

La relación entre el tipo de cambio real y el salario real en Argentina 2001-2015: Reexaminando la evidencia

Maximiliano Albornoz¹

Resumen

El presente trabajo tiene por objetivo reexaminar las relaciones entre el tipo de cambio real y el salario real para Argentina durante 2001-2015. Los resultados confirman la relación inversa entre las variables. Una diferencia con respecto a los trabajos clásicos fue desagregar los salarios por categorías: registrados, no registrados, públicos y nivel general. La elasticidad más elevada se obtuvo en los salarios de los trabajadores no registrados, posiblemente, debido a su condición de informalidad y al estar fuera de los convenios colectivos de trabajo, tienen menores chances de proteger su poder de compra.

Códigos JEL: C20, E24, 226

Palabras claves: tipo de cambio real, salarios reales

Abstract

The paper aims to reexamine the relations between the real exchange rate and the real wage for Argentina during 2001-2015. The results confirm the inverse relationship between the variables. One difference with respect to the classic works was to disaggregate the salaries by categories: registered, unregistered, public and general level. The higher elasticity was obtained in the wages of the unregistered workers, possibly due to their informal status and because they are outside collective bargaining agreements, is less likely to protect their purchasing power.

JEL Codes: C20, E24, 226

Keywords: real exchange rate, real wages

¹Licenciado y Magister en Economía, U.N.L.P. Doctorando en Economía UBA. Profesor Adjunto de Estadística, Microeconomía y Macroeconomía en la Facultad de Ciencias Económicas (U.B.A). Profesor Adjunto de Economía 1 y 2 en la Universidad Nacional del Oeste. Profesor Adjunto de Historia del Pensamiento Económico en la Universidad de Morón.

I. Introducción

Durante la década del ochenta, la relación entre el tipo de cambio real y el salario real fue objeto de profundos análisis teóricos y empíricos. En Latinoamérica, un trabajo que recibió gran atención fue el de Rodríguez (1982), el cual confirmó la existencia de una relación inversa entre ambas variables.

El objetivo de este artículo es reexaminar la relación para Argentina durante el periodo 2001-2015. La diferencia con el trabajo canónico de Rodríguez será desagregar los salarios reales en los distintos subgrupos que publicó el INDEC: privado registrado, privado no registrado y público. Además, se utilizan dos medidas distintas de tipo de cambio real para analizar si existen diferencias significativas.

Este análisis es pertinente en un contexto en donde los precios de los commodities tuvieron un gran crecimiento y Argentina se benefició de esta bonanza externa. Pero en contraste con las experiencias pasadas, adonde una suba en el precio de la carne y/o el trigo afectaba a los sectores asalariados (populares), la soja no es un bien que sea de consumo masivo y la suba de su precio, debería no afectar al consumo doméstico. Dapena (2007) expresa al tipo de cambio real como la cantidad de producto destinada al consumo interno con respecto al destino al mercado externo.

Canitrot (1983) señala que existiría un nivel de salario real que es compatible con el balance de la cuenta corriente. Este es el salario real de equilibrio. Si el salario real vigente es mayor que el de equilibrio, aparece un déficit en dicha cuenta, que se corrige con un alza del tipo de cambio que determina, una caída del salario real.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección 2 describe la literatura clásica sobre tipo de cambio real y salario real en Latinoamérica. La sección 3 presenta la evidencia empírica para Argentina durante 2001 y 2015. La sección 4 proporciona los modelos a estimar utilizando un marco de cointegración basado en Engle y Granger. La sección 5 ofrece las conclusiones.

II. Literatura académica

La mayor parte de los trabajos previos sobre el tema han señalado una relación inversa entre el tipo de cambio real y el salario real. Uno de los análisis más citados por la literatura en Latinoamérica fue el de Rodríguez (1982) el cual encontraba una relación significativa que partía de estimar la siguiente ecuación:

$$\ln\left(\frac{w}{pac}\right) = c - k * \ln\left(\frac{p_t}{pac}\right) \quad (1)$$

Donde w era el salario nominal, pac era el índice de precios al consumidor y p_t el precio de los bienes comercializados. Siendo la elasticidad del salario al tipo de cambio de aproximadamente -0.40.

Fernández Pol (1984) analizó la relación como uno de los tres momentos principales en la existencia de un trade-off entre el salario real y la restricción externa. Partía de la elasticidad del salario real con respecto al tipo de cambio real:

$$-\infty < \frac{ES}{Ee} = \frac{a}{a-1} < 0 \quad (2)$$

Si

$$0 < a = \frac{EP}{Eu} < 1 \quad (3)$$

Donde EP/Eu representa la elasticidad del nivel de precios domésticos con respecto al tipo nominal de cambio. Si se cumple (3), entonces de (2) se deriva que la relación entre el tipo de cambio real y los salarios debe ser negativa.

Rodríguez (1984) elabora un modelo en el cual existe un solo bien, q con precio p; el insumo trabajo, L tiene precio w y la divisa D tiene precio E. La expresión que deriva es:

$$(\hat{w} - \hat{p}) = -(\hat{E} - \hat{p}) * \frac{1-a}{a} \quad (4)$$

Donde $(\hat{w} - \hat{p})$ es el cambio relativo en el salario real y $(\hat{E} - \hat{p})$ es el cambio relativo en el tipo de cambio real, mientras que a es la elasticidad precio del producto final al salario nominal.

Balacco (1985) señala que utilizando la metodología de causalidad de Granger, el salario real y el tipo de cambio real para Argentina no estarían correlacionados.

Rosende (1985) propone un modelo en donde la ecuación de precios depende de bienes transables como no transables:

$$P = P_T^\alpha P_N^{1-\alpha} \quad (5)$$

Siendo el salario real, $\omega = \frac{W}{P}$

En términos de variación:

$$\hat{\omega} = \hat{W} - \hat{P} = \hat{W} - [\alpha \hat{P}_T + (1-\alpha) \hat{P}_N] \quad (6)$$

Finalmente, la ecuación que relaciona el tipo de cambio y el salario real es:

$$\hat{\omega} = (\hat{W} - \hat{P}_N) - \alpha \hat{e} \quad (7)$$

La literatura clásica sobre salarios reales y tipo de cambio real señalaba la existencia de un trade-off entre las variables, es decir, una incompatibilidad entre mantener salarios reales altos y un tipo de cambio real competitivo. Si los trabajadores tenían altos salarios reales, habría una suba del consumo interno y menos bienes para exportación, lo cual afectaría la balanza comercial. En cambio, salarios reales bajos producto de una devaluación y/o de una tasa de inflación superior al crecimiento de los salarios nominales, estimularía la producción de bienes transables, las exportaciones y habría una mejora de la balanza comercial. Este análisis tiene relaciones con la literatura de stop & go de los 60s y 70s (véase Díaz Alejandro, 1972; Braun y Joy, 1981).

Trabajos clásicos como Canitrot (1983) expresaban la existencia de un salario real de equilibrio compatible con el equilibrio externo. Dapena (2007) señala que existen dos situaciones en las cuales es posible compatibilizar un tipo de cambio real alto con altos salarios. Por un lado, con un fuerte crecimiento que incrementa la producción. Por otro

lado, a través de una suba del ahorro doméstico. En estos últimos casos no habría un trade-off, sino un ajuste óptimo llevado a cabo por los agentes económicos. Este análisis contrasta con las contribuciones pioneras de Rodríguez (1982 y 1984), quién expresa la existe del trade-off.

En un trabajo reciente, Schmitt-Grohe y Uribe (2016), analizan un modelo en el cual emergen ineficiencias debido a mantener un tipo de cambio fijo, libre movilidad de capitales y salarios nominales rígidos. Una política de tipo de cambio óptimo implicaría una devaluación que corrija la externalidad en el mercado laboral de altos salarios. De esta manera, la caída de los salarios reales ayudaría a reducir la tasa de desempleo durante las recesiones. En este análisis, la disminución de los salarios reales no sucedería en un contexto de trade-off, debido a que el ajuste es óptimo, existiendo sólo una relación inversa entre las variables.

III. Evidencia empírica

Durante la década del noventa, los salarios reales se mantuvieron estables como consecuencia de salarios nominales reprimidos en un contexto de alta desocupación. De hecho, el promedio de crecimiento anual de los salarios reales fue de 0,0% (Graña y Kennedy, 2008). El modelo de convertibilidad ya daba señales de agotamiento y el empleo y los salarios eran las variables de ajuste. En paralelo, la paridad del tipo de cambio y la baja inflación provocaron un tipo de cambio real bajo y prácticamente constante.

En consecuencia, hasta 2001, la relación en lugar de ser inversa era de no correlación². Un hallazgo que había sido mencionado por Balacco (1985). No obstante, a partir de enero de 2002, luego de la devaluación, el tipo de cambio real experimentó una gran suba, mientras que los salarios reales cayeron debido a la suba de los precios. En 2002, como expresa Frenkel (2003), el pass-through fue de apenas 16% y fue una de las causas por las cuales, una devaluación nominal se transformó en una devaluación real.

La Figura 1 describe la evolución de los salarios reales, desagregados por tipo de salarios: registrados ("formales"), no registrados ("informales"), públicos ("gobierno") y nivel general. Los datos fueron obtenidos del INDEC desde octubre de 2001 hasta octubre de 2015, cuando la serie es discontinuada. Para deflactarlas se utilizó el IPC-INDEC entre octubre de 2001 hasta diciembre de 2006, y de ahí en adelante, el IPC de la Provincia de San Luis.

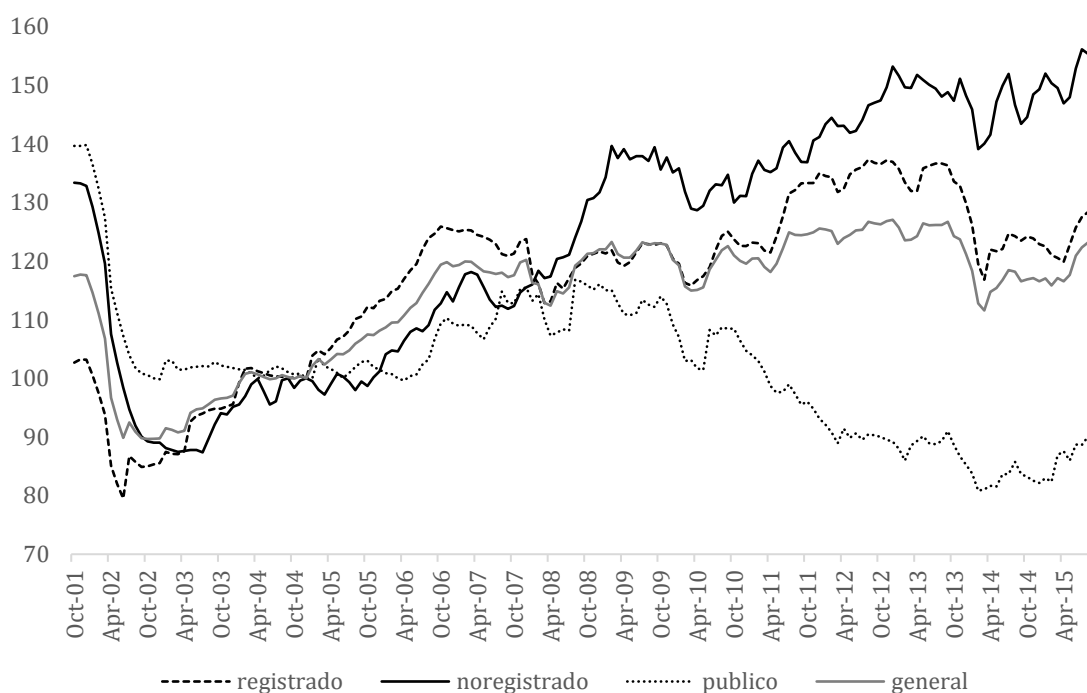
Se observa que todos los salarios reales cayeron con la devaluación, especialmente los salarios registrados ("formales"), mientras que el nivel general se ubicó en la mitad. Con la recuperación económica, no todas las categorías experimentaron subas de manera homogénea. Los salarios registrados son los que lideraron las tasas de crecimiento entre

² Lamentablemente, no se pudieron obtener datos del INDEC sobre salarios nominales ni tampoco de los anuarios que se consultaron en su biblioteca. La serie de salarios nominales desagregados comienza a partir de octubre de 2001, por lo cual, no es posible analizar lo acontecido durante los años 90 bajo la vigencia del modelo de convertibilidad. No obstante, en el Ministerio de Economía, se encontraron dos series relacionadas con los salarios, pero no homogéneas con las utilizadas en este trabajo. El salario mínimo vital y móvil fue durante casi toda la década de \$200, por lo tanto, en un contexto de inflación convergiendo a 1%, es factible mencionar un salario mínimo real constante. La otra serie es la remuneración imponible promedio de los trabajadores estables (RIPE). Bajo estos comentarios, dado un tipo de cambio real prácticamente constante, no habría una relación inversa entre las variables.

2003 y 2008 debido a las paritarias y al rol de los sindicatos. Le siguen nivel general y no registrados ("informales"). En cambio, los salarios de los empleados públicos son los que experimentaron las menores subas y a partir de 2009, disminuyen constantemente su poder adquisitivo.

Considerando el periodo completo, 2001-2015, los salarios registrados se ubicaban en octubre de 2015, un 23,9% por encima del valor de diciembre de 2001, mientras que los salarios no registrados se ubicaban en un 16,7% y el nivel general en 4,1%. En cambio, los salarios de los empleados públicos perdían 36,2%. En cambio, para el periodo 2001-2008, los salarios registrados crecieron 18,1% mientras que los salarios de los trabajadores no registrados se mantuvieron constantes (0,7%). El nivel general creció 3,9% mientras que los salarios públicos experimentaron una caída real de 17,6%. Un resultado interesante aparece tomando como referencia, el periodo 2009-2015. A la inversa de lo que sucedió con el periodo anterior, los salarios de los trabajadores no registrados registraron una suba de 15,9% mientras que los de los registrados crecieron apenas 4,9%. En cambio, el nivel general se mantuvo constante (0,2%) y los trabajadores públicos perdieron un 22,5%.

Figura 1: Salarios reales (dic 2004 base 100)



Fuente: Elaboración propia en base al INDEC, BCRA e IPC San Luis

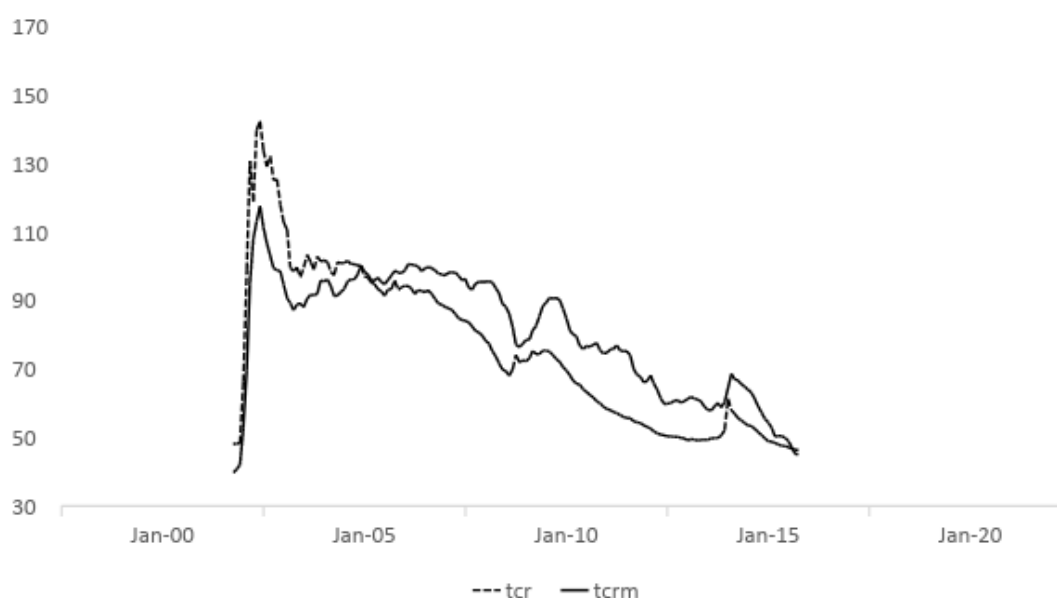
La Figura 2 describe la evolución de los tipos de cambios reales. Se observa en los dos casos, el índice bilateral y el índice multilateral, una caída desde 2002. Luego de la depreciación real a partir de la devaluación, a medida que pasaron los meses, la apreciación real fue una constante en ambos índices. La suba de los precios domésticos

fue erosionando la competitividad de la economía argentina. El índice con Estados Unidos tiene la misma trayectoria que el índice multilateral, aunque un escalón por debajo. Ósea misma pendiente con una ordenada al origen más baja.

Se puede apreciar que, a mediados de 2015, la competitividad del país –utilizando el índice con Estados Unidos- ya se ubicaba por debajo al mismo nivel de diciembre de 2001, previo a la salida del modelo de convertibilidad. En el último mes del trabajo (octubre 2015), el TCR-USA se ubicaba 3,9% por debajo con respecto a diciembre de 2001, mientras que utilizando el TCRM, apenas 7,6% por encima.

Comparando la evidencia de las Figuras 1 y 2, se aprecia que existiría, empíricamente, una relación inversa entre los salarios reales y el tipo de cambio real bilateral. Cuando los salarios reales -nivel general – crecieron 4,1%, el tipo de cambio real bilateral se aprecia 3,9%.

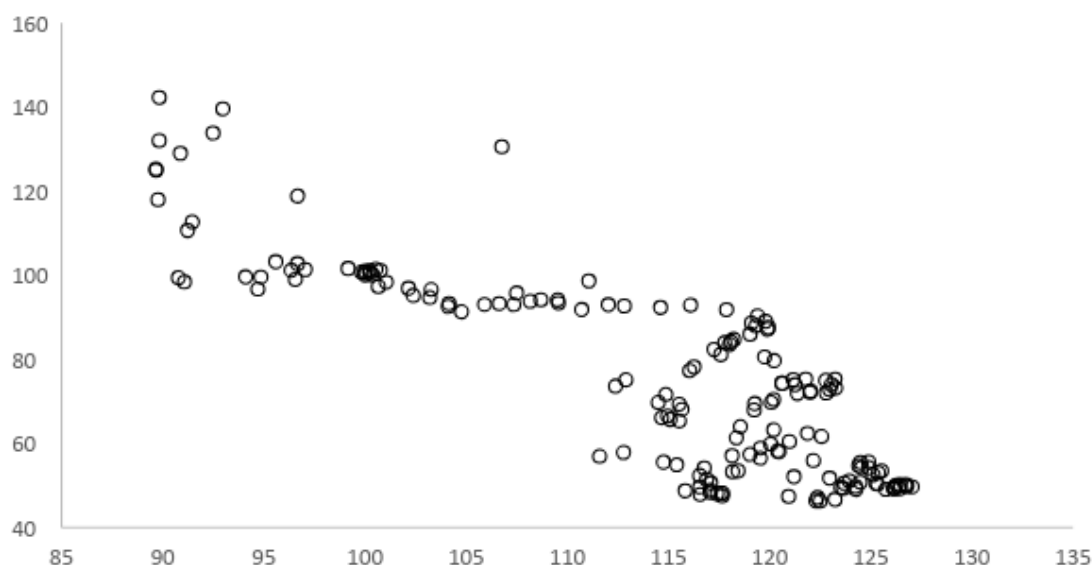
Figura 2: Tipos de cambios reales (dic 2004 base 100)



Fuente: Elaboración propia en base al INDEC, BCRA y Reserva Federal

Finalmente, la Figura 3 describe las relaciones entre el tipo de cambio real (bilateral) y el salario real (nivel general). Se observa que la relación inversa es evidente; las observaciones se ubican en el primer y tercer cuadrante. En el eje vertical se ubica el tipo de cambio real, mientras que en el eje horizontal se describen los salarios reales. Cuando la competitividad se encuentra por debajo de 100, los salarios superan ese nivel, señalando la relación inversa entre las variables. Y de manera similar, altos valores de tipo de cambio real (por encima de 100), los salarios no superan ese rango.

Figura 3: Relación entre salarios reales y tipos de cambios reales (dic 2004 = 100)



Fuente: Elaboración propia en base al INDEC, BCRA y Reserva Federal

IV. Estimaciones econométricas y resultados

La literatura ha señalado la existencia de una relación inversa entre los salarios reales y el tipo de cambio real (Rodríguez 1982, 1984). En periodos de suba del poder adquisitivo de los asalariados, la competitividad debería ser baja de manera que no exista una competencia entre el consumo doméstico y las exportaciones (Canitrot, 1983). Esta relación puede formalizarse de la siguiente manera:

$$\left(\frac{w}{ipc}\right) = f(\text{TCR}) \quad (8)$$

$$\frac{dw_r}{dtcr} < 0 \quad (9)$$

Se proponen dos modelos a estimar utilizando un enfoque de cointegración basado en Engle y Granger (1987). Las ecuaciones (10) y (11) capturan las relaciones de largo plazo, teniendo que ser las series del mismo orden de integración y los residuos estacionarios. Como expresan Urbisaia y Brufman (2000), dos series X_t e Y_t cada una de ellas $I(d)$ se dicen "cointegradas" de orden (d, b) si existe una combinación lineal entre ellas, con coeficientes distintos de cero, que sea integrada de orden $(d-b)$. Tal combinación lineal se denomina "relación de cointegración".

$$\ln\left(\frac{w}{ipc}\right) = a + b * \ln(\text{TCRUSA}) + Q1 + Q2 + Q3 + u \quad (10)$$

$$\ln\left(\frac{w}{ipc}\right) = a + b * \ln(\text{TCRM}) + Q1 + Q2 + Q3 + u \quad (11)$$

Donde u representa las variables no consideradas que podrían afectar al salario real y Q_i son variables binarias por trimestres que permitirían captar efectos estacionales. Se

espera que el coeficiente b , que es la elasticidad del salario real a los cambios del tipo de cambio real sea negativa y estadísticamente significativa. Se utilizan datos trimestrales para ambas variables en el periodo octubre 2001 a octubre 2015.

Las ecuaciones (12) y (13) describen los modelos con términos de corrección de errores (TCE), que miden la extensión del desequilibrio producido en $t-1$, por lo cual se denomina “término de corrección del error de desequilibrio”.

$$\ln\left(\frac{w}{ipc}\right) = a + b * \ln(TCRUSA) + Q1 + Q2 + Q3 + cTCE + u \quad (12)$$

$$\ln\left(\frac{w}{ipc}\right) = a + b * \ln(TCRM) + Q1 + Q2 + Q3 + cTCE + u \quad (13)$$

Se llevarán a cabo distintas variantes de (10) y (11) considerando los distintos salarios reales (registrado privado, no registrado privado, público y nivel general) y dos tipos de cambios reales diferentes, el bilateral con USA y el multilateral que publica el BCRA.

La rutina al trabajar con series de tiempo es analizar las propiedades de los datos de manera de evitar relaciones espurias entre las variables (Granger y Newbold, 1974; Stock y Watson, 2012). El primer paso es evaluar el grado de integración. En general, las series económicas suelen ser integradas de orden 1 (véase Enders, 1995; Wooldridge, 2011; Stock y Watson, 2012). La Tabla 3 en el anexo describe los resultados de los test de raíz unitaria (ADF), observándose que todas las variables son integradas de orden 1 en niveles y de orden 0 en primeras diferencias. Entonces, una relación de cointegración podría postularse. Para esto, es preciso que los residuos sean estacionarios. Las Tablas 4 y 5 validan la cointegración de las series. Como señalan Guardarucci y Puig (2012), el testeo de la estacionariedad se puede estimar mediante una regresión de la primera diferencia de los residuos estimados en el primer rezago de los mismos. En todos los casos, el coeficiente resultó ser estadísticamente significativo, validando la estacionariedad de los residuos (véase Urbisaia y Brufman, 2000).

La Tabla 1 presenta los resultados de estimar el modelo descrito en (10) utilizando la metodología de Cointegración basada en Engle y Granger (1987). Se presentan las relaciones de corto y largo plazo. En todos los casos, la elasticidad de los salarios reales al tipo de cambio real es estadísticamente significativa y con el signo correcto, salvo para el caso de los salarios de los empleados públicos. Además, la relación de largo plazo incorpora el término de corrección de errores (TCE), el cual sólo en el nivel general y en el caso de los trabajadores no registrados es negativo y estadísticamente significativo. Es decir, de las cuatro relaciones de salario real y tipo de cambio real, sólo serían válidas la primera y la tercera.

Se aprecia la relación inversa entre los salarios reales y el tipo de cambio real. La elasticidad más elevada la tienen los salarios de los no registrados (informales) con un coeficiente de -0.517. Una depreciación real de 1%, reduciría los salarios reales en un 0,51%. En el caso de los salarios de los registrados, el valor es de -0.334, casi la mitad de la obtenida para los trabajadores no registrados. Una depreciación real de 1%, disminuiría los salarios reales en 0,33%. Para el nivel general, la elasticidad fue de -0.253. Una depreciación real del 10%, reduce los salarios reales en 2,5%. Las elasticidades de corto plazo suelen tener coeficientes más bajos con respecto a las elasticidades de largo plazo, lo cual indicaría cierta rigidez o inflexibilidad de los salarios a la baja.

La elasticidad del salario real al tipo de cambio real para los trabajadores públicos es estadísticamente significativa, aunque positiva. Su valor des de 0.171. Una posible explicación para el comportamiento anómalo para los salarios de los empleados públicos es que éstos no se rigen por leyes de mercado, productividad y ciclo económico. En cambio, están dominados por cuestiones de ciclo político. El bajo desempeño de la regresión para los salarios públicos incluso se aprecia en el reducido valor del coeficiente de determinación (R2), diferente a lo obtenido por las otras medidas de salarios.

Tabla 1: Estimaciones utilizando el tipo de cambio real bilateral

Ln salario real	Nivel General		Privado Registrado		Privado No Registrado		Sector Público	
	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo
Ln TCR	-0.253*** (0.024)	-0.167** (0.081)	-0.334*** (0.038)	-0.385*** (0.080)	-0.517*** (0.028)	-0.187*** (0.051)	0.171*** (0.042)	-0.107 (0.085)
Constante	5.812*** (0.102)	0.000 (0.006)	6.174*** (0.166)	-0.002 (0.006)	6.997*** (0.121)	0.007 (0.007)	3.909*** (0.201)	-0.005 (0.007)
Q1	-0.001 (0.023)	-0.005 (0.009)	-0.000 (0.332)	-0.011 (0.011)	0.023 (0.023)	0.004 (0.011)	-0.026 (0.045)	-0.011 (0.010)
Q2	-0.012 (0.022)	-0.010 (0.010)	-0.006 (0.338)	-0.004 (0.007)	0.010 (0.025)	-0.018 (0.010)	-0.044 (0.040)	-0.014 (0.011)
Q3	0.002 (0.022)	0.015 (0.007)	0.015 (0.032)	0.024*** (0.008)	0.005 (0.022)	-0.007 (0.010)	-0.029 (0.042)	0.016 (0.011)
TCE		-0.118** (0.060)		-0.068 (0.133)		-0.291*** (0.092)		-0.069 (0.048)
Observaciones	56	55	56	55	56	55	56	55
R2	0.676	0.441	0.652	0.536	0.867	0.501	0.265	0.330

Nota: Desvío Estándar entre paréntesis; significatividad *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

La Tabla 2 presenta los resultados del modelo propuesto en (11). En términos de bondad de ajuste, los resultados son menos satisfactorios con respecto a la Tabla 1. Analizando las elasticidades, los coeficientes son parecidos. El valor más elevado lo obtienen los salarios de los trabajadores no registrados (-0.604), mientras que nivel general registra el valor más bajo (-0.244). En todos los casos, los resultados son estadísticamente significativos y al igual que en la Tabla 1, el salario de los trabajadores de los empleados públicos tiene un coeficiente positivo.

En el caso de la ecuación (11) se deduce que existirían otras variables relevantes que afectarían el salario real y el modelo no las está captando. Un problema de variable omitida podría emerger. No obstante, como el trabajo se propuso analizar las relaciones entre las variables en estudio, sólo se hace el comentario, pero no se resuelve esta posible mala especificación.

Finalmente, se observa en las ecuaciones de corto plazo, que sólo en los salarios registrados el término de corrección de errores (TCE) es estadísticamente significativo.

Por lo tanto, el tipo de cambio real multilateral no sería un índice útil para este tipo de análisis.

Tabla 2. Estimaciones utilizando el tipo de cambio real multilateral

Ln salario real	Nivel General		Privado Registrado		Privado No Registrado		Sector Público	
	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo
Ln TCRM	-0.244*** (0.051)	-0.156** (0.077)	-0.303*** (0.092)	-0.178*** (0.077)	-0.604*** (0.079)	-0.019** (0.080)	0.223* (0.106)	-0.070 (0.080)
Constante	5.802*** (0.221)	-0.000 (0.005)	6.076*** (0.416)	-0.000 (0.005)	7.439*** (0.359)	0.007 (0.007)	3.661*** (0.501)	-0.005 (0.007)
Q1	0.000 (0.032)	-0.002 (0.009)	0.001 (0.046)	-0.003 (0.011)	0.033 (0.042)	0.007 (0.012)	-0.030 (0.046)	-0.012 (0.011)
Q2	-0.006 (0.032)	-0.006 (0.009)	0.000 (0.046)	-0.001 (0.010)	0.027 (0.044)	-0.014 (0.012)	-0.059 (0.039)	-0.013 (0.011)
Q3	0.007 (0.033)	0.016 (0.007)	0.021 (0.046)	0.024*** (0.007)	0.019 (0.043)	-0.008 (0.012)	-0.034 (0.041)	0.016 (0.011)
TCE		-0.062 (0.039)		-0.071** (0.033)		-0.078 (0.049)		-0.089 (0.064)
Observaciones	56	55	56	55	56	55	56	55
R2	0.336	0.390	0.287	0.407	0.628	0.287	0.230	0.312

Nota: Desvío Estándar entre paréntesis; significatividad *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

De las Tablas 1 y 2 se aprecia que los trabajadores que más se perjudican con la suba de los índices de tipo de cambio real, son los trabajadores no registrados. Cuando el primero sube 1%, los salarios reales caen -0.51% y -0.60%, respectivamente. Una de las causas detrás de ese resultado es el menor poder que tienen estos trabajadores para proteger sus intereses y exigir subas de salarios nominales.

V. Conclusiones

Las relaciones entre los salarios reales y el tipo de cambio real fueron objeto de profundos análisis teóricos y empíricos durante los ochenta en Latinoamérica en general y en Argentina en particular. Las estimaciones y evidencia empírica de esos años señalaban una relación inversa entre ambas variables. Una suba de los salarios reales estimulaba el consumo doméstico que provocaba un deterioro de la restricción externa. Esto derivaba en una depreciación, es decir, una suba del tipo de cambio nominal que reducía el salario real y, en consecuencia, una suba del tipo de cambio real, que equilibraba nuevamente la balanza comercial.

El interés en el tema decayó durante los noventa en un contexto de tipo de cambio real y salarios reales prácticamente constantes. La convertibilidad con la paridad peso-dólar, "planchó" al tipo de cambio real. Además, a medida que la recesión se profundizaba, los

salarios nominales no registraban cambios significativos en un contexto de inflación alrededor de cero.

A partir de 2002, se observa nuevamente una relación inversa entre las variables. El trabajo realizó un análisis desagregado por categoría laboral, de manera de poder explotar las diferencias entre salarios registrados, no registrados, públicos y nivel general. Las estimaciones econométricas confirman la relación inversa entre el tipo de cambio de real y los salarios reales, como señala la literatura clásica, para todas las categorías, con la excepción de los salarios de los empleados públicos.

La elasticidad más elevada se observó en los salarios reales de los empleados no registrados ("informales"), posiblemente debido a que éstos tienen menores chances de negociar subas de salarios nominales, por su condición de informalidad y por estar afuera de los convenios colectivos de trabajo.

VI. Bibliografía

Balacco, Hugo Roberto (1985), Tipo de cambio real y salarios reales. Evidencia empírica de causalidad (1976-1985), Universidad Nacional de Cuyo.

Braun, Oscar; Joy, Leonard (1981), Un modelo de estancamiento económico. Estudio de caso sobre la economía argentina, *Desarrollo Económico*, 20 (80), pp. 585-604.

Canitrot, Adolfo (1983), El salario real y la restricción externa de la economía, *Desarrollo Económico*, 23 (91), pp. 423-427.

Dapena, José Pablo (2007), La dificultad de lograr tipo de cambio real alto y salario real alto, UCEMA.

Diaz Alejandro, Carlos (1972). Ensayos sobre la historia económica argentina. Buenos Aires: Amorrortu editores.

Enders, Walter (1995), *Applied Econometric Time Series*, New York: Willey.

Engle, Robert; Granger, Clive (1987), Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55 (2), pp. 251-276.

Fernández Pol, Jorge (1984), Salario real versus restricción externa, *Anales de la XIX Reunión Anual de la AEP*, pp. 372-375.

Frenkel, Julia (2003), El impacto inflacionario de la depreciación cambiaria de 2002 en Argentina, seminario de integración y aplicación, Facultad de Ciencias Económicas, UBA.

Granger, Clive; Newbold, Paul (1974), Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 2, pp. 111-120.

Graña, Juan; Kennedy, Damián (2008), Salario real, costo laboral y productividad. Argentina 1947-2006, documento de trabajo 12, CEPED, UBA.

Guardarucci, Isidro; Puig, Jorge (2012), Exportaciones en el Mercosur: evidencia empírica sobre sus determinantes bajo el enfoque de las elasticidades del comercio exterior, Red Mercosur, documento de trabajo premio jóvenes N°3.

Rodríguez, Carlos Alfredo (1982), Relación entre salario real y tipo real de cambio, en *Inflación y Estabilidad*, comp. Roque Fernández y Carlos Rodríguez, ediciones Macchi.

Rodríguez, Carlos Alfredo (1984), Inflación, salario real y tipo real de cambio, *Cuadernos de Economía*, 21 (64), pp. 247-261.

Rosende, Francisco (1985), Tipo de cambio y salarios reales, *Cuadernos de Economía*, 22 (67), pp. 343-355.

Schmitt-Grohe, Stephanie; Uribe, Martin (2016), Downward Nominal Wage Rigidity, Currency Pegs, and Involuntary Unemployment, *Journal of Political Economy*, 124, pp. 1466-1514.

Stock, James; Watson, Mark (2012), *Introducción a la econometría*, Madrid: Pearson.

Urbisaia, Heriberto; Brufman, Juana (2000), *Análisis de series de tiempo*, Buenos Aires: Cooperativas.

Wooldridge, Jeffrey (2011), *Introducción a la econometría*, México: Cengage.

VII. Anexo

Apéndice A

A1 (Tabla 3). Test de raíz unitaria (ADF)

Variable	En niveles		En primeras diferencias	
	Estadístico "t"	P-Value	Estadístico "t"	P-Value
Ln Registrado	-2.24	0.188	-6.10	0.000
Ln No Registrado	-2.03	0.272	-3.90	0.000
Ln Público	-1.24	0.655	-4.86	0.000
Ln General	-2.20	0.203	-5.09	0.000
Ln TCR USA	-1.25	0.649	-11.78	0.000
Ln TCRM	0.85	0.992	-10.75	0.000

A2 (Tabla 4). Test de estacionariedad de los residuos utilizando el TCR-USA

Residuos en primeras diferencias				
Variabes	General	Registrado	No Registrado	Público
Residuos (-1)	-0.127** (0.064)	-0.180*** (0.055)	-0.315*** (0.002)	-0.249*** (0.057)
Constante	0.000 (0.003)	0.003 (0.004)	0.002 (0.006)	-0.007 (0.005)
Observaciones	55	55	55	55
R2	0.067	0.167	0.170	0.262

Nota: desvío estándar entre paréntesis; significatividad ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

A3 (Tabla 5). Test de estacionariedad de los residuos utilizando el TCRM

Residuos en primeras diferencias				
Variabes	General	Registrado	No Registrado	Público
Residuos (-1)	-0.081* (0.047)	-0.115*** (0.039)	-0.220*** (0.070)	-0.326*** (0.056)
Constante	0.001 (0.003)	0.004 (0.004)	0.004 (0.007)	-0.008 (0.005)
Observaciones	55	55	55	55
R2	0.052	0.139	0.156	0.386

Nota: desvío estándar entre paréntesis; significatividad ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1