



Universidad Nacional de La Plata



**Novenas Jornadas de Economía  
Monetaria e Internacional  
La Plata, 6 y 7 de mayo de 2004**

**Devaluación e Inflación en Argentina después de la  
Convertibilidad**  
Marongiu, Federico (Universidad Nacional de Buenos Aires)

## DEVALUACION E INFLACION EN ARGENTINA DESPUES DE LA CONVERTIBILIDAD

Federico Marongiu  
(Universidad de Buenos Aires)

Versión preliminar: Marzo 2004

**Abstract:** Este artículo pretende mostrar las causas y consecuencias del proceso inflacionario vivido durante la primera mitad del año 2002 en Argentina. En este trabajo se muestra la importancia de la devaluación y depreciación del tipo de cambio para explicar el incremento en el nivel de precios. Se muestra asimismo el impacto diferencial de la devaluación de la moneda doméstica en precios mayoristas y minoristas. Usamos para ello un modelo de exchange rate pass-through y metodologías de cointegración y vectores autorregresivos para estimar el efecto de la depreciación de la moneda doméstica en los precios internos.

Palabras Claves: tipo de cambio – pass-through – inflación – cointegración – vectores autorregresivos (VAR)

JEL CODE: F00 - E30 - C32 – E62

## ***I - Introducción***

El fin del denominado Plan de Convertibilidad en enero de 2002 marcó una brusca variación en la política cambiaria y monetaria de la República Argentina. El régimen cambiario pasó a ser un tipo de cambio flexible con intervención del Banco Central para mantener el valor de la divisa en las cercanías de los valores deseados por las autoridades económicas. Si bien, apenas abandonado el tipo de cambio fijo, la moneda doméstica sufrió una considerable depreciación, con posterioridad la divisa estabilizó su valor. En cuanto a lo que a política monetaria se refiere, la derogación del Artículo 4º de la Ley 23.928 (Ley de Convertibilidad) realizada mediante la Ley Nº 25.561 “de Emergencia Económica y Reforma del Regimen Cambiario” permitió al Banco Central no tener la necesidad de respaldar el cien por ciento de la base monetaria con reservas en oro y divisas extranjeras. Mediante la eliminación de esta restricción, el Banco Central recuperó la capacidad de emitir moneda sin respaldo.

La devaluación del peso fue acompañada con medidas de ajuste fiscal implícito que permitieron en 2002 y 2003 reducir el resultado fiscal negativo que se había manifestado durante los noventa. El impulso inicial de la devaluación y las expectativas generadas por esta hicieron que la moneda doméstica se depreciara rápidamente alcanzando su valor mínimo a mediados de junio de 2002.

Históricamente Argentina financió sus constantes déficits fiscales de dos maneras: en los años en que el país contó con acceso al crédito externo (1977-1982 y 1992-2000) la inflación se mantiene baja ya que el gobierno nacional no emitió moneda nacional para financiar sus gastos y mantuvo un tipo de cambio de características rígidas. Como contrapartida se endeudó a un ritmo mucho mayor para cubrir el exceso de gastos sobre ingresos. De la misma manera en los períodos sin acceso al crédito (1974– 1976 y 1983-1989) el estado cubrió sus necesidades de financiamiento mediante inflación y emisión monetaria.

En el año 2002 cuando la devaluación generó un incremento de precios que hizo que la recaudación de impuestos como el IVA o Ganancias (del cual no se pudo descontar la inflación que es una ganancia ficticia) no disminuyera tanto como lo habría hecho de no mediar la inflación. Asimismo se implementaron las Retenciones a las Exportaciones que pasaron a ser una pieza fundamental en el sistema tributario argentino, encubriendo la caída en la recaudación de otros impuestos.

Este trabajo busca echar luz sobre las causas y consecuencias del proceso inflacionario ocurrido a principios de 2002 e intenta demostrar que la causa fundamental del incremento en los precios fue el incremento en el tipo de cambio nominal.

En la Sección II damos un breve resumen histórico de la inflación en la Argentina, en la Sección III desarrollamos algunos modelos de pass-through del tipo de cambio y realizamos la comprobación empírica del modelo mediante técnicas de cointegración y vectores

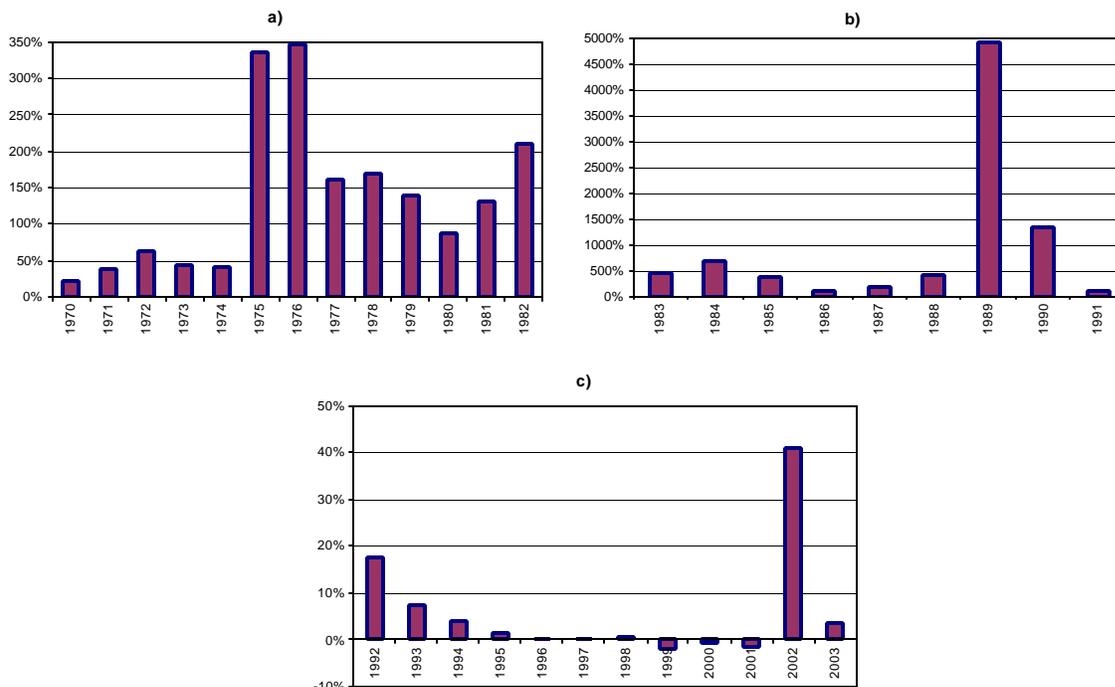
autoregresivos, en la sección IV mostramos los efectos de la devaluación y el incremento de precios en la política fiscal, deuda y pobreza.

## **II – La inflación en la Argentina**

Argentina se caracterizó por presentar a lo largo de las últimas décadas períodos de inflación seguidos por estabilizaciones con mejores o peores resultados. Generalmente los planes de estabilización consistieron en poner un ancla (en mayor o menor medida) en el tipo de cambio nominal. En 1991, al implementarse el Plan de Convertibilidad, la inflación descendió rápidamente, siendo el tipo de cambio fijo por más de una década, el ancla principal que mantuvo a raya los precios.

En el Gráfico 1 puede observarse la evolución de los precios minoristas entre 1970 y 2002. Para poder ver de manera clara la evolución de los precios hemos debido dividir la serie en tres partes debido al problema de escala presentado por las hiperinflaciones de 1989 y 1990.

**Gráfico 1: Evolución de los precios minoristas en Argentina 1970 - 2003**



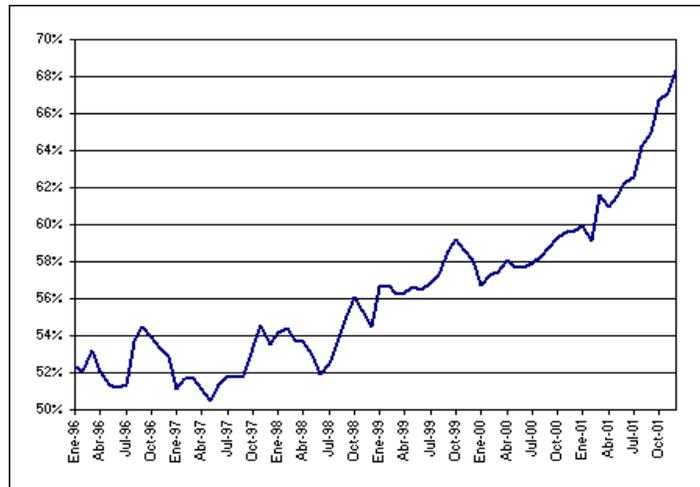
FUENTE: INDEC

Tal como puede apreciarse en la parte a) del gráfico, a mediados de la década de los setenta comienza a evidenciarse una presión inflacionaria fruto de devaluaciones del tipo de cambio nominal y de la constante emisión monetaria para cubrir recurrentes déficits fiscales. A partir del

golpe militar de 1976 se suceden varias políticas de estabilización de precios que resultan débiles para detener el proceso inflacionario. Posteriormente, con el retorno de la democracia se busca reducir el incremento en los precios minoristas mediante una política de shock denominada Plan Austral, pero las debilidades institucionales junto con la continua depreciación de la moneda local llevan a la hiperinflación de 1989. A partir del Plan de Convertibilidad se observa una reducción en la tasa de inflación minorista anual, que luego del comienzo de la recesión económica argentina se vuelve deflacionaria. Al abandonarse el tipo de cambio fijo a comienzos de 2002 y depreciarse la moneda local respecto del resto de las monedas, los precios se disparan generando un corto proceso de incremento de precios que se estabilizan luego de medio año.

Un aspecto relevante al analizar las causas y consecuencias de la devaluación argentina de 2002 es ver el grado de lo que Calvo y Reinhart (2002) denominan “fear to float” (o grado de dolarización) de la economía del país en los meses previos a la devaluación. La importancia de dicho concepto es evidente al analizar la proporción de depósitos y créditos en dólares que el sistema financiero tenía a fines de los noventa. Este indicador muestra que el sistema financiero argentino tuvo un alto grado de dolarización que se incrementaba a medida que las distintas crisis golpeaban a la Argentina.

**Gráfico 2: Evolución del grado de dolarización del sistema financiero argentino 1996-2001**



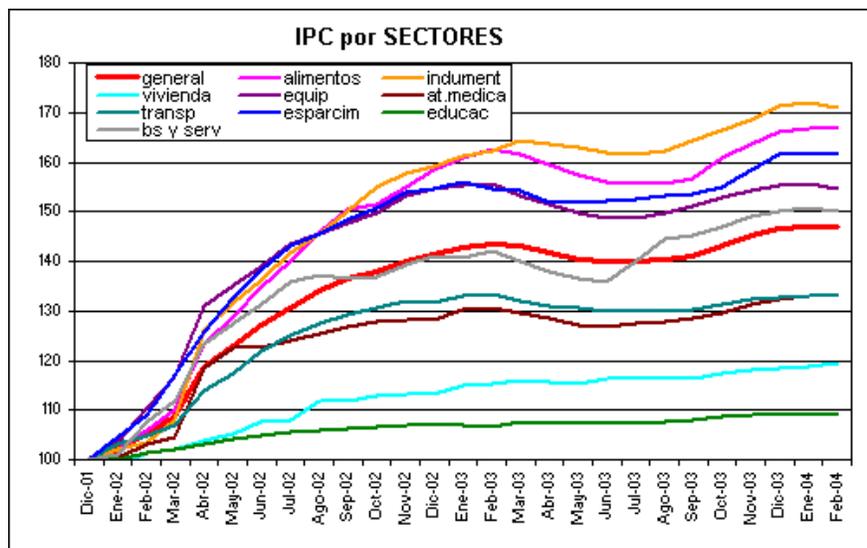
FUENTE: Elaboración propia sobre la base de BCRA

En el gráfico 2 se advierte que el grado de dolarización del sistema financiero se incrementó paulatinamente en la segunda mitad de los noventa, acelerándose dicho proceso a partir de mediados de 1998, coincidiendo con el comienzo de la recesión que terminaría en la devaluación de la moneda local. El porcentaje de depósitos y créditos en dólares que en la primera mitad de los noventa había sido cercano al 50% del total, comenzó a elevarse hasta llegar casi a un 70% en los meses previos a la devaluación.

Otro indicador que puede analizarse como indicador previo a la devaluación es la diferencia en la tasa de interés de los créditos en pesos versus la de los créditos en dólares. Este es el denominado “riesgo de descalce de divisas”. A medida que el mercado percibe un riesgo inherente de devaluación en la economía, la tasa en moneda doméstica crece en relación a la tasa en moneda extranjera.

El impacto del aumento de los precios fue distinto de acuerdo al sector que se considere en la medición del índice de precios al consumidor. Una herramienta útil para analizar estas variaciones de precios son los índices correspondientes a cada capítulo del índice general de precios. En el gráfico siguiente puede apreciarse la evolución de cada uno de los sectores entre diciembre de 2001 y enero de 2004.

**Gráfico 3: Evolución de los precios minoristas por sector (sin estacionalidad) 2002-2004**



FUENTE: Elaboración propia en base a INDEC

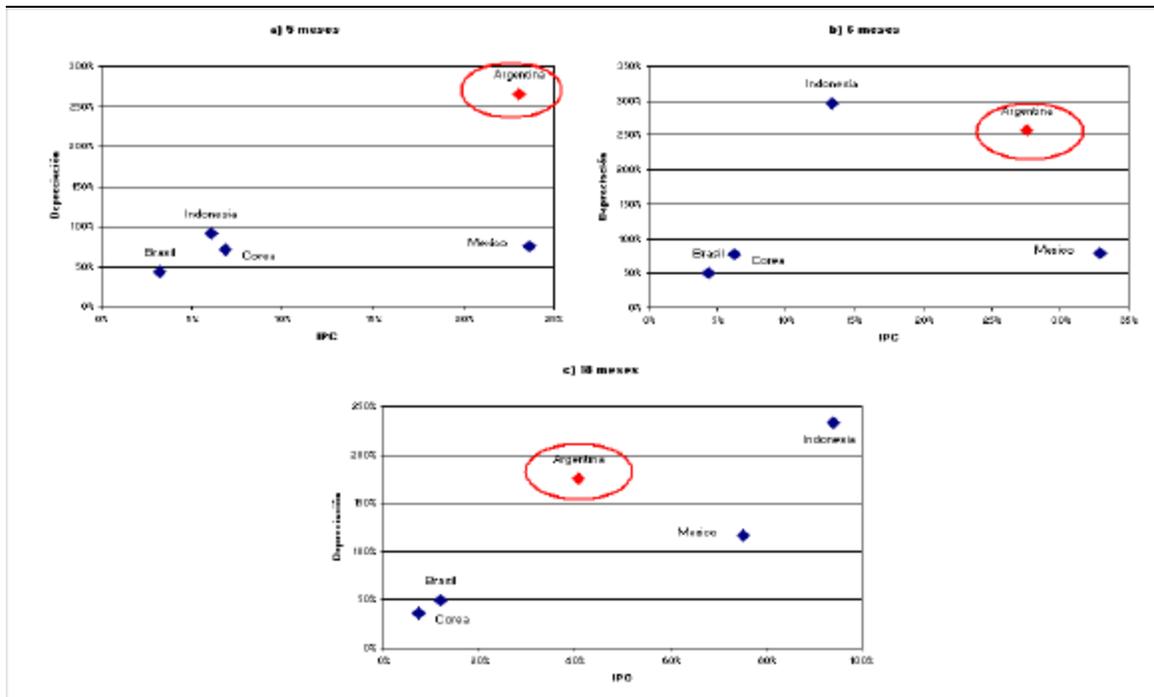
Tal como puede apreciarse en el gráfico 3, aquellos rubros donde existía una demanda más inelástica (alimentos y bebidas) o aquellos donde existía un componente de insumos importados (equipamiento y funcionamiento del hogar e indumentaria) más elevado fueron los que más aumentaron sus precios. Así puede verse en el gráfico, que por sobre la línea correspondiente a la evolución del índice general de precios se hallan aquellas correspondientes a los precios de alimentos y bebidas, indumentarias y esparcimiento, mientras que por debajo de la misma se encuentran transporte, educación, atención médica y vivienda.

La estabilización de la moneda doméstica hacia mediados de 2002 y su leve apreciación a partir de ese momento llevaron a una disminución importante en el nivel de incremento de los precios. En el gráfico 4 puede observarse que en la comparación con otros países que sufrieron un proceso de devaluación y depreciación de sus monedas, la Argentina tuvo un pass through hacia

precios relativamente rápido, incrementándose el índice de precios al consumidor un 23% en sólo cinco meses. Tal como puede verse en el panel a) del gráfico, de los países considerados, únicamente México tuvo una evolución similar en los precios al consumidor en este lapso. La diferencia con México reside en que la moneda argentina tuvo una depreciación más rápida y esto puede observarse en el hecho que el punto correspondiente a la Argentina se encuentre en el ángulo superior derecho de dicho panel.

En el panel b) del mismo gráfico se observa que el proceso de crecimiento de los precios minoristas en Argentina comienza a detenerse, siendo superado por el de México. En el panel c) se muestra la estabilización tanto cambiaria como de precios ocurrida en Argentina desde mediados de 2002. En comparación con países como México e Indonesia, el incremento en los precios al consumidor ocurrido en nuestro país fue evidentemente menor. La devaluación ocurrida en México, luego de dieciocho meses alcanzaba a más del 100%, mientras que en Argentina llegaba a más de un 170% (luego de haber superado un 250% a mediados de 2002).

**Gráfico 4: Evolución de la inflación y depreciación de la moneda– Comparación internacional**

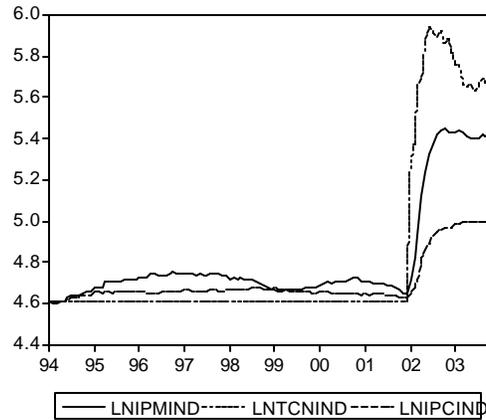


FUENTE: Elaboración propia sobre la base de INDEC, BCRA y FMI

La experiencia internacional, tal como es relevada en Burstein et al. (2002) muestra que la tasa de inflación medida por el Índice de precios al Consumidor es muy baja en relación a la tasa de depreciación del tipo de cambio. Asimismo, determina que, tal cual lo sucedido en Argentina, los precios mayoristas sufren un mayor incremento (en parte debido a la mayor proporción de

insumos importados) que los precios minoristas, pero menos que los precios de las exportaciones e importaciones.

**Gráfico 5: Evolución del tipo de cambio nominal y de los precios 1994-2003**



FUENTE: Elaboración propia sobre la base de INDEC y BCRA

Tal como puede apreciarse en el gráfico 5, el incremento en el tipo de cambio nominal, es decir, la depreciación de la moneda local, fue mucho mayor al incremento en los precios mayoristas. A su vez, el impacto de la devaluación del peso repercutió en mucho menor proporción en los precios al consumidor.

En la tabla 1 se observa la evolución de algunos indicadores para países que han sufrido la devaluación de su tipo de cambio.

**Tabla 1 : Variaciones de precios y tipo de cambio en países con experiencias recientes de devaluación**

|                    | Corea  |        | Tailandia |        | Malasia |        | Indonesia |        |
|--------------------|--------|--------|-----------|--------|---------|--------|-----------|--------|
|                    | Sep-98 | Sep-99 | Jul-98    | Jul-99 | Jul-98  | Jul-99 | Jul-98    | Jul-99 |
| Tipo de cambio     | 41,2%  | 27,6%  | 49,7%     | 35,9%  | 48,2%   | 39,1%  | 171,1%    | 108,3% |
| Precios minoristas | 6,6%   | 7,4%   | 10,1%     | 9,0%   | 5,7%    | 8,1%   | 44,9%     | 66,8%  |
| Precios mayoristas | 10,8%  | 9,7%   | 19,1%     | 10,4%  | 15,7%   | 8,7%   | 83,9%     | 85,9%  |

|                    | Mexico |        | Brasil |        | Finlandia |        | Suecia |        | Argentina |        |
|--------------------|--------|--------|--------|--------|-----------|--------|--------|--------|-----------|--------|
|                    | Nov-95 | Nov-96 | Ene-00 | Ene-01 | Ago-93    | Ago-94 | Sep-93 | Sep-94 | Ene-03    | Ene-04 |
| Tipo de cambio     | 80,0%  | 83,3%  | 42,4%  | 48,7%  | 38,2%     | 25,6%  | 40,2%  | 34,0%  | 224,0%    | 193,2% |
| Precios minoristas | 39,5%  | 64,0%  | 8,7%   | 15,4%  | 2,0%      | 3,9%   | 4,1%   | 6,6%   | 41,0%     | 44,6%  |
| Precios mayoristas | 43,3%  | 68,3%  | 25,4%  | 36,8%  | 3,9%      | 6,3%   | 8,7%   | 12,4%  | 118,2%    | 121,5% |

FUENTE: Elaboración propia en base a Burstein (2002), INDEC, y BCRA.

Tal como mencionamos anteriormente se observa en todos los casos un incremento mucho mayor en los precios mayoristas, impulsados por la depreciación del tipo de cambio. Es importante también el efecto de la sustitución de importaciones (o lo que Burstein denomina “flight from quality”). Esta sustitución lleva a variaciones en las canastas y patrones de consumo que hacen que los precios minoristas sufran en una proporción menor el impacto de la devaluación.

### III- Un modelo de pass-through del tipo de cambio para Argentina

Usualmente se denomina pass-through a la tasa a la cual los cambios en el tipo de cambio de un determinado país se reflejan en los precios domésticos

Si se intenta generar un modelo que muestre el comportamiento de los precios explicándolos únicamente por la evolución del tipo de cambio nominal y la forma en que variaciones en este último inciden en éstos, el modelo sería del tipo:

$$p_t = \beta \cdot e_t + \epsilon_t \quad (1)$$

donde  $p$  es el logaritmo de los precios,  $e$  es el logaritmo del tipo de cambio nominal y  $\epsilon$  es un término de error con distribución Normal  $(0, \sigma_\epsilon^2)$ .

Mann (1986) y otros han demostrado que esta expresión para representar el “pass-through” de movimientos en el tipo de cambio hacia los precios es válida para modelos de competencia perfecta pero no aplicables a economías reales empíricamente. Para tener una noción cabal de los problemas que presenta este tipo de ecuaciones podemos realizar un análisis de regresión simple sobre un modelo basado únicamente en la ecuación (1).

En primer lugar podemos observar las correlaciones existentes entre las variables de dicho modelo básico. En la Tabla 2 se encuentra la matriz de correlaciones del tipo de cambio y de los precios. Por razones de practicidad, tanto el tipo de cambio nominal como los índices de precios se toman en logaritmos.

**Tabla 2: matriz de correlaciones del tipo de cambio y de los índices de precios**

|          | LNIPMIND | LNTCNIND | LNIPCIND |
|----------|----------|----------|----------|
| LNIPMIND | 1.000000 | 0.953509 | 0.990738 |
| LNTCNIND | 0.953509 | 1.000000 | 0.931626 |
| LNIPCIND | 0.990738 | 0.931626 | 1.000000 |

En la tabla puede observarse que las variables LNIPMIND (logaritmo del índice de precios mayoristas) y LNIPCIND (logaritmo del índice de precios al consumidor) se encuentran correlacionadas positivamente y en alto grado con el logaritmo del tipo de cambio nominal.

Para poder realizar una regresión de manera correcta con este tipo de ecuación se requiere la existencia de una relación de cointegración entre el índice de precios utilizado y el tipo de cambio nominal. Es decir, que para que esta ecuación sea explicativa debe existir una relación del largo plazo entre ambas variables. Para analizar esto debemos verificar si la serie de precios y la de tipo de cambio nominal tienen el mismo orden de integración. Para determinar esto utilizamos un test Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Posteriormente debemos analizar la combinación lineal de ambas variables y ésta debe ser integrada de orden cero  $I(0)$ . Los residuos de esta última serie deben ser estacionarios.

**Tabla 3: Test Dickey-Fuller Aumentado para los índices de precios y el tipo de cambio nominal**

Para LNIPCIND en niveles:

| Nº de lags | Test Statistic | Valores Críticos |              |               | Akaike    |
|------------|----------------|------------------|--------------|---------------|-----------|
| 2 lags     | -0.757205      | 1% = -3.4880     | 5% = -2.8865 | 10% = -2.5799 | -6.613662 |
| 3 lags     | -0.860769      | 1% = -3.4885     | 5% = -2.8868 | 10% = -2.5801 | -6.589167 |
| 4 lags     | -0.187155      | 1% = -3.489      | 5% = -2.887  | 10% = -2.5802 | -6.607968 |

En diferencias:

| Nº de lags | Test Statistic | Valores Críticos |              |               | Akaike    |
|------------|----------------|------------------|--------------|---------------|-----------|
| 2 lags     | -3.129764      | 1% = -3.4885     | 5% = -2.8868 | 10% = -2.5801 | -6.599936 |
| 3 lags     | -3.7318        | 1% = -3.489      | 5% = -2.887  | 10% = -2.5802 | -6.625340 |
| 4 lags     | -3.681748      | 1% = -3.4895     | 5% = -2.8872 | 10% = -2.5803 | -6.601053 |

En segundas diferencias:

| Nº de lags | Test Statistic | Valores Críticos |              |               | Akaike    |
|------------|----------------|------------------|--------------|---------------|-----------|
| 2 lags     | -6.181362      | 1% = -3.489      | 5% = -2.887  | 10% = -2.5802 | -6.521753 |
| 3 lags     | -5.618366      | 1% = -3.489      | 5% = -2.8872 | 10% = -2.5803 | -6.49857  |
| 4 lags     | -5.553486      | 1% = -3.49       | 5% = -2.8874 | 10% = -2.5804 | -6.489997 |

Vemos en las tablas que la serie de índice de precios al consumidor tiene una raíz unitaria. La serie no es estacionaria en niveles pero si en primeras diferencias. Por lo tanto si al diferenciarla una vez, la serie se vuelve estacionaria podemos decir que LNIPCIND es integrada de orden 1 o I(1) con un nivel de significatividad del 95%.

Para LNIPMIND en niveles :

| Nº de lags | Test Statistic | Valores Críticos |              |               | Akaike    |
|------------|----------------|------------------|--------------|---------------|-----------|
| 2 lags     | -1.2846        | 1% = -3.4880     | 5% = -2.8865 | 10% = -2.5799 | -5.349337 |
| 3 lags     | -0.724794      | 1% = -3.4885     | 5% = -2.8868 | 10% = -2.5801 | -5.360301 |
| 4 lags     | -0.385725      | 1% = -3.489      | 5% = -2.887  | 10% = -2.5802 | -5.347073 |

En diferencias:

| Nº de lags | Test Statistic | Valores Críticos |              |               | Akaike    |
|------------|----------------|------------------|--------------|---------------|-----------|
| 2 lags     | -3.84254       | 1% = -3.4885     | 5% = -2.8868 | 10% = -2.5801 | -5.373037 |
| 3 lags     | -4.080142      | 1% = -3.489      | 5% = -2.887  | 10% = -2.5802 | -5.363383 |
| 4 lags     | -3.954159      | 1% = -3.4895     | 5% = -2.8872 | 10% = -2.5803 | -5.340300 |

En segundas diferencias:

| Nº de lags | Test Statistic | Valores Críticos |              |               | Akaike    |
|------------|----------------|------------------|--------------|---------------|-----------|
| 2 lags     | -5.735301      | 1% = -3.489      | 5% = -2.887  | 10% = -2.5802 | -5.237723 |
| 3 lags     | -5.463707      | 1% = -3.489      | 5% = -2.8872 | 10% = -2.5803 | -5.220568 |
| 4 lags     | -5.423468      | 1% = -3.49       | 5% = -2.8874 | 10% = -2.5804 | -5.211062 |

Tal como muestran los resultados, los precios mayoristas tampoco son estacionarios en niveles pero sí lo son en primera diferencia. Por lo tanto la variable LNIPMIND es integrada de orden 1 o I(1) con un nivel de significación del 95%.

Para LNTCN en niveles:

| Nº de lags | Test Statistic | Valores Críticos |         |         | Akaike    |
|------------|----------------|------------------|---------|---------|-----------|
|            |                | 1% =             | 5% =    | 10% =   |           |
| 2 lags     | -1.153422      | -3.4880          | -2.8865 | -2.5799 | -2.540146 |
| 3 lags     | -1.106805      | -3.4885          | -2.8868 | -2.5801 | -2.513423 |
| 4 lags     | -1.173871      | -3.489           | -2.887  | -2.5802 | -2.488283 |

En diferencias:

| Nº de lags | Test Statistic | Valores Críticos |         |         | Akaike    |
|------------|----------------|------------------|---------|---------|-----------|
|            |                | 1% =             | 5% =    | 10% =   |           |
| 2 lags     | -4.219062      | -3.4885          | -2.8868 | -2.5801 | -2.519791 |
| 3 lags     | -3.7953        | -3.489           | -2.887  | -2.5802 | -2.493186 |
| 4 lags     | -3.585232      | -3.4895          | -2.8872 | -2.5803 | -2.465923 |

En segundas diferencias:

| Nº de lags | Test Statistic | Valores Críticos |         |         | Akaike    |
|------------|----------------|------------------|---------|---------|-----------|
|            |                | 1% =             | 5% =    | 10% =   |           |
| 2 lags     | -8.771571      | -3.489           | -2.887  | -2.5802 | -2.385687 |
| 3 lags     | -7.390894      | -3.4895          | -2.8872 | -2.5803 | -2.369325 |
| 4 lags     | -5.863727      | -3.49            | -2.8874 | -2.5804 | -2.34178  |

La serie de tipo de cambio nominal presenta una raíz unitaria en niveles y resulta estacionaria en primeras diferencias, por lo tanto a un nivel de significatividad del 95% la serie es integrada de orden 1.

Para que la estimación de los parámetros y de las relaciones entre los precios y el tipo de cambio nominal sean consistentes debemos analizar la exogeneidad del tipo de cambio nominal respecto de los índices de precios. Para ello usamos el Test de Causalidad de Granger.

El test para el Índice de Precios al Consumidor sería de la forma:

$$\begin{cases} \Delta IPC_t = \sum_{j=1}^K (\Theta_j \cdot \Delta IPC_{t-j} + \mathbf{b}_j \cdot \Delta e_{t-j}) + \mathbf{e}_t \\ \Delta e_t = \sum_{j=1}^K (\mathbf{I}_j \cdot \Delta e_{t-j} + \mathbf{t}_j \cdot \Delta IPC_{t-j}) + \mathbf{y}_t \end{cases}$$

donde  $e$  es el tipo de cambio nominal e IPC es el Índice de Precios al Consumidor. Así para nuestro modelo:

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1994:01 2003:10

Lags: 3

| Null Hypothesis:                         | Obs | F-Statistic | Probability |
|--|-----|-------------|-------------|
| LNTCNIND does not Granger Cause LNIPCIND | 115 | 30.5314     | 2.3E-14     |
| LNIPCIND does not Granger Cause LNTCNIND |     | 0.34867     | 0.79018     |

El test de causalidad de Granger muestra que las variaciones del tipo de cambio nominal causan variaciones en el índice de precios y que la relación inversa no es válida.

Haciendo el mismo experimento con el índice de precios mayoristas:

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1994:01 2003:10

Lags: 3

| Null Hypothesis:                         | Obs | F-Statistic | Probability |
|--|-----|-------------|-------------|
| LNTCNIND does not Granger Cause LNIPMIND | 115 | 27.2546     | 3.4E-13     |
| LNIPMIND does not Granger Cause LNTCNIND |     | 1.29349     | 0.28043     |

Realizando el mismo test para distinto número de lags observamos las probabilidades de los F-Statistics:

|                  | 3 lags  | 4 lags  | 5 lags  | 6 lags  | 7 lags  |
|------------------|---------|---------|---------|---------|---------|
| IPC no causa TCN | 0.79018 | 0.22186 | 0.32821 | 0.38172 | 0.37062 |
| IPM no causa TCN | 0.28042 | 0.13338 | 0.17155 | 0.16183 | 0.12060 |

Lo que se observa en estos resultados es que a un nivel de confianza del 95% en ningún caso los precios tienen una relación de precedencia sobre el tipo de cambio nominal.

Realizando una simple regresión de este modelo se obtienen los siguientes resultados:

Dependent Variable: LNIPC

Method: Least Squares

Sample: 1994:01 2003:10

Included observations: 118

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| LNTCNEP            | 0.244312    | 0.008849              | 27.60984    | 0.0000    |
| C                  | 4.605024    | 0.004320              | 1065.914    | 0.0000    |
| R-squared          | 0.867927    | Mean dependent var    |             | 4.655980  |
| Adjusted R-squared | 0.866789    | S.D. dependent var    |             | 0.116259  |
| S.E. of regression | 0.042432    | Akaike info criterion |             | -3.465008 |
| Sum squared resid  | 0.208858    | Schwarz criterion     |             | -3.418047 |
| Log likelihood     | 206.4355    | F-statistic           |             | 762.3035  |
| Durbin-Watson stat | 0.176945    | Prob(F-statistic)     |             | 0.000000  |

El resultado muestra un buen ajuste pero existen evidentes problemas de autocorrelación en el modelo evidenciados en un coeficiente D-W cercano a cero. Asimismo puede notarse que la constante de regresión es estadísticamente significativa, pese a carecer ésta de un significado teórico en el modelo.

Otro modelo, con un nivel de complejidad levemente superior, parte del analizado en Choudhri (2001) que calcula el pass-through del tipo de cambio a los precios de la siguiente manera:

$$p_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \cdot p_{t-1} + \mathbf{a}_2 \cdot e_t + \mathbf{e}_t \quad (2)$$

Los datos para Argentina muestran en este modelo:

Dependent Variable: LNIPCIND

Sample(adjusted): 1994:02 2003:10

Included observations: 117 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| LNIPCIND(-1)       | 0.841059    | 0.012728              | 66.08198    | 0.0000    |
| LNTCNIND           | 0.051103    | 0.003244              | 15.75465    | 0.0000    |
| C                  | 0.504241    | 0.046274              | 10.89677    | 0.0000    |
| R-squared          | 0.996654    | Mean dependent var    |             | 4.702851  |
| Adjusted R-squared | 0.996595    | S.D. dependent var    |             | 0.116409  |
| S.E. of regression | 0.006792    | Akaike info criterion |             | -7.120723 |
| Sum squared resid  | 0.005260    | Schwarz criterion     |             | -7.049898 |
| Log likelihood     | 419.5623    | F-statistic           |             | 16978.62  |
| Durbin-Watson stat | 1.787407    | Prob(F-statistic)     |             | 0.000000  |

Las variables explicativas, en este caso el logaritmo de los precios con un rezago de un período y el logaritmo del tipo de cambio, son significativas tanto individualmente (tal como demuestran los P-values) como conjuntamente (tal como puede verse en el F -statistic).

Un modelo más sofisticado para este tipo de análisis surge de considerar al nivel general de precios como un promedio ponderado entre el precio de los bienes transables y de los no transables.

De esta manera la ecuación del nivel general de precios tendría la siguiente forma:

$$p = \mathbf{a} \cdot (p_T) + (1 - \mathbf{a}) \cdot p_{NT} \quad (3)$$

donde los precios de los bienes transables pueden definirse como siguiendo la Paridad de Poder Adquisitiva de la siguiente manera:

$$p_T = e + p_T^* \quad (4)$$

donde  $p_T^*$  es el logaritmo de los precios externos (es decir, se define que los precios de los transables se determinan en el mercado externo).

Al mismo tiempo el precio de los no transables puede expresarse, siguiendo a Lissovlik (2003) como

$$p_{NT} = \mathbf{b}(m^s - m^d) + \mathbf{d} \cdot p_{gov} \quad (5)$$

donde  $m^s$  es el stock nominal de dinero,  $m^d$  es la demanda de saldos reales y  $p_{gov}$  es el componente administrativo de los precios, es decir, una variable que tiene en cuenta todos aquellos aspectos fundamentalmente relacionados con el accionar del gobierno sobre los precios (regulaciones, etc.).

$p_{NT}$  puede expresarse también como

$$p_{NT} = \mathbf{g} \cdot \mathbf{w} + \mathbf{p} \cdot p_{gov} \quad (5')$$

donde  $w$  son los salarios. El modelo de precios entonces puede determinarse como:

$$p = \mathbf{a} \cdot \mathbf{g} \cdot \mathbf{w} + \mathbf{a} \cdot \mathbf{p} \cdot p_{gov} + (1 - \mathbf{a}) \cdot p_T^* + (1 - \mathbf{a}) \cdot e \quad (6)$$

La falta de un indicador de salarios apropiado hace que en la práctica tengamos que utilizar para el análisis una serie del índice de salarios que estima mensualmente el INDEC empalmada con las estadísticas de salarios que publica semestralmente el Ministerio de Trabajo, mensualizada para tener en cuenta la estacionalidad de los salarios. A esta variable la hemos denominado LNSALARIOIND.

Burstein et al. (2002) hallan que la conducta del Índice de Precios al Consumidor es similar tanto si se incluyen los precios regulados por el gobierno como si no se los incluye. Por ello, es preferible suponer que  $p_{gov} = 0$  para Argentina.

Esto resultaría en una simplificación del modelo que quedaría de la siguiente manera:

$$p = \mathbf{a} \cdot \mathbf{g} \cdot \mathbf{w} + (1 - \mathbf{a}) \cdot p_T^* + (1 - \mathbf{a}) \cdot e \quad (6')$$

Como indicador de los precios externos ( $p_T^*$ ) hemos elaborado un índice ponderado de los precios externos de los principales productos exportados por Argentina. Hemos tomado en cuenta los precios de commodities que constituyen las principales exportaciones de Argentina, tales como trigo, soja, maíz, petróleo, etc. y los hemos ponderado por la participación de dichos productos sobre el total de las exportaciones. Hemos denominado a la variable como LNPEXTERNOS.

Es necesario para el análisis ver el orden de integración de esta última variable, así como de nuestro indicador de salarios:

**Tabla 4: Tests de Dickey Fuller Aumentado para precios externos y salarios**

Para los precios externos (lnpexternos):

| Nº de lags | Test Statistic | Valores Críticos |              |               | Akaike    |
|------------|----------------|------------------|--------------|---------------|-----------|
|            |                | 1% =             | 5% =         | 10% =         |           |
| 2 lags     | -1.776232      | 1% = -3.4880     | 5% = -2.8865 | 10% = -2.5799 | -3.172365 |
| 3 lags     | -1.659727      | 1% = -3.4885     | 5% = -2.8868 | 10% = -2.5801 | -3.152743 |
| 4 lags     | -1.620288      | 1% = -3.489      | 5% = -2.887  | 10% = -2.5802 | -3.134653 |

En diferencias:

| Nº de lags | Test Statistic | Valores Críticos |      |       | Akaike |
|------------|----------------|------------------|------|-------|--------|
|            |                | 1% =             | 5% = | 10% = |        |

|        |           |              |              |               |           |
|--------|-----------|--------------|--------------|---------------|-----------|
| 2 lags | -5.845325 | 1% = -3.4885 | 5% = -2.8868 | 10% = -2.5801 | -3.145328 |
| 3 lags | -5.019947 | 1% = -3.489  | 5% = -2.887  | 10% = -2.5802 | -3.128112 |
| 4 lags | -3.962699 | 1% = -3.4895 | 5% = -2.8872 | 10% = -2.5803 | -3.115902 |

En segundas diferencias:

| Nº de lags | Test Statistic | Valores Críticos |              |               | Akaike    |
|------------|----------------|------------------|--------------|---------------|-----------|
| 2 lags     | -9.992227      | 1% = -3.489      | 5% = -2.887  | 10% = -2.5802 | -2.936092 |
| 3 lags     | -9.583890      | 1% = -3.4895     | 5% = -2.8872 | 10% = -2.5803 | -2.995614 |
| 4 lags     | -8.747803      | 1% = -3.49       | 5% = -2.8874 | 10% = -2.5804 | -3.022006 |

La variable no es estacionaria en niveles, pero sí lo es en diferencias. Por lo tanto los precios externos también son integrados de orden 1.

Para los salarios (lnsalarioind):

| Nº de lags | Test Statistic | Valores Críticos |              |               | Akaike    |
|------------|----------------|------------------|--------------|---------------|-----------|
| 2 lags     | -0.677670      | 1% = -3.4880     | 5% = -2.8865 | 10% = -2.5799 | -6.840495 |
| 3 lags     | -0.366775      | 1% = -3.4885     | 5% = -2.8868 | 10% = -2.5801 | -6.871700 |
| 4 lags     | -0.704735      | 1% = -3.489      | 5% = -2.887  | 10% = -2.5802 | -6.884873 |

En diferencias:

| Nº de lags | Test Statistic | Valores Críticos |              |               | Akaike    |
|------------|----------------|------------------|--------------|---------------|-----------|
| 2 lags     | -6.105082      | 1% = -3.4885     | 5% = -2.8868 | 10% = -2.5801 | -6.888011 |
| 3 lags     | -5.259642      | 1% = -3.489      | 5% = -2.887  | 10% = -2.5802 | -6.897941 |
| 4 lags     | -4.018971      | 1% = -3.4895     | 5% = -2.8872 | 10% = -2.5803 | -6.891342 |

En segundas diferencias:

| Nº de lags | Test Statistic | Valores Críticos |              |               | Akaike    |
|------------|----------------|------------------|--------------|---------------|-----------|
| 2 lags     | -9.989633      | 1% = -3.489      | 5% = -2.887  | 10% = -2.5802 | -6.687531 |
| 3 lags     | -8.142493      | 1% = -3.4895     | 5% = -2.8872 | 10% = -2.5803 | -6.767371 |
| 4 lags     | -8.917023      | 1% = -3.49       | 5% = -2.8874 | 10% = -2.5804 | -6.863263 |

Con la variable de salarios ocurre lo mismo: no es estacionaria en niveles pero sí lo es en primeras diferencias, por lo tanto es integrada de orden 1.

Para verificar la exogeneidad de estas variables respecto de los precios debemos nuevamente recurrir a la “causalidad en sentido de Granger”, esta vez para testear las variables de precios externos y de salarios.

Realizando el test para distinto número de lags respecto de las variables de salarios y precios externos obtenemos las probabilidades de los F-statistics:

|                                 | 2 lags  | 3 lags  | 4 lags  | 5 lags  | 6 lags  | 7 lags  |
|---------------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| LNIPC no causa<br>LNSALARIOSIND | 0.00263 | 0.00245 | 0       | 0       | 0       | 0       |
| LNIPC no causa<br>LNPEXTERNOS   | 0.20809 | 0.10162 | 0.14288 | 0.18749 | 0.21587 | 0.19135 |

Como puede verse en el cuadro anterior, la variable de salarios no puede considerarse como fuertemente exógena y por ello debe utilizarse en la estimación del modelo una estructura econométrica que elimine los problemas derivados de la endogeneidad de las distintas variables. Para ello utilizaremos un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR).

Una versión simple de este tipo de modelos para nuestro caso sería del tipo irrestricto:

$$\begin{cases} LNIPCIND_t = a_{10} + a_{11} \cdot LNIPCIND_{t-1} + a_{12} \cdot TCN_{t-1} + a_{13} \cdot LNSALARIOSIND_{t-1} + a_{14} \cdot LNPEXTERNOS_{t-1} + e_{1,t} \\ TCN_t = a_{20} + a_{21} \cdot LNIPCIND_{t-1} + a_{22} \cdot TCN_{t-1} + a_{23} \cdot LNSALARIOSIND_{t-1} + a_{24} \cdot LNPEXTERNOS_{t-1} + e_{2,t} \\ LNSALARIOSIND_t = a_{30} + a_{31} \cdot LNIPCIND_{t-1} + a_{32} \cdot TCN_{t-1} + a_{33} \cdot LNSALARIOSIND_{t-1} + a_{34} \cdot LNPEXTERNOS_{t-1} + e_{3,t} \\ LNPEXTERNOS_t = a_{40} + a_{41} \cdot LNIPCIND_{t-1} + a_{42} \cdot TCN_{t-1} + a_{43} \cdot LNSALARIOSIND_{t-1} + a_{44} \cdot LNPEXTERNOS_{t-1} + e_{4,t} \end{cases}$$

Para poder realizar la estimación mediante el modelo VAR debemos elegir cual es el número de rezagos óptimos para el modelo. Los resultados de esta selección pueden verse en la tabla 5:

**Tabla 5: Elección de número de rezagos óptimos para el sistema VAR.**

|         | Criterio de Akaike | Criterio de Schwarz |
|---------|--------------------|---------------------|
| VAR (1) | -19.49875          | -19.02658           |
| VAR (2) | -19.67069          | -18.81613           |
| VAR (3) | -19.66866          | -18.42748           |

Tal como puede verse en el cuadro anterior, el número de rezagos óptimos según el criterio de Akaike sería de tres, mientras que según el criterio de Schwarz sería de dos. Tomaremos el criterio de Akaike como el válido debido a su similitud con el de Schwartz y debido a que éste sesga la elección hacia modelos más restrictos.

Estimamos el sistema VAR con tres rezagos y obtenemos el siguiente resultado:

Sample(adjusted): 1994:04 2003:10

Included observations: 115 after adjusting endpoints

Standard errors & t-statistics in parentheses

|              | LNIPCIND                             | LNTCNEP                              | LNSALARIOIND                         | LNPEXTERNOS                          |
|--------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| LNIPCIND(-1) | 0.954969<br>(0.09950)<br>(9.59765)   | 0.593290<br>(1.05372)<br>(0.56304)   | -0.087355<br>(0.11631)<br>(-0.75103) | -0.575583<br>(0.76585)<br>(-0.75156) |
| LNIPCIND(-2) | -0.208312<br>(0.13688)<br>(-1.52182) | -1.074650<br>(1.44962)<br>(-0.74133) | 0.093842<br>(0.16001)<br>(0.58647)   | 1.099288<br>(1.05359)<br>(1.04337)   |
| LNIPCIND(-3) | 0.039303<br>(0.08170)<br>(0.48106)   | 0.413838<br>(0.86521)<br>(0.47831)   | 0.000848<br>(0.09550)<br>(0.00887)   | -0.750520<br>(0.62884)<br>(-1.19349) |

|                  |                                      |                                      |                                      |                                      |
|------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| LNTCNEP(-1)      | 0.062539<br>(0.00909)<br>(6.88019)   | 1.025042<br>(0.09626)<br>(10.6486)   | -0.002918<br>(0.01063)<br>(-0.27461) | 0.017514<br>(0.06996)<br>(0.25033)   |
| LNTCNEP(-2)      | -0.003041<br>(0.01346)<br>(-0.22594) | 0.312905<br>(0.14252)<br>(2.19556)   | 0.020702<br>(0.01573)<br>(1.31593)   | 0.032831<br>(0.10358)<br>(0.31695)   |
| LNTCNEP(-3)      | 0.005260<br>(0.01170)<br>(0.44946)   | -0.317347<br>(0.12392)<br>(-2.56081) | -0.010008<br>(0.01368)<br>(-0.73159) | 0.012234<br>(0.09007)<br>(0.13583)   |
| LNSALARIOIND(-1) | -0.048172<br>(0.08113)<br>(-0.59374) | -0.921693<br>(0.85921)<br>(-1.07272) | 1.144416<br>(0.09484)<br>(12.0665)   | 0.354202<br>(0.62448)<br>(0.56719)   |
| LNSALARIOIND(-2) | 0.009701<br>(0.12488)<br>(0.07768)   | 0.923957<br>(1.32253)<br>(0.69863)   | -0.035592<br>(0.14598)<br>(-0.24381) | -0.047792<br>(0.96122)<br>(-0.04972) |
| LNSALARIOIND(-3) | 0.081434<br>(0.07497)<br>(1.08618)   | -0.283507<br>(0.79398)<br>(-0.35707) | -0.156904<br>(0.08764)<br>(-1.79029) | -0.238213<br>(0.57707)<br>(-0.41280) |
| LNPEXTERNOS(-1)  | -0.013661<br>(0.01295)<br>(-1.05465) | -0.128200<br>(0.13718)<br>(-0.93456) | -0.021653<br>(0.01514)<br>(-1.43001) | 1.130369<br>(0.09970)<br>(11.3375)   |
| LNPEXTERNOS(-2)  | -0.016868<br>(0.01964)<br>(-0.85884) | -0.131710<br>(0.20799)<br>(-0.63324) | 0.013060<br>(0.02296)<br>(0.56885)   | -0.217429<br>(0.15117)<br>(-1.43830) |
| LNPEXTERNOS(-3)  | 0.026458<br>(0.01321)<br>(2.00247)   | 0.240603<br>(0.13992)<br>(1.71955)   | 0.004321<br>(0.01545)<br>(0.27978)   | 0.038707<br>(0.10170)<br>(0.38061)   |
| C                | 0.814501<br>(0.15377)<br>(5.29690)   | 1.729294<br>(1.62844)<br>(1.06193)   | 0.210473<br>(0.17975)<br>(1.17090)   | 0.965150<br>(1.18356)<br>(0.81546)   |
| R-squared        | 0.997356                             | 0.979863                             | 0.966089                             | 0.938073                             |
| Adj. R-squared   | 0.997045                             | 0.977494                             | 0.962099                             | 0.930788                             |
| Sum sq. resids   | 0.004105                             | 0.460363                             | 0.005609                             | 0.243186                             |
| S.E. equation    | 0.006344                             | 0.067182                             | 0.007416                             | 0.048828                             |
| F-statistic      | 3206.762                             | 413.6006                             | 242.1532                             | 128.7586                             |
| Log likelihood   | 425.6521                             | 154.2608                             | 407.6977                             | 190.9566                             |

|                                 |           |           |           |           |
|---------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Akaike AIC                      | -7.176558 | -2.456709 | -6.864307 | -3.094897 |
| Schwarz SC                      | -6.866262 | -2.146412 | -6.554010 | -2.784601 |
| Mean dependent                  | 4.704541  | 0.214010  | 4.685485  | 4.755995  |
| S.D. dependent                  | 0.116706  | 0.447812  | 0.038091  | 0.185600  |
| <hr/>                           |           |           |           |           |
| Determinant Residual Covariance | 1.37E-14  |           |           |           |
| Log Likelihood                  | 1182.948  |           |           |           |
| Akaike Information Criteria     | -19.66866 |           |           |           |
| Schwarz Criteria                | -18.42748 |           |           |           |

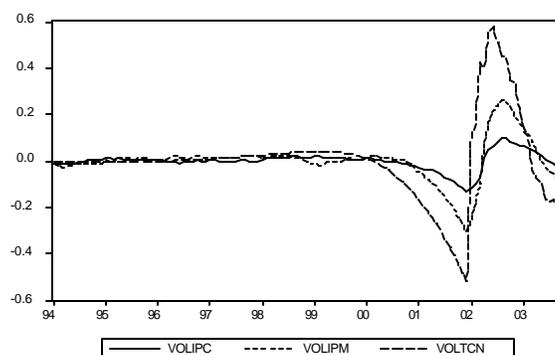
El análisis del modelo muestra que ofrece un buen ajuste y permite extraer algunas conclusiones. El grado de pass through es incompleto, ya que tal como se veen el resultado los coeficientes del tipo de cambio para el primer y tercer lag son positivos pero extremadamente pequeños.

Es importante señalar el escaso efecto de los precios externos en la explicación de los precios. Esto tiene su explicación en el escaso grado de apertura de la economía argentina previo a la devaluación (indicado como la proporción de exportaciones e importaciones sobre el producto) que era de sólo el 17%.

### **Volatilidad del tipo de cambio y de los precios**

Tal como puede observarse en el gráfico 6, el tipo de cambio nominal ha tenido en los años 2002 y 2003 un apartamiento de su tendencia, definida como la obtenida al filtrar la serie a través de un filtro de Hodrick-Prescott<sup>1</sup>, mucho mayor que la que experimentaron los índices de precios tanto mayoristas como al consumidor.

**Gráfico 6: Apartamientos de precios y tipo de cambio nominal de sus tendencias**



FUENTE: Elaboración propia

<sup>1</sup> El filtro de Hodrick-Prescott se define como  $HP = \sum_{t=1}^T (y_t - s_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1}))^2$  donde  $s$  es

el componente tendencial de la serie (la cual se supone como la sumatoria de un componente tendencial y un componente álcico).  $\lambda$  es un coeficiente positivo que penaliza la variabilidad de las series.

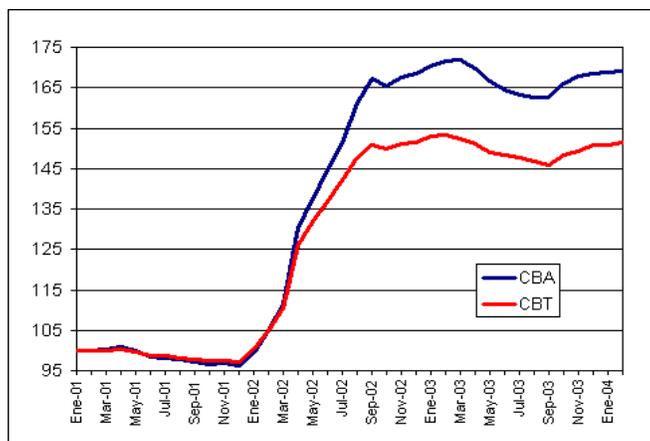
En el gráfico 6 se aprecia que, tal como habían manifestado Burstein et al. (2002), los precios mayoristas reaccionan con mayor sensibilidad a la variación del tipo de cambio, mientras que los precios minoristas lo hacen en menor proporción. Se observa también un cambio estructural en las series estudiadas en enero de 2002, fecha del fin de la Convertibilidad.

Desde el momento de la devaluación el tipo de cambio nominal presentó una mayor volatilidad que los precios, con un pico en abril de 2002, mes en el cual la volatilidad del tipo de cambio nominal fue 21 veces mayor que la de los precios minoristas y 5 veces mayor que la de los precios mayoristas. En promedio de todo el año 2002 la volatilidad del tipo de cambio nominal fue 5,6 veces mayor que la del Índice de Precios al Consumidor y 1,45 veces mayor que la del Índice de Precios Mayorista.

#### **IV - Consecuencias del proceso inflacionario de 2002**

Una de las consecuencias básicas del incremento de los precios sufrido en 2002 fue su impacto en las canastas que determinan las líneas de indigencia y de pobreza. El valor de dichas canastas de bienes se incrementó notoriamente a partir de la fecha de abandono del sistema de tipo de cambio fijo.

**Gráfico 7: Evolución de la Canasta Básica Alimentaria (CBA) y Canasta Básica Total (CBT) 2001-2004**

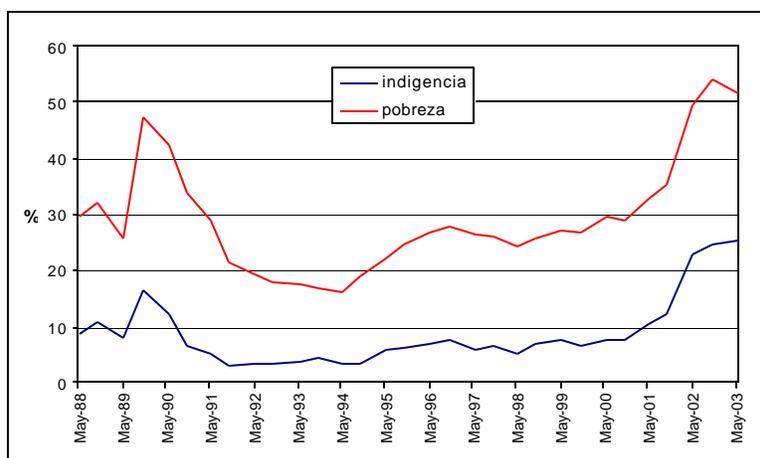


FUENTE: Elaboración propia en base a INDEC

Tal como se aprecia en el gráfico 7, la canasta básica alimentaria (CBA) se incrementó desde la fecha de la devaluación hasta principios de 2004 un 76% mientras que la Canasta Básica Total (CBT) que incluye otros bienes se incrementó un 56%. La totalidad del aumento sufrido en los productos que componen estas canastas ocurrió en 2002 (en los primeros diez meses de 2003 hubo, en cambio, un leve descenso en los precios). En el caso de la CBA el 66% del incremento se produjo en los primeros seis meses del año, mientras que en la CBT el 61% del aumento se dio en el mismo lapso. Este aumento en el costo de adquisición de estas canastas ha tenido un efecto perjudicial sobre la población ya que una mayor parte de la población ha tenido imposibilidad de adquirir alguno de estos conjuntos de bienes. Esto ha llevado a un notorio aumento de la pobreza y la indigencia, es decir, de aquellas personas que no pueden adquirir las canastas anteriormente mencionadas con sus ingresos.

El incremento en los precios de las canastas llevó a un pico en la cantidad de hogares y personas bajo la línea de pobreza y bajo la línea de indigencia en octubre de 2002, tal como puede verse en el gráfico 8. En esa fecha de relevamiento la pobreza alcanzaba al 57,5% de las personas y al 45,7% de los hogares, mientras que eran considerados indigentes el 27,5% de las personas y el 19,5% de los hogares.

**Gráfico 8: Evolución de la Indigencia y la Pobreza 1988-2003**



FUENTE: INDEC

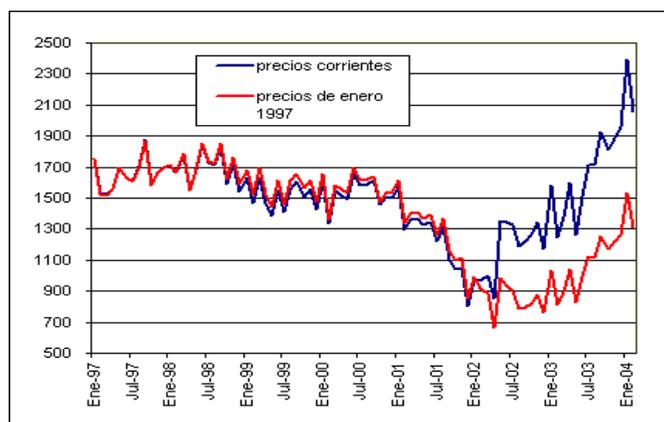
La pobreza e indigencia no están distribuidas homogéneamente a lo largo de todo el territorio nacional, por lo cual en áreas como el Noreste argentino, estas variables son mucho más elevadas (71,5% de personas y 60,8% de hogares pobres; 41,9% de personas y 32,3% de hogares indigentes).

### **Impacto de la inflación en la política fiscal argentina 2002-2003**

#### **1) Impacto sobre la recaudación tributaria:**

Desde el momento en que los precios comenzaron su rápido ascenso, la recaudación de impuestos atados al consumo incrementaron notoriamente su recaudación. Un claro ejemplo de esto es el Impuesto al Valor Agregado (IVA). Tal como puede observarse en el gráfico 9, el IVA a precios corrientes se incrementa de manera mucho más notoria que cuando se lo evalúa a precios constantes. Debe destacarse que el IVA ha tenido entre 1998 y 2003 una elasticidad producto promedio cercana a uno, es decir que varía en el mismo sentido que el producto nominal y en una proporción similar.

**Gráfico 9: Evolución de la recaudación del IVA a precios corrientes y a precios constantes 1997-2004**



FUENTE: Elaboración propia en base a INDEC y AFIP

A partir del momento de la devaluación, la recaudación del IVA comienza a elevarse y lo hace con mayor ímpetu en aquellos meses con inflación más elevada. Si bien el incremento de la recaudación de este impuesto también tiene una elasticidad positiva respecto del crecimiento, puede observarse en el gráfico, la notoria brecha que existe cuando se mide la misma variable en precios corrientes y en pesos constantes. La recaudación del IVA muestra una tendencia creciente desde mediados de 2002 en precios constantes, debido al incremento en la actividad manifestado en Argentina a partir de esa fecha. Si se toma en cuenta el efecto de la inflación sobre la recaudación del tributo, la tendencia creciente se manifiesta ya desde finales del primer trimestre de dicho año.

Impuestos como el Impuesto a las Ganancias han tenido una buena recaudación en los meses de mayo y junio de 2003. Esto fundamentalmente se debió a la imposibilidad de descontar la inflación del monto declarado, tal como se hacía en ejercicios anteriores. De haberse podido recurrir a este mecanismo, la recaudación hubiera sido sensiblemente menor.

#### 2) Las retenciones a las exportaciones.

Ante la necesidad de conseguir una mayor recaudación tributaria, el gobierno decidió en marzo de 2002 implementar un sistema de retenciones a las exportaciones. Este tributo pasó desde entonces a ser una pieza fundamental del sistema tributario argentino, alentado por la rápida depreciación de la moneda doméstica. El dilema que se plantea a partir de ese momento en las autoridades nacionales es el siguiente: mantener un tipo de cambio bajo que no ejerza presión sobre los precios o mantener un tipo de cambio alto que permita una alta recaudación a través de este tributo.

#### 3) Impacto en el gasto:

Pese a que los gastos del sector público nacional sufrieron un incremento en 2002, dicho aumento fue notoriamente inferior al de los precios. En este aspecto, es fundamental la decisión tomada a principios de 2002 por el gobierno de mantener las partidas presupuestarias en sus valores nominales y no ajustarlas en una proporción de uno a uno con la inflación.

#### 4) Impacto de la devaluación en la deuda pública:

La rápida depreciación de la moneda doméstica provocó un doble efecto sobre la deuda. Por un lado incrementó notoriamente el monto total de la deuda medido en moneda doméstica, ya que gran parte de ésta se encontraba nominada en moneda extranjera. Por otro lado incrementó el monto de los servicios e intereses que el estado paga sobre aquella deuda que no está en default generando dificultades para su cumplimiento.

#### 5) El sistema bancario:

La rápida depreciación de la moneda doméstica creó la necesidad de solucionar el problema ocasionado en el sistema bancario argentino generado en el alto grado de dolarización del sistema financiero. La solución adoptada fue la pesificación de depósitos y créditos. La pesificación se realizó de manera asimétrica transformando los depósitos a un valor de \$1,40 por

cada dólar y a los créditos a un valor de \$1 por cada dólar. Asimismo en muchos de los casos se permite el ajuste por inflación via el Coeficiente de Estabilización de Referencia (CER) o vía el incremento en los salarios y el poder adquisitivo mediante el Coeficiente de Variación Salarial (CVS). Esta asimetría en el mecanismo de pesificación originó un descalce en el sistema bancario que generaría posteriormente emisión de nueva deuda pública para solucionarlo.

## ***V - Conclusiones***

Tal como pudo apreciarse en las secciones anteriores, la devaluación y depreciación del peso fue el factor fundamental que impulso al alza a los precios en los primeros meses de 2002. Así como surge de los estudios y experiencias en otros países, puede observarse que el grado de pass through es incompleto tanto en precios minoristas como mayoristas (aunque en estos últimos es mayor que en los primeros debido al componente de insumos importados). Estas variaciones permiten inferir que el ratio de precios de no transables versus precios de transables disminuye ante grandes depreciaciones del tipo de cambio.

Otro aspecto importante para determinar el grado de pass-through a los precios es la apertura de la economía. En el caso de Argentina, la relativamente poca apertura (17% del producto) permitió disminuir el impacto de la devaluación en los precios.

La depreciación del peso ha traído múltiples cambios en la economía argentina, fundamentalmente en el sector fiscal (incluido el efecto que las variaciones en la deuda pública y en los intereses que se derivan de ésta tienen sobre éste) y en los sectores sociales que han visto modificada su situación a través de las variaciones ocurridas en los precios. Puede decirse que la depreciación de la moneda doméstica, así como el alza de los precios derivada de ésta ha traído un nuevo "laberinto" a la economía argentina cuyo resultado se verá en el mediano y largo plazo

## **REFERENCIAS**

- Belaisch, Agnes (2003) "Exchange Rate Pass-Through in Brazil", IMF Working Paper 03/141, julio.
- Bhundia, Ashok (2002) "An empirical investigation of the exchange rate pass-through in South Africa", IMF Working Paper 02/165, septiembre.
- Billmeier, A. y Bonato W. (2002) "Exchange Rate Pass-Through and monetary policy in Croatia", IMF Working Paper 02/109, junio.
- Burstein, A. et al. (2002) "Why is inflation so low after large devaluations?", mayo.
- Campa, J. et al. (2002) "Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?", Federal Reserve Bank of New York, abril.
- Campa, J. y Goldberg, L. (2002) "Exchange Rate Pass-Through into import prices: A macro or micro phenomenon?", National Bureau of Economic Research, abril.
- Campa, J. y González Mínguez (2002) "Differences in Exchange Rate Pass-Through in the Euro Area", IESE Business School, octubre.
- Choudhri, E. et al (2002) "Explaining the Exchange Rate Pass-Through in different prices", IMF Working Paper 02/224, diciembre.
- Choudri E. y Hakura, D. (2001) "Exchange Rate Pass-Through to domestic prices: Does the inflationary environment matter?", IMF Working Paper 01/194, diciembre.
- Devereux, Michael (2001) "Monetary Policy, Exchange Rate Flexibility and Exchange Rate Pass-Through", University of British Columbia, enero.
- Devereux M. et al. (2003) "Endogenous Exchange Rate pass-through when nominal prices are set in advance" NBER Working Paper N° 9.543, marzo.
- Dwyer, J. et al. (1993) "Exchange Rate Pass-Through: The Different responses of importers and exporters", Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper N° 9304, mayo.
- Ferreira, A. y Sansó, A. (2000) "Exchange Rate Pass-Through: the Case of Brazilian Exports of Manufactures".
- García, C. Y Restrepo, J. (2001) "Price Inflation and Exchange Rate Pass-Through in Chile" Banco Central de Chile Working Paper N° 128, noviembre.
- Hodrick, R. J. and E. Prescott (1997) "Post-war U. S. Business-Cycles: An Empirical Investigation." Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 29, p.1 -16, febrero.
- Jacobson, T. et al. (2002) "Inflation, exchange rate and PPP in a multivariate panel cointegration model" Sveriges Riksbank Working Paper N° 145, diciembre.
- Leigh, D. y Rossi, M. (2002) "Exchange Rate Pass-Through in Turkey", IMF Working Paper 02/204, noviembre.
- Lissovlik, Bogdan (2003) "Determinants of Inflation in a Transition Economy: The Case of Ukraine", IMF Working Paper 03/126, junio.

Mann, Catherine (1986) "Prices, profits margins and exchange rates", Federal Reserve Bulletin, N° 72.

McCarthy, Jonathan (1999) "Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies", Federal Reserve Bank of New York, septiembre.

Otani, A. et al. (2003) "The decline in the Exchange Rate Pass-Through: Evidence from Japanese Import Prices" IMES Discussion Paper 2003-E-1, mayo.

Saiki, Ayako (2002) "Optimal Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through", mimeo, diciembre.

Silvapulle, P. and Guneratne, W. (2003) "Role of Exchange Rate Volatility in Exchange Rate Pass-Through to Import Prices: Some Evidence from Japan", Department of Econometrics and Business Statistics, Monash University, mayo.