

TRAYECTORIA DEL TIPO DE CAMBIO Y LOS SALARIOS: UN ANÁLISIS PARA LA ECONOMÍA ARGENTINA (2001-2010)*

ANDRÉS ASIAIN**

I. Introducción

En los últimos años, la economía argentina se expandió a tasas elevadas en el marco de un conjunto de políticas económicas estructuradas a partir de dos ejes: garantizar una elevada rentabilidad industrial y permitir la recuperación del nivel de ingreso de los asalariados, respecto al bajo nivel heredado de la crisis del régimen de convertibilidad (Fraschina, 2010). La rentabilidad industrial se sostuvo principalmente mediante la política de intervención en el mercado cambiario a fin de sostener un precio elevado de la divisa, incrementando la competitividad de la producción local frente a la del exterior (Frenkel y Ros, 2006; Frenkel y Rapetti, 2008). La recuperación del salario se produjo como consecuencia de la recuperación del empleo, junto a una serie de políticas públicas (Panigo y Neffa, 2009). Sin embargo, la evolución del tipo de cambio y los salarios no es independiente (Canitrot, 1983), y ello se evidenció en su trayectoria reciente, especialmente, a partir del alza del precio de las materias primas (Curi *et al.*, 2008).

En este trabajo se desarrolla un modelo para dar cuenta de las vinculaciones entre ambas variables en una economía como la argentina¹. Se presentan una serie de simulaciones de la resolución del modelo para ciertos valores plausibles de los parámetros. Luego se estima un modelo de Vectores de Corrección del Error (VEC) para la evolución del tipo de cambio y los salarios en los últimos años.

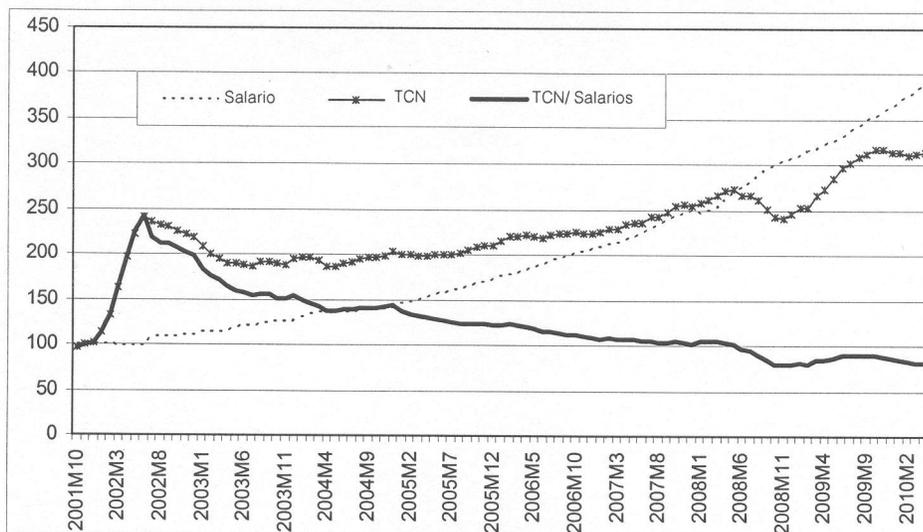
En la tercera sección se pasa a un análisis descriptivo de la competitividad industrial, señalando los principales hechos estilizados sobre su evolución en el período en análisis. Finalmente se presentan algunas reflexiones. Los detalles técnicos de la estimación econométrica se encuentran en el Apéndice.

* Se agradecen los comentarios de Demián Panigo, Mauro Alessandro, José Luis Nicolini, así como los aportes del grupo de debate "inflación heterodoxa". Los errores y omisiones son de mi responsabilidad.

** Profesor e investigador de FCE-UBA y CEMOP-UPMPM. Alsina 1586. 15-64283183 andresasiain@hotmail.com

¹ El modelo que desarrollamos tiene sus raíces teóricas en los modelos clásicos del estructuralismo argentino (Ferrer 1963; Díaz Alejandro 1965; Braun y Joy 1968) y desarrollos posteriores (Porto 1975; Canitrot 1983; Nicolini 2007; Asiain 2010i y 2010ii).

GRÁFICO 1
Salarios privados, tipo de cambio nominal (TCN), y su relación.
Octubre 2001-mayo 2010. Índices, IV trimestre 2001=100.



Nota técnica: El TCN mide el precio en pesos del dólar. El salario se corresponde con el salario privado registrado y no registrado que informa el INDEC con las ponderaciones que le otorga dicho organismo.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de INDEC.

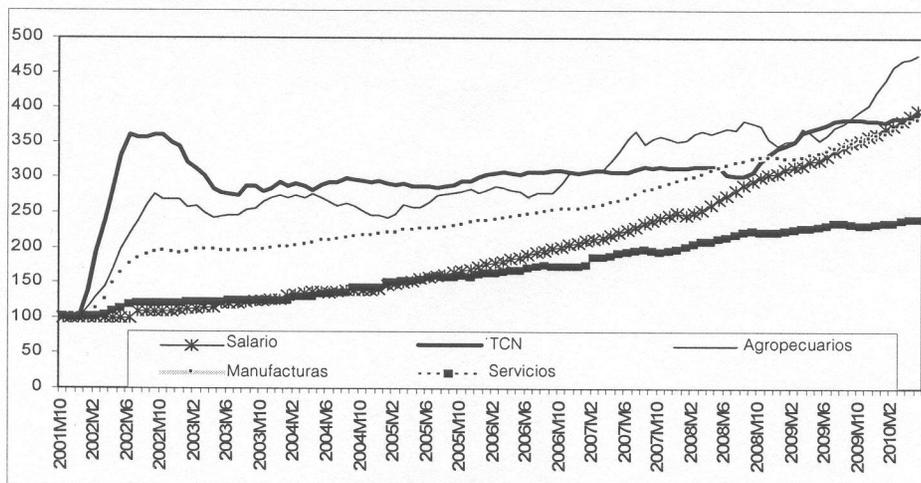
II. Tipo de cambio y salarios en la Argentina, 2001-2010

La trayectoria de los salarios privados y el tipo de cambio, entre el 2001 y el 2010, ha sido muy heterogénea (Gráfico 1). El período que va del abandono de la convertibilidad hasta comienzos del 2004 está caracterizado por la fuerte devaluación nominal del peso frente al dólar y su posterior estabilización (luego de una breve fase de apreciación que compensa sólo una pequeña parte de la devaluación inicial). Durante esos primeros años, los salarios nominales aumentan muy lentamente.

A partir de allí, la tasa de incremento de los salarios se acelera y crece a una tasa más elevada que el tipo de cambio. A principios de 2008 (en pleno conflicto por las retenciones móviles), el salario alcanza su valor en dólares previo a la devaluación de 2002. A partir de allí el salario continúa su marcha ascendente seguido por el TCN (que se deprecia tendencialmente en el marco de una dinámica coyuntural fluctuante). Hacia mediados del 2010, la relación tipo de cambio/salarios se encontraba por debajo del nivel de fines de la convertibilidad.

Para contextualizar la evolución del tipo de cambio y los salarios, en el Gráfico 2 se añade la evolución de los precios agropecuarios, manufactureros y los servicios. En él se observa el traslado a los precios agropecuarios y, en menor medida, los manufactureros, de la devaluación del 2002. Los servicios aumentaron muy lentamente a lo largo de todo el período. A partir de mediados del 2006 vuelven a incrementarse los bienes agrícolas, esta vez por el alza internacional de su precio. Ello parece explicar

GRÁFICO 2
Precios Agropecuarios, Manufactureros, Salarios privados, Servicios y Tipo de Cambio
Nominal peso/dólar (TCN).
Octubre 2001-mayo 2010. Índices, IV trimestre 2001=100.



Nota técnica: El salario y el tipo de cambio son los utilizados en el Gráfico 1. Los precios agropecuarios y manufactureros son los del IPIM del INDEC. El índice de servicios está conformado por el promedio ponderado de los servicios del IPC-INDEC (2/3) y el costo de la energía eléctrica (1/3). La controversia sobre la confiabilidad de la información del INDEC no debería afectar en forma grave la información utilizada ya que sólo toma del IPC un porcentaje del índice de los servicios.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de INDEC.

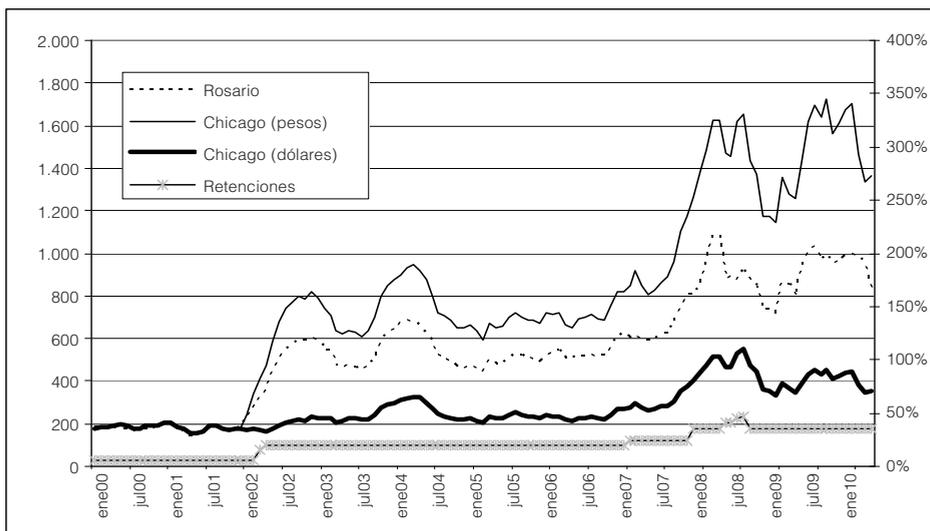
la aceleración en el incremento nominal de los salarios que reducen su brecha con los precios industriales. Como ya señalamos, el tipo de cambio nominal vuelve a elevarse a mediados del 2008 impulsando nuevamente el alza de los bienes agropecuarios e industriales, pero esta vez el salario reacciona rápidamente. La diferente velocidad de reacción del salario ante una devaluación a comienzos del período en análisis y posteriormente es consecuencia del cambio en las condiciones del mercado laboral, tanto en lo referente al nivel de desempleo como a su marco institucional².

Como se observa en el Gráfico 2, los precios internos agropecuarios han estado a la cabeza de la carrera nominal de los diferentes precios. La dinámica de los mismos se encuentra determinada básicamente por la evolución de su precio internacional, la tasa de cambio general y los derechos de exportación (retenciones). El encarecimiento relativo de los precios del sector demuestra que pese al establecimiento de retenciones a las exportaciones de cereales y oleaginosas, el agro ha sido el sector más favorecido por la nueva estela de precios relativos instaurada tras la salida de la convertibilidad. Ello se verifica en el Gráfico 3, donde se puede observar la evolución de los principales elementos que determinan el precio de la soja (principal producto del sector que explica más del 50% del área sembrada de

² Los cambios en el mercado de trabajo durante el período en análisis pueden consultarse en Panigo y Neffa (2009).

GRÁFICO 3

Precio de la soja internacional (Chicago) en dólares y pesos, interno en pesos (Rosario) y tasa de retenciones (eje derecho). Enero 2000-marzo 2010, pesos y dólares por tonelada y porcentajes.



Nota técnica: El precio de Chicago fue transformado a pesos al tipo de cambio corriente promedio mensual.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de INDEC, Ministerio de Economía y Bolsa de Rosario.

cereales y oleaginosas)³. Los derechos de exportación sobre la oleaginosa han amortiguado el impacto interno de la devaluación del peso y el alza de cotización externa, pero en ningún momento lo han siquiera neutralizado.

II.1. El modelo⁴

El desarrollo formal se concentra en la formación de precios de los distintos sectores y actores, aislando artificialmente esas condiciones de la evolución de otros mercados. Ello se realiza por razones de simplicidad en la exposición, pero no significa que se minimice, por ejemplo, la relevancia de las condiciones de competencia para la determinación de los márgenes empresariales o el resultado del balance externo sobre la política cambiaria. Lo mismo vale para la vinculación entre la tasa de desempleo y el poder negociador de los asalariados, que será tomada en cuenta en la regresión econométrica de la sección II.3.

³ Acerca de la soja como "macro precio" en la agricultura argentina, ver Panigo (2010).

⁴ La presentación formal que realizaremos tiene muchas similitudes con la elaborada en Olivera (1991). Sin embargo, aquí no se interpreta la política cambiaria como un equilibrio económico y al objetivo salarial como uno social. Esto se debe a que la política de cambio alto y salarios bajos puede provocar insuficiencia de demanda interna y, por consiguiente, desempleo de recursos productivos por lo que no debería considerarse un equilibrio económico (Olivera, 1962). El equilibrio económico muy posiblemente requiera una política de tipo de cambios múltiples que haga compatible el equilibrio interno y externo (Diamond, 1973). A su vez, a diferencia de Olivera (1991), en este trabajo no se requiere asumir la inflexibilidad nominal a la baja de algún precio para dar cuenta del alza de los precios.

Para establecer el modelo se asume que existen cuatro tipos de productos (agrícola, industrial, servicios e insumos importados)⁵. El sector agrícola toma los precios del mercado mundial (1), lo mismo que los insumos importados (2). La industria establece su precio mediante un margen sobre los costos salariales, de insumos importados, agrícolas y de servicios (3). Se estableció que el precio de los servicios depende en forma proporcional de los salarios (4), lo que puede volverse compatible con la evidencia empírica del período considerando el resultado de la intervención del Estado en el sector (vía otorgamiento de subsidios) como una disminución tendencial del margen sobre salarios⁶.

Se establece una función de incremento de los salarios si están por debajo de los ingresos reales (en alimentos, bienes industriales y servicios) a los que aspiran los trabajadores (5 y 7) y una de incremento en el tipo de cambio si se encuentra por debajo del nivel real (industrial) que es objetivo de la política cambiaria (6 y 8)⁷.

Las ecuaciones del modelo son:

$$p_A = p_A^* e(1 - r) \quad (1)$$

$$p_M = p_M^* e(1 + t) \quad (2)$$

$$p_I = (wl + mp_M + ap_A + sp_S)(1 + b) \quad (3)$$

$$P_S = zw \quad (4)$$

$$\dot{w} = j(\bar{w} - w) \quad (5)$$

$$\dot{e} = k(\bar{e} - e) \quad (6)$$

$$\bar{w} = w_A p_A + w_I p_I + w_S p_S \quad (7)$$

$$\bar{e} = \frac{e_R p_I}{p_I^*} \quad (8)$$

a: requerimientos de insumos agrícolas por unidad de producto industrial;

b: margen de beneficios en la industria;

e: tipo de cambio nominal peso/divisa;

e_R : tipo de cambio real al que aspira la política cambiaria;

j: velocidad de ajuste de los salarios;

k: velocidad de ajuste del tipo de cambio;

l: requerimientos de empleo por unidad de producto industrial;

m: requerimientos de insumos importados por unidad de producto industrial;

p_A^* : precio internacional de los alimentos;

⁵ El modelo podría extenderse mediante la incorporación de expectativas sobre precios futuros en la actualización salarial o el establecimiento del margen industrial, otros impuestos y subsidios, entre otros elementos que le darían mayor realismo.

⁶ Otra posible modelización era considerar los precios de los servicios regulados como exógenos, pero ello los excluía del estudio de la estabilidad del sistema (que se concentra en su forma homogénea).

⁷ Si se vincula la velocidad de ajuste de los salarios "*j*" con el nivel de actividad económica y la del tipo de cambio "*k*" con la disponibilidad de reservas internacionales, se puede integrar la dinámica inflacionaria aquí descrita a la evolución del producto y las cuentas externas.

p_i^* : precio internacional de los bienes industriales;
 p_M^* : precio internacional de los insumos importados;
 p_A : precio interno de los alimentos;
 p_j : precio interno de las manufacturas;
 p_M : precio doméstico de los insumos importados;
 p_S : precio de los servicios;
 r : tasa de los derechos a la exportación de alimentos;
 s : requerimientos de servicios por unidad de producto industrial;
 t : la tasa de aranceles *ad valorem* de los insumos importados;
 w : tasa de salarios;
 w_A : componente de alimentos del salario real al que aspiran los trabajadores;
 w_j : componente de bienes industriales del salario real al que aspiran los trabajadores;
 w_S : componente de servicios del salario real al que aspiran los trabajadores;
 z : coeficiente de proporcionalidad entre el salario y el precio de los servicios;
 punto sobre la variable ($\dot{}$): indica su tasa de cambio continua;
 raya sobre la variable ($\bar{}$): indica el valor nominal de la variable que es objetivo de la política cambiaria o de los asalariados.

Sustituyendo las demás ecuaciones en (5) y (6) el sistema puede reducirse a:

$$\dot{w} = j[w_I(l + sz)(1 + b) + w_S z - 1]w + j\{w_A p_A^*(1 - r) + w_j [mp_M^*(1 + t) + ap_A^*(1 - r)](1 + b)\}e \quad (9)$$

$$\dot{e} = k \frac{e_R}{p_I^*} (l + sz)(1 + b)w + k \left\{ \frac{e_R}{p_I^*} [mp_M^*(1 + t) + ap_A^*(1 - r)](1 + b) - 1 \right\} e \quad (10)$$

Cada una de estas ecuaciones determina un nivel salarial expresado en divisas (w/e) que, dados los valores de las demás variables, garantiza la estabilidad salarial y cambiaria, respectivamente:

$$\frac{\bar{w}}{e} = \frac{w_A p_A^*(1 - r) + w_j [mp_M^*(1 + t) + ap_A^*(1 - r)](1 + b)}{1 - w_I(l + sz)(1 + b) + w_S z} \quad (11)$$

$$\frac{w}{e} = \frac{1 - \frac{e_R}{p_I^*} [mp_M^*(1 + t) + ap_A^*(1 - r)](1 + b)}{\frac{e_R}{p_I^*} (l + sz)(1 + b)} \quad (12)$$

La estabilidad salarial está dada por el valor en dólares del salario real al que aspiran los trabajadores (11). Téngase en cuenta que el hecho de asumir que el denominador es positivo implica que el costo asociado al salario de la canasta de bienes y servicios a la que aspira el trabajador para cualquier nivel de salario no puede superar el salario. De lo contrario, el salario al que aspira el trabajador sería inalcanzable más allá de cuál sea la política cambiaria.

La estabilidad del tipo de cambio está dada por el valor del salario en dólares que garantiza un nivel de competitividad internacional de la industria que es el objetivo de la política cambiaria (12). En este caso, el numerador es positivo, lo que implica que las devaluaciones nominales mejoran el tipo de cambio real industrial (el pase a precios industriales de la devaluación es incompleto).

La coincidencia (11) y (12) es la condición para alcanzar la estabilidad nominal de los precios. Es decir que para que no existan presiones inflacionarias se requiere volver compatibles las aspiraciones salariales de los trabajadores con el objetivo de competitividad industrial de la política cambiaria. Si ese no es el caso, hay que analizar la dinámica del sistema (9) y (10) fuera del equilibrio. Para ello lo reescribiremos en forma matricial:

$$\begin{pmatrix} \dot{w} \\ \dot{e} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} w \\ e \end{pmatrix} \quad (13)$$

$$a_{11} = j [w_I(l + sz)(1 + b) + w_S z - 1] \quad (14)$$

$$a_{12} = j \{ w_A p_A^* (1 - r) + w_I [m p_M^* (1 + t) + a p_A^* (1 - r)] (1 + b) \} \quad (15)$$

$$a_{21} = k \frac{e_R}{p_I^*} (l + sz)(1 + b) \quad (16)$$

$$a_{22} = k \left\{ \frac{e_R}{p_I^*} [m p_M^* (1 + t) + a p_A^* (1 - r)] (1 + b) - 1 \right\} \quad (17)$$

Las condiciones de estabilidad vienen dadas por:

$$Tr[A] < 0 \quad (18)$$

$$|A| > 0 \Leftrightarrow (11) < (12) \quad (19)$$

La condición (18) es satisfecha por el supuesto de que el denominador de (11) y el numerador de (12) son positivos. De (19) se desprende que siempre que la relación (w/e) determinada por las aspiraciones de los asalariados (11) supere la que determina el objetivo cambiario de competitividad industrial (12), se desatará un

proceso de alza nominal permanente del salario y el tipo de cambio (el sistema será inestable)⁸.

La solución del sistema está dada por 2 raíces reales y distintas. La tasa de variación del tipo de cambio, el salario y los precios en general, en el largo plazo, viene dada por la raíz dominante:

$$\frac{\dot{w}}{w} = \frac{\dot{e}}{e} = \frac{1}{2}(a_{11} + a_{22}) + \frac{1}{2} \left\{ (a_{11} + a_{22})^2 + 4a_{11}a_{22} \left[\frac{(11)}{(12)} - 1 \right] \right\}^{\frac{1}{2}} \quad (20)$$

De (20) pueden sacarse varias conclusiones interesantes. La tasa de variación de precios de largo plazo será mayor cuanto mayor sea la diferencia porcentual entre el salario en dólares al que aspiran los trabajadores (11) y el implícito en el objetivo de la política cambiaria (12). La influencia de los distintos parámetros del modelo sobre la tasa de variación de los precios de largo plazo viene dada por⁹:

$$\frac{\dot{w}}{w} = \frac{\dot{e}}{e} = \pi \left(\begin{array}{cccccccccccc} (+) & (+) & (+) & (+) & (-) & (+) & (-) & (+) & (+) & (+) & (-) & (-) & (-) & (-) \\ e_R; w_{A,I;S}; k; j; p_I^*; p_{A,M}^*; r; t; z; b; \frac{1}{l}; \frac{1}{m}; \frac{1}{a}; \frac{1}{s} \end{array} \right) \quad (20')$$

De (20') se destaca que la tasa de variación de los precios, de largo plazo, es creciente respecto al tipo de cambio real que persigue la política cambiaria (e_R) y el salario real al que aspiran los trabajadores ($w_{A,I;S}$), y la velocidad de ajuste del tipo de cambio (k) y de los salarios (j). Esas variables constituyen el núcleo de la incompatibilidad entre los objetivos cambiario y salarial, y la velocidad con que se resuelve.

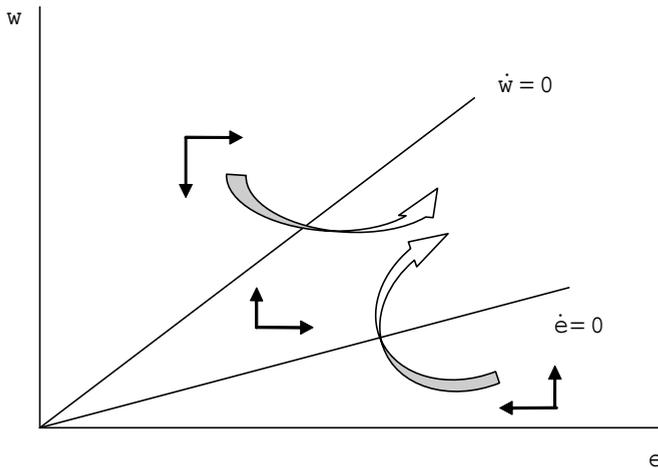
La tasa de variación del salario y el tipo de cambio son mayores cuando aumenta el precio internacional de los alimentos (p_A^*), en cambio disminuyen cuando mayor es la tasa de retenciones (r) que los abarata en el mercado interno. Ello es así tanto por su impacto en el salario real de los trabajadores como en los costos de la industria. Lo mismo sucede con el coeficiente de ajuste de los servicios respecto a los costos salariales (z). Un incremento en el resto de las variables que determinan los costos industriales también aumenta la tasa de variación de los precios de largo plazo, por su impacto sobre el tipo de cambio real industrial y el costo de los bienes manufacturados que integran el salario real. Así lo hace el precio internacional de los insumos importados (p_M^*) o los aranceles a su importación (t) que los encarecen en el mercado doméstico. También es mayor la tasa de variación de los precios cuanto mayor sea el margen de beneficios en la industria (b); en cambio la tasa de variación

⁸ Si fuera menor se daría un proceso deflacionario que tendería a converger a $w=e=0$, o a un determinado piso nominal dado por la rigidez de los salarios nominales a la baja.

⁹ El impacto de los parámetros sobre la tasa de variación del salario y el tipo de cambio, de largo plazo, queda definido por su efecto sobre el determinante de A , asumiendo que (11)>(12). Cuando el incremento del parámetro aumente el valor absoluto del determinante, impactará positivamente sobre la tasa de variación de los precios, y viceversa. Los resultados han sido corroborados mediante cálculos con un software matemático y pueden ser solicitados vía mail al autor (andresasiain@hotmail.com).

ILUSTRACIÓN 1

Diagrama de fases de evolución del salario y el tipo de cambio



de los precios, de largo plazo, será menor cuando crezca la productividad industrial ($1/l$; $1/m$; $1/a$; $1/s$).

En forma gráfica, la solución (20) equivale a un desplazamiento permanente hacia el noreste entre las rectas $\dot{w} = 0$ y $\dot{e} = 0$ (ver ilustración).

II.2. Un ejercicio de simulación

Se pueden ilustrar los resultados alcanzados simulando la ecuación (20) para una serie de valores relativamente plausibles de los parámetros. Presentaremos seis escenarios alternativos que buscan reflejar por un lado distintos grados de intensidad de conflicto distributivo, junto con diversas velocidades de reacción de la política cambiaria. El concentrarse en la velocidad de ajuste del tipo de cambio y no en otros parámetros, se debe a que ella constituye una variable bajo relativo control de la autoridad económica y, por lo tanto, una herramienta relevante de intervención. Los escenarios simulados se caracterizan por:

- tres hipótesis sobre las diferencias entre el salario real en dólares a los que aspiran los asalariados y los que permiten obtener el objetivo de competitividad industrial (de un 25, 50 y 100% superior, respectivamente);
- dos hipótesis de ajuste de la política cambiaria. Uno gradualista en el que el objetivo cambiario ajusta totalmente en un año ($k = 8\%$ mensual) y otro de shock devaluatorio en que se ajusta totalmente en un mes.

En todos los escenarios se asume que los salarios ajustan semestralmente ($j = 17\%$ mensual); $a_{11} = -0,7j$ que implica que un incremento del 100% del salario nominal

CUADRO 1
Simulación de la ecuación (20) bajo distintos escenarios

k	8%	8%	8%	100%	100%	100%
j	17%	17%	17%	17%	17%	17%
Dif. (w/e): (11/12)-1	25%	50%	100%	25%	50%	100%
$\frac{\dot{w}}{w} = \frac{\dot{e}}{e}$ (mensual)	0,7%	1,4%	2,6%	2,3%	4,4%	8,3%
$\frac{\dot{w}}{w} = \frac{\dot{e}}{e}$ (anual)	9%	18%	37%	31%	68%	161%

Nota:

$$\frac{\dot{w}}{w} = \frac{\dot{e}}{e} = \frac{1}{2} \left\{ - (0,5k + 0,7j) + \left\{ (0,5k + 0,7j)^2 + 1,4kj \left[\frac{(1 \ 1)}{(1 \ 2)} - 1 \right] \right\}^{\frac{1}{2}} \right\}$$

encarece en un 30% el salario deseado por los trabajadores y $a_{22} = -0,5k$ que implica que una devaluación del 100% incrementa en un 50% el tipo de cambio nominal deseado por la política cambiaria debido al encarecimiento en los insumos importados y agrícolas inducidos por la devaluación¹⁰.

De los resultados de la simulación para los diferentes escenarios se destaca que una política de ajuste vía shock cambiario genera tasas de variación del tipo de cambio y los salarios, en el largo plazo, extremadamente mayores que una gradualista. También se observa que bajo una política cambiaria gradualista, las tasas de variación del salario y el tipo de cambio se incrementan en forma menos que proporcional al incremento de las diferencias salariales dadas por (11) y (12). En cambio, bajo una política de shock devaluatorio, las tasas de variación de los precios crecen en forma más que proporcional al incremento en las diferencias salariales. Las mismas conclusiones se desprenden de las simulaciones presentadas en el Gráfico 4.

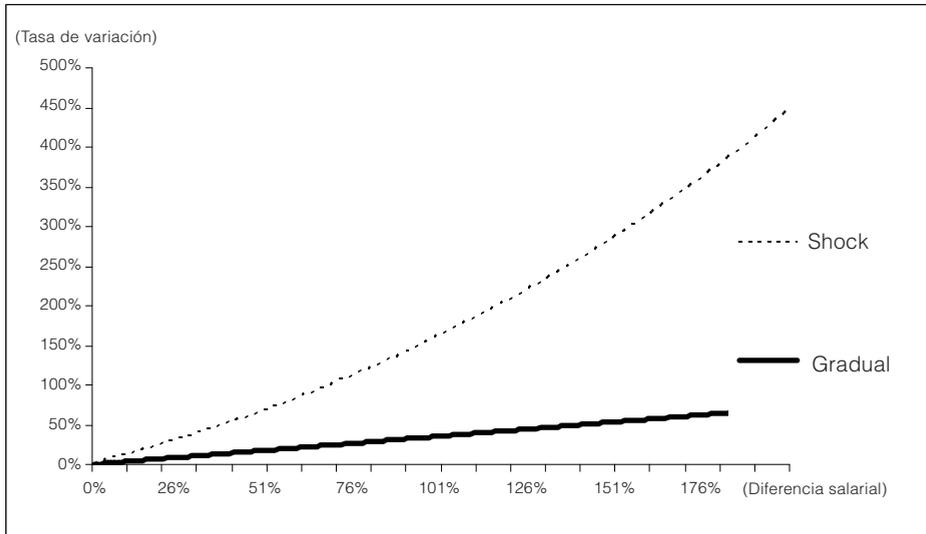
II.3. Una estimación de la relación salario-tipo de cambio

La estimación directa de la ecuación (20') no es posible por tratarse de una tendencia de largo plazo que depende de una serie de variables de las que no existe información. En su lugar optamos por estimar la vinculación entre la trayectoria del

¹⁰ La elección de los valores de los parámetros se basa en las siguientes estimaciones: 1. el ajuste semestral del salario se seleccionó por corresponderse con la frecuencia de ajuste de salarios de algunos convenios colectivos de trabajo y de las jubilaciones y asignaciones, que impactan sobre el mercado laboral informal; 2. el impacto de los salarios sobre el costo de la canasta de consumo es el resultado de multiplicar la participación del trabajo en el producto (42% aprox.) por la participación de los bienes de origen no agropecuarios en la canasta de consumo (70% aprox.); 3. el pase a precios industriales de la variación del tipo de cambio fue estimado como el cociente de las variaciones acumuladas entre diciembre del 2001 y mediados del 2003 de ambas variables según la evolución que se refleja en el Gráfico 2. Si bien las estimaciones son imprecisas, vale destacar que no se utilizan para predecir el valor futuro de las variables sino simplemente ilustrar algunos resultados que se derivan del modelo mediante su simulación.

GRÁFICO 4

Relación entre tasas de variación del salario y el tipo de cambio anualizadas (eje y) y diferencia de la pauta salarial implícita en las aspiraciones de los trabajadores y el objetivo cambiario de competitividad (eje x), bajo la hipótesis de ajuste cambiario gradual (anual) y de shock (mensual).

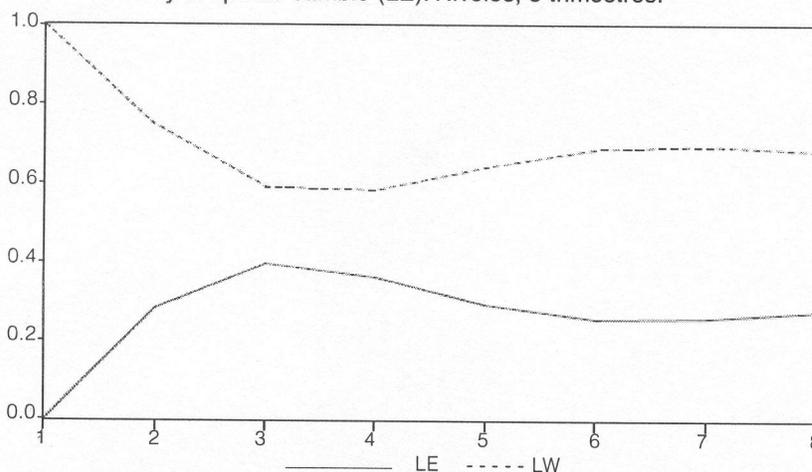


tipo de cambio y los salarios. Las series utilizadas son el tipo de cambio nominal respecto a los principales socios comerciales (E) y el salario industrial (W), entre el primer trimestre del 2001 y el último trimestre de 2009. El tipo de cambio comercial de los principales socios se construye a partir del promedio ponderado por la participación en las importaciones del tipo de cambio nominal del peso respecto al real (Brasil), euro (Unión Europea), dólar (EE.UU.) y el yuan (China). El salario industrial es el que informa la Encuesta Mensual Industrial del INDEC. Las series están suavizadas mediante la aplicación del logaritmo natural. En el apéndice se presentan los detalles técnicos de la estimación.

Tanto E como W son no estacionarias de orden de integración I (1). En consecuencia se corre el riesgo de una regresión espuria, excepto que pueda establecerse la presencia de una relación de cointegración entre ambas variables (Granger y Newbold 1974). La misma fue testeada y confirmada, por lo que se pasó a estimar un modelo de Vectores de Corrección del Error (VEC).

Se incorporan como variables exógenas los precios de los principales socios comerciales (p^*), el nivel de desempleo (de) y una variable ficticia (co) para dar cuenta del cambio de régimen cambiario tras la salida de la Convertibilidad. No se incorpora el precio internacional de los *commodities* por estar correlacionado con p^* y debilitar en consecuencia el poder explicativo de los coeficientes de la regresión. De esta manera p^* brinda información tanto del impacto de la inflación externa sobre la competitividad de la industria local como sobre el costo de la canasta de consumo

GRÁFICO 5
 Respuesta de los salarios (LW) ante un impulso de los salarios
 y el tipo de cambio (LE). Niveles, 8 trimestres.



Nota técnica: El impulso es de un desvío estándar de los errores de la estimación.

de los asalariados. Respecto al nivel de desempleo, su incorporación al análisis empírico se debe a que es una variable que influye en las condiciones de formación de los salarios al afectar la capacidad de negociación de los asalariados como lo reconoce tanto la evidencia empírica como la literatura teórica¹¹. Su incorporación es compatible con el desarrollo teórico y formal del proceso inflacionario de los apartados anteriores (ver nota 7).

Los resultados obtenidos en la estimación son:

$$\dot{w} = 0,19(e_{(-1)} - 0,65w_{(-1)}) + 0,03p^* - 0,12de + 0,07co \quad (21)$$

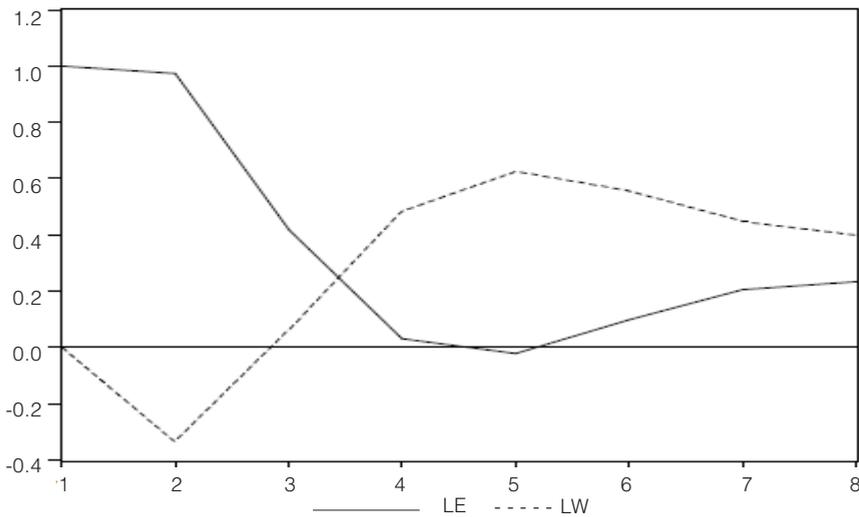
$$\dot{e} = -0,46(e_{(-1)} - 0,65w_{(-1)}) + 0,44\dot{e}_{(-1)} - 0,63\dot{w}_{(-1)} + 0,25de - 0,3co \quad (22)$$

Los signos de los coeficientes de la estimación de las ecuaciones (21) y (22), son en general coherentes con la hipótesis interpretativa de la evolución del salario y el tipo de cambio desarrollada anteriormente¹². El nivel de precios de los principales socios comerciales (p^*) resulta no significativo para la evolución del tipo de cambio y por ello se lo excluye de la ecuación (22). Tampoco se presenta en la ecuación 21 el coeficiente asociado a la variación de los salarios y el tipo de cambio en el período anterior por ser no significativos. La estimación completa y los diversos estadísticos asociada a ella se presentan en el Apéndice.

¹¹ El texto clásico de referencia internacional es Phillips (1958), que señalaba la existencia de una relación inversa entre los salarios nominales y el nivel de desempleo para el Reino Unido, que luego fue extendido a una relación entre desempleo e inflación que hasta el presente se encuentra en el centro del debate teórico y empírico. Su aplicación en la Argentina suele estar restringida a la creciente del ciclo, dado que en las crisis se registran aumentos del desempleo con alzas nominales de salarios —aunque caen en términos reales (Braun y Joy, 1968).

¹² La influencia de la tasa de desempleo sobre la política cambiaria podría interpretarse mediante una asociación del desempleo con el retraso cambiario. La influencia del régimen de convertibilidad sobre el nivel de los salarios no tiene explicación económica y podría tratarse de un efecto estadístico de la vinculación entre ese régimen y el nivel de desempleo (téngase en cuenta además que el régimen de convertibilidad abarca sólo 2 de las 34 observaciones que conforman la estimación por lo que no debe sobrevalorarse la relevancia de ese coeficiente).

GRÁFICO 6
 Respuesta del tipo de cambio nominal (LE) ante un impulso de los salarios (LW)
 y el tipo de cambio. Niveles, 8 trimestres.



Nota técnica: El impulso es de un desvío estándar de los errores de la estimación.

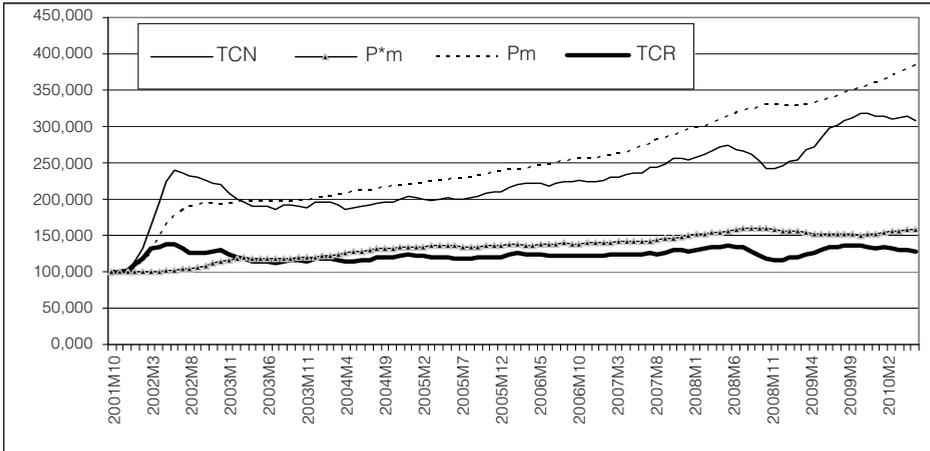
El análisis impulso-respuesta permite identificar cómo un shock exógeno asociado a una variable denominada impulso afecta a los valores futuros de una segunda variable denominada respuesta. Para ello en los Gráficos 5 y 6 se asume una situación inicial de equilibrio y se simula un shock en $t=0$ sobre los salarios o el tipo de cambio. Luego se presenta la respuesta en niveles del salario (Gráfico 5) y el tipo de cambio (Gráfico 6), para los 8 trimestres subsiguientes.

Del Gráfico 5 se desprende que un shock exógeno en el salario nominal tiende a traducirse en un nivel nominal de salarios superior que permanece en el tiempo. Lo mismo sucede, pero de manera menos intensa, si el shock exógeno se produce sobre el nivel del tipo de cambio. Estos resultados confirman la hipótesis habitual de la relativa inflexibilidad a la baja de los salarios nominales. Por el contrario, los resultados presentados en el Gráfico 6 muestran que el tipo de cambio nominal es mucho más flexible para absorber los shocks, especialmente si proviene del mercado cambiario.

III. La competitividad industrial en la posconvertibilidad

En esta sección estudiaremos la evolución de la competitividad industrial entre el 2001 y el 2010, que según la hipótesis de este trabajo constituyen el objetivo de la política cambiaria del período. Como se observa en el Gráfico 7, el fin de la convertibilidad significó un brusco salto en la competitividad industrial que no fue anulada por el traslado a precios de la devaluación ni por la pequeña apreciación del peso previa a su estabilización de comienzos del 2003.

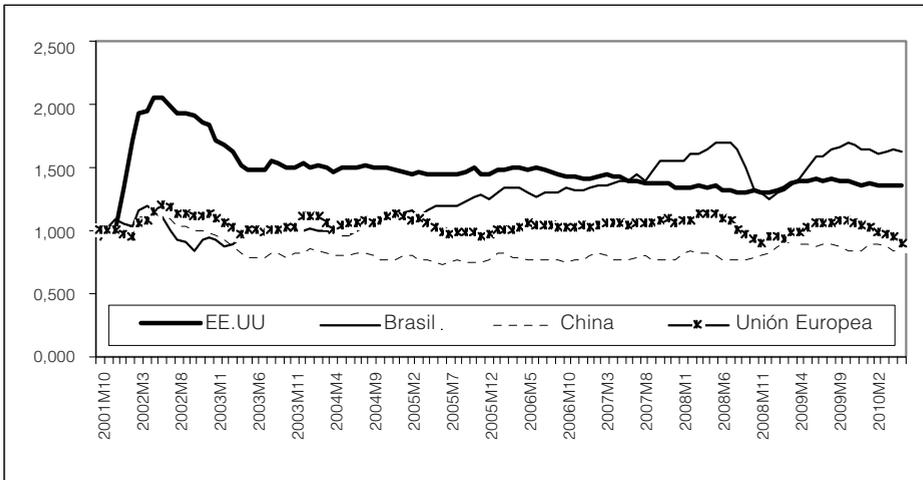
GRÁFICO 7
 Tipo de cambio nominal (TCN), real (TCR), precio interno de las manufacturas (Pm) y de los principales socios comerciales (P*m).
 Octubre 2001-mayo 2010. Índices, IV trimestre 2001=100.



Nota técnica: El TCR industrial se obtuvo calculando el tipo de cambio real con Brasil, Unión Europea, EE.UU. y China, a partir del TCN y los índices de precios mayoristas de manufacturas respectivos (para Brasil se utilizó el índice de precios mayorista general y para China el IPC). Luego se los ponderó según su participación relativa en el promedio de las importaciones de los 12 meses anteriores.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de INDEC y FMI.

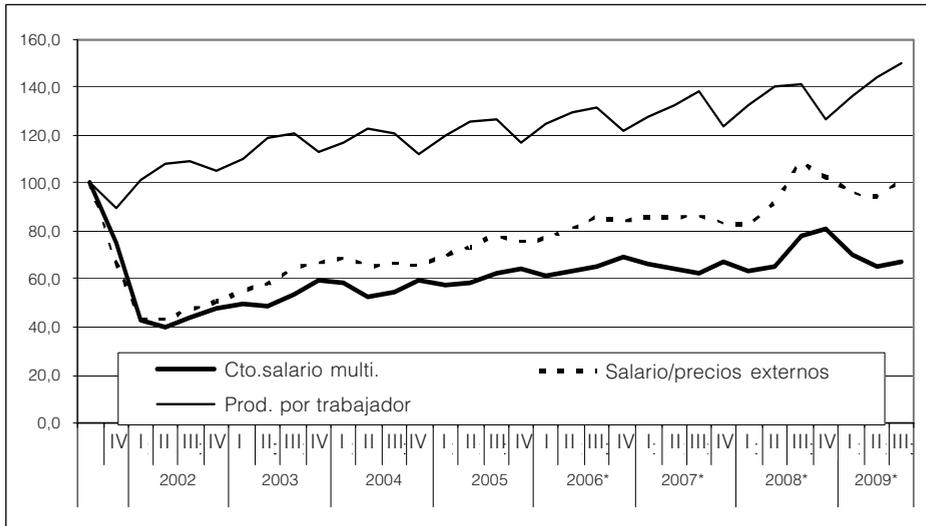
GRÁFICO 8
 Tipo de cambio real industrial con Brasil, EE.UU., Unión Europea y China



Nota técnica: Ver Gráfico 7.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de INDEC y FMI.

GRÁFICO 9
**Costo salarial multilateral, producto por trabajador industrial
 y salario industrial en relación con el precio en pesos de las manufacturas
 del exterior. Octubre 2001-julio 2010, índices, IV trimestre 2001=100.**



Nota técnica: La información de evolución del salario (S), el producto físico manufacturero (Q) y los obreros ocupados en la industria (L) se tomaron de la Encuesta Industrial Mensual del INDEC. Los precios internacionales en pesos (ePi) se tomaron multiplicando el TCR industrial por los precios internos de las manufacturas. Las fórmulas para calcular los indicadores son:

Salario/precios externos: (i)= S/ePi

Prod. por trabajador: (ii)= Q/L

Cto. salario multi.: (i)/(ii)

Fuente: Elaboración propia sobre la base de INDEC y FMI.

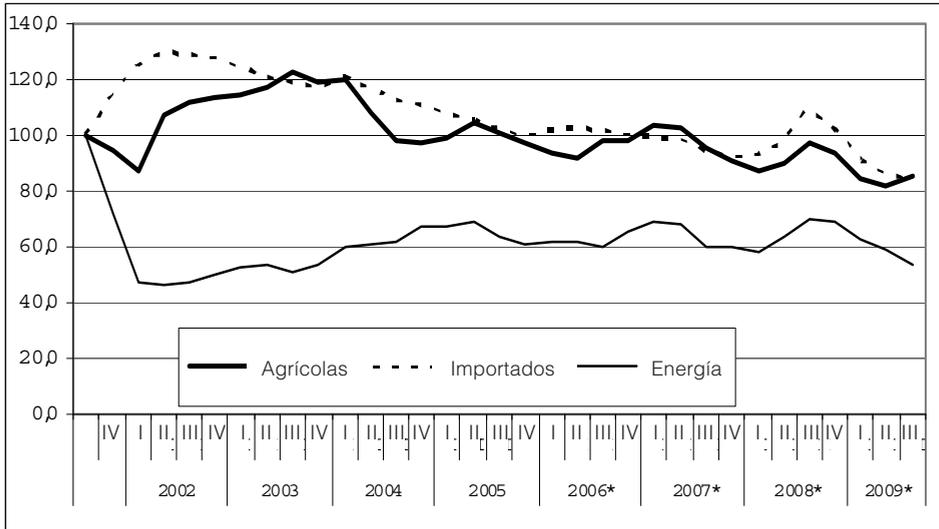
A partir de allí, el TCR industrial mostró oscilaciones sin tendencia definida, especialmente a partir de mediados del 2008, en que se evidenció el impacto de las variaciones en la cotización de las monedas de algunos socios comerciales (especialmente, el real de Brasil). Ello puede observarse en el Gráfico 8, donde se presenta el tipo de cambio real industrial con 4 de los principales orígenes de las importaciones de manufacturas. Allí se observa que la competitividad de la industria argentina en la posconvertibilidad se acrecentó con Brasil y EE.UU., con la Unión Europea se mantuvo en niveles similares mientras que con China descendió¹³.

Para analizar la evolución de los costos laborales de la industria en términos de su competitividad internacional, hemos construido un índice de costo salarial multilateral. El mismo considera la evolución del salario por obrero industrial y su productividad, deflactada por la evolución ponderada de los precios manufactureros de Brasil, EE.UU., Unión Europea y China, valuados en pesos. Como se observa en el Gráfico 9, el costo salarial multilateral descendió abruptamente con la devaluación

¹³ Este último resultado debe matizarse por haberse estimado utilizando el índice de precios al consumidor de China, en lugar del mayorista de manufacturas.

GRÁFICO 10

Precios internos mayoristas agrícolas, de productos importados y de la energía eléctrica en relación con el precio en pesos de las manufacturas del exterior.
 Octubre 2001-julio 2010, índices, IV trimestre 2001=100.



Nota técnica: Los precios internacionales en pesos (ePi) se tomaron multiplicando el TCR industrial por los precios internos de las manufacturas. Los precios internos agrícolas (Pa), de productos importados (Pm) y de la energía eléctrica (Pe) son aperturas del índice mayorista del INDEC. Las fórmulas para calcular los indicadores son: Agrícolas: Pa/ePi, Importados: Pm/ePi, Energía: Pe/ePi.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de INDEC y FMI.

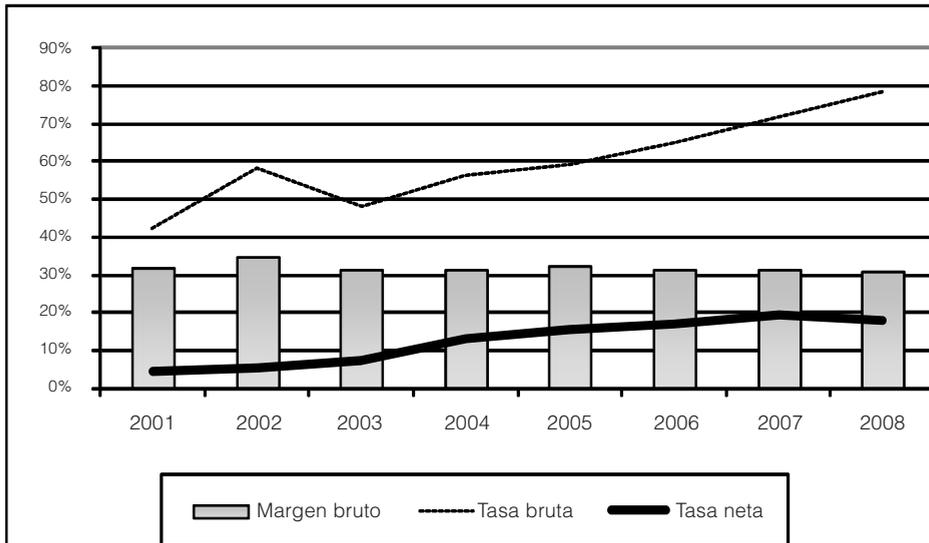
del 2002 para luego crecer lentamente, manteniéndose en el 2009 un 30% por debajo del último trimestre de convertibilidad. El menor costo salarial multilateral se debe al incremento en la productividad laboral, ya que el nivel de salarios en relación con los precios de las manufacturas de la competencia externa recuperó los niveles del último trimestre del 2001.

No se dispone de información sobre la evolución de los requerimientos físicos de insumos no salariales de la actividad industrial. Por ello presentaremos sólo la evolución de sus precios en relación con los precios de los productos industriales de los principales socios comerciales, valuados en pesos. Su representatividad en la evolución de los costos no salariales de la industria depende crucialmente del supuesto de que no existieron variaciones relevantes en su rendimiento físico. De la observación del Gráfico 10 se destaca que la principal fuente de competitividad ha sido el abaratamiento relativo de la energía eléctrica, aunque esta conclusión debe matizarse por la existencia de restricciones cuantitativas a la provisión de energía para la industria durante parte del período¹⁴. El precio de los insumos agrícolas e importados fluctuó

¹⁴ Sobre el funcionamiento del sistema energético nacional durante el período en análisis, consultar Mansilla y Perrone (2010).

GRÁFICO 11

Margen bruto sobre ventas, tasa bruta de ganancia y tasa neta de ganancia en las manufacturas. 2001-2008, porcentajes.



Nota técnica: El margen bruto (*mark up*) fue obtenido como el resultado bruto (ventas – costos primos) sobre los costos primos (compras de insumos y demás gastos asociados a la producción). La tasa bruta de ganancia se calculó como el resultado bruto sobre el patrimonio neto al cierre del período. La tasa neta de ganancia se calculó como las utilidades contables sobre el patrimonio neto, ambos al cierre del período. Las utilidades contables se obtienen deduciendo resultado bruto los gastos administrativos, financieros, y otros no asociados directamente a las cantidades producidas.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de AFIP.

por encima (en los primeros años) y por debajo del precio de las manufacturas extranjeras (al finalizar el período), por lo que no han constituido una fuente de competitividad para la industria local frente a la externa.

Respecto al margen empresarial sobre los costos (*mark up*), en el Gráfico 11 se observa que, tras un incremento en el año 2002 –que refleja un intento de compensar por ese lado las pérdidas por menores ventas y por la situación financiera de la crisis–, permanece estable en un 31-2%. Sin embargo, las crecientes ventas asociadas a la expansión económica del período (que refleja la tasa bruta de ganancia) permitieron mantener una elevada tasa neta de ganancia que fluctuó entre el 13 y el 19% anual a partir del 2003.

En resumen, podemos afirmar que la competitividad de la industria se incrementó respecto al período de la convertibilidad gracias a la devaluación real del precio de las manufacturas frente a las de los EE.UU. y Brasil, facilitada por el incremento de la productividad laboral, el abaratamiento relativo de la energía eléctrica y el contexto de fuerte expansión de la actividad que permitió la obtención de una elevada rentabilidad manteniendo (o reduciendo si se toma como base el año 2002) el margen empresarial sobre los costos.

La relevancia del contexto de expansión de la actividad para la competitividad industrial puede ser aún mayor si se tiene en cuenta que no sólo mejoró la rentabilidad por aumentar la velocidad de rotación del capital invertido (entre otras razones por una mayor utilización de la capacidad instalada y de otros gastos fijos por unidad de producto), sino que podría ser la causa del incremento de la productividad industrial (de la que sólo tenemos información sobre la reducción de las horas hombre por unidad de producto)¹⁵. Desde este punto de vista, las políticas de “enfriamiento” de la economía que suelen proponerse para estabilizar los precios podrían tener un efecto contraproducente que muy pocos toman en cuenta: el incremento de los márgenes sobre ventas y una menor productividad, con su consiguiente impacto en los precios de la industria.

IV. Conclusión

El régimen económico tras la salida de la convertibilidad se apoya en dos pilares, el tipo de cambio industrial competitivo y el incremento del mercado interno por la vía de la recuperación de los ingresos reales de los trabajadores. En este trabajo se presentó una hipótesis de las vinculaciones existentes entre ambos objetivos de la política económica y las tensiones que se derivan de ellas.

El objetivo de competitividad industrial, dados los valores de otras variables como el precio internacional de los alimentos y la tasa de retenciones a su exportación, implica un determinado nivel de salario en dólares. Éste puede no ser compatible con el nivel de salario en dólares implícito en el objetivo de ingresos reales de los asalariados. Esta incompatibilidad se manifestará en una aceleración de la velocidad de ajuste nominal del tipo de cambio y los salarios, que no modificará sus valores reales al constituirse en un elemento de arrastre nominal de los demás precios de la economía.

El modelo se formalizó en forma matemática, se simuló para ciertos valores plausibles de los parámetros y se estimó econométricamente, destacándose el potencial de aceleración de las tasas de incremento nominal de los salarios y el tipo de cambio, de una política de ajuste vía shock devaluatorio en pos de lograr el objetivo de competitividad industrial. Ello es de especial importancia para los hacedores de la política económica del país, especialmente en momentos en que la devaluación de la moneda de algún socio comercial y la fuga de capitales por expectativas de devaluación puede tentarlos a un ajuste abrupto de la cotización del dólar. Para evaluar cuál es la política de ajuste cambiario más conveniente, hay que tener en cuenta que una devaluación abrupta puede generar una aceleración en el ajuste al alza de los precios nominales.

Luego se pasó a un análisis descriptivo de la evolución de la competitividad industrial durante los últimos años. Su incremento respecto a los finales de la convertibilidad se debió a la devaluación real frente a Brasil y los EE.UU. También fue relevante el abaratamiento relativo de la energía eléctrica (aunque ello debe matizarse por la existencia de restricciones cuantitativas) y el incremento de la productividad

¹⁵ Como lo afirma el conocido “efecto Kaldor-Verdoon” de la literatura sobre organización industrial.

(de la que sólo se tiene información respecto a la productividad por trabajador), presumiblemente ligado a las economías de escala que permitió el contexto de fuerte expansión económica y que también posibilitó una mayor rentabilidad empresarial sin incrementos en el *mark up*. Desde este punto de vista, las políticas de “enfriamiento” de la economía que suelen proponerse para estabilizar los precios podrían tener un efecto contraproducente que muy pocos toman en cuenta: el incremento de los márgenes sobre ventas y una menor productividad.

De la hipótesis interpretativa sobre las vinculaciones entre la política cambiaria y salarial-distributiva desarrollada en el trabajo se desprende que una forma de volverlas compatibles, evitando una aceleración nominal de las variables, es desacoplar el precio interno de los bienes y servicios respecto de su nivel internacional. Ello se logró especialmente con los servicios y parece haber sido una de las claves para compatibilizar competitividad y equidad en el período en análisis. En otros casos, como los alimentos, los intentos de diferenciar su precio mediante la aplicación de diversas políticas como las retenciones se han mostrado insuficientes. Su encarecimiento –vinculado con el alza de su precio internacional– en un contexto de reducido desempleo y creciente poder sindical, parece haber sido uno de los detonantes de la aceleración inflacionaria de los últimos años del período en estudio. La dificultad política de neutralizar su impacto interno por la vía de las “retenciones móviles” luego del conflicto que desató su intento de aplicación, obligan a buscar nuevas herramientas de políticas que permitan el abastecimiento interno en materia de alimentos a precios menores que los internacionales. La posibilidad de reducir la tensión existente entre la pauta cambiaria y salarial, en el corto plazo, parece descansar en ello.

En el largo plazo, la posibilidad de volver compatible el objetivo de competitividad industrial con el de ingresos de los asalariados descansa fundamentalmente en el incremento de la productividad manufacturera. Para ello es necesario complementar la política cambiaria con otras medidas que fomenten el desarrollo industrial.

V. Apéndice: Estimación VEC

- Período: III2001-IV2009.
- Frecuencia: trimestral (se optó por trimestralizar los datos mensuales porque de esa manera se logró eliminar la presencia de autocorrelación en los residuos que se tornaba difícil para la serie mensual).
- Variables endógenas: tipo de cambio nominal respecto de los principales socios comerciales (LE) y el salario industrial (LW).
- Variables exógenas: precios de los principales socios comerciales (LPM), el nivel de desempleo (LDE) y una variable ficticia (LCO) que da cuenta del cambio de régimen cambiario tras la salida de la Convertibilidad.
- Fuentes: INDEC y FMI.
- Orden de integración: las series LE y LW son $I(1)$. Ello fue confirmado mediante el test de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentado (rezagos según Akaike modificado) y Phillips-Perron (ancho de banda Newey-West, método de estimación espectral Barlett Kernel). Todas las series fueron suavizadas mediante la aplicación de LN en forma previa a la realización del test.
- Rezagos: 1 (criterio AIC, HQ y FPE).
- Cointegración: se testeó la existencia de una relación de cointegración mediante la técnica de Johansen (1988), modificando el valor crítico de los estadísticos dada la incorporación de variables exógenas según Mac Kinnon *et al.* (1999) y Pesaran *et al.* (2000). La no cointegración se rechaza tanto por el estadístico de la traza (64,32) frente a un valor crítico de (28,95) como por el estadístico max. (62,75) frente al valor crítico (21,49). Se pasó a testear la existencia de una relación de cointegración (con constante y sin tendencia) aceptándose ($0,04 < 14,36 = \text{valor crítico}$).

- Modelo VEC estimado y principales estadísticos:

Vector Error Correction Estimates		
Date: 12/27/11 Time: 20:50		
Sample (adjusted): 2001Q3 2009Q4		
Included Observations: 34 after adjustments		
Standard errors In () & t-statistics In []		
Cointegrating Eq:		CointEq1
LE (-1)	1.000000	
LW (-1)	-0.655189 (0.08938) [-7.33062]	
Error Correction:		D(LE) D(LW)
CointEo1	-0.461862 (0.05399) [-8.55535]	0.192636 (0.04226) [4.55858]
D(LE(-1))	0.436359 (0.07856) [5.55465]	0.089045 (0.06149) [1.44806]
D(LW(-1))	-0.637216 (0.19622) [-3.24746]	-0.127689 (0.15359) [-0.83134]
LPM	-0.020280 (0.01566) [-1.29509]	0.033873 (0.01226) [2.76343]
LDE	0.247358 (0.03100) [7.98033]	-0.115724 (0.02426) [-4.76951]
CO	-0.304307 (0.04429) [-6.87061]	0.075300 (0.03467) [2.17192]
R-squared	0.856804	0.526386
Adj. R-squared	0.831233	0.441813
Sum sq.resids	0.049422	0.030282
S.E. equation	0.042013	0.032886
F-statistic	33.50714	6.223987
Log likelihood	62.82938	71.15655
Akaike AIC	-3.342905	-3.832738
Schwarz SC	-3.073547	-3.563381
Mean dependent	0.035092	0.046261
S.D. dependent	0.102267	0.044017
Determinant resid covariance (dot adj.)	1.60E-06	
Determinant resid covariance	1.09E-06	
Log likelihood	136.9694	
Akaike Information criterion	-7.233492	
Schwarz criterion	-6.604990	

- Análisis de estabilidad: el modelo es estable. El valor de las raíces es:

Root	Modulus
1.000000	1.000000
0.359043 – 0.527906i	0.638433
0.359043 + 0.527906i	0.638433
0.002508	0.002508

VEC specification imposes 1 unit root(s)

- Análisis de los residuos: el LM test sobre los residuos muestra que se eliminó su autocorrelación.

VEC Residual Serial Correlation LM Test		
HO: no serial correlation at lag order h		
Date: 12/27/11 Time: 21:14		
Sample: 2001Q1 2009Q4		
Included observations: 34		
Lags	LM-Stat	Prob
1	5.979789	0.2007
2	3.022336	0.5541
3	5.044172	0.2828
4	0.265895	0.9919
5	2.211521	0.6969
6	3.017155	0.5550
7	3.759470	0.4395
8	7.749289	0.1012
Probs from chi-square with 4df.		

El estadístico de Jarque-Bera indica que los residuos son normales:

Component	Jarque-Bera	df	Prob
1	1.196355	2	0.5498
2	2.297914	2	0.3170
Joint	3.494269	4	0.4788

No se detecta evidencia de heterocedasticidad:

VEC Residual Heteroskedasticity Tests:		
No Cross Terms (only levels and squares)		
Date: 12/27/11 Time: 21:16		
Sample: 2001Q1 2009Q4		
Included observations: 34		
Joint test:		
Chi-sq	df	Prob
38.20438	33	0.2448

- Predicción: se utilizó el modelo estimado para predecir la trayectoria del tipo de cambio y el salario en el primer semestre de 2010. Como se observa en los gráficos, la estimación del salario es bastante precisa, mientras el valor del tipo de cambio es sobreestimado.

GRÁFICO 12
Evolución de los salarios nominales (W) efectiva y estimada (Baseline)

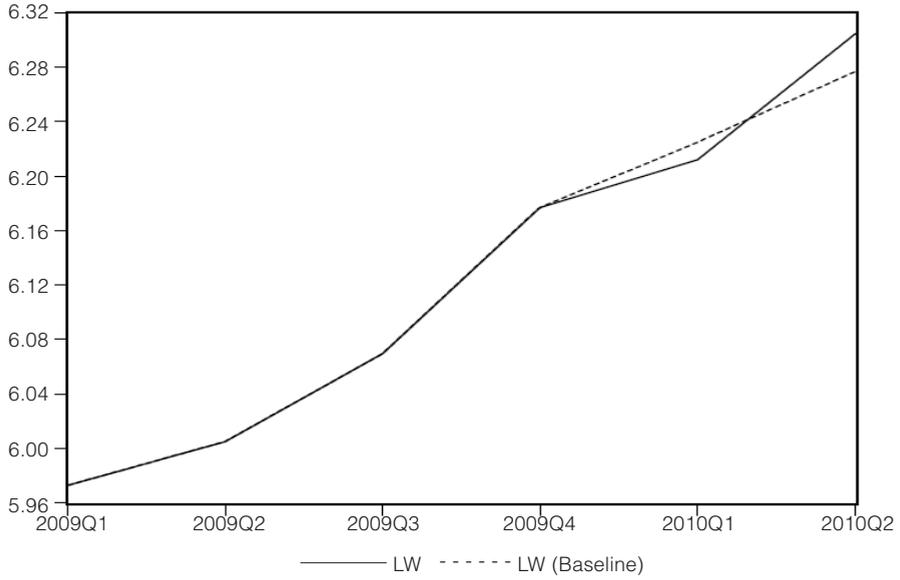
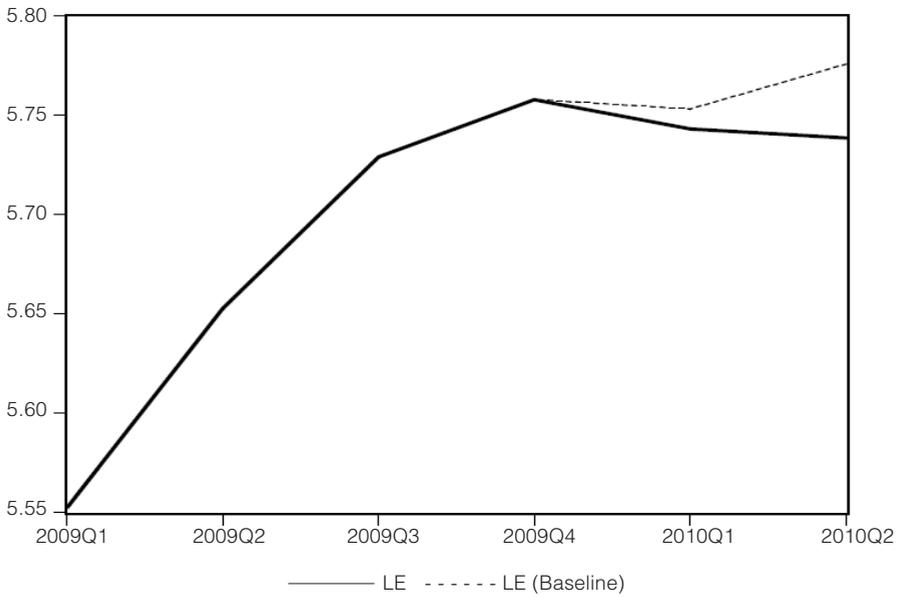


GRÁFICO 13
Evolución del tipo de cambio nominal (IE) efectiva y estimada (Baseline)



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ASIAIN, A. (2010i): "Tipo de cambio, precios internacionales y retenciones en un modelo estructuralista de corto plazo", *Revista Economía*, 35 (29), p. 57-78.
- ASIAIN, A. (2010ii): "Crisis internacional y demanda efectiva en un modelo macroeconómico estructuralista", *Revista Pecuaria*, 10, p. 1-21.
- BRAUN, O. y L. JOY (1968): "A model of economic stagnation: a case study of the Argentine economy", *The Economic Journal*, 78 (312), p. 868-887.
- CANITROT, A. (1983): "Salario real y restricción externa de la economía", *Desarrollo Económico*, 23 (91), p. 423-427.
- CURI, F.; KIPER, E.; KLITENIK, F. y P. MIRA (2008): "Inflación, ingresos y precios internacionales", *nota técnica de Informe Económico del Ministerio de Economía y Finanzas Públicas*, 66, http://www.mecon.gov.ar/peconomica/informe/informe66/version_completa.pdf.
- DIAMAND, M. (1973): *Doctrinas económicas, desarrollo e independencia*, Buenos Aires, Paidós.
- DÍAZ ALEJANDRO, C. (1965): *Devaluation of the Exchange Rate in a Sub-Industrialized Country: the Argentine Experience 1955-1961*, Cambridge, MIT Press.
- FERRER, A. (1963): "Devaluación, Redistribución de Ingresos y el Proceso de Desarticulación Industrial en la Argentina", *Desarrollo Económico*, 2 (4), p. 5-18.
- FRASCHINA, S. (2010): *El modelo económico kirchnerista. El inicio de un nuevo modelo de desarrollo*, Buenos Aires, GEENaP-EC.
- FRENKEL, R y RAPETTI, M. (2008): "Five years of competitive and stable real exchange rate in Argentina, 2002-2007", *International Review of Applied Economics*, 22 (2), p. 215-226.
- FRENKEL, R y ROS, J. (2006): "Unemployment and the real exchange rate in Latin America", *World Development*, 34 (4), p. 631-646.
- GRANGER, C. y P. NEWBOLD (1974): "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2 (2), p.111-120.
- JOHANSEN, S. (1988): "Statistical análisis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-54.
- MAC KINNON, J.; HAUG, A. y L. MICHELIS (1999): "Numerical Distribution Functions of Likelihood Tests for Cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, 14(5), 563-77.
- MANSILLA, D. y G. PERRONE (2010): "Energía en Argentina. Evolución reciente, actualidad y perspectivas", *CEMOP documento técnico*, 1.
- NICOLINI LLOSA, J. L. (2007): "Tipo de cambio dual y crecimiento cíclico en Argentina", *Desarrollo Económico*, 47 (186), p. 249-281.
- OLIVERA, J. H. (1962): "Equilibrio monetario y ajuste internacional", *Desarrollo Económico*, 2 (2), p. 25-60.
- OLIVERA, J. H. (1991): "Equilibrio social, equilibrio de mercado e inflación estructural", *Desarrollo Económico*, 30 (120), p- 487-493.
- PANIGO, D. (2010): "Rentabilidad de la producción sojera en la Argentina actual. Elementos para el debate", *Estudios especiales de FIDE*, Buenos Aires.
- PANIGO, D. y J. NEFFA (2009): "El mercado de trabajo argentino en el nuevo modelo de desarrollo", Documento de Trabajo del Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de la Nación, Buenos Aires.
- PESARAN, H.; SHIN, Y. y R. SMITH (2000): "Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables", *Journal of Econometrics*, 97 (2), p. 293-343.
- PHILLIPS, A. W. (1958): "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957", *Economic Journal*, 68 (100), p. 283-299.
- PORTO, A. (1975): "Un modelo simple sobre el comportamiento macroeconómico argentino en el corto plazo", *Desarrollo Económico*, 15 (59), p. 353-371.

RESUMEN

El presente trabajo desarrolla las vinculaciones entre la política de tipo de cambio industrial competitivo y las aspiraciones de ingresos de los asalariados. Se presenta un desarrollo formal de la hipótesis de la evolución del tipo de cambio y los salarios, que se simula para ciertos valores plausibles de los parámetros y se estima por medio de un modelo VEC. Luego se analiza la evolución

en los últimos años del tipo de cambio real industrial. Se obtienen como conclusión, la necesidad de desacoplar el precio interno de los alimentos de su nivel internacional para reducir la tensión entre la competitividad industrial y la presión salarial, en el corto plazo, y de incrementar la productividad industrial, para un más largo plazo.

SUMMARY

This paper studies the linkages between the exchange rate policy, which aims to keep a real multilateral competitive exchange rate for the industrial sector, and the higher real income aspirations of the working class. To begin with, we present an analytical development of this hypothesis and run simulations for some plausible values of the parameters. Then, we estimate the

results through a VEC model. We also analyze the evolution of the real industrial exchange rate in recent years. The conclusion reflects the need to decouple domestic market prices of food from the international prices to lower the damage over industrial competitiveness of wage pressures, in the short run, and to increase industrial productivity, in the long run.

REGISTRO BIBLIOGRÁFICO

ASIAIN, Andrés

"Trayectoria del tipo de cambio y los salarios: un análisis para la economía argentina (2001-2010)". *DESARROLLO ECONÓMICO – REVISTA DE CIENCIAS SOCIALES* (Buenos Aires), vol. 51, N° 204, enero-marzo 2012 (pp. 419-443).

Descriptores: <Tipo de cambio> <Competitividad industrial> <Salarios> <Precio de alimentos>.