

# **INCIDENCIA DE LAS RETENCIONES SOBRE LOS PRECIOS AL CONSUMIDOR**

*Federico Zincenko*

*Departamento de Economía, Universidad de San Andrés*

## **RESUMEN**

El objetivo de este trabajo es cuantificar el *efecto causal* que produciría sobre el Índice de Precios al Consumidor (IPC) de Argentina la eliminación de las retenciones a las exportaciones de dicho país. Es decir, cuánto aumentaría (o disminuiría) el IPC si el gobierno argentino decidiera quitar las retenciones y se mantienen constantes las otras variables que afectan al IPC. Los resultados obtenidos en este trabajo sugieren que la eliminación total de las retenciones causaría un aumento del 4.52% en el IPC, *ceteris paribus*. Por otra parte, la imposición de dichos aranceles causó una disminución del 4.12% en el IPC.

Clasificación JEL: C2, F1.

Palabras Claves: Incidencia, Impuesto a la Exportación, Variables Instrumentales.

## **SUMMARY**

The aim of this paper is to estimate the causal effect that would produce the elimination of the export tax to the Consumer Price Index (CPI) of Argentina. In other words, I will try to answer how much the CPI would augment (or diminish) if the national government decided to eliminate these taxes. The results obtained suggest that the total elimination of the exports' taxes would produce a 4.52% increase in the CPI, *ceteris paribus*. Furthermore, the imposition of these taxes caused a decrease of 4.12% in the CPI.

JEL Classification: C2, F1.

Key Words: Incidence, Export Tax, Instrumental Variables.

## **INCIDENCIA DE LAS RETENCIONES SOBRE LOS PRECIOS AL CONSUMIDOR**

*Federico Zincenko\**

*Departamento de Economía, Universidad de San Andrés*

### **I. Introducción**

A comienzos del año 2002, Argentina atravesaba por una de las crisis económicas más severas de toda su historia. En consecuencia, el gobierno nacional decidió tomar medidas drásticas al respecto y una de ellas fue la imposición de aranceles (retenciones) a la exportación de ciertos productos.

Las principales razones que llevaron a tomar esta medida fueron que el déficit fiscal ya no podía ser financiado con deuda pública, y además, que el Índice de Precios al Consumidor (IPC) se encontraba en aumento.

Posteriormente, a medida que Argentina comenzaba a recuperarse de la crisis, empresarios agrícolas reclamaban por la eliminación de las retenciones. Luego, durante las campañas para las elecciones presidenciales de 2003, los candidatos Carlos Ménem y Ricardo López Murphy se comprometieron, en caso de ganar las elecciones, a quitar estos aranceles. Al año siguiente, en marzo de 2004, en un discurso frente a un grupo de empresarios agrícolas, el actual presidente (Néstor Kirchner) prometió quitar dichos tributos pero no especificó cuando ni de que manera lo haría. Sin embargo, en julio de 2005 frente a un pico de inflación, en el Ministerio de Economía se consideró la posibilidad de aumentar las barreras arancelarias a la exportación en caso de que la inflación siguiera en aumento.

Esta alteración en los aranceles implicaría un cambio en el precio de los productos domésticos que afectaría directamente al nivel de pobreza (por el precio de la canasta básica), al bienestar de los consumidores y, en el largo plazo, a la distribución de la renta entre trabajadores y capitalistas. Por consiguiente, es de fundamental importancia estimar cuánto aumentaría (o disminuiría) el IPC si el gobierno nacional argentino decidiese quitar (o aumentar) las retenciones a la exportación.

Por consiguiente, el objetivo de este trabajo será cuantificar (para la República Argentina) el efecto causal de la eliminación de las retenciones a la exportación sobre el Índice de Precios al Consumidor. Es decir, cuánto aumentaría (o disminuiría) el IPC si el gobierno argentino decidiera quitar las retenciones y se mantienen constantes las otras variables que afectan al IPC.

Para llevar a cabo esta tarea, utilizaré un estimador consistente de la elasticidad del IPC respecto al precio de los productos exportables. Con el objeto de hallar dicho estimador, la técnica econométrica empleada será Variables Instrumentales (IV) y los instrumentos serán la temperatura y a las precipitaciones medias mensuales de las ciudades de Córdoba (Prov. de Córdoba, Argentina) y General Pico (Prov. de La Pampa, Argentina). Este método me permitirá obtener estimaciones consistentes robustas a variables omitidas, errores de medición y regresiones espurias.

Para finalizar esta introducción, especificaré el formato que posee este trabajo: en la siguiente Sección se introducirá brevemente la bibliografía previa acerca de la relación entre política comercial y nivel de precios interno, en la Sección III se especificará el modelo a estimar, en la Sección IV se presentarán los resultados empíricos, en la Sección V sus implicancias sobre la política comercial, y finalmente en la última Sección se concluirá y se sugerirán posibles extensiones de este trabajo.

---

\* E-mail: [fzincenk@udesa.edu.ar](mailto:fzincenk@udesa.edu.ar).

Una versión previa de este trabajo fue presentada como Tesis de Licenciatura en Economía y tuvo como mentor a Sebastián Galiani, a quién le agradezco especialmente toda la ayuda brindada. Además, este trabajo fue expuesto en el Segundo Congreso Nacional de Estudiantes de Postgrado en Economía (26-27 Mayo de 2005, Bahía Blanca, Argentina).

Agradezco a todos los participantes de dicho congreso y a Martín Gonzalez-Eiras, Osvaldo Schenone, Fernando Tohmé y Federico Weinschelbaum por los valiosos comentarios realizados.

## **II. Bibliografía Previa**

En esta sección se resumirá (brevemente) la literatura previa más importante sobre política comercial y nivel de precios internos. No obstante, antes de comenzar este apartado, es importante mencionar que gran parte de la bibliografía previa acerca de las políticas comerciales hace alusión directa a las tarifas y a los subsidios. Sin embargo, como las retenciones son (por definición) un subsidio negativo a la exportación, los resultados obtenidos en los trabajos pueden ser interpretados también para el caso particular de las retenciones.

El primer trabajo al que haré alusión se titula *Tariffs and Non-Traded Goods* y fue escrito por R. Dornbusch (1974). El propósito del autor es construir un modelo en donde se muestre como la relación de complementariedad y sustitución entre los bienes domésticos y los transables influye sobre el nivel de precios interno. Es decir, si el Estado decide imponer un impuesto sobre las importaciones, es posible que se altere el precio de los productos no transables.

De este modelo se puede deducir que, si los bienes transables son sustitutos respecto a los no transables, un impuesto a la exportación disminuiría el precio interno de los bienes domésticos.

Otro artículo relevante para esta literatura fue escrito por L. Sjaastad (1980) y se basa en la elaboración de un modelo teórico, similar al de R. Dornbusch, para demostrar que la presencia de subsidios a la exportación sirve para contrarrestar la presencia de políticas comerciales proteccionistas y, hasta en algunos casos, estas medidas no son suficientes debido al aumento de los precios de los bienes no transables.

La inclusión de este tipo de bienes dentro del marco teórico permite medir como inciden las tarifas y los subsidios sobre el nivel de precios interno de una economía pequeña.

En este trabajo, L. Sjaastad elaboró un modelo en donde los gravámenes a la importación pueden tener un efecto semejante al de un impuesto a los bienes exportables, y por lo tanto, los subsidios al sector exportador pueden servir sólo para contrarrestar dicho efecto. Esto último depende de las relaciones de sustitución entre los bienes transables y los no transables.

En referencia a este modelo, el citado autor (L. Sjaastad, 1981) verificó empíricamente si este hecho se observó en Argentina durante la década del '70. Uno de los principales resultados de este artículo es que la elasticidad de las exportaciones respecto al precio relativo de los importables (en término de los exportable) era de -0,5. Además, el autor también estimó que un incremento del 1% en el precio de los bienes importables causaría un aumento de 0,5% en el precio de los no transables.

Partiendo de estos dos resultados, L. Sjaastad llegó a la conclusión que en Argentina (durante la década del '70) la tarifa nominal promedio de 98% tuvo dos consecuencias: un aumento del 35% en el precio relativo de los importables en términos de los no transables y una caída del 32% en el precio relativo de los exportables en términos de los no comerciables.

Por su parte, H. Cortés Douglas (1981) aplicó el modelo teórico construido por L. Sjaastad (1980) para el caso el chileno y los resultados que obtuvo fueron similares a los de Argentina. Más específicamente, durante la década del '70, la tarifa nominal promedio de 90% ocasionó un aumento del 27% en el precio de los importables en términos de los no transables y una disminución del 33% en el precio de los exportables en términos de los no transables.

Antes de continuar, es importante agregar que en ambos países (Argentina y Chile) los gobiernos estaban intentando llevar a cabo una apertura comercial durante el período en el que se escribieron estos artículos, por lo tanto era trascendente cuantificar la incidencia de la reducción arancelaria sobre el nivel de precios internos.

Además de estos cuatro documentos referidos a la política comercial y nivel de precios, también es relevante citar a W. M. Corden (1966). En este artículo, el autor desarrolló el concepto de "Protección Efectiva", el cual fue definido como el incremento

porcentual del valor agregado en una determinada actividad económica luego de la aplicación de un conjunto de tarifas. En otras palabras, cuando a un bien se le impone un arancel a la importación, es posible que el sector productor de este no sea beneficiado si los insumos que utiliza también fueron gravados.

Al mismo tiempo, otro perjuicio que ocasionan las barreras al comercio es un “sesgo anti-exportador” producido tanto por el aumento de los costos de producción en dicho sector como también por el cambio en los precios relativos del bien exportable.

Finalmente, el último documento de trabajo al que haré referencia es el de M. Goldstein *et al* (1980). El objetivo de este artículo es introducir en la función de demanda de importaciones el precio de los bienes no transables como variable independiente y verificar si este influye sobre la cantidad importada. Los autores concluyen que el precio de los bienes no transables no es significativo para explicar la demanda de importaciones en la mayoría de los países industrializados.

### III. Marco Teórico

En este apartado definiré las variables que serán analizadas en el transcurso de este trabajo y describiré la ecuación que será estimada en la siguiente sección.

Para comenzar, en este modelo se dividirán los bienes de una economía en tres categorías: importables, exportables y no transables (o domésticos). Por lo tanto, existirán tres índices de precios absolutos (y dos relativos) que serán definidos con la siguiente notación:

- $P_X \equiv$  Índice de Precios de los Bienes y Servicios Exportables
- $P_M \equiv$  Índice de precios de los Bienes y Servicios Importables
- $IPC \equiv$  Índice de precios de los Bienes y Servicios al Consumidor (Bs. Domésticos)

Es válido aclarar, que el último índice (IPC) será utilizado como el precio de los productos domésticos o no transables. Esto se debe a que los consumidores de los bienes que componen el IPC, mayoritariamente, no pueden acceder al mercado internacional para comprar o vender dichas mercancías por los altos costos de transportes.

Ya definidas las variables relevantes, el supuesto que haré para lo que sigue del trabajo es que el precio de las mercancías domésticas se determina por la siguiente función:

$$\ln(IPC)_t = \alpha + \varepsilon \cdot \ln(P_X)_t + \eta \cdot \ln(P_M)_t + \mu_t \quad (1)$$

En donde el coeficiente  $\alpha$  es el término constante de la ecuación;  $\varepsilon$  puede ser interpretado como el aumento (o disminución) porcentual en el IPC cuando  $P_X$  se incrementa 1%, es decir, como la elasticidad del IPC respecto a  $P_X$ ;  $\eta$  puede ser interpretado como el aumento (o disminución) porcentual en el IPC cuando  $P_M$  se incrementa 1%; y finalmente,  $\mu_t$  simboliza el término estocástico. Este último representa a las variables que pueden explicar al IPC pero no se encuentran incluidas en este modelo, como por ejemplo, el consumo, el PBI, los salarios, la tasa de interés, las expectativas de inflación, la cantidad de dinero en circulación y el desempleo.

Antes de continuar, es razonable suponer que  $E[\mu|P_X, P_M] \neq 0$ . Esto se debe a que las variables mencionadas que representa  $\mu_t$  se encuentran correlacionadas con los precios de los bienes transables, y esto produce que las estimaciones de Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS) sean inconsistentes.

Por lo tanto, en la siguiente sección el objetivo será obtener una estimación consistente para  $\varepsilon$  y su respectivo error estándar. Para ello utilizaré la técnica de Variables Instrumentales (IV), la cual me permitirá obtener el efecto parcial de  $P_X$  sobre el IPC, es decir, la elasticidad del IPC respecto a  $P_X$ .

Cuadro I: Composición de los Índices de Precios					
IPC		$P_X$		$P_M$	
Categoría	Pond.	Categoría	Pond.	Categoría	Pond.
Alimentos y Bebidas	31.3%	Prod. Primarios	20.9%	Prod. Agropecuarios	3.8%
Indumentaria y Calzado	5.2%	Prod. Manufacturados	77.1%	Prod. Minerales	0.3%
Vivienda	12.7%	Energía Eléctrica	2.0%	Prod. Manufacturados	95.9%
Transporte y Comunic.	17.0%				
Otros Gastos	33.9%				
Año Base: 1999=100		Año Base: 1993=100		Año Base: 1993=100	
Fuente: INDEC					
Observación: A pesar de que los índices de los exportables e importables comparten grupos (por ejemplo, Prod. Manufacturados), estos últimos no están compuestos por los mismo productos para ambos grupos.					

## IV. Análisis Empírico

### IV.1 Datos

Para comenzar este apartado, es relevante mencionar que la frecuencia de los datos que se utilizan en esta sección es mensual y corresponden al período comprendido entre Enero de 1993 y Mayo de 2005, lo cual implica una cantidad de 149 observaciones.

En primer término, para elaborar los índices correspondientes a los precios de los bienes transables internacionalmente ( $P_X$  y  $P_M$ ) se emplearon las subcategorías del Índice de Precios Internos Mayorista (IPIM). En segundo lugar, el IPC fue obtenido a partir del Índice de Precios al Consumidor del Gran Buenos Aires.

Para todos estos índices, la fuente de información fue el INDEC (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos) y se tomó a 1993 como el año base para el IPIM, mientras que a 1999 como el año base para el IPC. También es importante aclarar que en estos índices de precios se incluyen los impuestos para poder medir adecuadamente el precio final que percibe el productor y el consumidor.

Particularmente, el *proxy* del Índice de Precios de los Productos Exportables ( $P_X$ ) fue construido usando la categoría “Productos Nacionales” incluida dentro del IPIM, mientras que el *proxy* del Índice de Precios de Productos Importables ( $P_M$ ) fue elaborado usando la categoría “Productos Importados” del IPIM. Específicamente, las ponderaciones de todos los grupos que componen  $P_X$ ,  $P_M$  y el IPC se encuentran detalladas en el Cuadro I.

Para finalizar este apartado, es importante destacar que los datos de las precipitaciones y las temperaturas fueron provistos por el Servicio Meteorológico Nacional.

### IV.2 Análisis de las Series de Precios

En esta sección se analizarán las propiedades estadísticas de las tres series de precios especificadas en la sección previa. Específicamente, se realizarán tests de raíz unitaria para cada una de las series y también tests de cointegración para el conjunto de las mismas.

Lo que se intenta responder es si el logaritmo natural de cada índice de precios ( $\ln(p_i)$ ) es un *random walk with drift*, o si es un proceso estacionario alrededor de una tendencia determinística. Para lograr este objetivo, los tests empleados fueron tanto el Test de Dickey-Fuller Aumentado (*D-Fa*) como el Test de Phillips-Perron (*PP*), y en ambos casos fueron introducidas una constante ( $\lambda$ ), una variable de tendencia ( $t$ ) y tres rezagos. El término constante fue incluido porque bajo la hipótesis nula de raíz unitaria es posible que exista una tasa de inflación de equilibrio diferente de cero. Por su parte, los tres rezagos fueron introducidos ya que es posible que el término de error se encuentre autocorrelacionado debido a las rigideces en los niveles de precios y los denominados “costos de menú”. Por otra parte, fue incluida una variable de tendencia ya que (bajo la hipótesis alternativa) es consistente con la teoría económica pensar que nivel de precios sigue una tendencia

Tabla I: Estadísticos correspondientes a los Tests de Raíz Unitaria Univariados								
			Incluye				Incluye	
Serie (x)	D-Fa(x)	PP(x)	const.	tend.	D-Fa( $\Delta x$ )	PP( $\Delta x$ )	const.	tend.
$Ln(IPC)$	-1.75	-0.61	Sí	Sí	-4.27***	-5.09***	Sí	No
$Ln(P_X)$	-1.83	-1.17	Sí	Sí	-4.51***	-4.10***	Sí	No
$Ln(P_M)$	-2.03	-1.53	Sí	Sí	-4.87***	-4.46***	Sí	No

Observación: Se incluyen 3 rezagos en los tests realizados.  
Se rechaza la Hipótesis Nula de Raíz Unitaria para Niveles de Significatividad del: \*\*\*1%;\*\*5% y \*10%.

determinística, es decir, que en el largo plazo existiría una tasa de inflación “natural” o de equilibrio.

La diferencia fundamental entre la hipótesis nula y la alternativa, es que bajo la hipótesis nula (de raíz unitaria) los *shocks* tienen un efecto permanente, mientras que bajo la alternativa (de tendencia determinística) dichos efectos son transitorios. Los valores de los estadísticos de dichos tests se encuentran presentados en la Tabla I, y los mismos indican que las series de los precios poseen una raíz unitaria, mientras que sus primeras diferencias ( $\Delta Ln(p_{ij})$ ) son estacionarias.

Específicamente, de los resultados expuestos se deduce que el modelo más adecuado para representar a los (tres) niveles de precios es:

$$p_t = \lambda + \theta \cdot p_{t-1} + \gamma \cdot t + v_t \quad (2)$$

En donde,  $\lambda > 0$ ,  $\theta = 1$  y  $\gamma = 0$ . Lo cual indica que los precios siguen un proceso con raíz unitaria. El inconveniente que genera este resultado es que las regresiones pueden ser espurias, por lo tanto, en lo que resta de este apartado se reportarán diferentes tests de cointegración para comprobar si existe (al menos) una relación de largo plazo entre los tres niveles de precios.

El test de cointegración utilizado es el Test de Johansen (1991) y los resultados obtenidos se reportan en la Tabla II de la siguiente página, en donde se observa que en todos los casos existe (al menos) una relación de cointegración. Esto implica que entre los tres niveles de precios se encuentra presente una relación de largo plazo y que existe un vector de coeficientes  $(1, \alpha, \varepsilon, \eta)$  para la ecuación (1) tal que  $\mu_t$  es estacionario.

En algunos de los tests de cointegración realizados (Tabla II) se incluyó como variable exógena una *dummy* (DC) que toma valores cero para los períodos previos a diciembre de 2001, y uno para períodos posteriores a esa fecha. Este regresor se incluyó con el objetivo de poder controlar por los posibles cambios estructurales que provocó la salida de la convertibilidad a finales de 2001.

Ante la inclusión de esta variable, los resultados de los tests no se ven alterados. En otras palabras, al incluir esta variable *dummy* la hipótesis que sostiene que existe al menos una relación de cointegración no puede ser rechazada.

Dado que existe una relación de largo plazo para los tres niveles de precios, el objetivo de la siguiente sección será estimar de forma consistente el vector de cointegración  $(1, \alpha, \varepsilon, \eta)$  teniendo en cuenta que  $\mu_t$  se encuentra correlacionado con las variables explicativas.

### IV.3 Metodología de Estimación

Antes de empezar esta sección, es válido comentar la razón por la cual no estimaré la ecuación (1) por OLS. En primer lugar, como se describió en la sección previa, las variables omitidas que se encuentran incluidas dentro del término de error (por ejemplo, el PBI, las expectativas de inflación, la tasa de interés) se encuentran correlacionadas con los precios de los productos transables. Estas variables omitidas no pueden ser incluidas dentro de las

<b>Tabla II: Tests de Cointegración de Johansen (1991)</b>			
<b>Series Incluidas</b>	<b>Cant. Vectores de Cointegración</b>		<b>Estadístico (Traza)</b>
	Bajo H <sub>0</sub>	Bajo H <sub>A</sub>	
<i>Ln(IPC), Ln(P<sub>X</sub>), Ln(P<sub>M</sub>)</i>	0	3	34.52**
<i>Ln(IPC), Ln(P<sub>X</sub>), Ln(P<sub>M</sub>)</i>	1	3	8.18
<i>Ln(IPC), Ln(P<sub>X</sub>), Ln(P<sub>M</sub>), DC</i>	0	3	139.61***
<i>Ln(IPC), Ln(P<sub>X</sub>), Ln(P<sub>M</sub>), DC</i>	1	3	14.76
<b>Series Incluidas</b>	<b>Cant. Vectores de Cointegración</b>		<b>Estadístico (Max. Autovalor)</b>
	Bajo H <sub>0</sub>	Bajo H <sub>A</sub>	
<i>Ln(IPC), Ln(P<sub>X</sub>), Ln(P<sub>M</sub>)</i>	0	1	26.34***
<i>Ln(IPC), Ln(P<sub>X</sub>), Ln(P<sub>M</sub>)</i>	1	2	6.36
<i>Ln(IPC), Ln(P<sub>X</sub>), Ln(P<sub>M</sub>), DC</i>	0	1	124.85***
<i>Ln(IPC), Ln(P<sub>X</sub>), Ln(P<sub>M</sub>), DC</i>	1	2	9.36

**Observación:** Se incluyen 4 rezagos y una constante en todos los tests realizados. No se incluye tendencia.  
 Cuando se introduce DC se asume que la variable es exógena.  
 Se rechaza la Hipótesis Nula para Niveles de Significatividad del: \*\*\*1%;\*\*5% y \*10%. Las regiones de rechazo fueron obtenidas de Hamilton (1994)

regresiones ya que gran parte de ellas no se encuentran disponibles ni pueden ser apropiadamente medidas.

De todas formas, si estas variables se encontrasen disponibles y se incluirían dentro del modelo, las estimaciones también podrían ser inconsistentes ya que es probable que las variables explicativas hayan sido medidas con error. Esto se debe a que, como se explico en la Sección IV.1, los índices  $P_X$  y  $P_M$  fueron construidos en base a *proxies*.

Por consiguiente, con el fin de obtener estimaciones consistentes la técnica econométrica será Variables Instrumentales (IV), y los instrumentos serán los siguientes:

- pmmc*: Precipitaciones Media Mensual de la Ciudad de Córdoba
- pmmgp*: Precipitaciones Media Mensual de General Pico (Prov. de La Pampa)
- tmmc*: Temperatura Media Mensual de la Ciudad de Córdoba
- tmmgp*: Temperatura Media Mensual de General Pico (Prov. de La Pampa)

Utilizando estas variables, los coeficientes serán obtenidos a partir de las siguientes condiciones de momentos:

$$E[Z_t' U_t] = 0 \quad (3)$$

En donde  $Z_t$  es una matriz bloque-diagonal  $[2x(2*L)]^1$  que contiene a los instrumentos, y  $U_t$  es un vector  $[2x1]$  con los términos estocásticos tal que:

$$U_t = \begin{pmatrix} \mu_t \\ \mu_{t-1} \end{pmatrix} \quad y \quad Z_t = \begin{pmatrix} z_t & 0_{[1xL]} \\ 0_{[1xL]} & z_{t-1} \end{pmatrix} \quad (4)$$

$$\text{Con } z_t = (1 \quad pmmc_t \quad pmmgp_t \quad tmmc_t \quad tmmgp_t) \quad (5)$$

Antes de continuar, es importante notar que si se asume que los precios de los bienes transables son exógenos, entonces el vector de instrumentos  $z_t$  estaría compuesto por dichos índices de precios.

<sup>1</sup> Notación: L = Cantidad de Instrumentos Utilizados.

Para obtener una estimación del vector de coeficientes  $(\alpha, \varepsilon, \eta)$ , partiendo de la condición (3), se usará el método generalizado de los momentos (GMM) en dos etapas. En términos generales, se definirá al vector de coeficientes a estimar como:

$$\hat{\beta}' = (\hat{\alpha} \quad \hat{\varepsilon} \quad \hat{\eta}) \text{ tal que } \hat{\beta} = \arg \min \left[ \left( \sum_{t=2}^{149} Z_t' U_t \right)' A_T \left( \sum_{t=2}^{149} Z_t' U_t \right) \right] \quad (6)$$

Lo cual implica que:

$$\hat{\beta} = \left[ \left( \sum_{t=2}^{149} X_t' Z_t \right)' A_T \left( \sum_{t=2}^{149} Z_t' X_t \right) \right]^{-1} \left[ \left( \sum_{t=2}^{149} X_t' Z_t \right)' A_T \left( \sum_{t=2}^{149} Z_t' Y_t \right) \right] \quad (7)$$

$$\text{Con } X_t = \begin{pmatrix} x_t \\ x_{t-1} \end{pmatrix}, \quad Y_t = \begin{pmatrix} \ln(IPC)_t \\ \ln(IPC)_{t-1} \end{pmatrix} \text{ y } x_t = (1 \quad \ln(P_X)_t \quad \ln(P_M)_t) \quad (8)$$

Con el objetivo de conseguir el estimador de variables instrumentales de la primera etapa ( $\hat{\beta}_{GMM1}$ ) se utilizará:

$$A_T^1 = 148 \cdot \left( \sum_{t=2}^{149} Z_t' Z_t \right)^{-1} \quad (9)$$

Lo cual (reemplazando en la ecuación (7)) dará como resultado el clásico estimador de IV o Mínimos Cuadrados en Dos Etapas. Es válido recordar que este estimador es consistente, pero no es robusto a heterocedasticidad ni a auto-correlación en el término de error, por consiguiente, para hallar un estimador que sí lo sea se definirá un estimador en dos etapas.

Con el fin de conseguir el estimador de variables instrumentales de la segunda etapa ( $\hat{\beta}_{GMM2}$ ) se definirá:

$$\hat{U}_t = Y_t - X_t \cdot \hat{\beta}_{GMM1} \quad \text{y} \quad A_T^2 = 148 \cdot \left( \sum_{t=2}^{149} Z_t' \hat{U}_t \hat{U}_t' Z_t \right)^{-1} \quad (10)$$

Y finalmente, reemplazando (10) en la ecuación (7) se llega al siguiente estimador de variables instrumentales:

$$\hat{\beta}_{GMM2} = \left[ \left( \sum_{t=2}^{149} X_t' Z_t \right)' \left( \sum_{t=2}^{149} Z_t' \hat{U}_t \hat{U}_t' Z_t \right)^{-1} \left( \sum_{t=2}^{149} Z_t' X_t \right) \right]^{-1} \left[ \left( \sum_{t=2}^{149} X_t' Z_t \right)' \left( \sum_{t=2}^{149} Z_t' \hat{U}_t \hat{U}_t' Z_t \right)^{-1} \left( \sum_{t=2}^{149} Z_t' Y_t \right) \right]$$

Este estimador (de aquí en adelante, denominado: GMM - IV) es robusto tanto a heterocedasticidad como a auto-correlación (de primer orden) en el término de error. Además, es importante mencionar que si asumimos que los precios de los bienes transables ( $P_X$  y  $P_M$ ) son exógenos, entonces  $z_t = x_t$ , y por lo tanto  $\hat{\beta}_{GMM2}$  sería como el estimador factible de Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS) robusto a heterocedasticidad y auto-correlación (de aquí en adelante, denominado: GMM - GLS).

<b>Tabla III: Correlaciones entre los Instrumentos y las Variables Independientes</b>						
	$Ln(P_X)$	$Ln(P_M)$	$TMMC$	$TMMGP$	$PMMC$	$PMMGP$
$Ln(P_X)$	1.00	-	-	-	-	-
$Ln(P_M)$	0.98	1.00	-	-	-	-
$TMMC$	<b>0.01</b>	<b>0.02</b>	1.00	-	-	-
$TMMGP$	<b>-0.08</b>	<b>-0.07</b>	0.98	1.00	-	-
$PMMC$	<b>-0.04</b>	<b>-0.05</b>	0.67	0.67	1.00	-
$PMMGP$	<b>-0.08</b>	<b>-0.09</b>	0.55	0.53	0.69	1.00

Para finalizar este apartado, es válido destacar que la varianza asintótica del estimador de  $\beta_{GMM2}$  (detallada en el Apéndice I) es consistente, lo cual permitirá (en las secciones posteriores) inferir algunos resultados a partir de diferentes tests de hipótesis.

#### IV.4 Primera Parte de Variables Instrumentales

Como ya se ha mencionado, para estimar la ecuación (1) se empleará el método de Variables Instrumentales utilizando como instrumentos las precipitaciones y las temperaturas medias mensuales de las ciudades de Córdoba (Prov. de Córdoba, Argentina) y Gral. Pico (Prov. de La Pampa, Argentina). Estas variables se usarán para explicar tanto a  $P_X$  como a  $P_M$ .

Para verificar la validez de los instrumentos es necesario que los mismos sean capaces de predecir el comportamiento de ambos niveles de precios, y el objetivo de esta sección es demostrar que esto efectivamente sucede.

Luego de haber definido (en la sección previa) las variables que serán utilizadas en este trabajo, la Primera Etapa de IV se puede expresar analíticamente de la siguiente manera:

$$\ln(P_i)_t = \psi_i + \varphi_i \cdot z_t + w_t^i \quad \text{con } i = M, X \quad (11)$$

En esta ecuación,  $\psi$  representa una constante,  $z_t$  es el vector de los instrumentos mencionados,  $\varphi$  es el vector de los coeficientes que le corresponden, y  $w_t$  es el término estocástico.

Una de las condiciones necesarias, pero no suficientes, para que el instrumento sea válido es que se encuentre correlacionado con la variable instrumentada. Con el objeto de verificar si el vector  $z_t$  es relevante para explicar los precios de los bienes transables ( $P_X$  y  $P_M$ ), en la Tabla III se reportan las correlaciones entre dichos precios con los instrumentos.

En la misma se advierte que las correlaciones son bajas, no obstante en la Tabla IV se puede apreciar que los instrumentos sirven para explicar a los precios de las mercancías transables.

Como se puede apreciar de dichos resultados, todos los estadísticos del Test-F, con hipótesis nula  $\varphi=0$ , rechazan dicha conjetura para niveles de significatividad mayores a 1%, lo cual me permite afirmar la presunción que los instrumentos explican parte de las fluctuaciones de los precios de los bienes transables (ya sea de los exportables como también de los importables).

Además, es fundamental destacar que (en la mayoría de los casos) para cada una de las regresiones de la Tabla IV (de la siguiente página) también se rechaza la hipótesis que conjetura que cada coeficiente es no significativo individualmente. En otras palabras, si se testease la significatividad individual de cada coeficiente por separado para cada una de las regresiones, el resultado sería que para la mayoría de los coeficientes se rechaza la hipótesis nula de no significatividad.

<b>Tabla IV: Primera Etapa de Variables Instrumentales - Relevancia de los Instrumentos</b>						
Coeficientes estimados por OLS						
Instrumentos:	Variable explicada por los Instrumentos					
	$Ln(P_X)$	$Ln(P_X)$	$Ln(P_X)$	$Ln(P_M)$	$Ln(P_M)$	$Ln(P_M)$
<i>CONST.</i>	4.2454 [0.1713]***	4.2235 [0.1744]***	4.2802 [0.1713]***	4.0702 [0.2118]***	4.0509 [0.2202]***	4.1158 [0.2111]***
<i>PMMC</i>	0.0004 [0.0004]	-	-0.0002 [0.0004]	0.0004 [0.0006]	-	-0.0004 [0.0005]***
<i>PMMGP</i>	-0.0011 [0.0005]**	-0.0009 [0.0004]**	-	-0.0015 [0.0006]**	-0.0013 [0.0005]*	-
<i>TMMC</i>	0.1915 [0.0388]***	0.1907 [0.0386]***	0.1790 [0.0384]***	0.2393 [0.0477]***	0.2386 [0.0474]***	0.2229 [0.0466]***
<i>TMMGP</i>	-0.1581 [0.0312]***	-0.1550 [0.0305]***	-0.1496 [0.0313]***	-0.1949 [0.0394]***	-0.1921 [0.0378]***	-0.1838 [0.0392]***
$R^2$	0.2472	0.2434	0.2215	0.2441	0.2422	0.2162
Estadístico Test F: $H_0: \varphi=0$	11.820***	15.545***	13.752***	11.627***	15.450***	13.329***

Observación: Los errores estándar (reportados entre corchetes) fueron estimados por Newey-West (L=4). Cantidad de Observaciones: 149. Se rechaza la Hipótesis Nula para Niveles de Significatividad del: \*\*\*1%; \*\*5% y \*10%.

También, es importante mencionar, que para llevar a cabo todos los tests mencionados, los errores estándar fueron estimados mediante el estimador de Newey-West (1987), ya que el término de error de la 1ª Etapa ( $w_t$ ) se encuentra auto-correlacionado.

Hasta aquí, las herramientas estadísticas brindaron resultados a favor de la hipótesis de que los instrumentos son relevantes para explicar a los precios de los bienes transables. Sin embargo, es fundamental esbozar argumentos teóricos a favor de dicha hipótesis.

Para ello, es importante mencionar, que Argentina es considerado un país tomador de precios en el mercado internacional; no obstante, es probable que los factores climáticos mencionados afecten a los precios de los bienes comerciables para el mercado interno ya que existen costos de transacción que se deben enfrentar para exportar e importar (por ejemplo, barreras para-arancelarias, costos de fletes y seguros, entre otros). Entonces, los costos mencionados impiden que se cumpla la versión relativa de la Ley de Único Precio, por lo menos en el corto plazo (Ver K. Rogoff, 1996).

Más específicamente, es probable que la correlación entre los precios de los factores climáticos y los precios de los productos transables se deba a que en estos últimos se incluye la subcategoría "Agropecuarios". Por lo tanto, como las lluvias y las temperaturas afectan a la cantidad producida de bienes agrícolas, estos factores climáticos también influyen sobre la oferta de dichos productos, y por consiguiente, sobre sus respectivos precios internos.

Hasta el momento, se ha justificado satisfactoriamente los motivos por los cuales el instrumento es relevante para explicar a los precios de los transables sin aludir a la exogeneidad del mismo, es decir, a la condición (3). Este último requisito es una condición necesaria para que el instrumento sea válido, por lo tanto, en lo que resta del apartado se argumentará brevemente a favor de esta característica.

El principal argumento para afirmar que los instrumentos son exógenos es que ninguno de los productos que componen el IPC (véase Cuadro 1) es afectado por *shocks* que se encuentran correlacionadas con las precipitaciones y las temperaturas incluidas. Específicamente, la ecuación (1) proviene de un modelo estructural compuesto de curvas de oferta y demanda que determinan los niveles de precios de los diferentes productos. En

<b>Tabla V:</b> Segunda Etapa de Variables Instrumentales						
Coeficientes estimados por GMM (Sección IV.3)						
Variables Explicativas:	Variable Dependiente: $\ln(IPC)$					
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
	GMM - IV	GMM - GLS	GMM - IV	GMM - GLS	GMM - IV	GMM - GLS
<i>CONST.</i>	2.442 [0.044]***	2.303 [0.028]***	2.418 [0.131]***	2.185 [0.031]***	2.565 [0.325]***	2.150 [0.040]***
$\ln(P_X)$	0.464 [0.009]***	0.493 [0.006]***	0.493 [0.127]***	0.623 [0.021]***	0.325 [0.180]*	0.625 [0.021]***
$\ln(P_M)$	-	-	-0.024 [0.102]	-0.106 [0.016]***	0.114 [0.130]	-0.100 [0.019]***
<i>DC</i>	-	-	-	-	0.001 [0.130]	-0.007 [0.006]
Test-LM de Sobre-identificación	7.77	-	6.49	-	7.33	-
Test de Hausman	41.29***		12.70***		5.59	
Instrumentos Utilizados	<i>const.</i>	-	<i>const.</i>	-	<i>const.</i>	-
	<i>pmmc</i>	-	<i>pmmc</i>	-	<i>pmmc</i>	-
	<i>pmmgp</i>	-	<i>pmmgp</i>	-	<i>pmmgp</i>	-
	<i>tmmc</i>	-	<i>tmmc</i>	-	<i>tmmc</i>	-
	<i>tmmgp</i>	-	<i>tmmgp</i>	-	<i>tmmgp</i>	-
	-	-	-	-	<i>DC</i>	-
<small>Observación:</small> Entre corchetes [.] se reportan los errores estándar. Cantidad de Observaciones: 149. <small>Se rechaza la Hipótesis Nula para Niveles de Significatividad del:</small> ***1%,**5% y *10%. <small>En las filas correspondientes a los "Test de Sobre-identificación" y "Test de Hausman" se presentan sus respectivos estadísticos.</small>						

términos generales, la curva de demanda puede ser que se desplace por variaciones en la renta, en los gustos, en los precios de los bienes sustitutos y complementarios, en las expectativas, y en la cantidad de población. Por su parte, la curva de oferta puede ser que se desplace por cambios en las tecnologías, en los precios de los factores, en el número de oferentes, y en las expectativas. Si asumimos que estas variables no se ven afectadas por las precipitaciones y las temperaturas, entonces se puede afirmar que los instrumentos son exógenos, y por consiguiente, válidos.

Para sintetizar, en esta sección se ha justificado que los instrumentos son relevantes y exógenos, esto implica que los mismos son válidos y pueden ser utilizados para estimar la ecuación (1). En la siguiente sección se reportarán dichas estimaciones, y en el apartado IV.6 se analizará con más detalle la exogeneidad de los instrumentos.

#### IV.5 Resultados Empíricos

Una vez establecida la validez de los instrumentos y con el fin de hallar estimaciones consistentes de las elasticidades del IPC respecto a los precios de los productos transables, se estimó la ecuación (1) por GMM – IV (y también por GMM – GLS). En la Tabla V, se presentan los resultados obtenidos.

Como un primer análisis, es importante destacar que el coeficiente de  $\ln(P_X)$  es significativamente distinto de cero en todas las regresiones, y además posee el signo esperado, o sea, positivo. Esto se debe a que Argentina es exportadora de bienes que se utilizan como insumos en el rubro “Alimentos y Bebidas,” y esta última representa el 31.29% del IPC (Ver Cuadro I).

Además de esto, otra posibilidad puede ser que exista una relación de sustitución entre los bienes exportables y los no transables, y como el IPC principalmente incluye los precios de bienes no comerciables, al aumentar  $P_X$  también se incrementa el IPC.

Particularmente, tomando como referencia la columna [1], la interpretación que se le puede dar al coeficiente correspondiente a  $\ln(P_X)$  es que si  $P_X$  se incrementa en 1%, y todas las demás variables se mantienen constantes, entonces el IPC aumenta 0.464%.

Por otro lado, en las demás columnas estimadas mediante GMM - IV, los coeficientes estimados para la variable  $\ln(P_X)$  no son significativamente diferentes a 0.464. Por este motivo, en lo que resta del trabajo se asumirá que la elasticidad del IPC respecto a  $P_X$  es de 0.464.

Otro aspecto destacable de la Tabla V, es que en la columna [3] el coeficiente de  $\ln(P_M)$  tiene signo negativo (contrario al esperado) y en la columna [5] tiene signo positivo. Sin embargo, en ambos casos no se puede rechazar la hipótesis de que este coeficiente sea igual a cero. En otras palabras, es probable que el precio de los bienes importables no influya sobre las variaciones del IPC; y esto se debe a que estos precios (como los de la ropa, el calzado, y el equipamiento para el hogar) representan no más del 8% del IPC. Otra de las causas también puede ser que no exista una relación de sustitución entre los bienes no transables y los importables.

En particular, como se puede asumir que los principales rubros que componen el IPC poseen demanda muy inelástica respecto a su propio precio (y al de los demás bienes), es razonable pensar que el precio de los productos importables no afecta al precio de los bienes domésticos.

Otra inferencia interesante que se puede realizar a partir de la Tabla V (columna [5]) es que la variable *dummy* DC, que toma valores cero antes de diciembre de 2001 y uno posteriormente, no es significativa. Esto se debe a que una vez que se controla por los precios de los productos transables es posible que el tipo de cambio no influya sobre el IPC, que en su mayoría está compuesto por bienes no transables.

<b>Tabla VI: Segunda Etapa de Variables Instrumentales - Robustez de los Instrumentos</b>						
Coeficientes estimados por GMM (Sección IV.3)						
Variables Explicativas:	Variable Dependiente: $\ln(IPC)$					
	[1]'	[1]''	[2]'	[2]''	[3]'	[3]''
	GMM - IV	GMM - IV	GMM - IV	GMM - IV	GMM - IV	GMM - IV
CONST.	2.441 [0.044]***	2.428 [0.045]***	2.253 [0.153]***	2.393 [0.142]***	3.449 [0.904]***	2.556 [0.745]***
$\ln(P_X)$	0.464 [0.009]***	0.467 [0.009]***	0.659 [0.153]***	0.503 [0.137]***	0.605 [0.224]***	0.388 [0.185]**
$\ln(P_M)$	-	-	-0.156 [0.122]	-0.028 [0.110]	-0.362 [0.254]	0.052 [0.136]
DC	-	-	-	-	0.235 [0.172]	0.019 [0.121]
Test-LM de Sobre-identificación	6.71	5.93	5.35	4.14	4.19	5.31
Test de Hausman	0.52	2.88	3.73	0.42	4.66	2.54
Instrumentos Utilizados	const.	const.	const.	const.	const.	const.
	-	pmmc	-	pmmc	-	pmmc
	pmmgp	-	pmmgp	-	pmmgp	-
	tmmc	tmmc	tmmc	tmmc	tmmc	tmmc
	tmmgp	tmmgp	tmmgp	tmmgp	tmmgp	tmmgp
	-	-	-	-	DC	DC

**Observación:** Entre corchetes [.] se reportan los errores estándar. Cantidad de Observaciones: 149.  
Se rechaza la Hipótesis Nula para Niveles de Significatividad del: \*\*\*1%;\*\*5% y \*10%.  
En las filas correspondientes a los "Test de Sobre-identificación" y "Test de Hausman" se presentan sus respectivos estadísticos.

## **IV.6 Análisis de la Validez de los Instrumentos**

Con el objetivo de verificar la validez de los instrumentos, en la Tabla V se presentan los estadísticos correspondientes al Test-LM de sobre-identificación (detallado en el Apéndice I). En ninguno de los casos, se puede rechazar la hipótesis nula, lo cual indica que no se puede refutar la presunción que los instrumentos son exógenos.

Sin embargo, lo que sí podemos afirmar es que los precios de los bienes transables son endógenos al modelo. Esto se deriva de aplicar el Test de Hausman (detallado en el Apéndice I) a cada vector de coeficientes estimados por GMM – GLS y por GMM – IV. En este caso, la hipótesis nula es que ambos estimadores no son significativamente diferentes.

Como se observa en la Tabla V, dicho test rechaza (en casi todos los casos) la hipótesis nula. Por lo tanto, es válido recordar que si los precios de los productos transables fueran exógenos al modelo, entonces ambas estimaciones (por GMM – GLS y GMM – IV) serían consistentes, y por lo tanto, el Test de Hausman no rechazaría la hipótesis nula.<sup>2</sup>

Por otra parte, en la Tabla VI se reportan las regresiones [1], [3] y [5] de la Tabla V, pero descartando algunos instrumentos (*pmmgp* y *pmmc*). Según el estadístico del Test de Hausman, las estimaciones de los coeficientes de la Tabla VI no son significativamente a las estimaciones de la Tabla V, lo cual también ayuda a confirmar la presunción que los instrumentos son exógenos al modelo. Es importante tener en cuenta que si los coeficientes variasen cuando se eliminan algunos instrumentos, entonces sería absurdo asumir que los instrumentos son exógenos al modelo.

Por último, los estadísticos proporcionados por el Test-LM de sobre-identificación (en la Tabla VI) tampoco rechazan la hipótesis nula, lo cual provee mayor evidencia a favor de la conjetura que los instrumentos son exógenos.

## **V. Implicancias**

### **V.1 Incidencia de las Retenciones sobre el IPC**

Volviendo al comienzo de este trabajo, en la Introducción se mencionó que el objetivo era estimar consistentemente cuanto aumentaría (o disminuiría) el IPC si el gobierno nacional decidiese eliminar las retenciones.

Para ello, en primer lugar, es apropiado calcular la tasa promedio del impuesto a la exportación (o sea, las retenciones promedios). A partir de los datos de la recaudación tributaria y de las exportaciones se puede aproximar que la retención promedio para el primer trimestre de 2005 fue del 8.89%<sup>3</sup>.

Esto implica que eliminación de dichos aranceles provocaría un aumento del 9.76% en el precio de los bienes exportables. En particular, esto sucedería si consideramos que Argentina es un país tomador de precios en el mercado internacional y por lo tanto la eliminación de las retenciones no tiene efectos sobre los precios internacionales.

Por lo discutido precedentemente y como en la sección previa se estimó que la elasticidad del IPC respecto a  $P_x$  es de 4.64%, la supresión de las retenciones causaría un aumento del 4.52% en el IPC si las demás variables se mantienen constantes.

Respecto a esto último, hay que tener en cuenta que la eliminación de las retenciones puede afectar a las variables que influyen sobre el IPC, como por ejemplo, la producción de bienes transables. En este caso, la interpretación más adecuada del resultado obtenido sería el efecto parcial de las retenciones sobre el IPC.

Además de este resultado, de la Tabla V surge que la imposición de las retenciones del 8.89% redujo 4.12% el IPC debido al cambio producido en  $P_x$ . Esta medida es de gran

<sup>2</sup> Ambas estimaciones serían consistentes, pero la estimación por GMM-GLS sería la más eficiente.

<sup>3</sup> Retención Promedio = (Recaudación de Exp.) / (Valor de las Exportaciones). En el Apéndice II (Cuadro II) se reportan los datos utilizados.

relevancia ya que, como se ha afirmado en la Introducción, uno de los objetivos de estos aranceles era inicialmente controlar la inflación cuando el tipo de cambio nominal se encontraba en aumento, mientras que en la actualidad se utiliza para controlar la suba de precios con el fin de mantener alto el tipo de cambio real.

Otra de las implicancias de las estimaciones obtenidas, hace alusión a la política de subsidio a la exportación. Por un lado, un subsidio incentivaría la actividad exportadora por el aumento en el precio de los bienes exportables pero, como el signo de  $\varepsilon$  es positivo, este efecto (en parte) se vería contrarrestado por el aumento de los precios domésticos.

Vale destacar que este resultado es idéntico al elaborado en el documento de trabajo de R. Dornbusch (1974), en donde el autor afirma que si existe una relación de sustitución entre los bienes exportables y los no transables, entonces la imposición de un subsidio implicaría un aumento en el precio de los bienes exportables pero también un aumento en los precios de los bienes no transables.

## **V.2 Proteccionismo y Nivel de Precios Interno**

Además del artículo de R. Dornbusch (1974), en la Sección II se citaron varios documentos de trabajo en donde se discutieron las ventajas y desventajas del proteccionismo.

Entre ellos se destacan, dos trabajos escritos por L. Sjaastad (1980 y 1981) en donde se argumenta que el proteccionismo causa un aumento en el precio relativo de los productos importables en términos de los domésticos, pero este incremento es menor que la tarifa a la importación.

Sin embargo, los resultados empíricos de este trabajo demuestran que (para el caso argentino) no existe evidencia suficiente para aceptar esta afirmación. Concretamente, la hipótesis que conjetura que el precio de los productos importables no afecta al precio de los bienes domésticos no puede ser rechazada con certeza.

Además, esto último tiene como corolario que tampoco existe evidencia suficiente para afirmar que los subsidios a la exportación sirven para contrarrestar las medidas proteccionistas.

## **VI. Conclusión**

A lo largo de este trabajo se ha desarrollado un modelo econométrico para estimar la incidencia de las retenciones sobre el IPC. La relevancia de este tema radica en que la eliminación de estos aranceles producirá cambios en el nivel de pobreza, en el bienestar de los consumidores y, en el largo plazo, en la distribución de la renta entre asalariados y capitalistas.

Debido a la trascendencia del tema, el objetivo de este trabajo ha sido estimar de manera consistente la elasticidad del IPC respecto al precio de los bienes exportables, y con esta medida obtener la variación del IPC que causaría la eliminación de las retenciones.

Para llevar a cabo esta estimación se ha descartado aplicar Mínimos Cuadrados Ordinarios porque los problemas de variables omitidas y errores de medición producirían estimaciones inconsistentes. Por consiguiente, la metodología empleada ha sido Variables Instrumentales (IV) explotando las condiciones de los momentos.

Los instrumentos empleados han sido las temperaturas y las precipitaciones medias mensuales de las ciudades de Córdoba (Prov. de Córdoba, Argentina) y General Pico (Prov. de La Pampa, Argentina). Estas variables, como se ha justificado a lo largo de la Secciones IV.4 y IV.6, poseen los requisitos de exogeneidad y relevancia, por lo tanto, se ha procedido a aplicar IV y analizar los resultados obtenidos. Antes de continuar, es importante dejar en claro que las estimaciones realizadas a lo largo de este trabajo son consistentes siempre y cuando la ecuación (1) sea válida, y además, si se cumpla la condición de momentos (3).

El resultado más importante hallado ha sido que la elasticidad del IPC respecto al precio de los productos exportables es 0.464 y que esta estimación es significativamente diferente de cero.

Entonces, como corolario de este resultado, es válido afirmar que la eliminación de las retenciones (que actualmente alcanzan el 8.89%) causaría un aumento del 4.52% en el IPC si todas las demás variables se mantienen constantes. Por otra parte, también me atrevo a afirmar que la imposición de dicha barrera arancelaría a la exportación causó una disminución de 4.12% en el IPC.

Además, es válido destacar que no existe suficiente evidencia para aceptar que el precio de los productos importables afecte al IPC. Esta inferencia se debe que no es suficiente la cantidad de datos disponibles, o bien, a que realmente el precio de los productos importables no afecta al IPC.

Finalmente, con el propósito de enriquecer este trabajo, sería interesante que se desarrollen investigaciones posteriores para cuantificar la intensidad de los factores en la producción de bienes transables y no transables. Luego, una vez obtenidas estas mediciones, podría estimarse el impacto de la eliminación de las retenciones sobre la rentabilidad al trabajo y al capital.

También, otra investigación enriquecedora podría ser analizar como afectan los precios de los bienes transables y no transables a las exportaciones y a las importaciones, pero a diferencia del trabajo de M. Goldstein *et al* (1980), utilizando variables instrumentales que generen resultados consistentes. Estas estimaciones (a diferencia de las de este trabajo) permitirían hacer alguna recomendación de política económica, ya que se podrían cuantificar los costos de eficiencia de las barreras al comercio exterior por medio de las funciones de oferta de exportaciones y demanda de importaciones.

## APENDICE

### Apéndice I

En este apartado se explicará detalladamente las propiedades estadísticas de los estimadores y los tests de hipótesis utilizados en la Sección IV.

En primer lugar, es fundamental precisar que la varianza asintótica estimada correspondiente al estimador de  $\beta_{GMM2}$  es:

$$A\hat{V}ar(\hat{\beta}_{GMM2}) = \left[ \left( \sum_{t=2}^{149} Z_t' X_t \right)' \left( \sum_{t=2}^{149} Z_t' \hat{U}_t \hat{U}_t' Z_t \right)^{-1} \left( \sum_{t=2}^{149} Z_t' X_t \right) \right]^{-1} \quad (A1)$$

La misma es consistente, y asintóticamente eficiente (bajo los supuestos de autocorrelación de primer orden en el término de error y no homocedasticidad).

Por otra parte, el estadístico correspondiente al Test-LM de sobre-identificación se encuentra dado por:

$$LM = \left( \sum_{t=2}^{149} Z_t' \hat{U}_t \right)' \left( \sum_{t=2}^{149} Z_t' \hat{U}_t \hat{U}_t' Z_t \right)^{-1} \left( \sum_{t=2}^{149} Z_t' \hat{U}_t \right) \quad (A2)$$

Bajo  $H_0$ , es decir, si se cumple la condición (3), este estadístico tiene distribución chi-cuadrado con  $(2 \cdot L - k)$  grados de libertad.<sup>4</sup>

Por último, el estadístico del Test de Hausman se encuentra dado por:

<sup>4</sup> Notación:  $k$ =Cantidad de Variables Independientes= $\dim(x_t)$ .

$$H = (\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_1) \cdot [A\hat{V}ar(\hat{\beta}_2) - A\hat{V}ar(\hat{\beta}_1)]^{-1} \cdot (\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_1) \quad (A3)$$

Bajo la hipótesis nula, el estimador de  $\beta_1$  es el más eficiente y este estadístico tiene distribución chi-cuadrado con k grados de libertad.

## Apéndice II

En el siguiente cuadro se reporta el valor (FOB) de las exportaciones, las importaciones y la recaudación obtenida a partir de los tributos a las mismas:

<b>Cuadro II: Tasa Impositiva Estimada - 1° Trimestre de 2005</b>			
	Recaudación	Bal. Com.	Tasa Impositiva
Importación	781.0	22,721.2	<b>3.44%</b>
Exportación	2,569.0	28,900.0	<b>8.89%</b>

En millones de pesos corrientes  
Fuente: AFIP e INDEC.

## REFERENCIAS

- Caves, Richard E.; Frankel, Jeffrey A. y Jones, Ronald W. (1999); *World Trade and Payments: An Introduction*, 8° Edición, The Addison Wesley Series in Economics.
- Corden, W. M. (1966); "The Structure of a Tariff System and the Effective Protective Rate", *Journal of Political Economy*, 74, 3.
- Cortés Douglas, Hernan (1981); *Trade Reform and the Economy: The Chilean Experience*, Documento de Trabajo preparado para la Conferencia sobre Experiencia y Lecciones de las Pequeñas Economías Abiertas en Santiago de Chile.
- Diebold, Francis X. (1998); *Elements of Forecasting*, Ohio, South-Western College Pub.
- Dornbusch, Rudiger (1974); "Tariffs and Nontraded Goods", *Journal of International Economics*, 4.
- Goldstein, Morris; Khan, Moshin S. y Officer, Lawrence H. (1980); "Prices of Tradable and Nontradable Goods in the Demand for Total Imports", *Review of Economics and Statistics*, 62, 2.
- Greene, William H. (1997); *Econometric Analysis*, 3° Edición, New Jersey, Prentice Hall.
- Hamilton, James D. (1994); *Time Series Analysis*, New Jersey, Princeton University Press.
- Hausman, Jerry A. (1978); "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46, 6, pp. 1251-1271.
- Johansen, Søren (1991); "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59, 6, pp. 1551-1580.
- Newey, Whitney K. y West, Kenneth D. (1987); "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55, 3.
- Rogoff, Kenneth (1996); "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature*, 34, 2, pp. 647-668.
- Sjaastad, Larry A. (1980); "Commercial Policy, 'True' Tariffs and Relative Prices", en Black, John y Hindley, Brian; *Current Issues in Commercial Policy and Diplomacy*, New York, St. Martin's Press.
- Sjaastad, Larry A. (1981); *La Reforma Arancelaria en Argentina. Implicancias y Consecuencias*, Documento de Trabajo del CEMA N° 27.
- Stock, James H. y Watson, Mark H. (2003); *Introduction to Econometrics*, s.l., The Addison Wesley Series in Economics.

- Wooldridge, Jeffrey (2000); *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, Ohio, South-Western College Pub.
- Wooldridge, Jeffrey (2002); *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, Massachusetts, MIT Press.
- Zinchenko, Federico (2004); *Incidencia de las Retenciones sobre el IPC. Evidencia Empírica de Argentina*, Tesis de Licenciatura en Economía (No Publicada), Universidad de San Andrés.