "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias," Journal of the American Statistical Association, 1962.