

# La inflación en Argentina en los años 2000<sup>1</sup>

Roberto Frenkel<sup>2</sup> y Diego Friedheim<sup>3</sup>

## Introducción

El llamado “régimen de convertibilidad” mantuvo el tipo de cambio fijo por ley (\$/USD 1.00) entre abril de 1991 y diciembre de 2001. En el año 2001 la tasa de inflación (IPC) fue – 1.5%. En enero de 2002, en un contexto de recesión profunda, el nivel de precios comenzó a subir impulsado por la fuerte tendencia devaluatoria del tipo de cambio. El tipo de cambio nominal (TCN) medio mensual alcanzó un máximo en agosto de 2002 (\$/USD 3.67) y cayó en forma prácticamente continua hasta mediados de 2003, cuando fue estabilizado por las intervenciones compradoras del banco central en alrededor de \$/USD 2.95.

Entre diciembre de 2001 y mediados de 2003 la tasa mensual de inflación siguió una trayectoria de U invertida completa. La tasa mensual alcanzó un máximo en abril de 2002 (10.4% mensual) y siguió una trayectoria descendente hasta mediados de 2003. En simultáneo con la estabilización del TCN la tasa de inflación se hizo nula en abril de 2003 y negativa en mayo y junio de ese año. El nivel de precios comenzó a elevarse nuevamente en julio de 2003.

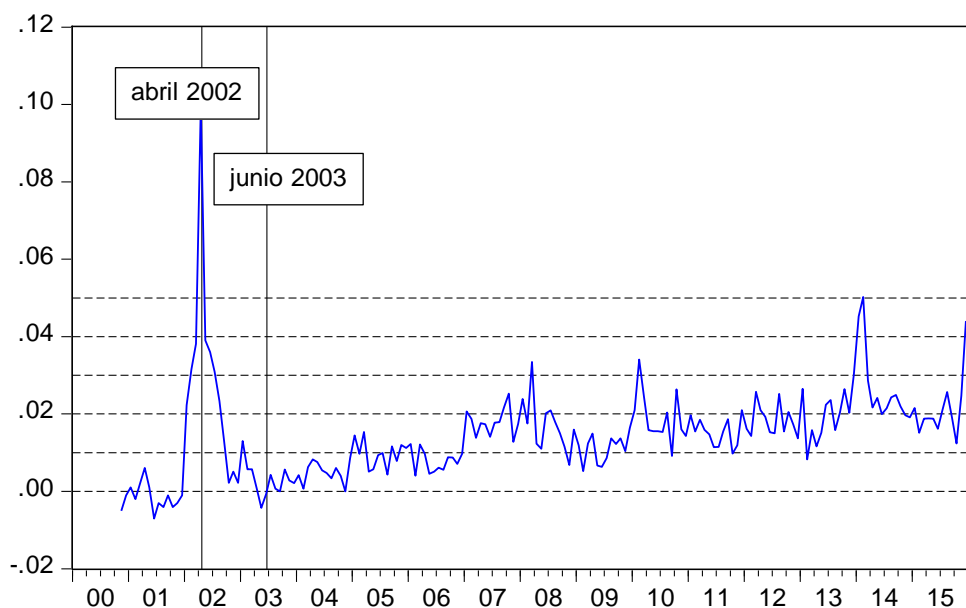
---

<sup>1</sup> El modelo neoestructuralista que presenta este trabajo es un homenaje de Roberto Frenkel a su querido amigo Edmar Bacha. Los autores agradecen el apoyo de la Fundación Ford y la colaboración de Gabriel Palazzo, Lorenzo Sigaut Gravina, Constanza Abuín y Pablo Carreras Mayer.

<sup>2</sup> Investigador Titular del CEDES y Profesor Honorario de la Universidad de Buenos Aires

<sup>3</sup> Becario del Programa de Formación de Jóvenes Investigadores del CEDES

Gráfico 1  
Tasas mensuales de inflación (IPC)



Entre diciembre de 2001 y junio de 2003 el IPC se incrementó 44% mientras el TCN aumentó 195%. El *pass-through* fue el menor en la historia de las maxidevaluaciones en Argentina.<sup>4</sup> La inflación en este periodo fue resultado del abrupto cambio de precios relativos inducido por la devaluación. Una vez que el TCN fue estabilizado el ajuste de corto plazo de los precios relativos se completó y la tasa de inflación se hizo nula o ligeramente negativa por unos meses.

El trabajo presenta un análisis econométrico que se enfoca especialmente en el periodo que se inicia en junio de 2003. Este enfoque se justifica porque el régimen inflacionario que enmarcó el resurgimiento y la aceleración de la inflación desde julio de 2003 es diferente del que estuvo vigente durante la convertibilidad y la fase de ajuste del tipo de cambio. En términos econométricos, hubo un cambio de estructura a mediados de 2003.

Después de esta Introducción el trabajo se presenta en cinco párrafos y dos anexos. En el párrafo 1 se presentan la información y el modelo utilizados. En el 2 se presenta el análisis econométrico del proceso inflacionario que se inicia a mediados de 2003 y se obtiene la ecuación principal. En el párrafo 3 se utiliza la ecuación principal para proyectar las tasas mensuales de inflación en el período noviembre de 2015-marzo de 2016 y se comparan las proyecciones con las tasas observadas. En el párrafo 4 se utiliza el modelo identificado para analizar la evolución del proceso inflacionario

<sup>4</sup> Frenkel, Julia (2003)

mediante la presentación y comentario del comportamiento de las variables explicativas. En parágrafo 5 se completa el análisis econométrico del período 2003-2015 con la demostración del cambio de estructura a mediados de 2003, el examen de la evolución del mark-up entre enero de 2002 y mediados de 2003 y el impacto sobre la inflación del control de cambios y el tipo de cambio paralelo entre comienzos de 2014 y diciembre de 2015. En el Anexo 1 se expone la derivación formal del modelo que utilizamos. En el Anexo 2 se muestra la composición de los agregados de precios en que subdividimos el IPC.

## **1.La información y el modelo utilizados**

### La información

Como las mediciones del INDEC no son confiables desde enero de 2007<sup>5</sup> la información proveniente del organismo es utilizada solamente hasta diciembre de 2006. Desde enero de 2007 utilizamos los datos mensuales de una réplica del IPC, calculados por la firma consultora ECOLATINA con base en información muestral recogida por la firma. Una ventaja del trabajo estadístico de ECOLATINA es que no solamente proporciona mediciones mensuales del índice agregado sino también de los distintos ítems que componen la canasta de consumo, hasta una desagregación de tres dígitos (por ejemplo: carnes, frutas, aceites y grasas, ropa exterior, electricidad, educación formal, etc.). La disponibilidad de esta información nos permite desagregar en componentes las tasas de inflación mensuales y formular y estimar el modelo neoestructuralista que presentamos.

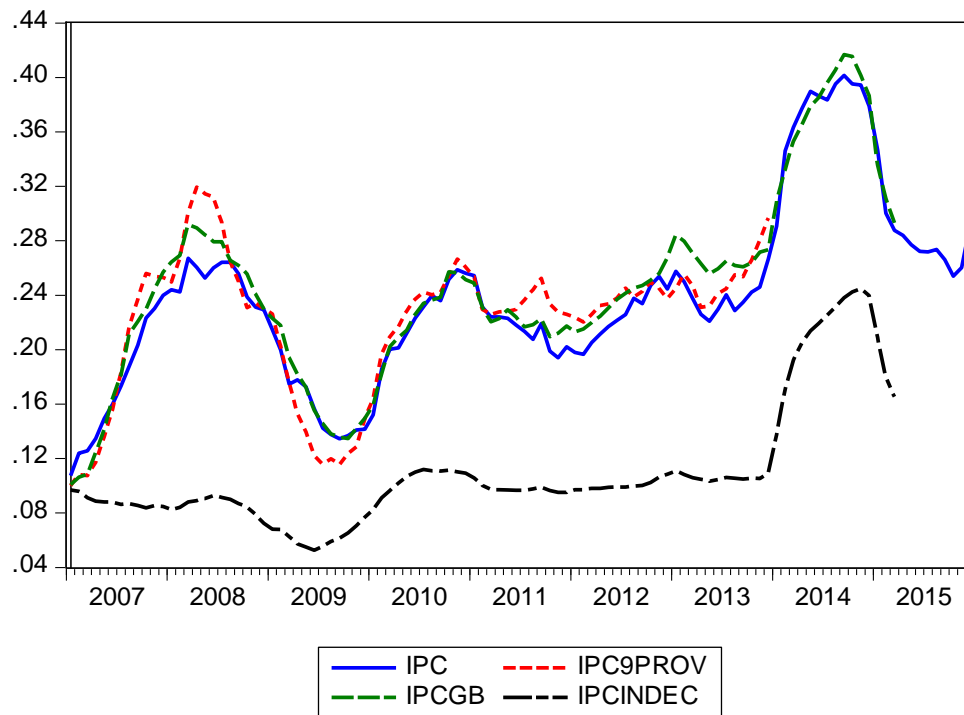
Desde que se comenzó a manipular la información del INDEC (enero de 2007) otras instituciones del sector privado, además de ECOLATINA, comenzaron a recoger información de precios y publicar estimaciones de las tasas de inflación mensuales. El gráfico siguiente muestra las tasas anuales de inflación del INDEC y las tasas anuales resultantes de las estimaciones mensuales de ECOLATINA (IPC), de otra institución privada (IPCGB) y de las que se obtienen al promediar índices de inflación provinciales elaborados por varias oficinas de estadísticas de las provincias (IPC9PROV). Es

---

<sup>5</sup> Desde enero de 2007 las cifras publicadas por el INDEC fueron falsificadas para informar tasas de inflación mucho menores que las efectivamente experimentadas por la economía.

inmediato ver que las tasas anuales de inflación calculadas por los índices no oficiales son muy semejantes

Gráfico 2



En el cuadro siguiente se muestra la matriz de correlaciones de estas series, que corrobora lo que muestra el gráfico.

Covariance Analysis: Ordinary

Sample (adjusted): 2007M01 2013M12  
 Included observations: 84 after adjustments  
 Balanced sample (listwise missing value deletion)

Covariance				
Correlation	@PCHY(IPC)	@PCHY(IPC9PROV)	@PCHY(IPCGB)	@PCHY(IPCINDEC)
@PCHY(IPC)	0.001598 1.000000			
@PCHY(IPC9PROV)	0.001961 0.947611	0.002680 1.000000		
@PCHY(IPCGB)	0.001825 0.973811	0.002310 0.951334	0.002199 1.000000	
@PCHY(IPCINDEC)	0.000334 0.557323	0.000443 0.570742	0.000369 0.523938	0.000225 1.000000

Características del modelo

El modelo teórico que utilizamos desagrega el IPC en distintas componentes según los mecanismos de formación de sus precios. La desagregación básica separa tres componentes, cuyos precios denominamos PFLEX, PFIJ y PREGUL, que representan respectivamente los precios flexibles, los precios fijados por los oferentes y los precios regulados por el gobierno<sup>6</sup>.

Los precios regulados incluidos en PREGUL representaron 20.10% de la canasta del IPC y son naturalmente exógenos<sup>7</sup>.

Los precios flexibles son aquellos que se determinan en mercados competitivos en los que la oferta está fija en el corto plazo: típicamente alimentos frescos como frutas, verduras y carnes. La oferta de estos bienes está sujeta a la volatilidad de las condiciones climáticas y sus precios son sensibles a fluctuaciones de la oferta y demanda en el corto plazo. En realidad, los precios flexibles no se encuentran en su forma pura en las componentes del IPC porque los precios minoristas que capta el índice incorporan los costos de acopio, transporte y mercadeo y los márgenes de utilidad de la cadena de intermediación que va de los productores primarios a los

<sup>6</sup> La desagregación entre *fix prices* y *flex prices* sigue la tradición de Kalecki (1954), Hicks (1974) y Okun (1981)

<sup>7</sup> Los precios componentes de PFLEX, PFIJ y PREGUL se listan en el Anexo 2.

comercios minoristas. Consecuentemente, los precios flexibles deberían, idealmente, entrar en el modelo como precios de bienes primarios, insumos principales de algunas de las componentes del IPC. Podemos hacer esto con el precio minorista de las carnes frescas (7.4% de la canasta del IPC), que incluimos entre los bienes de PFIX, mientras que el precio mayorista de la carne vacuna en el mercado de Liniers entra como precio del insumo principal (o determinante principal del precio de las carnes frescas) en la ecuación de PFIX. A diferencia de las carnes frescas, en el caso de frutas y verduras no es posible identificar un conjunto pequeño de precios de bienes primarios determinantes principales del precio final. Consecuentemente, consideramos exógeno y denominamos PFLEX al precio del componente frutas y verduras del IPC (3.6% de la canasta).

Los precios incluidos en PFIX son decididos por los oferentes. Las decisiones de precio pueden cambiar más o menos frecuentemente, pero se mantienen constantes por algún tiempo. La oferta de estos bienes y servicios se ajusta a la demanda en el corto plazo porque su producción puede variar y porque hay existencias a lo largo de la cadena de comercialización. Hipotetizamos que estos precios se determinan por el costo variable medio de producción más un margen (*mark-up*) que cubre otros costos y utilidades. En condiciones normales el coeficiente de *mark-up* sobre el costo variable medio es constante. Los precios minoristas de estos bienes incorporan los costos y utilidades de las actividades de transporte y comercialización.

#### VARIABLES CONSIDERADAS EN EL MODELO

Como trabajamos con tasas mensuales y disponemos de índices de los niveles de los precios el primer paso de las estimaciones econométricas es la descomposición loglineal del índice en sus tres componentes con precio PFLEX (3.6% de la canasta), PFIX (76.3% de la canasta) y PREGUL (20.10% de la canasta). La ecuación del precio  $P$  de la canasta de consumo (IPC) que utilizamos tiene la forma:

$$p = a_1 p_{flex} + a_2 p_{fix} + a_3 p_{regul} \quad (1)$$

donde las minúsculas representan tasas mensuales de crecimiento y  $a_1$ ,  $a_2$  y  $a_3$  son parámetros a determinar. En cada mes la elasticidad IPC-componente depende del precio relativo del componente. Las estimaciones de los parámetros por MCO sobre la serie completa corresponden aproximadamente a los precios relativos medios del período.

La ecuación del precio PFIX tiene la forma:

$$pfix = c p_{t-1} + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_n x_n + b_w (w - q) + k \quad (2)$$

donde  $p_{t-1}$  es la tasa de inflación (IPC) del mes precedente y el coeficiente  $c$  estima la inercia en la determinación de  $pfix$  que resulta de aumentos de salarios y ajustes de otros precios y contratos en función de la inflación pasada<sup>8</sup>. Por otro lado,  $x_1, x_2, \dots, x_n$  son las tasas mensuales de los precios de los insumos (en el agregado de la economía bienes primarios e insumos importados),  $w$  es la tasa mensual del salario nominal,  $q$  es la tasa de variación de la productividad del trabajo (de modo que  $w - q$  es la tasa del costo salario unitario),  $k$  es la tasa de variación del coeficiente de *mark-up*. Las hipótesis son:  $c + \sum b_i = 1$  y  $k = 0$  en condiciones normales<sup>9</sup>.

En un trabajo anterior sobre la inflación en Argentina<sup>10</sup> hemos estimado el modelo de precio formado por las ecuaciones (1) y (2) en el período de alta inflación 1977-1988. En ese trabajo se presenta una estimación econométrica de la ecuación (2) de PFIX mientras que PFLEX (compuesto en ese trabajo de carnes, frutas y verduras frescas) es considerado exógeno. Como en el presente estudio, PREGUL es exógeno en el trabajo citado.

En el presente trabajo se sigue un procedimiento análogo pero algo diferente del utilizado en el trabajo citado. Análogamente, se estima la ecuación (2) de PFIX mientras que se consideran exógenos PREGUL y PFLEX. La diferencia reside en que la definición de PFLEX del presente trabajo incluye solamente frutas y verduras frescas (3.6% de la canasta del IPC), mientras que el ítem carnes frescas (7.4% de la canasta del IPC) se incluye en PFIX. Por otro lado, el precio del ganado vacuno en el mercado de Liniers se incorpora como variable explicativa en la ecuación (2). Este procedimiento está motivado por el importante rol de los *flex-prices* no comerciables en el proceso inflacionario estudiado, particularmente por el precio de la carne vacuna.

Efectivamente, los excesos de demanda juegan un rol crucial en la determinación de los precios de las carnes, frutas y verduras frescas. Estos efectos son difíciles de captar en los precios minoristas de estos bienes, por el gran peso de los márgenes que se adicionan entre el precio del bien primario y el precio minorista (variables en función de otros precios, como salarios, costos de transporte, energía, etc.).

<sup>8</sup> En el periodo rigió una indexación anual informal de salarios y otros contratos y decisiones de precio atadas (desde 2007) a la información provista por índices alternativos al IPC del INDEC (por ejemplo, el IPC-9 Provincias y también índices calculados por entidades privadas).

<sup>9</sup> La discusión de las condiciones normales se encuentra en Frenkel R.(1989). La derivación formal del modelo se presenta en el Anexo 1.

<sup>10</sup> Frenkel, R. (1989). En Frenkel R. (1983) aplicamos una metodología econométrica semejante al estudio de la dinámica de los precios industriales.

En cambio, incluir las carnes frescas en PFIX permite enfocar el análisis de los excesos de demanda en el precio del ganado en Liniers, donde resultan mucho más visibles.

En el caso de las frutas y verduras frescas no conseguimos identificar un número pequeño de bienes primarios (con información disponible) al que pudiéramos hacer jugar en nuestras estimaciones un rol similar al del precio del ganado vacuno en el caso de las carnes frescas.

Las variables  $X_i$ , componentes del “costo” de PFIX son:

PCARLIN: precio del ganado vacuno en el mercado de Liniers (pesos)

PSOJA: precio internacional de la soja (mercado de Chicago, dólares)

PMINT: precio por tonelada de bienes intermedios importados (INDEC, dólares)

TCN: tipo de cambio nominal (pesos/USD)

WREGMT: salario medio de los trabajadores registrados en la Seguridad Social (Ministerio de Trabajo)

PRODPIB2: producto por trabajador ocupado (Orlando J. Ferreres, producto, e INDEC, población ocupada).

## **2. El proceso inflacionario desde mediados de 2003**

Presentamos en primer lugar la ecuación principal del trabajo, correspondiente al período que se inicia en 2003M06. El período de estimación se extiende hasta 2014M01<sup>11</sup>.

La descomposición del IPC en sus componentes arroja:

---

<sup>11</sup> El control de cambios (“cepo cambiario”) fue introducido a fin de 2011 y fue haciéndose crecientemente restrictivo con el paso del tiempo. Más adelante mostramos econométricamente que el tipo de cambio paralelo tuvo efectos sensibles sobre el proceso inflacionario desde comienzos de 2014. Por esta razón el período de estimación de la ecuación principal se extiende hasta enero de 2014.



Cuadro 01  
 Dependent Variable: DLOG(IPC)  
 Method: Least Squares

Sample: 2003M06 2014M01  
 Included observations: 128

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PFLEX)	0.059156	0.001176	50.29923	0.0000
DLOG(PFIX)	0.817979	0.009043	90.45804	0.0000
DLOG(PREGUL)	0.127861	0.005169	24.73739	0.0000
C	-0.000129	0.000136	-0.951072	0.3434
R-squared	0.991339	Mean dependent var		0.013679
Adjusted R-squared	0.991129	S.D. dependent var		0.007639
S.E. of regression	0.000719			
Sum squared resid	6.42E-05			

La elasticidad de PFLEX resulta 0.059 (mientras que el peso en la ponderación de la canasta del IPC es 3.6%). La diferencia deriva del alto precio relativo de frutas y verduras en el período. También es más alta la elasticidad de PFIJ (0.82) que su peso en la canasta del IPC (76.3%) por la misma razón. El “atraso” de los precios que componen PREGUL determina una elasticidad en el período de 0.13 mientras su peso en la canasta es de 20.1%.

La estimación de la ecuación de PFIJ resulta:

Cuadro 02  
 Dependent Variable: DLOG(PFIJ)  
 Method: Least Squares

Sample: 2003M06 2014M01  
 Included observations: 122  
 HAC standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(IPC(-1))	0.593159	0.085997	6.897411	0.0000
DLOG(PCARLIN)	0.017169	0.007207	2.382343	0.0189
DLOG(PSOJA)	0.015973	0.006696	2.385440	0.0187
DLOG(PMINT)	0.104827	0.016708	6.273988	0.0000
DLOG(TCN)	0.116154	0.021737	5.343608	0.0000
DLOG(WREGMT)	0.164556	0.036385	4.522667	0.0000
DLOG(PRODPIB)	-0.066141	0.033027	-2.002615	0.0476
C	0.001474	0.001093	1.349122	0.1800
R-squared	0.684002	Mean dependent var		0.013653
Adjusted R-squared	0.664598	S.D. dependent var		0.007708
S.E. of regression	0.004464			
Sum squared resid	0.002271			

El  $R^2$  ajustado es 0.66 y los coeficientes de todas las variables son altamente significativos. No se rechazan las hipótesis del modelo: la constante es indistinguible de cero y un test de Wald sobre la suma de los coeficientes (0.95) no rechaza la hipótesis de que éstos suman 1:

Cuadro 03  
Wald Test:  
Equation: Cuadro 2

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-0.682022	114	0.4966
F-statistic	0.465155	(1, 114)	0.4966
Chi-square	0.465155	1	0.4952

Null Hypothesis:  $C(1)+C(2)+C(3)+C(4)+C(5)+C(6)+C(7)=1$   
Null Hypothesis Summary:

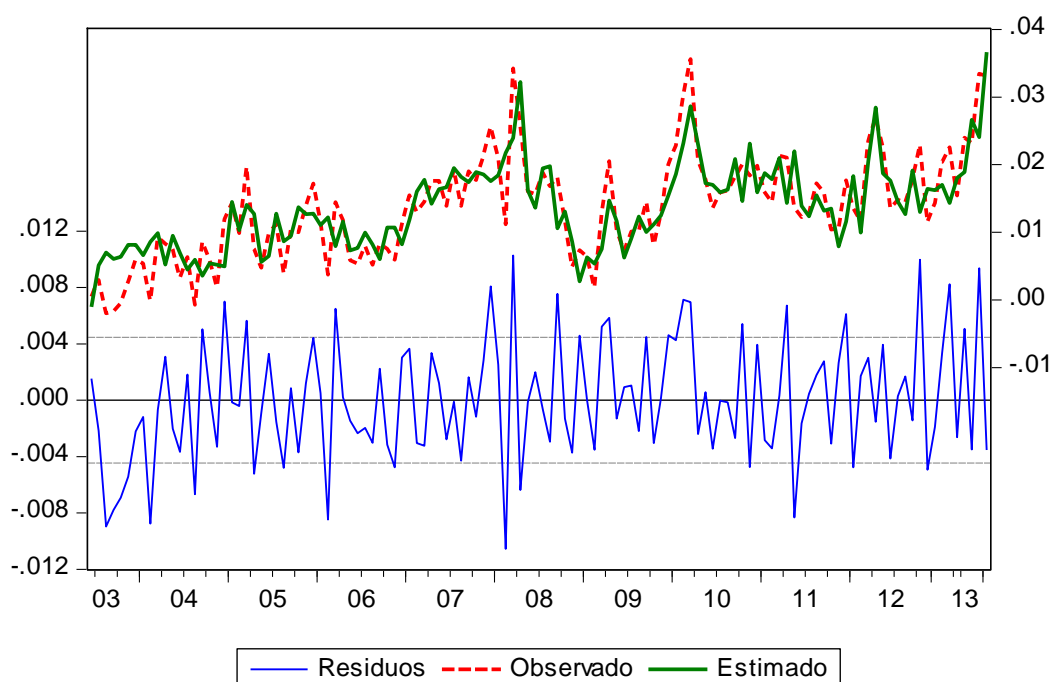
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
$-1 + C(1) + C(2) + C(3) + C(4) + C(5) + C(6) + C(7)$	-0.054302	0.079620

Restrictions are linear in coefficients.

La tasa del mes precedente explica 60% de la tasa de inflación mensual. En el 40% de ponderación restante los salarios, el tipo de cambio y el precio de los insumos intermedios importados son, en ese orden, las variables explicativas de mayor peso. El precio del ganado en Liniers y el precio internacional de la soja tienen elasticidades pequeñas, pero altamente significativas.

El cuadro siguiente muestra las tasas mensuales observadas y estimadas y los residuos:

Gráfico 3



El gráfico muestra la capacidad del modelo de reproducir las oscilaciones largas en la tasa de inflación. Por ejemplo, la desaceleración y posterior aceleración observada entre 2008 y 2010 y la aceleración de 2013. En el primer caso la tasa mensual de inflación alcanza un mínimo a comienzos de 2009. El folclore local asocia esa desaceleración a la recesión experimentada en 2009. Sin embargo, el modelo describe bien las variaciones de la tasa de inflación sin incluir el nivel de actividad como variable explicativa. Más aún, la tasa de la productividad  $DLOG(PRODPIB)$  está altamente correlacionada con la tasa del nivel de actividad y entra significativamente en la ecuación con signo negativo, en concordancia con la hipótesis de nuestro modelo.

### 3. Un ejercicio de proyección de la inflación entre noviembre de 2015 y marzo de 2016

Una manera de juzgar la capacidad explicativa del modelo es proyectar las tasas mensuales de inflación fuera del período de estimación y comparar los resultados con las tasas observadas. Esto es lo que hacemos en este punto. En el momento que se hizo la proyección contamos con datos fidedignos hasta marzo de 2016, salvo para la tasa de  $PRODPIB$  de los meses del año 2016, en cuyo reemplazo utilizamos la tasa del nivel de actividad. Presentamos las tasas de inflación proyectadas por el modelo y las tasas

observadas en los meses noviembre y diciembre de 2015 y enero a marzo de 2016. Utilizamos para eso el modelo principal de los Cuadros 01 y 02, dado que el control de cambios se eliminó en diciembre.

Los resultados pueden verse en el Cuadro 05:

Cuadro 05

	<b>PFIX Observado</b>	<b>PFIX Proyectado</b>		<b>PFIX observado</b>	<b>PFIX proyectado</b>
	<i>Tasa</i>	<i>Tasa</i>		<i>Nivel</i>	<i>Nivel</i>
Oct-15	-	-		100	100
Nov-15	3,10%	1,43%		103,1	101,4
Dic-15	5,06%	4,33%		108,3	105,8
Ene-16	3,92%	5,19%		112,6	111,3
Feb-16	2,47%	3,39%		115,3	115,1
Mar-16	3,00%	3,47%		118,8	119,1
	<b>IPC Observado</b>	<b>IPC Proyectado</b>		<b>IPC observado</b>	<b>IPC proyectado</b>
	<i>Tasa</i>	<i>Tasa</i>		<i>Nivel</i>	<i>Nivel</i>
Oct-15	-	-		100	100
Nov-15	2,53%	1,19%		102,5	101,2
Dic-15	4,51%	3,88%		107,2	105,1
Ene-16	3,65%	4,82%		111,1	110,2
Feb-16	4,15%	5,00%		115,7	115,7
Mar-16	3,55%	3,79%		119,8	120,1

La parte superior del cuadro muestra las observaciones y proyecciones de PFIX. El modelo subestima las tasas de noviembre y diciembre de 2015. Puede explicarse porque hubo aumentos de precios que anticiparon la devaluación de diciembre y que, obviamente, no pueden ser captados por la proyección. Sin embargo, las expectativas de la tasa de aumento del tipo de cambio resultaron bastante precisas, porque se esperaba que el precio oficial del dólar tomara el valor del precio del dólar paralelo y esto fue lo que ocurrió aproximadamente. No hubo *overshooting* sino anticipación de las decisiones de precio. La subestimación de PFIX de noviembre y diciembre se corrige en enero y febrero, cuando la proyección sobreestima la tasa de PFIX. Esto puede verse en las columnas de la derecha del cuadro, que muestran los niveles de PFIX observados y proyectados. En el período de proyección completo, entre octubre de 2015 y marzo de

2016 el PFIX observado acumuló un incremento de 18.8% y mientras el PFIX proyectado con el modelo acumula 19.1%: una diferencia de 0.3pp.

La parte inferior del Cuadro 05 muestra los resultados del ejercicio de proyección del IPC. La proyección de las tasas del IPC utiliza las proyecciones de la tasa de PFIX y las tasas exógenas de los precios de frutas y verduras y precios regulados (ponderadas por las elasticidades estimadas en la ecuación del Cuadro 01). La inflación observada del IPC entre octubre de 2015 y marzo de 2016 es 19.8% mientras la proyectada es 20.1%.

#### **4. Los factores de la inflación en los años 2003-2015**

A continuación analizamos el proceso inflacionario describiendo y comentando el comportamiento de las variables que identificamos como principales determinantes de las tasas del IPC. En primer lugar examinamos los salarios y el mercado de trabajo.

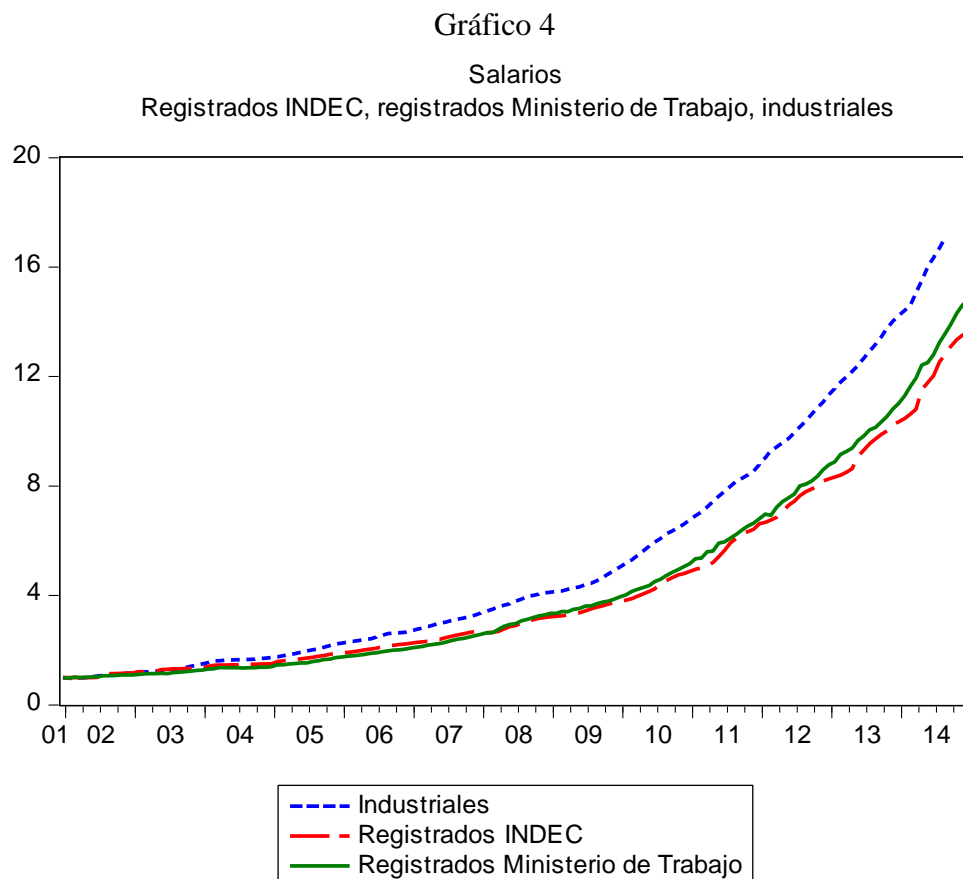
##### Los salarios

De acuerdo a nuestro modelo, la tasa mensual de inflación es sensible a los excesos de demanda agregada a través de las tasas de los precios de las frutas y verduras y el precio del ganado en el mercado de Liniers, que son indudablemente sensibles a dichos excesos. Según el modelo convencional de la curva de Philips la tasa del salario medio también debería mostrar una elasticidad significativa respecto a las variaciones de la tasa de desempleo, el nivel de actividad o la brecha del producto. Pero esta relación es indetectable en el proceso inflacionario que se inicia a mediados de 2003. Las tasas de los salarios en este período fueron determinadas por la política salarial resultante de la acción del gobierno y los sindicatos y por esta razón son consideradas exógenas en nuestro modelo.

Obsérvese que la ecuación del Cuadro 02 muestra que dadas las tasas de los precios de las frutas y verduras, el precio del ganado en el mercado de Liniers y la tasa de los salarios medios de los trabajadores registrados, la tasa de variación de la productividad entra en nuestro modelo con signo negativo: el aumento de productividad reduce el costo laboral unitario y consecuentemente, la tasa de inflación, *ceteris paribus*. La varianza de la tasa de la productividad está principalmente explicada por la varianza del nivel de actividad, de modo que puede decirse que dadas las tasas de los

precios flex y los salarios, la variación del nivel de actividad juega sobre la inflación con signo inverso.

El Gráfico 4 muestra tres series de salarios provenientes de diferentes fuentes.

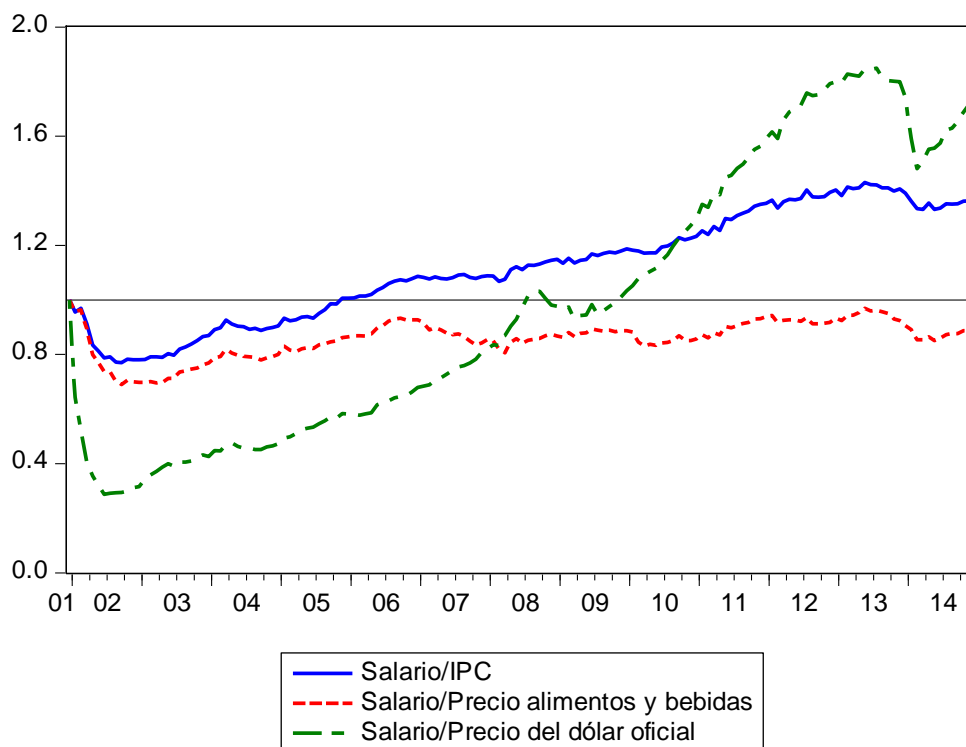


Los salarios medios de los trabajadores registrados en el sistema de seguridad social (aproximadamente dos tercios de la fuerza de trabajo) crecieron por debajo de los salarios industriales. Utilizamos los datos de salarios de los trabajadores registrados según la información publicada por el Ministerio de Trabajo (proviene del SIPA, el Sistema Integrado Previsional Argentino) por la amplitud de su cobertura, porque son más confiables que la información del INDEC y porque representan mejor la evolución del costo laboral de las empresas formadoras de precio.

El Gráfico 5 muestra la evolución del salario real, el salario en dólares oficiales y el salario deflactado por el ítem Alimentos y Bebidas del IPC. Mostramos este cuadro para ilustrar el liderazgo de los precios de los alimentos y el fuerte cambio de precios relativos a lo largo del proceso inflacionario. Mientras el salario en dólares corrientes

alcanzó el máximo a fines de 2015, el salario en alimentos y bebidas nunca recuperó el nivel de diciembre de 2001.

Gráfico 5  
Salario real, salario en dólares y salario en alimentos y bebidas



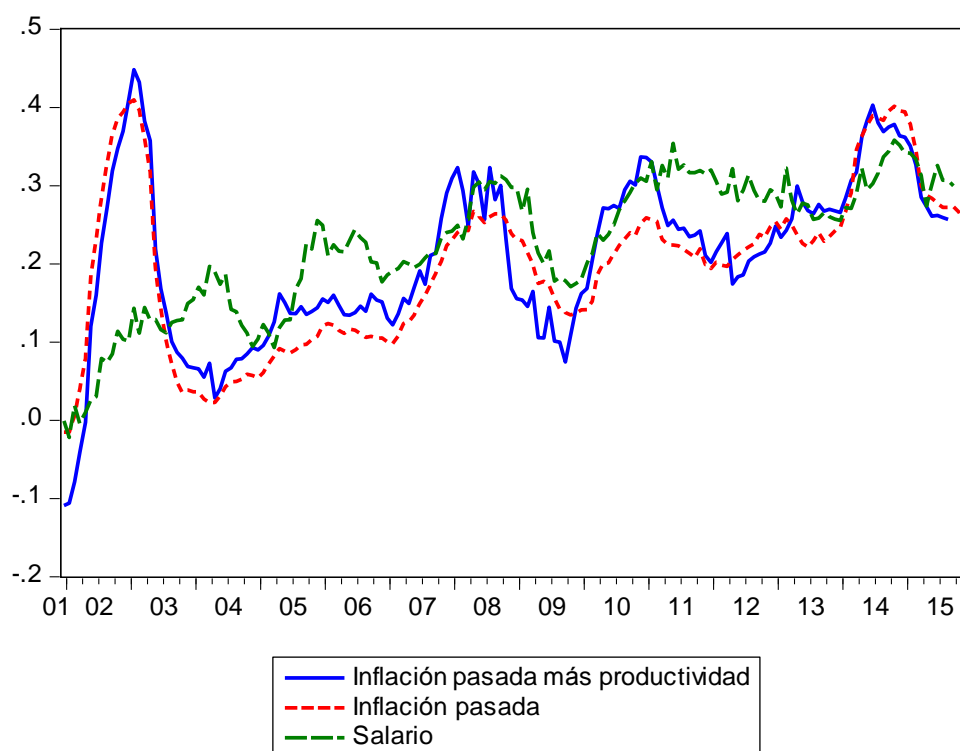
A fines de 2005 el salario real alcanza el nivel de diciembre de 2001 y llega a su máximo en mayo de 2013 (43% mayor que el de diciembre de 2001). El punto de máximo salario real coincide con un máximo local del salario en dólares (85% más alto que el de diciembre de 2001), antes de que comenzara a acelerarse la tasa de devaluación en junio-julio de 2013. Entre mayo de 2013 y febrero de 2014 el salario en dólares se reduce 20% y el salario real cae 6.7%. Con la desaceleración de las tasas mensuales de devaluación desde marzo de 2014 el salario en dólares aumenta rápidamente, superando el máximo previo, hasta la devaluación de diciembre de 2015.

El salario real tiene una pequeña tendencia creciente desde marzo de 2014, pero no vuelve a alcanzar el nivel de mayo de 2013. En noviembre de 2015 tiene un valor 39% mayor que el de diciembre de 2001.

Puede verse en el gráfico que el salario deflactado por el ítem Alimentos y Bebidas nunca recuperó el nivel de diciembre de 2001. En 2015 (antes de la devaluación de diciembre) el salario medido en alimentos es 10% inferior al de 2001.

El Gráfico 6 muestra en cada mes del período la tasa anual del salario medio. En el gráfico puede verse también la evolución de dos variables: una es la tasa anual de inflación pasada del mes precedente y la otra está definida como la suma de la tasa anual de inflación del mes precedente más la tasa anual de aumento de la productividad del trabajo en el mismo período (productividad calculada como el producto por trabajador ocupado).

Gráfico 6  
Tasas anuales del salario, tasas anuales de inflación pasada  
y tasas anuales de inflación pasada más productividad



Es inmediato observar que hasta el año 2013 las tasas anuales del salario medio fueron casi siempre superiores a la tasa de inflación pasada más la tasa de la productividad. El costo laboral unitario tendió a crecer sistemáticamente por arriba de la inflación pasada. Entre junio de 2003 y agosto de 2015 la diferencia media entre la tasa anual del salario y la suma de la tasa anual de inflación pasada más la tasa anual de la productividad es de 3.5pp. Con este mecanismo la inflación debería haberse acelerado permanentemente. No ocurrió así porque la tendencia a la aceleración generada por el comportamiento del costo laboral unitario fue compensada por el atraso del tipo de cambio y los precios de los servicios público.



Obsérvese que las tasas de aumento del salario tienden a ser menores que la inflación pasada más productividad en el año que comprende el segundo semestre de 2007 y el primero del 2008, que es un período expansivo. En cambio, las tasas de aumento del salario son mayores que la suma de inflación pasada más productividad a fines de 2008 y durante 2009, en una fase de importante recesión. Es lo contrario de lo previsto por la curva de Phillips. Obsérvese que en el período que va de junio de 2003 a comienzo de 2014 la tasa anual del salario es siempre mayor que la tasa de inflación pasada, independientemente del ciclo. La excepción es el año 2014, cuando las tasas anuales del salario fueron inferiores a la inflación pasada.

El INDEC comenzó a subestimar la inflación desde enero de 2007. Esto descolocó al Ministerio de Trabajo y los sindicatos, que venían bregando por elevar los salarios reales. Documentos no publicados del Ministerio de Trabajo indican que los técnicos del Ministerio comenzaron a utilizar índices no oficiales (los IPC de institutos estadísticos provinciales e índices privados) para continuar estimando la inflación y elaborando pautas cuantitativas para las negociaciones salariales. También los sindicatos comenzaron a utilizar fuentes no oficiales para medir la inflación. Los mencionados documentos muestran que las pautas del Ministerio de Trabajo para las tasas de aumentos salariales fueron el piso de las tasas efectivamente observadas. Los documentos muestran que en un conjunto representativo de negociaciones paritarias sectoriales y a lo largo de varios años, los aumentos acordados en esas negociaciones fueron sistemáticamente superiores a las pautas del Ministerio y también que los aumentos efectivamente pagados en las empresas (la información de salarios que utilizamos en este trabajo) fueron superiores a los acordados en las negociaciones paritarias.

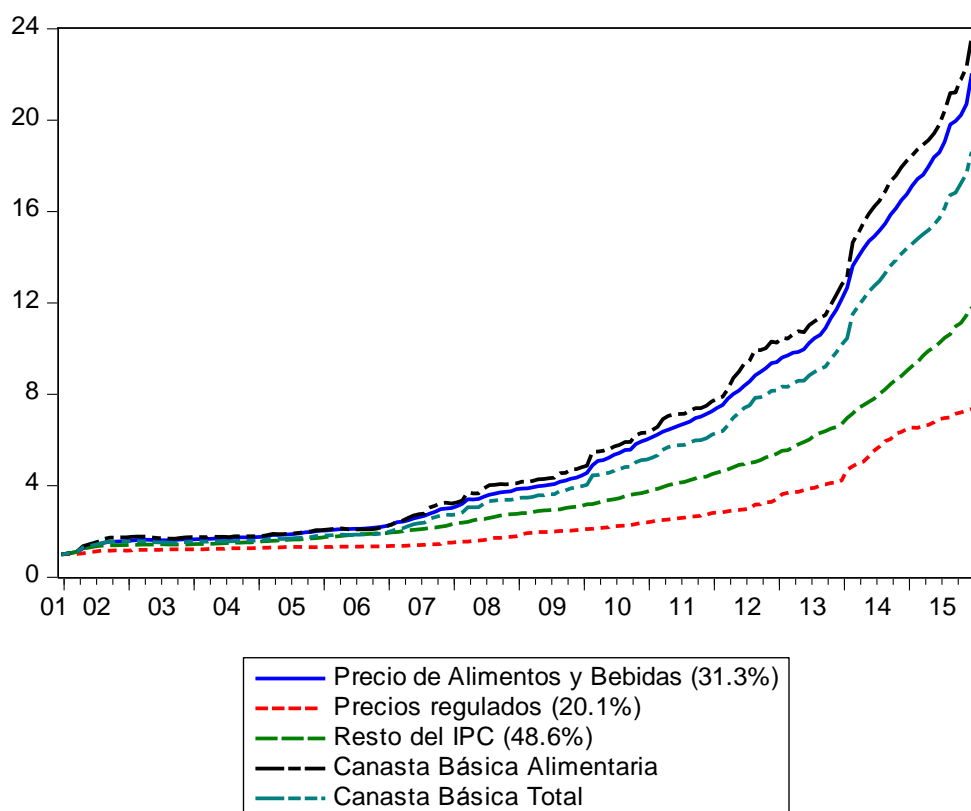
### Los precios de los alimentos

Ya mencionamos el liderazgo de los precios de los alimentos en el proceso inflacionario. A fin de ilustrar el punto el Gráfico 7 presenta una desagregación ad-hoc de las componentes del IPC (no es la desagregación del modelo presentado arriba) en los ítems Alimentos y Bebidas (31.3% de la canasta), Precios Regulados (20.1%) y resto del IPC (48.6%). El gráfico incluye también la evolución de los valores de la Canasta Básica Alimentaria y la Canasta Básica Total (valuadas con los precios componentes del IPC) que definen respectivamente las líneas de indigencia y pobreza.

Precios Regulados comprende electricidad, gas, agua, transporte público y otras tarifas y precios que han sido determinados por el gobierno en todo el período. Puede verse que los incrementos de los precios regulados han ido siempre atrás de la tasa de inflación, de modo que jugaron un papel de ancla del proceso.

También puede verse que Alimentos y Bebidas lideraron la inflación desde 2002, tanto en el período de ajuste a la devaluación como también después de mediados de 2003, particularmente desde 2006. Entre diciembre de 2001 y diciembre de 2015 el precio de la canasta del IPC se multiplicó por 14. En el mismo lapso el ítem Alimentos y Bebidas se multiplicó por 22, la Canasta Básica Alimentaria por 24 y la Canasta Básica Total por 19. Los precios regulados se multiplicaron por 7 y el resto del IPC por 12.

Gráfico 7  
Componentes del IPC y valores de la Canasta Básica Alimentaria y de la Canasta Básica Total

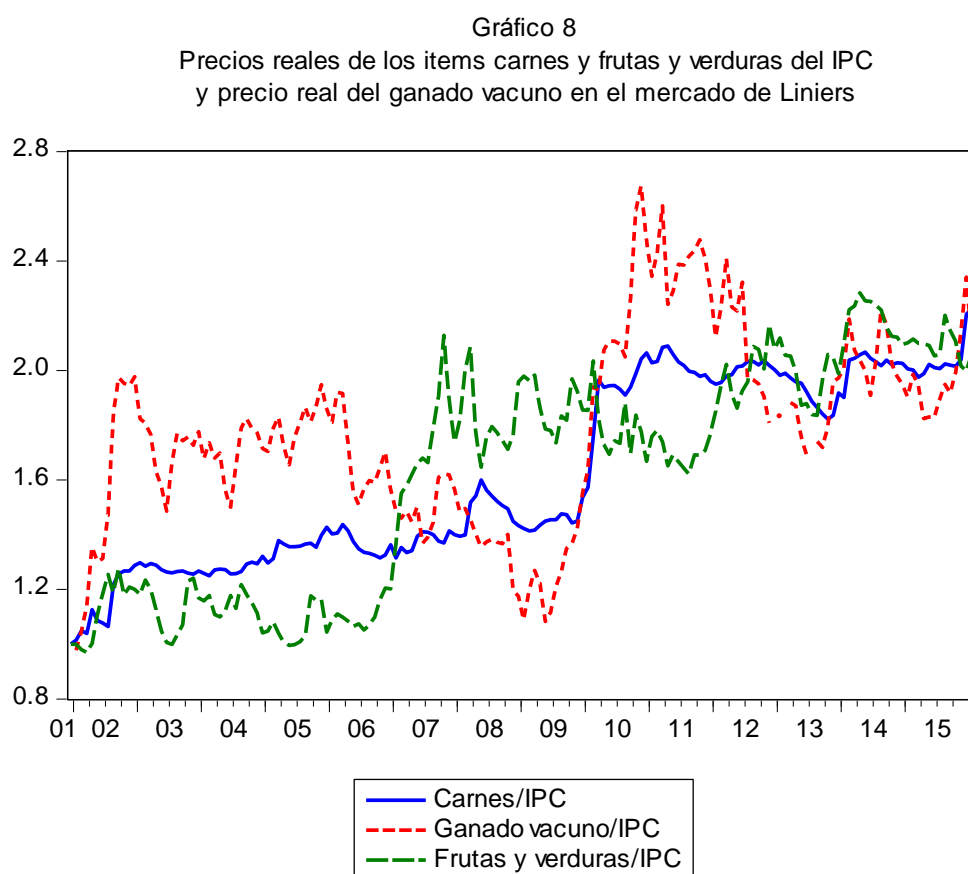


Los mecanismos de formación de precios de los bienes agropecuarios que constituyen los insumos principales de los bienes alimentarios finales difieren según su carácter de internacionalmente comerciable o no comerciable. Algunos bienes agrícolas

han sido internacionalmente transables en todo el período (por ejemplo, la soja), otros han sido siempre principalmente no transables (por ejemplo, frutas y verduras) y otros fueron internacionalmente transables algún tiempo pero devinieron en no transables por restricciones a sus exportaciones impuestas por el gobierno (por ejemplo, carne vacuna y trigo).

#### Los bienes agropecuarios no transables

Los precios de los bienes agropecuarios no transables son *flex prices* determinados en mercados domésticos competitivos. En el gráfico 8 se muestran los precios reales (deflactados por IPC) de futas y verduras, ganado vacuno en el mercado de Liniers y el precio del ítem Carnes (que incluye otras carnes además de la vacuna).



La carne vacuna (y consecuentemente el ganado), cuyo precio se formaba como bien transable a principios de los años 2000, se transformó en no transable desde 2006.

El precio real de frutas y verduras frescas se elevó alrededor de 20% en el ajuste a la devaluación. Posteriormente osciló en un nivel aproximadamente 10% más alto que

en diciembre de 2001 hasta mediados de 2006. Desde el invierno de 2006 el precio real tomó una empinada tendencia creciente que lo lleva a más que duplicarse en la primavera de 2007. En los últimos años del período analizado el precio real de frutas y verduras osciló en torno a un nivel equivalente al doble del que tenía en los primeros años 2000.

Como fue mencionado, el precio de la carne vacuna en el mercado de Liniers se comportó como el de un bien transable entre principio de 2002 y 2006, cuando se efectivizaron las restricciones a las exportaciones. De allí en adelante el precio del ganado vacuno se comportó como *flex price* de un bien no transable internacionalmente. Como puede verse en el Gráfico 8 el precio relativo del ganado vacuno se elevó fuertemente con la devaluación de 2002 y se redujo posteriormente hasta alcanzar un mínimo local a mediados de 2003, cuando la tasa de inflación se hizo nula. Posteriormente osciló sobre una tendencia creciente hasta marzo de 2006. Entre el momento en que se impuso la restricción a las exportaciones y mediados de 2009 el precio del ganado mantuvo una tendencia fuertemente decreciente, mientras que el precio minorista real de las carnes frescas mantuvo una tendencia estable. En cambio, desde el invierno de 2009 el precio del ganado tomó una pronunciada tendencia creciente que impulsó al alza el precio relativo de las carnes frescas y que alcanzó a fines de 2010 un máximo que casi triplica el precio de diciembre de 2001. El precio real del ganado tendió nuevamente a reducirse después de 2010 y en los años más recientes osciló alrededor de un nivel que duplica el de diciembre de 2001. En los años más recientes el precio relativo del ítem carnes del IPC también duplica el de diciembre de 2001.

La tendencia decreciente del precio real del ganado en 2006-2009 y la tendencia creciente en 2009-2010 fueron ambas causadas principalmente por cambios en el flujo de oferta. En el primer caso la oferta aumentó porque hubo un proceso de liquidación de vientres (desinversión) que contribuyó a reducir las existencias en unos diez millones de cabezas<sup>12</sup>. En el segundo caso la oferta se redujo porque hubo retención de madres para acrecentar los rodeos<sup>13</sup>. Entre la imposición de restricciones a las exportaciones y fines de 2010 tuvo lugar un ciclo ganadero completo. En la fase de retención 2009-2010

---

<sup>12</sup> Además de la restricción a las exportaciones, el inicio del proceso de liquidación de vientres fue impulsado por una importante sequía en la primavera de 2006. En la primavera y verano de 2006 los precios internacionales de la soja, el maíz y el trigo tomaron una fuerte tendencia creciente. Toda la fase de liquidación coincide con altos precios de estos cultivos.

<sup>13</sup> El inicio de la fase de retención es simultáneo con la fuerte caída de los precios internacionales de la soja y el maíz.

se recuperó solamente alrededor de 20% de las existencias ganaderas liquidadas en 2006-2009. En los últimos años del período el precio relativo del ganado vacuno es similar al promedio del período 2003-2006, cuando la carne vacuna era todavía un bien comerciable internacionalmente y el tipo de cambio real era mucho más alto, mientras que el precio relativo minorista de las carnes frescas es alrededor de 50% más alto que cuando se impuso la restricción a las exportaciones.

Parece claro el rol que jugó el exceso de demanda en el comportamiento de los precios relativos de frutas, verduras y carnes, exacerbado en el caso de la carne por la caída de la oferta de ganado resultante del ciclo ganadero.

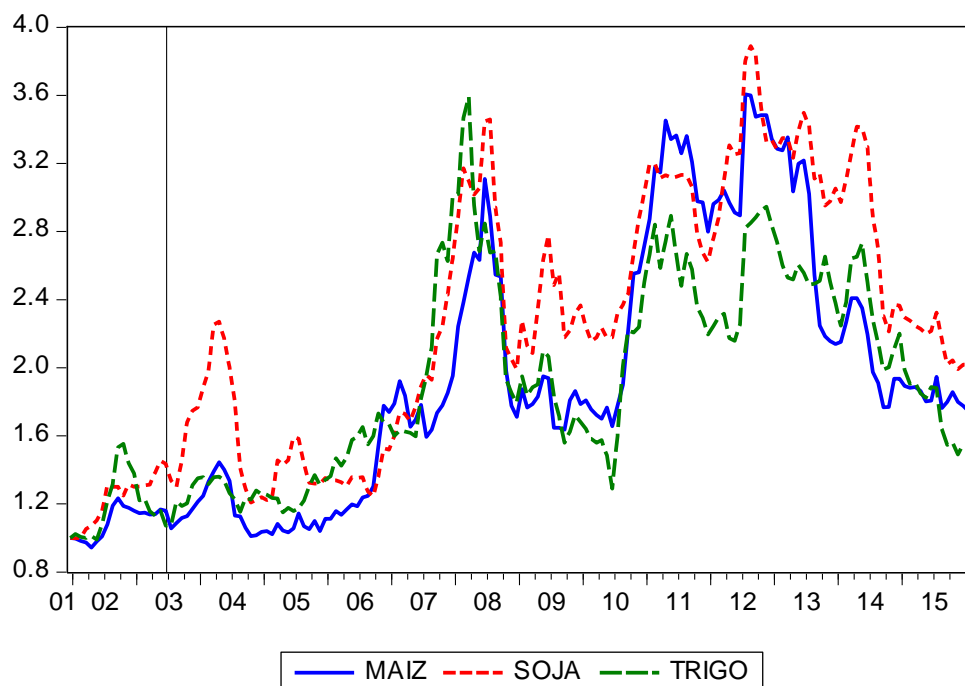
El comportamiento de los *flex prices* de los alimentos no comerciables jugó un papel importante en el proceso inflacionario, pero no fue el único factor en el liderazgo de los precios de los alimentos. Los efectos inflacionarios de los precios de los bienes agrícolas transables también fueron importantes.

#### Los bienes agropecuarios comerciables

Los precios de los bienes agropecuarios transables están determinados por su precio internacional, el tipo de cambio nominal y los impuestos a sus exportaciones (retenciones). Dado que las tasas de retención fueron modificadas en pocas oportunidades, las variaciones de estos precios han sido principalmente función de las variaciones del precio internacional y del tipo de cambio. PFIX incluye los alimentos que tienen estos bienes primarios como insumo principal.

El Gráfico 9 muestra la evolución de los precios internacionales de la soja, el maíz y el trigo.

Gráfico 9  
Precios internacionales del maíz, soja y trigo



Es inmediato ver que los precios internacionales del maíz, la soja y el trigo están altamente correlacionados. En el modelo de PFIIX utilizamos el precio de la soja como representativo de soja y maíz. Las restricciones a las exportaciones de trigo lo transformaron en un bien no comerciable. Los precios del trigo al productor y los precios de los productos derivados fueron intensamente regulados<sup>14</sup>.

Los precios del maíz y la soja tendieron a elevarse rápidamente desde fines de 2006 (el trigo tendió a elevarse desde mediados de 2005) y alcanzaron sus máximos a mediados de 2008 (se triplicaron con relación a los precios vigentes en la primera mitad de la década). Con el estallido de la crisis global los precios de las *commodities* agrícolas cayeron fuertemente en el segundo semestre del 2008 y permanecieron relativamente bajos (aunque a niveles superiores a los de la primera mitad de la década) hasta mediados de 2010. Hay una rápida recuperación de los precios en el segundo semestre de 2010 y entre 2011 y comienzos de 2014 los niveles de los precios del maíz y la soja son semejantes a los máximos de 2008.

La volatilidad de los precios internacionales del maíz y la soja (y otros bienes agrícolas) no solamente incidió en la inflación en forma directa, sino también a través

<sup>14</sup> Como consecuencia hubo una continua contracción de la producción de trigo. El modelo de PFIIX ganaría capacidad explicativa si se incluyera el precio local del trigo (o las harinas) entre las variables explicativas, pero no fue posible obtener una serie completa confiable de los precios de estos bienes.

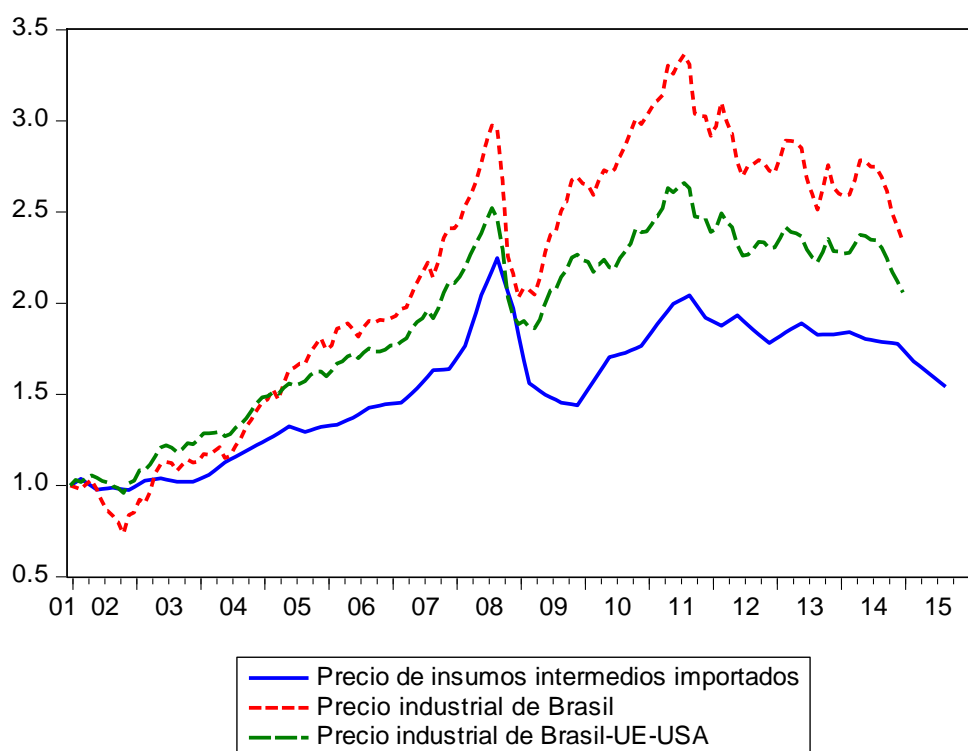
de sus efectos sobre los precios flexibles de los productos agropecuarios no transables, vía cambiantes incentivos para el uso de los suelos. Por ejemplo, los altos precios de los bienes agrícolas transables en 2006-2008 incentivaron la fase de liquidación de rodeos vacunos iniciada en 2006. La fase de retención de vientres que lleva el precio real del ganado vacuno a su máximo en el período (noviembre de 2010) se inicia en la primavera de 2009, cuando los precios de los bienes agrícolas transables se encontraban en sus mínimos.

#### El precio internacional de los bienes intermedios importados

El Gráfico 10 muestra el precio en dólares de la tonelada de bienes intermedios importados por Argentina (PMINT). El gráfico también muestra el precio industrial en dólares de Brasil y el precio industrial en dólares del conjunto de países conformado por Brasil, Estados Unidos y la Unión Europea. El precio industrial de Brasil está calculado como el precio industrial en reales dividido por el tipo de cambio (reales/usd). Con cálculos análogos se obtienen los precios industriales en dólares de Estados Unidos y la Unión Europea. El precio industrial del agregado del conjunto de los dos países y la región europea es el promedio de los precios industriales, ponderados por las respectivas participaciones en las importaciones argentinas de bienes intermedios.

Es inmediato ver que PMINT está altamente correlacionado con el precio industrial en dólares de Brasil. También lo está con el precio internacional en dólares del agregado Brasil-Estados Unidos-Unión Europea, por la importante proporción de productos brasileños en las importaciones argentinas.

Gráfico 10  
 Precio de bienes intermedios importados, precio industrial  
 de Brasil y precio industrial de Brasil, Unión Europea y USA  
 Precios en dólares



La evolución del precio industrial en dólares de Brasil está principalmente determinada por la trayectoria de su tipo de cambio, que se redujo a aproximadamente la mitad entre 2003 y mediados de 2008. En ese lapso el precio industrial en dólares de Brasil se multiplicó por tres y el precio del agregado Brasil-UE-USA se multiplicó por 2.5. El PMINT se eleva en ese período a más del doble de su valor en 2003 (104%). Luego, a fines de 2008 Brasil devalúa su moneda y su precio industrial en dólares se reduce un tercio en la primera mitad de 2009. Entre junio de 2008 y noviembre de 2009 el PMINT se redujo 32%.

Obsérvese que los impulsos sobre la inflación provenientes de los precios de exportación y de los precios de importación de bienes intermedios fueron coincidentes. Por ejemplo, ambos impulsaron la aceleración hasta mediados de 2008 y ambos indujeron la desaceleración entre mediados de 2008 y comienzos de 2010. Entre junio de 2003 y junio de 2008 el precio internacional de la soja (también *proxy* de otros precios de productos agrícolas) aumentó 140%. Entre junio de 2008 y noviembre de 2009 el precio internacional de la soja se redujo 33%.



## 5. El cambio de estructura a mediados de 2003 y la evolución del *mark-up*

Planteamos arriba que los aumentos de precios que se observaron en 2002 y hasta mediados de 2003 representaron el ajuste de precios relativos impulsado principalmente por la fuerte devaluación en la salida del régimen de convertibilidad. Como indicamos, las tasas mensuales de inflación siguieron una trayectoria de U invertida completa que terminó en algunos meses de deflación o inflación nula a mediados de 2003. Sostenemos que a mediados de 2003 se inició en el país un nuevo proceso inflacionario, bien diferenciado del ajuste de precios relativos precedente. En este punto presentamos los ejercicios econométricos que sostienen el argumento. Lo dicho arriba no implica que el ajuste de precios relativos en 2002 no haya influido en lo ocurrido posteriormente. Consideremos, por ejemplo, el mercado de trabajo. Claro está que la caída de los salarios reales que tuvo lugar en el ajuste tuvo influencia en los aumentos que experimentaron posteriormente los salarios nominales. Pero esa influencia no va más allá de eso: los salarios reales se habían reducido mucho en 2002 y existía entonces bastante consenso (incluido el gobierno) en que debían recuperarse. Los salarios reales comenzaron a elevarse hacia finales de 2002 y más vigorosamente desde mediados de 2003. A finales de 2005 los salarios reales alcanzan el nivel que tenían en diciembre de 2001 y continuaron elevándose en los años siguientes. Parece claro que la dinámica de los salarios nominales después de 2005 tiene poca relación con la caída experimentada en el ajuste de precios relativos de 2002. La dinámica de los salarios es novedosa y constituye un ingrediente importante del nuevo proceso inflacionario. La tasa de los salarios es una variable exógena, esto se justifica más adelante. Para dar sustento econométrico a lo planteado estimamos en primer lugar la ecuación de PFIX sobre el período 2002M02-2014:01, esto es, incluyendo en la estimación la fase de ajuste de precios relativos:

Cuadro 06  
 Dependent Variable: DLOG(PFIX)  
 Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2002M02 2014M01  
 Included observations: 138 after adjustments  
 HAC standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(IPC(-1))	0.418531	0.124397	3.364482	0.0010
DLOG(PCARLIN)	0.047550	0.027855	1.707051	0.0902
DLOG(PSOJA)	0.022081	0.008853	2.494131	0.0139
DLOG(PMINT)	0.092077	0.030032	3.065957	0.0026
DLOG(TCN)	0.126109	0.031203	4.041584	0.0001
DLOG(WREGMT)	0.150554	0.042715	3.524632	0.0006
DLOG(PRODPIB)	-0.067822	0.031897	-2.126283	0.0354
C	0.003640	0.001411	2.579858	0.0110
R-squared	0.604033	Mean dependent var		0.014823
Adjusted R-squared	0.582712	S.D. dependent var		0.012421
S.E. of regression	0.008024			
Sum squared resid	0.008369			

La estimación difiere sustancialmente de la presentada en el Cuadro 02 (estimada sobre el período 2003M06-2014M01). Los coeficientes suman menos que 1 y la constante es significativamente distinta de 0. Pero el R<sup>2</sup> ajustado es 0.57 y casi todos los coeficientes son significativos. Podemos usar esta ecuación para testar el cambio de estructura en 2003M06, en el lapso en que la tasa de inflación se hizo nula. Hacemos para esto un test de Chow:

Cuadro 07  
 Chow Breakpoint Test: 2003M06  
 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Equation Sample: 2002M02 2014M01

F-statistic	12.82757	Prob. F(8,122)	0.0000
Log likelihood ratio	84.23406	Prob. Chi-Square(8)	0.0000

La hipótesis nula es que no hay cambio de estructura. El test la rechaza con alta significación.

Podemos utilizar la ecuación estimada sobre el período 2002M02-2014M01 para examinar el comportamiento de los precios y el mark-up en la fase de ajuste de los precios relativos. A este fin estimamos la siguiente ecuación:

Cuadro 08  
 Dependent Variable: DLOG(PFIX)  
 Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2002M02 2014M01  
 Included observations: 138 after adjustments  
 HAC standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(IPC(-1))	0.418395	0.073628	5.682578	0.0000
DLOG(PCARLIN)	0.022248	0.008743	2.544765	0.0121
DLOG(PSOJA)	0.017728	0.007154	2.478082	0.0145
DLOG(PMINT)	0.105190	0.019037	5.525552	0.0000
DLOG(TCN)	0.080459	0.013544	5.940465	0.0000
DLOG(WREGMT)	0.134720	0.040079	3.361378	0.0010
DLOG(PRODPIB)	-0.067272	0.029598	-2.272837	0.0247
DUMABRIL02	0.077663	0.002614	29.70686	0.0000
DUMREDUCMARKUP1	-0.004121	0.001687	-2.442875	0.0159
C	0.004888	0.001289	3.792451	0.0002
R-squared	0.856436	Mean dependent var		0.014823
Adjusted R-squared	0.846342	S.D. dependent var		0.012421
S.E. of regression	0.004869			
Sum squared resid	0.003034			

donde dumabril02 es una variable dummy que toma valor 1 en abril de 2002 y 0 en el resto del período y dumreducmarkup1 es una dummy con valor 1 en el período entre mayo de 2002 y diciembre de 2003 y 0 en el resto del período. Los coeficientes de las dummies son significativos al 1% y 2%. Aunque la ecuación no puede estimar bien los coeficientes de las variables vigentes en el período de ajuste de precios relativos, la aproximación que provee sobre las variaciones del “costo” parece suficiente para dar sentido a los coeficientes de las dummies. El coeficiente de dumabril02 es 0.078. La tasa de inflación de abril de 2002 fue 7.8 puntos porcentuales (pp) más alta que la tasa de aumento del “costo” en este período porque aumentó el coeficiente de mark-up en esa proporción. El coeficiente de dumreducmarkup1 es  $-0.0041$ . Esto implica que desde mayo de 2002 hasta diciembre de 2003 las tasas de aumento del PFIX fueron cada mes 0.41 pp menores que las tasas del “costo”. El período de reducción de mark-up se extiende 20 meses, totalizando hasta diciembre de 2003 una reducción de 8.2pp, cifra muy semejante a los 7.8 pp de aumento observado en abril de 2002. Interpretamos que después del overshooting de precios en abril de 2002, en un contexto en el que las tasas de aumento del tipo de cambio se redujeron fuertemente primero y se hicieron negativas enseguida, el mark-up tendió a reducirse sistemáticamente, de modo que a los

inicios del nuevo proceso inflacionario el mark-up era semejante al de diciembre de 2001.

Obsérvese que mientras estimamos la ecuación del nuevo proceso inflacionario desde 2003M06 (Cuadro 02) porque es en ese momento que la tasa de inflación se hace negativa o nula y se verifica un cambio de estructura, el período de paulatina reducción del mark-up que estimamos arriba abarca también el segundo semestre de 2003. Interpretamos que esta es la razón por la que la mencionada estimación de la ecuación principal sobreestima la tasa de inflación en el segundo semestre de 2003 (Gráfico 3). El mark-up todavía tendía a reducirse en los primeros meses del nuevo proceso inflacionario.

## **6. La fase de control de cambios y restricciones a las importaciones**

En los años 2010 y 2011 las tasas del tipo de cambio fueron muy inferiores a las tasas de inflación, acentuando el rol del precio del dólar como ancla del proceso. La acentuada apreciación del tipo de cambio real incentivó los gastos en el exterior y se incrementó fuertemente la salida de capitales, particularmente en los meses previos a la elección presidencial de octubre de 2011, porque había una extendida expectativa de devaluación después de las elecciones. Las reservas comenzaron a caer a mediados de 2011. En noviembre de 2011 el gobierno comenzó a aplicar un control de cambios y restricciones a las importaciones, dando lugar al surgimiento del mercado paralelo de cambios y al aumento del grado de monopolio en los mercados de bienes importados con importaciones restringidas. Estos controles fueron haciéndose más restrictivos a lo largo de los años siguientes. En este punto analizamos esta fase del proceso inflacionario.

La ecuación principal (Cuadro 02) está estimada sobre el período 2003M06-2014M01. En el momento de realizar los cálculos que presentamos disponíamos de datos fidedignos sobre el precio de los insumos intermedios importados solamente hasta agosto de 2015, a causa del así llamado “apagón estadístico” establecido para revisar los cálculos del INDEC luego de su intervención por el gobierno que asumió en diciembre. Extendiendo la estimación de la ecuación de PFIX al período 2003M06-2015M08 y se obtiene:

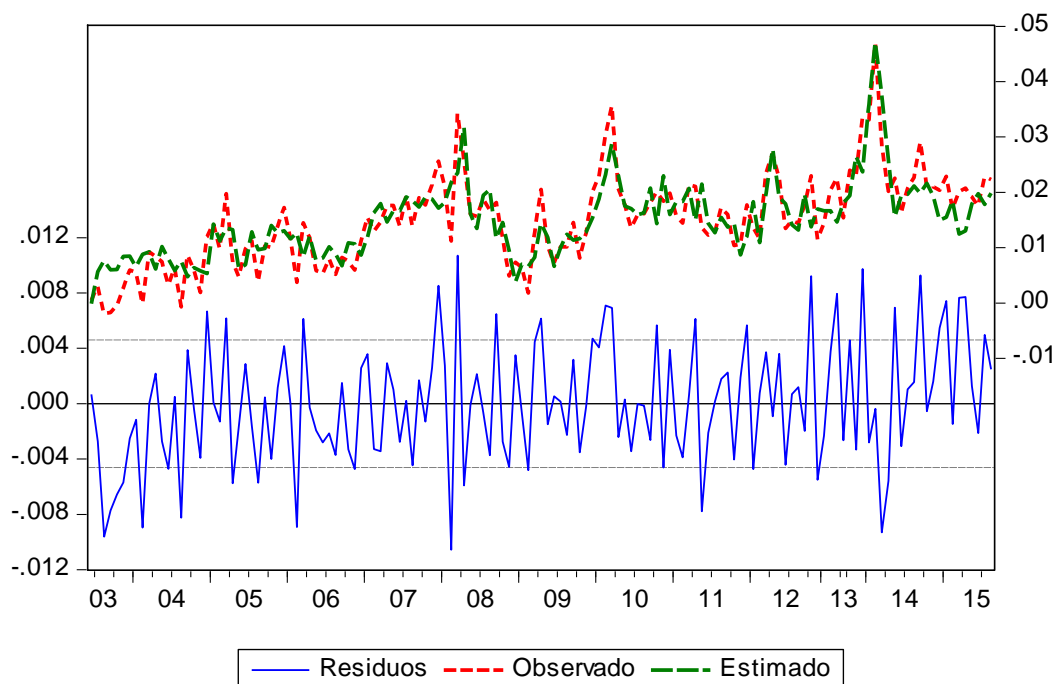
Cuadro 09  
 Dependent Variable: DLOG(PFIX)  
 Method: Least Squares

Sample: 2003M06 2015M08  
 Included observations: 141

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(IPC(-1))	0.593827	0.053482	11.10335	0.0000
DLOG(PCARLIN)	0.016024	0.007023	2.281832	0.0241
DLOG(PSOJA)	0.010910	0.005934	1.838385	0.0682
DLOG(PMINT)	0.095369	0.020635	4.621730	0.0000
DLOG(TCN)	0.105936	0.026285	4.030214	0.0001
DLOG(WREGMT)	0.140960	0.035285	3.994886	0.0001
DLOG(PRODPIB)	-0.061170	0.031415	-1.947133	0.0536
C	0.002328	0.000894	2.602821	0.0103
R-squared	0.698218	Mean dependent var		0.014877
Adjusted R-squared	0.682335	S.D. dependent var		0.008170
S.E. of regression	0.004605			
Sum squared resid	0.002820			

La estimación arroja resultados que difieren de la estimación del Cuadro 02. Emerge una constante significativa de 0.2% mensual. En el Gráfico 11 pueden verse las tasas de PFIX observadas y estimadas por esta ecuación y los residuos:

Gráfico 11

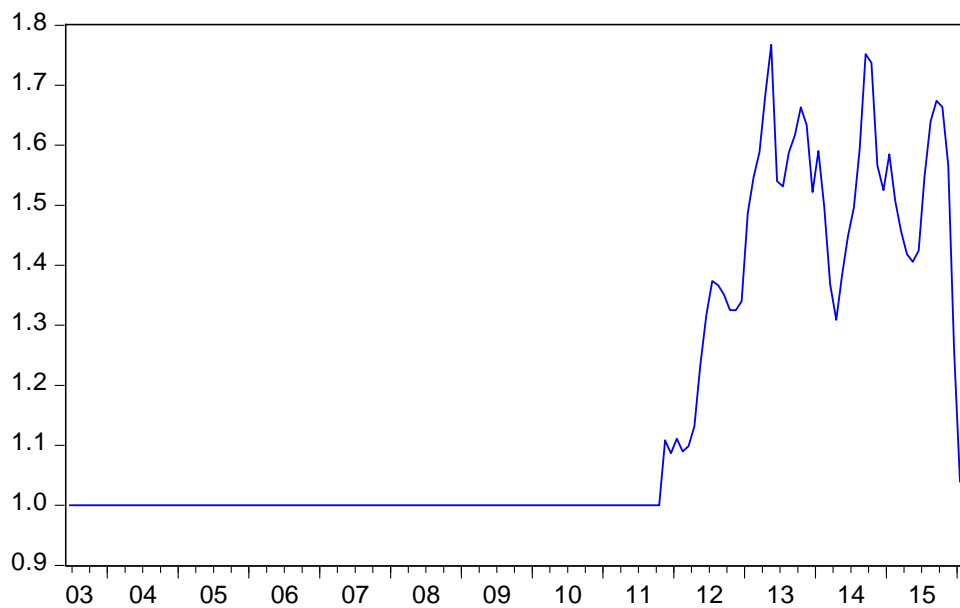


La observación del extremo derecho del gráfico de residuos muestra que la ecuación subestima sistemáticamente la tasa de PFIX desde setiembre de 2014 hasta el fin del período. La observación sugiere que hay al menos una variable omitida en la ecuación del Cuadro 09. El tipo de cambio paralelo es un candidato lógico a jugar ese rol.

Definimos la brecha cambiaria como el cociente entre el tipo de cambio paralelo y el tipo de cambio del mercado oficial. El gráfico 12 muestra la evolución de la brecha.

Gráfico 12

Tipo de cambio paralelo/tipo de cambio oficial



El mercado paralelo de cambios surge en noviembre de 2011 y el tipo de cambio paralelo tiende a elevarse rápidamente entre abril y agosto de 2012. Introducimos la variable  $\log(\text{brecha cambiaria})$  en el modelo del Cuadro 09 y estimamos la ecuación:

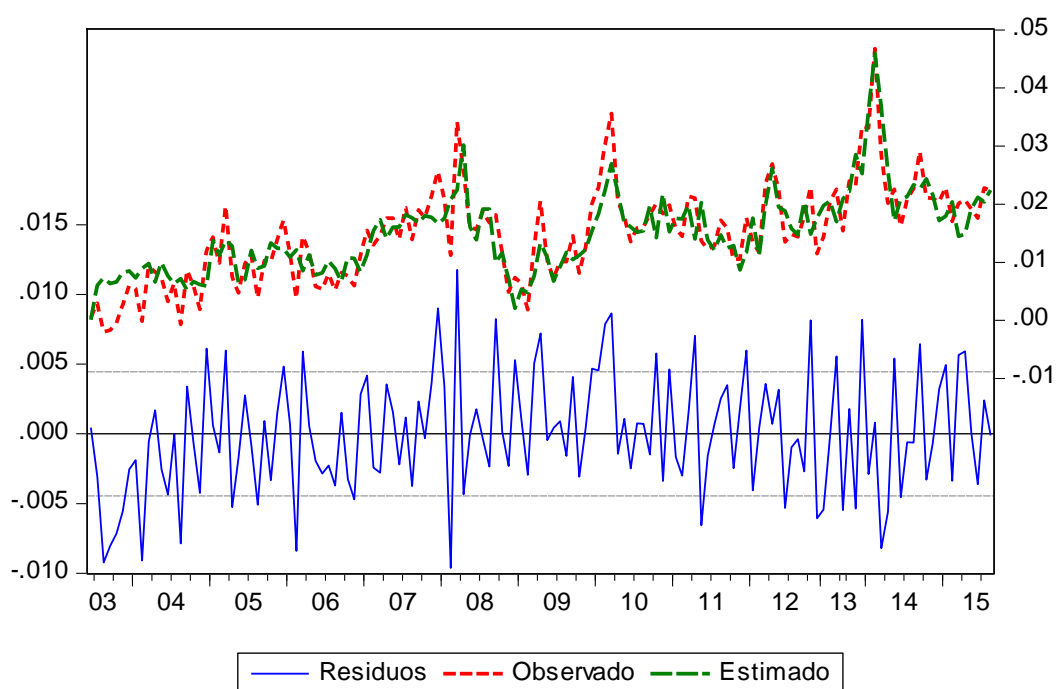
Dependent Variable: DLOG(PFIX)  
 Method: Least Squares

Sample: 2003M06 2015M08  
 Included observations: 141  
 HAC standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(IPC(-1))	0.524063	0.085016	6.164321	0.0000
DLOG(PCARLIN)	0.016769	0.006771	2.476705	0.0145
DLOG(PSOJA)	0.012038	0.006603	1.823064	0.0706
DLOG(PMINT)	0.107874	0.019827	5.440745	0.0000
DLOG(TCN)	0.088215	0.018138	4.863456	0.0000
DLOG(WREGMT)	0.127553	0.035738	3.569110	0.0005
DLOG(PRODPIB)	-0.047803	0.029813	-1.603445	0.1112
LOG(TCBRECHA)	0.008558	0.002045	4.184392	0.0001
C	0.002795	0.001179	2.370207	0.0192
R-squared	0.720884	Mean dependent var		0.014877
Adjusted R-squared	0.703968	S.D. dependent var		0.008170
S.E. of regression	0.004445			
Sum squared resid	0.002608			

El coeficiente de la variable brecha cambiaria es altamente significativo, aunque pequeño (0.0086). La brecha promedio entre noviembre de 2011 y agosto de 2015 es 40%. De modo que la incidencia del tipo de cambio paralelo sobre la tasa de PFI<sub>X</sub> representó un promedio de 0.3pp adicionales de inflación mensual (algo más de 4pp adicionales de inflación anual) mientras estuvo vigente. En el Gráfico 13 pueden verse los valores observados y estimados de la tasa de PFI<sub>X</sub> y los residuos.

Gráfico 13



Puede verse que la introducción de la brecha cambiaria en la ecuación corrige en gran medida la tendencia a la subestimación de la inflación después de 2014M09 que se verifica en la ecuación del Cuadro 09. En la ecuación del Cuadro 13 la suma de los coeficientes resulta 0.89 (la tasa del “costo” no explica completamente la tasa de PFIX) y la ecuación incluye una constante altamente significativa que representa 0.27 pp mensuales de inflación (algo más de 3pp de inflación anual) no explicados por las variables incluidas.

Interpretamos que la variable de la brecha cambiaria recoge los efectos inflacionarios de bienes importados que se precieron al tipo de cambio paralelo, sea porque se pagaron con ese tipo de cambio (o al tipo de cambio del “contado con liquidación”, muy similar al paralelo) o porque el importador, pese a haber pagado con el tipo de cambio oficial, explota su posición monopólica preciendo con el paralelo. Pero la presencia de la constante significativa sugiere que otros elementos del contexto, plausiblemente las restricciones a las importaciones, tuvieron efectos inflacionarios adicionales no correlacionados con los movimientos del tipo de cambio paralelo, por ejemplo, vía el incremento del grado de monopolio en bienes de producción local competitivos de las importaciones restringidas.



## Referencias

Frenkel, Julia, "El impacto inflacionario de la depreciación cambiaria de 2002 en Argentina", Seminario de Integración y Aplicación (Área Economía), Facultad de Economía de la Universidad de Buenos Aires, 2003.

Frenkel, Roberto, "El régimen de alta inflación y el nivel de actividad", en José Pablo Arellano (compilador) Inflación Rebelde en América Latina, CIEPLAN-HACHETTE, Santiago de Chile, 1990. También en Documento CEDES/26, Buenos Aires, 1989.

Frenkel, Roberto, La dinámica de los precios industriales en la Argentina: 1966-1982. Un estudio econométrico. Estudios CEDES, Buenos Aires, 1983.

Hicks, John, The Crisis in Keynesian Economics, Basic Books, New York, 1974.

Kalecki, Michal, Theory of Economic Dynamics, Allen and Unwin, London, 1954.

Okun, Arthur, Prices and Quantities. A Macroeconomic Analysis, The Brookings Institution, 1981.

## Anexo 1

### Derivación del modelo de PFI

*PFI* es un índice de Laspeyres de un conjunto de precios  $P_i$  con la suma de ponderadores normada en 1:

$$PFI_t = \sum_i a_i P_t^i \quad \text{con} \quad \sum_i a_i = 1$$

Suponemos que el precio del componente  $i$  resulta de adicionar una proporción de mark-up al costo medio variable.  $c_{ij}$  es la proporción en que el precio  $X_t^j$  entra en el costo del bien  $i$ :

$$P_t^i = (\sum_j c_{ij} X_t^j) (1 + m_t^i) \quad \text{con} \quad \sum_j c_{ij} = 1$$

$x_t^j$  es la tasa de  $X_t^j$ , de modo que:

$$X_t^j = X_{t-1}^j (1 + x_t^j) \quad \text{y reemplazando:}$$

$$P_t^i = \left[ \sum_j c_{ij} X_{t-1}^j (1 + x_t^j) \right] (1 + m_t^i)$$

$$\text{Hacemos} \quad \frac{P_t^i}{P_{t-1}^i} = \frac{\sum_j c_{ij} X_{t-1}^j (1 + x_t^j)}{\sum_j c_{ij} X_{t-1}^j} \frac{(1 + m_t^i)}{(1 + m_{t-1}^i)} \quad (1)$$

$$\text{Donde} \quad c_{ij}^* = \frac{c_{ij} X_{t-1}^j}{\sum_j c_{ij} X_{t-1}^j} \quad \text{y es inmediato mostrar que} \quad \sum_j c_{ij}^* = 1$$

Tomando logaritmos en (1) se obtiene:

$$\log \frac{P_t^i}{P_{t-1}^i} = \log(1 + p_t^i) \cong p_t^i = \quad (\text{donde } p_t^i \text{ es la tasa de } P_t^i)$$

$$= \log \left( 1 + \sum_j c_{ij}^* x_t^j \right) + \log \left( \frac{1 + m_t^i}{1 + m_{t-1}^i} \right) \cong$$

$$\cong \sum_j c_{ij}^* x_t^j + \Delta m_t^i \quad \text{donde } \Delta m_t^i \text{ es cero si el coeficiente de mark-up es constante.}$$

Consecuentemente, la tasa de *PFI*<sub>*t*</sub> puede expresarse como:

$$pfi_{x_t} = \sum_i a_i \sum_j c_{ij}^* x_t^j + \sum_i a_i \Delta m_t^i \quad \text{con}$$

$$\sum_i \sum_j a_i c_{ij}^* = \sum_i a_i \sum_j c_{ij}^* = 1 \quad \text{y} \quad \sum_i a_i \Delta m_t^i = 0 \quad \text{si el mark-up agregado es constante.}$$

## El costo del trabajo

La tasa del salario del salario medio  $w_t$  es una de las tasas  $x_t^j$  que entran en el modelo de  $pfix_t$  derivado arriba. Para modelarla suponemos que los salarios (y otros contratos indexados como, por ejemplo, alquileres) se reajustan en forma desincoñizada según la inflación pasada (desfasada un mes), más (o menos) una proporción adicional  $s_t$ , con un período de reajuste de  $n$  meses. Suponemos que los trabajadores se dividen en  $n$  grupos iguales que van reajustando sus salarios sucesivamente. El salario medio  $W_t$  es:

$$W_t = \frac{1}{n} W_{t-1} (1 + \sum_1^n p_{t-j} + s_t) + \frac{n-1}{n} W_{t-1} \quad y$$

$$W_t = W_{t-1} + \frac{1}{n} W_{t-1} (\sum_1^n p_{t-j} + s_t) \quad y \text{ dividiendo por } W_{t-1} :$$

$$\frac{W_t}{W_{t-1}} = 1 + w_t = 1 + \frac{1}{n} (\sum_1^n p_{t-j} + s_t) \quad \text{de donde:}$$

$$w_t = \frac{1}{n} \sum_1^n p_{t-j} + \frac{s_t}{n}$$

En la ecuación de  $pfix_t$  del modelo la tasa media de inflación de los pasados  $n$  meses es aproximada por la tasa  $p_{t-1}$ . El coeficiente de  $p_{t-1}$  en la estimación capta la inercia derivada de la indexación de los salarios, pero también la derivada de otros contratos y precios indexados. El efecto de la sobre o subindexación salarial  $s_t$  es captado en la estimación por el coeficiente de  $w_t$ .

## **Anexo 2**

### **Definición de los agregados PFLEX, PFIJ y PREGUL**

PFLEX (ponderación: 3.7%)

115 FRUTAS 1.5%

116 VERDURAS 2.1%

PREGUL (ponderación: 20.1%)

321 COMBUSTIBLES PARA LA VIVIENDA 1.6%

322 ELECTRICIDAD 2.0%

323 AGUA Y SERVICIOS SANITARIOS 0.8%

611 TRANSPORTE PÚBLICO DE PASAJEROS 6.4%

613 FUNCIONAMIENTO Y MANTENIMIENTO DE LOS VEHÍCULOS 4.0%

621 CORREO 0.1%

622 TELÉFONO 4.0%

91 CIGARRILLOS Y ACCESORIOS 1.3%

El resto de los bienes y servicios del IPC compone PFIJ, que representa el restante 76.2% del índice.