



Capítulo 2

Dilemas de las políticas cambiarias y monetarias en América Latina

Mario Damill
Oscar Dancourt
Roberto Frenkel
Editores



BIBLIOTECA NACIONAL DEL PERÚ
Centro Bibliográfico Nacional

339.5098 D Dilemas de las políticas cambiarias y monetarias en América Latina / Mario Damill, Oscar Dancourt y Roberto Frenkel, editores.-- 1a ed.-- Lima: Pontificia Universidad Católica del Perú, Fondo Editorial, 2018 (Lima: Tarea Asociación Gráfica Educativa).
357 p.: diags.; 21 cm.

Incluye bibliografías.
D.L. 2018-09352
ISBN 978-612-317-380-7

1. Macroeconomía - América Latina - Ensayos, conferencias, etc. 2. Política monetaria - América Latina 3. Crisis económica - América Latina 4. Bancos centrales - América Latina 5. América Latina - Política económica I. Damill, Mario, 1952-, editor II. Dancourt, Oscar, 1950-, editor III. Frenkel, Roberto, 1942-, editor IV. Pontificia Universidad Católica del Perú.

BNP: 2018-419

Dilemas de las políticas cambiarias y monetarias en América Latina

Mario Damill, Oscar Dancourt y Roberto Frenkel, editores

© Pontificia Universidad Católica del Perú, Fondo Editorial, 2018

Av. Universitaria 1801, Lima 32, Perú

feditor@pucp.edu.pe

www.fondoeditorial.pucp.edu.pe

Diseño, diagramación, corrección de estilo
y cuidado de la edición: Fondo Editorial PUCP

Primera edición: julio de 2018

Tiraje: 500 ejemplares

Prohibida la reproducción de este libro por cualquier medio,
total o parcialmente, sin permiso expreso de los editores.

Hecho el Depósito Legal en la Biblioteca Nacional del Perú N° 2018-09352

ISBN: 978-612-317-380-7

Registro del Proyecto Editorial: 31501361800681

Impreso en Tarea Asociación Gráfica Educativa

Pasaje María Auxiliadora 156, Lima 5, Perú

LA INFLACIÓN EN ARGENTINA EN LOS AÑOS 2000

Roberto Frenkel y Diego Friedheim¹

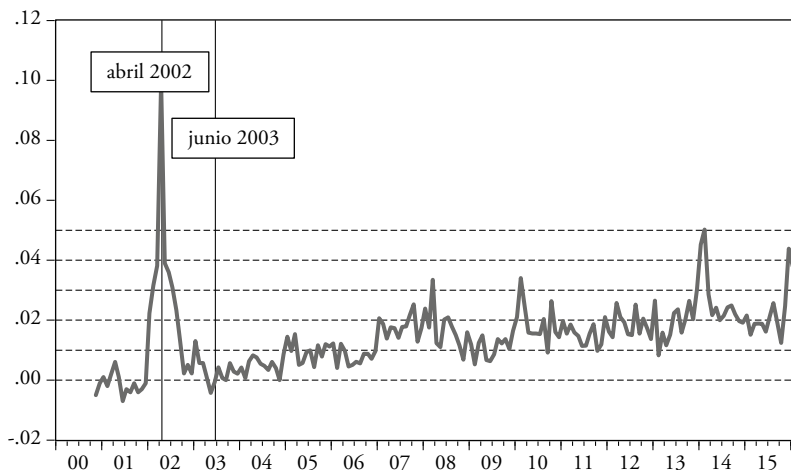
INTRODUCCIÓN

El llamado «régimen de convertibilidad» mantuvo el tipo de cambio fijo por ley (peso/US\$ 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 (peso/US\$ 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 peso/US\$ 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.

¹ Los autores agradecen el apoyo de la Fundación Ford y la colaboración de Gabriel Palazzo, Lorenzo Sigaut Gravina, Constanza Abuin y Pablo Carreras Mayer.

Gráfico 1. Tasas mensuales de inflación



Fuente: elaboración propia con datos de Indec y Ecolatina.

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 (Frenkel, 2003). 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.

El trabajo se presenta en cinco segmentos y dos anexos. En el primero se presentan la información y el modelo utilizados. En el segundo

se presenta el análisis econométrico del proceso inflacionario, que se inicia a mediados de 2003, y se obtiene la ecuación principal. En la tercera parte se utiliza la ecuación principal para proyectar las tasas mensuales de inflación en el periodo de noviembre de 2015 a marzo de 2016 y se comparan las proyecciones con las tasas observadas. En el cuarto segmento se utiliza el modelo identificado para analizar la evolución del proceso inflacionario mediante la presentación y comentario del comportamiento de las variables explicativas. En la quinta sección se completa el análisis econométrico del periodo 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.

LA INFORMACIÓN Y EL MODELO UTILIZADOS

La información

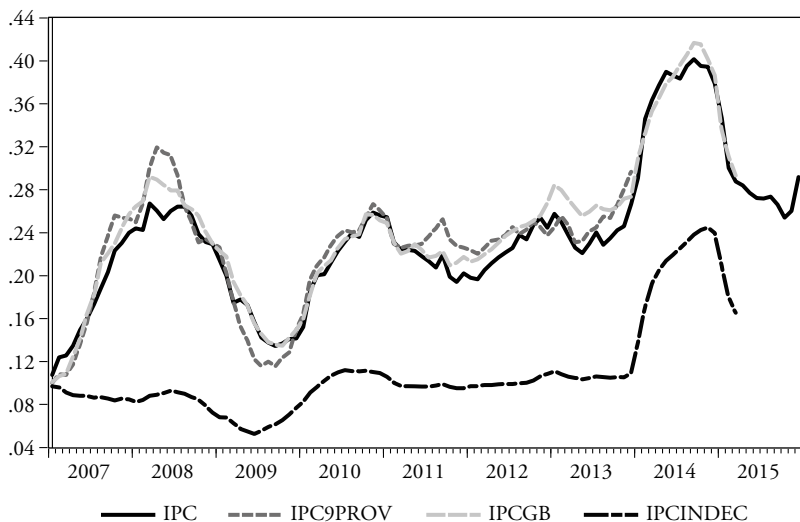
Como las mediciones del Indec no son confiables desde enero de 2007², la información proveniente del organismo es utilizada solamente hasta diciembre de 2006. Desde enero de 2007 utilizamos los datos mensuales de una réplica del IPC, calculados por la firma consultora Ecolatina con base en muestras de información recogidas 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,

² 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.

aceites y grasas, ropa exterior, electricidad, educación formal, etcétera—. 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—desde 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 siguiente gráfico 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 inmediato ver que las tasas anuales de inflación calculadas por los índices no oficiales son muy semejantes.

Gráfico 2. Tasas mensuales de inflación
(mediciones alternativas)



Fuente: Indec, Ecolatina, IPCGB de un privado e institutos de estadísticas de nueve provincias.

En el cuadro siguiente se muestra la matriz de correlaciones de estas series, que corrobora lo que muestra el gráfico 2.

Tabla 1. Correlaciones entras las tasas mensuales de inflación

Análisis de covarianza: ordinario

Muestra (ajustada): 2007M01 2013M12

Observaciones incluidas: 84 después de ajustes

Muestra equilibrada (eliminación de períodos con valor faltante)

Covarianza

Correlación	@PCHY(IPC)	@PCHY(IPC9PROV)	@PCHY(IPCGB)	@PCHY(IPCINDEC)
@PCHY(IPC)	0,002 1,000			
@PCHY(IPC9PROV)	0,002 0,948	0,003 1,000		
@PCHY(IPCGB)	0,002 0,974	0,002 0,951	0,002 1,000	
@PCHY(IPCINDEC)	0,000 0,557	0,000 0,571	0,000 0,524	0,000 1,000

Fuente: estimación propia basada en datos de Indec, Ecolatina, IPCGB de un privado e institutos de estadísticas de nueve provincias.

Características del modelo

El modelo teórico que utilizamos desagrega el IPC en distintos 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 gobierno³.

³ La desagregación entre *fix prices* y *flex prices* sigue la tradición de Kalecki (1954), Hicks (1974) y Okun (1981).

Los precios regulados incluidos en PREGUL representaron 20,10% de la canasta del IPC y son naturalmente exógenos⁴.

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 comercios minoristas. Consecuentemente, los precios flexibles deberían, idealmente, entrar en el modelo como precios de bienes primarios, insumos principales de algunos de los 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

⁴ Los precios componentes de PFLEX, PFIX y PREGUL se listan en el Anexo 2.

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), PFIJ (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 periodo.

La ecuación del precio PFIJ tiene la forma:

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

donde p_{t-1} es la tasa de inflación (IPC) del mes precedente y el coeficiente c estima la inercia en la determinación de PFIJ, que resulta de aumentos de salarios y ajustes de otros precios y contratos en función de la inflación pasada⁵. Por otro lado, $x_1, x_2 \dots x_n$ son las tasas mensuales

⁵ 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.

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 en condiciones normales⁶ son:

$$c + \sum b_i = 1 \text{ y } k = 0$$

En un trabajo anterior sobre la inflación en Argentina⁷ hemos estimado el modelo de precio formado por las ecuaciones (1) y (2) en el periodo de alta inflación 1977-1988. En ese trabajo se presenta una estimación econométrica de la ecuación (2) de PFIK 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 PFIK 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 PFIK. 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.

⁶ La discusión de las condiciones normales se encuentra en Frenkel (1989). La derivación formal del modelo se presenta en el Anexo 1.

⁷ Frenkel (1989). En Frenkel (1983) aplicamos una metodología econométrica semejante al estudio de la dinámica de los precios industriales.

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, etcétera—.

En cambio, incluir las carnes frescas en PFIIX 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 PFIIX son:

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

PSOJA: precio internacional de la soja (mercado de Chicago, US\$).

PMINT: precio por tonelada de bienes intermedios importados (Indec, US\$).

TCN: tipo de cambio nominal (pesos/US\$).

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).

EL PROCESO INFLACIONARIO DESDE MEDIADOS DE 2003

Presentamos en primer lugar la ecuación principal del trabajo, correspondiente al periodo que se inicia en 2003M06. El periodo de estimación se extiende hasta 2014M01⁸.

La descomposición del IPC en sus componentes arroja:

Tabla 2. Descomposición del IPC

Variable dependiente: DLOG(IPC)

Método: mínimos cuadrados

Muestra: 2003M06 2014M01

Observaciones incluidas: 128

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
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 cuadrado	0,991339	Media de la variable dependiente		0,013679
R cuadrado ajustado	0,991129	Desviación estándar de la variable dependiente		0,007639
Error estándar de regresión	0,000719			
Suma de los cuadrados de los residuos	6,42E-05			

Fuente: estimación propia basada en datos de Indec y Ecolatina.

⁸ 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 periodo de estimación de la ecuación principal se extiende hasta enero de 2014.

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 periodo. También es más alta la elasticidad de PFIX (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 periodo de 0,13 mientras su peso en la canasta es de 20,1%.

La estimación de la ecuación de PFIX resulta:

Tabla 3. Descomposición de los precios FIX

Variable dependiente: DLOG(PFIX)

Método: mínimos cuadrados

Muestra: 2003M06 2014M01

Observaciones incluidas: 122

Errores estándar y covarianzas corregidos (HAC) de heterocedasticidad y colinealidad

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
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 cuadrado	0,684002	Media de la variable dependiente		0,013653
R cuadrado ajustado	0,664598	Desviación estándar de la variable dependiente		0,007708
Error estándar de regresión	0,004464			
Suma de los cuadrados de los residuos	0,002271			

Fuente: estimación propia basada en datos de Indec y Ecolatina.

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 estos suman 1.

Tabla 4. Test de Wald

Ecuación: Tabla 2

Prueba estadística	Valor	df	Probabilidad
Estadístico t	-0,682022	114	0,4966
Estadístico f	0,465155	(1, 114)	0,4966
Chi cuadrado	0,465155	1	0,4952

Hipótesis nulas: $C(1)+C(2)+C(3)+C(4)+C(5)+C(6)+C(7)=1$

Resumen de hipótesis nulas:

Restricción normalizada (= 0)	Valor	Error estándar
$-1 + C(1) + C(2) + C(3) + C(4) + C(5) + C(6) + C(7)$	-0,054302	0,079620

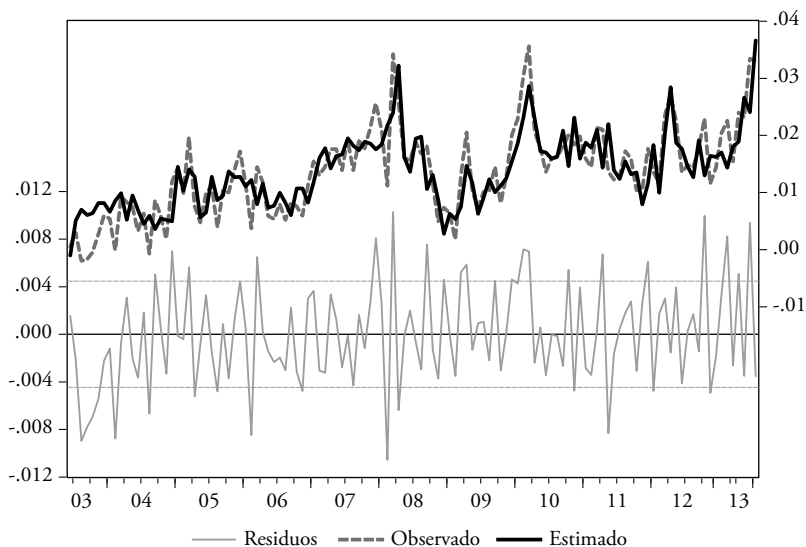
Las restricciones en los coeficientes son lineales.

Fuente: estimación propia basada en datos de Indec y Ecolatina.

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. Tasas mensuales de inflación observadas, estimadas y diferencia entre ambas



Fuente: estimación propia basada en datos de Indec y Ecolatina.

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 folclor 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.

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 periodo 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 las tablas 1 y 2, dado que el control de cambios se eliminó en diciembre.

Los resultados pueden verse en la tabla 5:

Tabla 5. Tasas mensuales de inflación observadas y proyectadas

	PFIX observado	PFIX proyectado	PFIX observado	PFIX proyectado
	<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
	IPC observado	IPC proyectado	IPC observado	IPC proyectado
	<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

Fuente: estimación propia basada en datos de Ecolatina.

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 periodo 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 0,3 puntos porcentuales.

La parte inferior de la tabla 5 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 de la tabla 1—. La inflación observada del IPC entre octubre de 2015 y marzo de 2016 es 19,8% mientras la proyectada es 20,1%.

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 con 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 periodo 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.

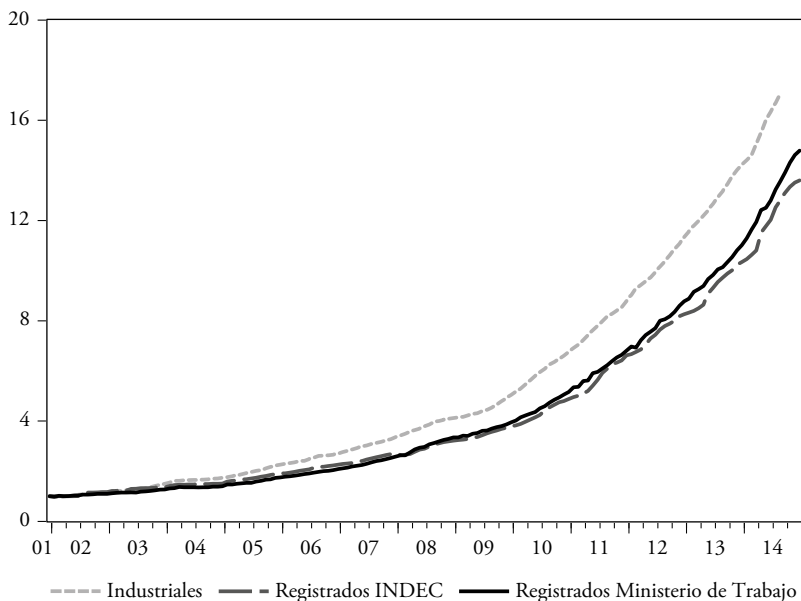
Obsérvese que la ecuación de la tabla 2 muestra que, dadas las tasas de los precios de las frutas y verduras, el precio del ganado en el Mercado de Liniers y la tasa de los salarios medios de los trabajadores registrados, la tasa de variación de la productividad entra en nuestro modelo con signo negativo: 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.

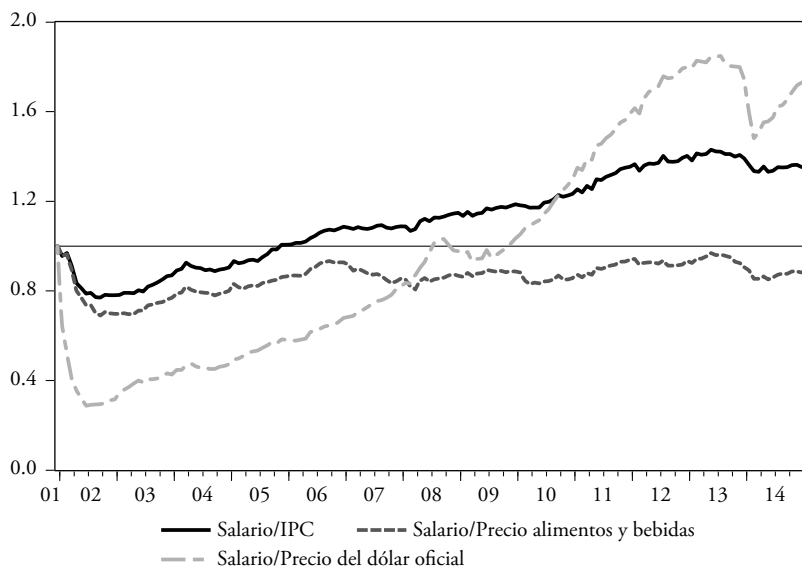
Gráfico 4. Salarios industriales y salarios registrados en Indec y en el Ministerio de Trabajo



Fuente: Ministerio de Trabajo y Seguridad Social de la nación.

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



Fuente: estimación propia basada en datos de Ecolatina y Ministerio de Trabajo y Seguridad Social de la nación.

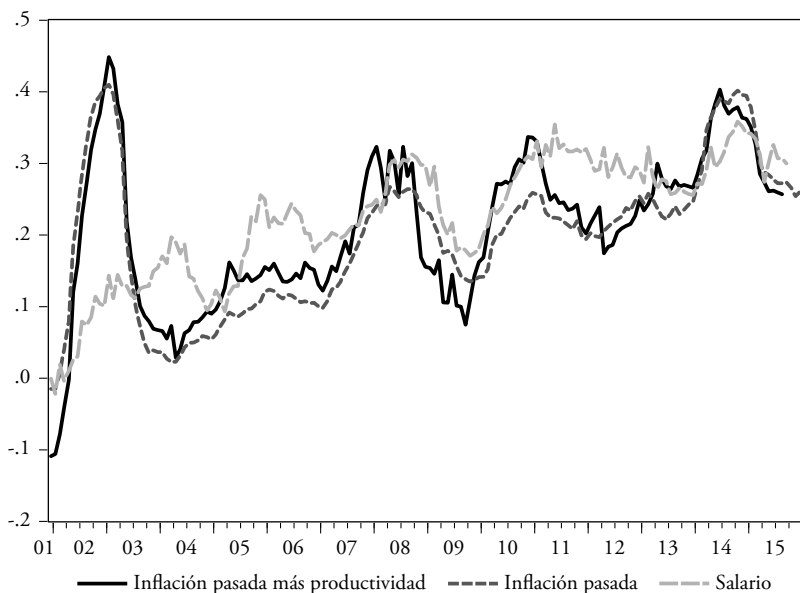
A fines de 2005 el salario real alcanza el nivel de diciembre de 2001 y llega a su máximo en mayo de 2013 —43% mayor que el de diciembre de 2001—. El punto de máximo salario real coincide con un máximo local del salario en dólares —85% más alto que el de diciembre de 2001—, antes de que comenzara a acelerarse 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 periodo la tasa anual del salario medio. En este 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 periodo —productividad calculada como el producto por trabajador ocupado—.

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



Fuente: estimación propia basada en datos de Ecolatina y Ministerio de Trabajo y Seguridad Social de la nación.

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 fue de 3,5 puntos porcentuales. 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 periodo 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 periodo que va de junio de 2003 al 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 insistían en 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 estimar la inflación y elaborar 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 —a información de salarios que utilizamos en este trabajo— fueron superiores a los acordados en las negociaciones paritarias.

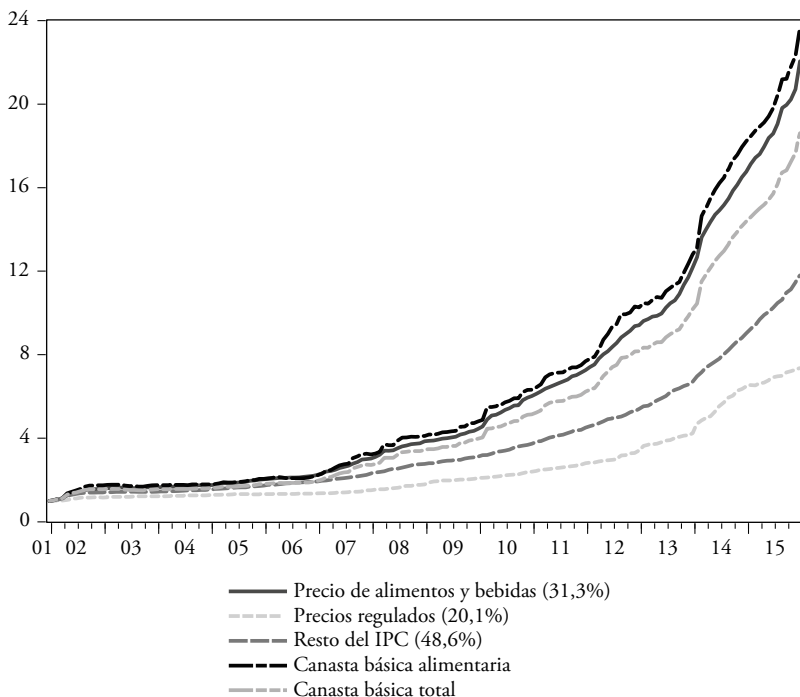
Los precios de los alimentos

Ya mencionamos el liderazgo de los precios de los alimentos en el proceso inflacionario. A fin de ilustrar este 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, que constituyen el 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 periodo. 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 periodo 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



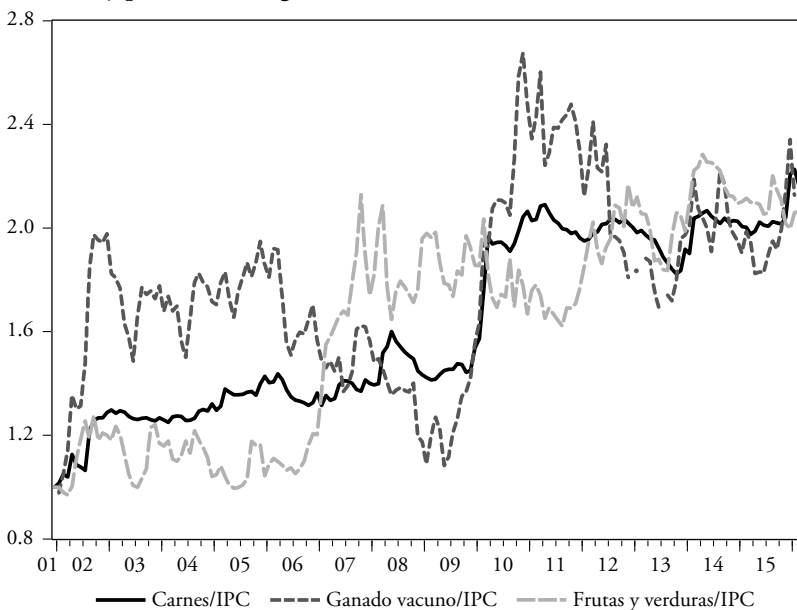
Fuente: Indec y Ecolatina.

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 periodo —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.

Gráfico 8. Precios reales de los ítems carnes y frutas y verduras del IPC, y precio real del ganado vacuno en el Mercado de Liniers



Fuente: Indec y Ecolatina.

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 periodo 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 últimos años 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 cabezas⁹. En el segundo caso la oferta se redujo porque hubo retención de madres para acrecentar los rodeos¹⁰. 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 se recuperó solamente alrededor de 20% de las existencias ganaderas liquidadas en 2006-2009. En los últimos años del periodo el precio relativo del ganado vacuno es similar al promedio del periodo 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.

⁹ 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.

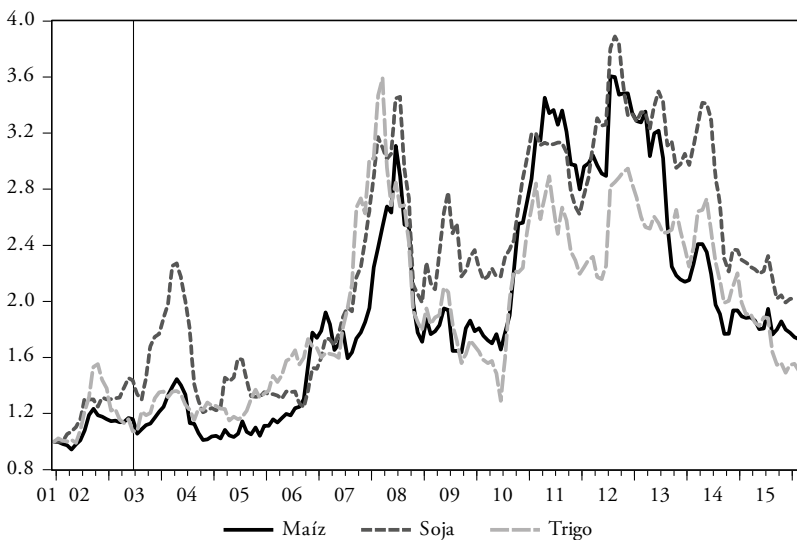
¹⁰ El inicio de la fase de retención es simultáneo con la fuerte caída de los precios internacionales de la soja y el maíz.

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. PFIIX 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



Fuente: Ministerio de Economía y Finanzas.

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 regulados¹¹.

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 en relación con 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, la soja y otros bienes agrícolas no solamente incidió en la inflación en forma directa, sino también a través 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 periodo —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

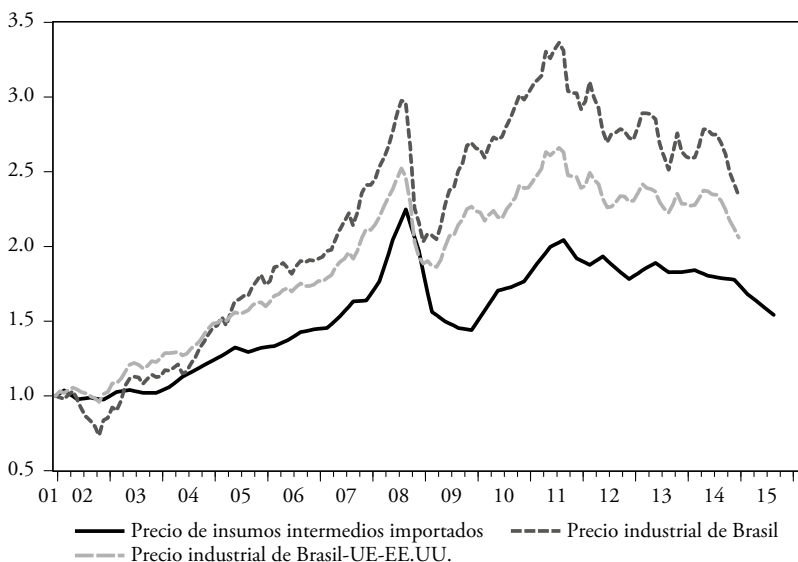
El gráfico 10 muestra el precio en dólares de la tonelada de bienes intermedios importados por Argentina (PMINT). El gráfico también muestra el precio industrial en dólares de Brasil y el precio industrial

¹¹ Como consecuencia hubo una continua contracción de la producción de trigo. El modelo de PFIX 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.

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/US\$). 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, UE y EE.UU. en dólares



Fuente: Ministerio de Economía y Finanzas.

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-EE.UU. se multiplicó por 2,5. El PMINT se eleva en ese periodo 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%.

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 en 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 periodo 2002M02-2014:01, esto es, incluyendo en la estimación la fase de ajuste de precios relativos:

Tabla 6. Descomposición de los precios FIX

Variable dependiente: DLOG(PFIX)

Método: mínimos cuadrados

Muestra (ajustada): 2002M02 2014M01

Observaciones incluidas: 138 después de ajustes

Errores estándar y covarianzas corregidos (HAC) de heterocedasticidad y colinealidad

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
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 cuadrado	0,604033	Media de la variable dependiente	0,014823
R cuadrado ajustado	0,582712	Media de la variable dependiente	0,012421
Error estándar de regresión	0,008024		
Suma de los cuadrados de los residuos	0,008369		

Fuente: estimación propia basada en datos de Indec, Ecolatina, Ministerio de Economía y Finanzas y Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

La estimación difiere sustancialmente de la presentada en la tabla 2, estimada sobre el periodo 2003M06-2014M01. Los coeficientes suman menos que 1 y la constante es significativamente distinta de 0. Pero el R^2 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:

Tabla 7. Test de quiebre estructural de Chow

Test de quiebre estructural de Chow: 2003M06

Hipótesis nulas: sin interrupciones en los puntos de interrupción especificados

Muestra de ecuación: 2002M02-2014M01

Estadístico F	12,82757	Prob. F(8,122)	0,0000
Razón del logaritmo de la verosimilitud	84,23406	Prob. Chi cuadrado (8)	0,0000

Fuente: estimación propia basada en datos de Indec, Ecolatina, Ministerio de Economía y Finanzas y Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

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

Podemos utilizar la ecuación estimada sobre el periodo 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:

Tabla 8. Descomposición de los precios FIX

Variable dependiente: DLOG(PFIX)

Método: mínimos cuadrados

Muestra (ajustada): 2002M02 2014M01

Observaciones incluidas: 138 después de ajustes

Errores estándar y covarianzas corregidos (HAC) de heterocedasticidad y colinealidad

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
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 cuadrado	0,856436	Media de la variable dependiente		0,014823
R cuadrado ajustado	0,846342	Desviación estándar de la variable dependiente		0,012421
Error estándar de regresión	0,004869			
Suma de los cuadrados de los residuos	0,003034			

Fuente: estimación propia basada en datos de Indec, Ecolatina, Ministerio de Economía y Finanzas y Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

Donde *dumabril02* es una variable *dummy* que toma valor 1 en abril de 2002 y 0 en el resto del periodo y *dumreducmarkup1* es una *dummy* con valor 1 en el periodo entre mayo de 2002 y diciembre de 2003 y 0 en el resto del periodo. 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 periodo 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 más alta que la tasa de aumento del «costo» en este periodo 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 puntos porcentuales menores que las tasas del «costo». El periodo de reducción de *mark-up* se extiende 20 meses, totalizando hasta diciembre de 2003 una reducción de 8,2 puntos porcentuales, cifra muy semejante a los 7,8 puntos porcentuales 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 (tabla 2) porque es en ese momento que la tasa de inflación se hace negativa o nula y se verifica un cambio de estructura, el periodo 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.

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, y acentuaron 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 (tabla 2) está estimada sobre el periodo 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. Al extender la estimación de la ecuación de PFI_X al periodo 2003M06-2015M08 se obtiene:

Tabla 9. Descomposición de los precios FIX

Variable dependiente: DLOG(PFIX)

Método: mínimos cuadrados

Muestra: 2003M06 2015M08

Observaciones incluidas: 141

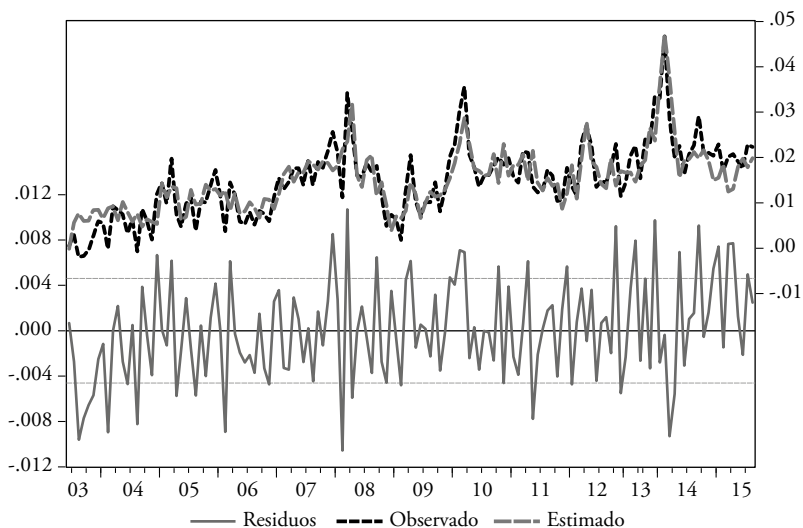
Variable	Coficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
DLOG(IPC(-1))	0,593827	0,053482	11,10335	0,0000
DLOG(PCARLIN)	0,016024	0,007023	2,281832	0,0241
DLOG(PSOJA)	0,010910	0,005934	1,838385	0,0682
DLOG(PMINT)	0,095369	0,020635	4,621730	0,0000
DLOG(TCN)	0,105936	0,026285	4,030214	0,0001
DLOG(WREGMT)	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 cuadrado	0,698218	Media de la variable dependiente	0,014877
R cuadrado ajustado	0,682335	Desviación estándar de la variable dependiente	0,008170
Error estándar de regresión	0,004605		
Suma de los cuadrados de los residuos	0,002820		

Fuente: estimación propia basada en datos de Indec, Ecolatina, Ministerio de Economía y Finanzas y Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

La estimación arroja resultados que difieren de la estimación de la tabla 2. 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. Tasas mensuales de inflación de precios FIX observadas, estimadas y diferencia entre ambas

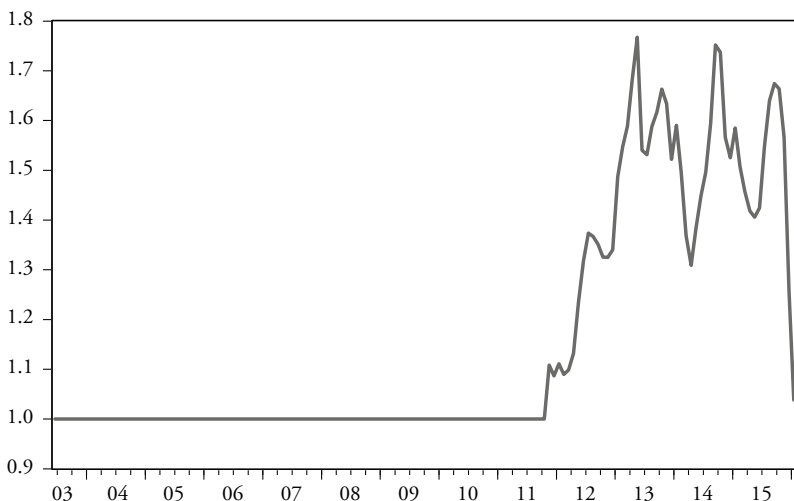


Fuente: estimación propia basada en datos de Indec, Ecolatina, Ministerio de Economía y Finanzas y Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

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 periodo. La observación sugiere que hay al menos una variable omitida en la ecuación de la tabla 9. 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 oficial y paralelo



Fuente: Ecolatina.

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 (brecha cambiaria) en el modelo de la tabla 9 y estimamos la ecuación:

Tabla 10. Descomposición de los precios FIX

Variable dependiente: DLOG(PFIX)

Método: mínimos cuadrados

Muestra: 2003M06 2015M08

Observaciones incluidas: 141

Errores estándar y covarianzas corregidos (HAC) de heterocedasticidad y colinealidad

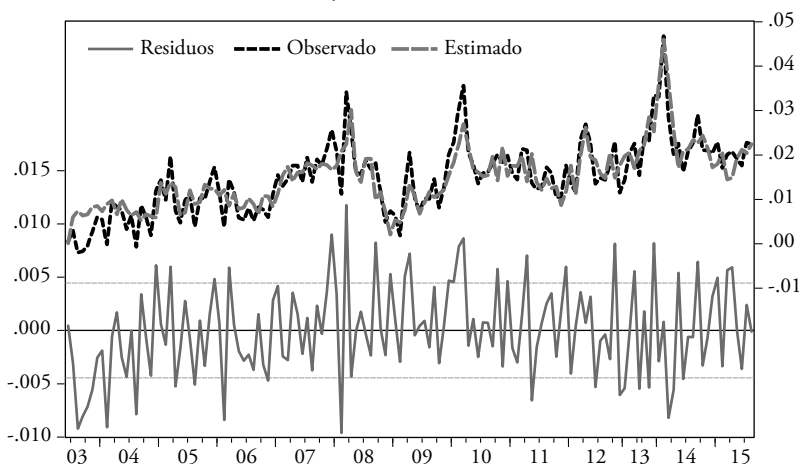
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
DLOG(IPC(-1))	0,524063	0,085016	6,164321	0,0000
DLOG(PCARLIN)	0,016769	0,006771	2,476705	0,0145
DLOG(PSOJA)	0,012038	0,006603	1,823064	0,0706
DLOG(PMINT)	0,107874	0,019827	5,440745	0,0000
DLOG(TCN)	0,088215	0,018138	4,863456	0,0000
DLOG(WREGMT)	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 cuadrado	0,720884	Media de la variable dependiente		0,014877
R cuadrado ajustado	0,703968	Desviación estándar de la variable dependiente		0,008170
Error estándar de regresión	0,004445			
Suma de los cuadrados de los residuos	0,002608			

Fuente: estimación propia basada en datos de Indec, Ecolatina, Ministerio de Economía y Finanzas y Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

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 PFIIX representó un promedio de 0,3 puntos porcentuales adicionales de inflación mensual —algo más de 4 puntos porcentuales adicionales de inflación anual— mientras estuvo vigente. En el gráfico 13 pueden verse los valores observados y estimados de la tasa de PFIIX y los residuos.

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 de la tabla 9.

Gráfico 13. Tasas mensuales de inflación de precios FIX observadas, estimadas y diferencia entre ambas



Fuente: estimación propia basada en datos de Indec, Ecolatina, Ministerio de Economía y Finanzas y Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

En la ecuación de la tabla 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 puntos porcentuales mensuales de inflación —algo más de 3 puntos porcentuales 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 preciaron 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 preciaando 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.

ANEXO 1

DERIVACIÓN DEL MODELO DE PFIX

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

$$PFIX_t = \sum_i a_i P_t^i \text{ con } \sum a_i = 1$$

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 :

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

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

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

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

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

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

Tomando logaritmos en (1) se obtiene:

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

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

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

es constante.

Consecuentemente, la tasa de $PFIX_t$ puede expresarse como:

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

$\sum_i \sum_j a_i c_{ij}^* = \sum_i a_i \sum_j c_{ij}^* = 1$ y $\sum_i a_i \Delta m_t^i = 0$ 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 desinconizada según la inflación pasada —desfasada un mes—; más, o menos, una proporción adicional s_t , con un periodo de reajuste de n meses. Suponemos que los trabajadores se dividen en n grupos iguales que reajustan sus salarios sucesivamente. El salario medio W_t es:

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

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

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

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

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 sub indexación salarial s_t es captado en la estimación por el coeficiente de w_t .

ANEXO 2

DEFINICIÓN DE LOS AGREGADOS PFLEX, PFIY 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	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 PFIY, que representa el restante 76,2% del índice.

BIBLIOGRAFÍA

- Frenkel, Julia (2003). *El impacto inflacionario de la depreciación cambiaria de 2002 en Argentina*. Trabajo presentado en el Seminario de integración y aplicación de la Facultad de Economía de la Universidad de Buenos Aires, Buenos Aires, 30 de junio. https://acevedo360.files.wordpress.com/2014/01/inflacion_el-impacto-inflacionario-de-la-depreciacion.pdf
- Frenkel, Roberto (1983). *La dinámica de los precios industriales en la Argentina: 1966-1982. Un estudio econométrico*. Buenos Aires: Estudios CEDES.
- Frenkel, Roberto (1990). El régimen de alta inflación y el nivel de actividad. En José Pablo Arellano (comp.), *Inflación rebelde en América Latina* (pp. 163-188). Santiago: Cieplan-Hachette.
- Hicks, John (1974). *The crisis in keynesian economics*. Nueva York: Basic Books.
- Kalecki, Michal (1954). *Theory of economic dynamics*. Londres: Allen and Unwin.
- Okun, Arthur (1981). *Prices and quantities. A macroeconomic analysis*. Washington D.C.: The Brookings Institution.