

# **Tipo de cambio real y salarios reales. Un estudio empírico del caso argentino para el período 2003-2021**

**Horacio Medina Raed\***

*Universidad del CEMA*

Marzo de 2023

El presente trabajo estudia la relación entre tipo de cambio real y salarios reales. A través de un marco conceptual basado en el teorema de Stolper-Samuelson se pretende analizar la relación entre estas dos variables, con datos reales para el caso argentino por el período comprendido entre 2003-2021. Se busca probar la hipótesis, basada en este modelo y respaldada por trabajos empíricos anteriores, de que existe una relación negativa entre estas dos variables. Asimismo, lo novedoso de este trabajo radica en el uso de datos correspondientes a distintos niveles de calificación ocupacional de los subgrupos de trabajadores, analizando la relación tanto para el nivel general como para cada uno de ellos. Las estimaciones de largo plazo no sólo confirmaron la relación negativa entre las dos variables, sino que también mostraron que la magnitud de la elasticidad es mayor para los grupos que se desempeñan en puestos de menor calificación ocupacional. Esta conclusión puede tener fuertes implicancias en el diseño de políticas económicas.

*Clasificación JEL: C22, E24, F31*

*Palabras clave: tipo de cambio real, salarios reales, teorema de Stolper-Samuelson.*

---

\* Tesis de la Maestría en Economía dirigida por Julio Elías. Agradezco los comentarios de Alejandro Rodríguez, Jorge Streb y Andrés Sebastián Mena.

## **I. Introducción**

Resulta relevante el análisis de la relación entre el tipo de cambio real y salarios reales, por su frecuente presencia en la discusión económica. Es claro, que las diferentes propuestas teóricas para el estudio de este problema resultarían insuficientes, si no se complementasen con un análisis de carácter empírico. Este trabajo se propone dar este último paso a través del diseño de un modelo empírico que permita analizar los datos observados para el caso argentino, por el período 2003-2021. A partir de este análisis, se pretende concluir si las hipótesis que se derivan de los modelos teóricos se pueden sostener en base a la evidencia empírica para el caso bajo estudio.

Finalmente, cabe destacar que la implicancia de los resultados obtenidos para la coyuntura económica argentina es evidente, dado que, si se prueba la hipótesis de investigación, la economía se estaría enfrentando a un “trade-off” entre competitividad y nivel de vida, y más aún la magnitud de esa relación de intercambio variaría entre los diferentes grupos de acuerdo con el nivel de calificación de la actividad que posee el individuo.

Este trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección II se brinda un primer pantallazo a las principales aristas del tema a analizar y su importancia. En la sección III se analizan trabajos anteriores que se relacionan con la problemática en cuestión y se detalla en términos formales el modelo teórico a partir del cual se analizará el problema. En la sección IV se describe la base de datos analizada y su proceso de construcción, a la vez que se presentan y discuten las medidas descriptivas de las principales variables que serán objeto de análisis. En la sección V se desarrolla el modelo econométrico que se utilizará para el análisis de regresión y se explican las consideraciones estadísticas pertinentes. En la sección VI se presentan, discuten y analizan los resultados de las estimaciones a la vez que se contrastan con las realizadas por trabajos anteriores. En la sección VII se exponen algunos comentarios ampliatorios. Finalmente, en la sección VIII se exponen las conclusiones del trabajo de investigación.

## **II. Discusiones preliminares**

El debate acerca de la relación entre tipo de cambio real y salarios reales tiene una enorme presencia tanto en las discusiones económicas, como también en los medios de comunicación en nuestro país. Posiblemente, la gran volatilidad que tuvieron estas variables en los últimos tiempos sea la razón principal detrás de este fenómeno.

Carlos Rodríguez (1984) argumenta que la importancia de la relación (negativa, según su estudio para el período 1978-81) entre estas dos variables tan cruciales para la política económica, radica en que todo intento por mejorar uno de estos precios relativos, resultará en una caída equiproporcional en el otro. Otro autor, Canitrot (1983), agrega que, en períodos 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.

Si bien este tema fue abordado desde múltiples enfoques por la teoría económica, un análisis empírico de este problema, con los datos observados para el caso argentino, podría brindar cierta claridad al estudio de la relación entre estas dos variables.

### III. Marco teórico

Nuestro análisis se encasillará dentro del teorema de Stolper-Samuelson (1941). Este teorema fue derivado dentro del marco del modelo de Heckscher- Ohlin (1933) en la disciplina de comercio internacional. En líneas generales, describe la relación entre los precios relativos de los productos y las remuneraciones relativas de los factores, en concreto, el salario real y la rentabilidad real del capital. En un escenario donde se suponen rendimientos constantes, competencia perfecta e igual cantidad de factores que productos, un incremento en el precio relativo de un bien, dará lugar a un aumento en el retorno del factor que se utiliza con mayor intensidad en la producción del bien, y por el contrario a una caída en el retorno del otro factor. Más aun, la remuneración de este factor se incrementará más que proporcionalmente.

Estas conclusiones generales del teorema son aplicables al estudio de la relación entre el tipo de cambio real y los salarios reales, mediante el siguiente desarrollo. Supongamos que  $x$  es un bien transable e  $y$  es un bien no transable. Entonces podemos definir  $e = \frac{p_x}{p_y}$ , donde  $e$  representa al tipo de cambio real,  $p_x$  al precio del bien transable  $x$  y  $p_y$  al precio del bien no transable  $y$ . Si además suponemos, que se produjo un aumento en el tipo de cambio real, es decir que  $\hat{e} > 0$ , donde  $\hat{p}_x > 0$  y  $\hat{p}_y = 0$ , entonces se deriva que  $\hat{p}_x - \hat{p}_y > 0$ .

Recordemos que, siguiendo los supuestos del teorema de Stolper-Samuelson (ver desarrollo en la sección A del apéndice), la variación de los salarios se puede expresar de la siguiente manera:

$$\widehat{w} = \frac{(1 - \alpha_x) \widehat{p}_y - (1 - \alpha_y) \widehat{p}_x}{\alpha_y - \alpha_x} \quad (1)$$

Donde  $\widehat{w}$  es el cambio en el salario,  $\alpha_x$  la participación del valor del trabajo en el valor del bien transable  $x$  y  $\alpha_y$  la participación del valor del trabajo en el valor del bien no transable  $y$ .

Restando  $\widehat{p}_x$  en ambos miembros:

$$\widehat{w} - \widehat{p}_x = \frac{(1 - \alpha_x) \widehat{p}_y - [(1 - \alpha_y) \widehat{p}_x + (\alpha_y - \alpha_x) \widehat{p}_x]}{\alpha_y - \alpha_x} \quad (2)$$

$$\widehat{w} - \widehat{p}_x = \frac{(1 - \alpha_x)(\widehat{p}_y - \widehat{p}_x)}{\alpha_y - \alpha_x} \quad (3)$$

Si  $\alpha_x > \alpha_y$  entonces  $\widehat{w} > 0$  y  $\widehat{w} > \widehat{p}_x$ . Es decir que si la participación del trabajo en el bien  $x$  (el que aumenta de precio) es mayor que en el bien  $y$ , o, dicho de otra forma, el bien transable es más intensivo en trabajo que el otro bien, entonces el salario aumenta y lo hace más que proporcionalmente, resultando en una mejora del salario real.

Si  $\alpha_x < \alpha_y$  entonces  $\widehat{w} < 0$ . Es decir que si la participación del trabajo en el bien  $y$  (el que no aumenta de precio) es mayor que en el bien  $x$ , o, dicho de otra forma, el bien no transable es más intensivo en trabajo que el otro bien, entonces el salario disminuye.

Es interesante destacar que este instrumental teórico ya fue puesto en práctica en algunos trabajos de carácter empírico.

Conforme plantea Carlos Rodríguez (1982), existe una asociación entre los niveles de salario real y el tipo real de cambio. Dicha relación puede ser positiva o negativa dependiendo de la intensidad relativa de uso de mano de obra en los sectores productores de bienes que son objeto de comercio internacional y aquellos que no lo son (mayormente servicios). Bajo el supuesto de que el sector productor de bienes no comerciados es relativamente intensivo en el uso de mano de obra, su modelo teórico predice una relación negativa entre el nivel del salario real y el nivel del tipo real de cambio. El análisis empírico efectuado en este trabajo efectivamente prueba esta hipótesis.

En un trabajo posterior, Carlos Rodríguez (1984), puntualiza su conclusión a la luz de nueva evidencia empírica. En este ensayo, expresa que la relación negativa entre la tasa real de cambio y el salario real se produce para un determinado nivel de inflación, por lo que esta variable resulta importante a la hora del análisis de la relación.

Collins y Park (1989) aportan una interesante mirada para el caso de Corea del Sur, abarcando el período de 1960 a 1986. Estos autores plantean que la relación entre tipo de cambio real y salarios reales es precisamente importante porque incorpora el trade-off entre competitividad y nivel de vida. Agregan que, es ampliamente reconocido en la literatura que probablemente una depreciación nominal que no dé lugar a una depreciación real (debido a aumentos inducidos en los precios de los bienes y factores internos) tenga poco efecto en la balanza comercial. Al mismo tiempo, los ingresos reales internos disminuirán si los salarios no aumentan lo suficiente como para compensar la pérdida de poder adquisitivo provocada por el aumento de los precios de los bienes comercializables. Por ende, un nivel de vida reducido a menudo se considera el precio que se paga por un aumento de la competitividad. Sin embargo, la evidencia empírica analizada en este trabajo respalda que, para el caso de Corea, el rápido crecimiento de la productividad ha mitigado los conflictos entre competitividad e ingresos reales. Las políticas gubernamentales activas en la asignación de recursos parecen haber mejorado el crecimiento de la productividad. En este punto cabe hacer la salvedad, de que algunos autores como Young (1995), argumentan que el rápido crecimiento económico de esos países en la posguerra no se explica por saltos extraordinarios en productividad, sino que en realidad las mejoras en productividad estuvieron en línea con la economía mundial de posguerra. Así, no debe soslayarse el fenómeno de fuerte acumulación de factores productivos que vivieron estos países en ese período, reflejado por: incremento en la tasa de participación, aumento de la relación de la inversión al PBI, acumulación de capital humano.

En esta misma línea, Dapena (2005) sostiene que un tipo de cambio real alto requiere salarios reales bajos y viceversa, salvo que la economía se encuentre en una situación de crecimiento del producto o de ahorro en términos reales.

Maximiliano Albornoz (2017), plantea un análisis similar, utilizando los datos correspondientes al caso argentino para el período 2001-2015, pero con la particularidad de que segrega los salarios entre trabajadores registrados, no registrados, empleados públicos y nivel general. Sus resultados confirman la relación inversa entre tipo de cambio real y salarios reales. En adición, su estudio concluye que la elasticidad más elevada se obtuvo en los salarios de los trabajadores no registrados, posiblemente, debido a que su condición de informalidad y el hecho de estar fuera de los convenios colectivos de trabajo, les brinda menores chances de proteger su poder de compra.

Para el análisis del fenómeno, se decidió trabajar con el modelo de Rodríguez (1982). Se utiliza la siguiente notación:

$P_t$ : precio de los bienes transables.

$P_n$ : precio de los bienes no transables.

$W$ : salario nominal.

$R$ : Remuneración a los otros factores que componen el valor agregado.

$A_t$ : Productividad total en el sector transable.

$A_n$ : Productividad total en el sector no transable.

Se postulan las siguientes ecuaciones de precios, que se suponen lineales en los logaritmos de las variables.

$$\ln P_t = a \cdot \ln W + (1 - a) \cdot \ln R - A_t \quad (3)$$

$$\ln P_n = b \cdot \ln W + (1 - b) \cdot \ln R - A_n \quad (4)$$

En las expresiones anteriores,  $a$  y  $b$  representan la participación del trabajo en el valor agregado de los sectores productores de bienes transables y no transables respectivamente.

En concordancia con Rodríguez (1982), creemos que es un supuesto razonable para el caso argentino considerar que  $b > a$ , es decir que la participación del trabajo es mayor en el sector de los no transables. Los términos  $A_t$  y  $A_n$  son parámetros que reflejan el nivel de productividad en cada uno de los sectores.

Utilizando (3) y (4) se obtiene el salario de equilibrio como una suma ponderada de los precios de ambos bienes (donde la suma de los pesos es la unidad ya que si ambos precios aumentan en la misma proporción el salario nominal también lo hará):

$$\ln W = \frac{(1 - b) \ln P_t - (1 - a) \ln P_n}{(a - b)} + C \quad (5)$$

Donde:

$$C = \frac{A_t(1 - b) - A_n(1 - a)}{(a - b)}$$

Además, se define el índice de precios al consumidor (IPC) como una suma ponderada (en los logaritmos) de los precios de ambos bienes

$$\ln IPC = z \ln P_t + (1 - z) \ln P_n \quad (6)$$

Donde  $z$  es la ponderación que llevan en el  $IPC$  los bienes transables y suponemos que  $0 < z < 1$ .

Eliminando el término  $\ln P_n$  de las expresiones (5) y (6) y resolviendo conjuntamente se obtiene la expresión final determinante del salario real:

$$\ln \frac{W}{IPC} = C - k \ln \left( \frac{P_t}{IPC} \right) \quad (7)$$

Donde

$$k = \frac{(1 - z)(1 - b) + z(1 - a)}{(1 - z)(b - a)}$$

Puede destacarse que el término  $k$  será positivo si y sólo si el sector no transable es relativamente intensivo en el uso de mano de obra, o sea si  $b > a$  (en caso contrario  $k$  será negativo). Una forma de definir al tipo real de cambio es como el precio de los productos sujetos al comercio internacional deflactado por el índice de precios al consumidor. La ecuación (7) muestra la existencia de una relación entre el salario real y el tipo real de cambio así definido. Dicha relación será negativa si es que los bienes no transables son relativamente intensivos en el uso de mano de obra. El valor del parámetro  $k$  indica en cuantos puntos porcentuales se reducirá (o aumentará) el salario real por cada punto porcentual de incremento del tipo real de cambio.

#### IV. Estadística descriptiva

La década de 1990 en Argentina estuvo signada, casi en su totalidad, por la presencia del esquema de la convertibilidad, que estuvo vigente desde abril de 1991 hasta enero de 2002. Algunos autores, como Albornoz (2017), proponen que este período estuvo marcado por un estancamiento de los salarios reales. En línea con lo anterior, según Graña y Kennedy (2008), el promedio de crecimiento anual de los salarios reales en este período fue de 0%, abarcando leves variaciones anuales tanto de crecimiento como de caída. En la tabla B.6 del apéndice de este trabajo se presenta el detalle del salario real promedio para cada año de este período, tomado del trabajo mencionado anteriormente.

Asimismo, Albornoz agrega que el establecimiento de un esquema de tipo de cambio fijo y una baja inflación, condujeron a un tipo de cambio real bajo y prácticamente constante. Por lo cual, este autor no observa durante este período la relación inversa esperada entre estas dos variables, sino más bien no aprecia una correlación clara entre las mismas.

Otros autores como Escudé (2001), distinguen tres fases dentro del lapso del período en que estuvo vigente el régimen de convertibilidad. Una primera fase que abarca desde febrero de 1991 a junio de 1993 donde el peso se apreció en términos reales, una segunda fase que abarca desde julio de 1993 hasta julio de 1996 donde el peso se depreció en términos reales y finalmente, una tercera fase que va desde agosto de 1996 hasta marzo

de 2001 donde nuevamente el peso se apreció en términos reales. En líneas generales, el autor argumenta que el peso se depreció con respecto al dólar debido a la menor inflación de Argentina (o deflación), pero se apreció significativamente en términos reales respecto al real y al euro.

Por otro lado, como la variación de los salarios nominales y así también de los salarios reales, en un contexto de prácticamente nula inflación, fue ínfima, podemos argumentar que, aun habiendo variación en el tipo de cambio real, la escasa reacción en el salario real, llevaría a sostener la hipótesis de no correlación para el período de convertibilidad que sostiene Albornoz. Justamente Escudé, propone que la existencia de férreas rigideces a la baja de precios y salarios nominales tuvo un papel importante en el proceso de apreciación real del tipo de cambio en el período, haciendo costosa la pérdida de flexibilidad cambiaria debido a la fijación del tipo de cambio a una moneda que se fortaleció contra todas las demás monedas, especialmente luego de la fuerte devaluación de Brasil.

Esto se pudo verificar calculando el coeficiente de correlación entre los salarios reales (a partir de la base de datos de Graña y Kennedy) y el tipo de cambio real (a partir de la base de datos de Escudé), obteniendo un coeficiente de correlación muy cercano a 0.

En definitiva, estos años de relativa estabilidad macroeconómica llevaron a un escenario de poca variación en los salarios reales.

Posteriormente, con la salida del régimen de la convertibilidad y la brusca devaluación producida en 2002, se pudo observar un aumento del tipo de cambio real y a la vez una caída de los salarios reales por esta suba de precios, volviendo a visibilizarse en forma empírica la relación inversa que sugiere nuestro marco teórico.

Esta es una de las razones por las que el período elegido para el análisis es aquel que sucedió a la vigencia del régimen de convertibilidad. La otra razón es la disponibilidad de información sobre salarios desagregados por nivel de calificación ocupacional a partir de octubre de 2003.

Para realizar las estimaciones correspondientes a nuestro modelo empírico, se precisan series de tiempo para las variables  $W$  (salario nominal),  $IPC$  (índices de precios al consumidor) y  $TCR$  (tipo de cambio real).

Para los salarios nominales se utilizó la serie de tiempo, construida a partir de la encuesta permanente de hogares del INDEC, disponible en la página web del ministerio de trabajo. Esta serie nos proporciona datos de frecuencia trimestral para el período que abarca desde el 3° trimestre de 2003 al 2° trimestre de 2021. A su vez, cuenta con datos tanto para el



promedio general de los asalariados, como para los siguientes cuatro subgrupos, de acuerdo con la categoría ocupacional del trabajo que desempeñan: calificación profesional, calificación técnica, calificación operativa y no calificado. Esta categorización surge a partir del Clasificador Nacional de Ocupaciones del Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2001. El cual establece las siguientes cuatro categorías:

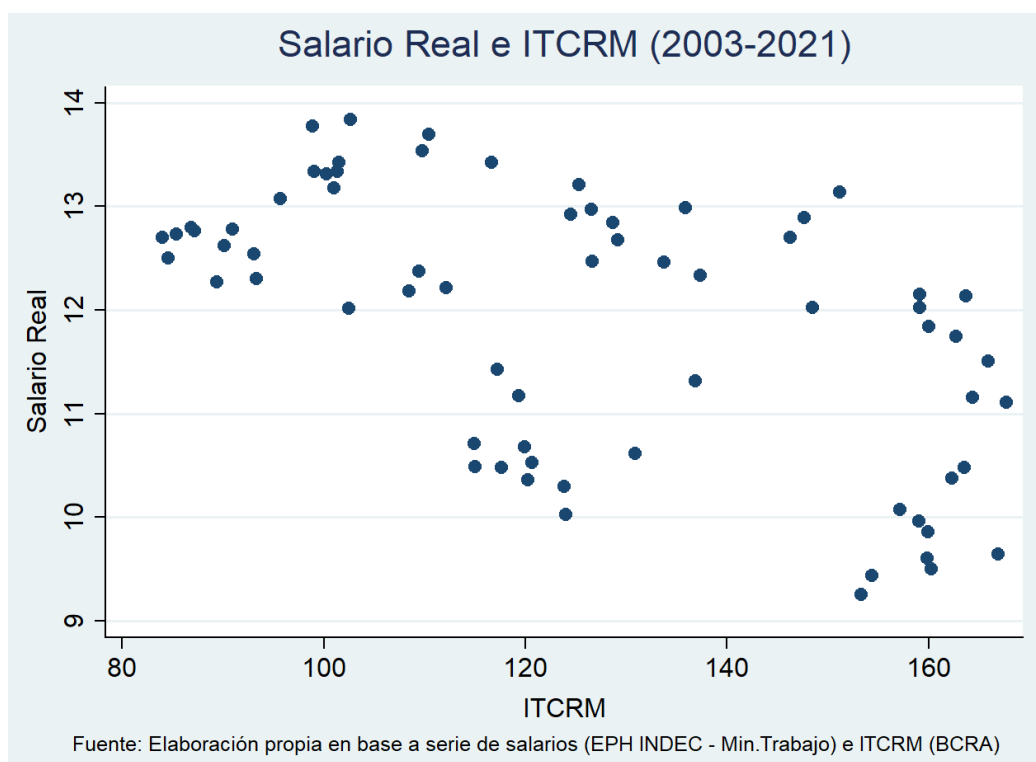
- **Ocupaciones de calificación profesional:** son aquellas en las que se realizan tareas múltiples, diversas y de secuencia cambiante, que suponen conocimientos teóricos de orden general y específico acerca de las propiedades y características de los objetos e instrumentos de trabajo y de las leyes y reglas que rigen los procesos. Estas ocupaciones requieren de conocimientos adquiridos por capacitación formal específica y por experiencia laboral equivalente.
- **Ocupaciones de calificación técnica:** son aquellas en las que se realizan tareas generalmente múltiples, diversas y de secuencia cambiante que suponen paralelamente habilidades manipulativas y conocimientos teóricos de orden específico acerca de las propiedades y características de los objetos e instrumentos de trabajo y de las reglas específicas que rigen los procesos involucrados. Estas ocupaciones requieren de conocimientos y habilidades específicas adquiridos por capacitación formal previa y/o experiencia laboral equivalente.
- **Ocupaciones de calificación operativa:** son aquellas en las que se realizan tareas de cierta secuencia y variedad que suponen atención, rapidez y habilidades manipulativas, así como ciertos conocimientos específicos acerca de las propiedades de los objetos e instrumentos utilizados. Estas ocupaciones requieren de conocimientos y habilidades específicas adquiridas por capacitación previa y/o experiencia laboral.
- **Ocupaciones no calificadas:** son aquellas en las que se realizan tareas de escasa diversidad, utilizando objetos e instrumentos simples, o en muchos casos el propio cuerpo del trabajador. Estas ocupaciones no requieren de habilidades o conocimientos previos para su ejercicio, salvo algunas breves instrucciones de inicio.

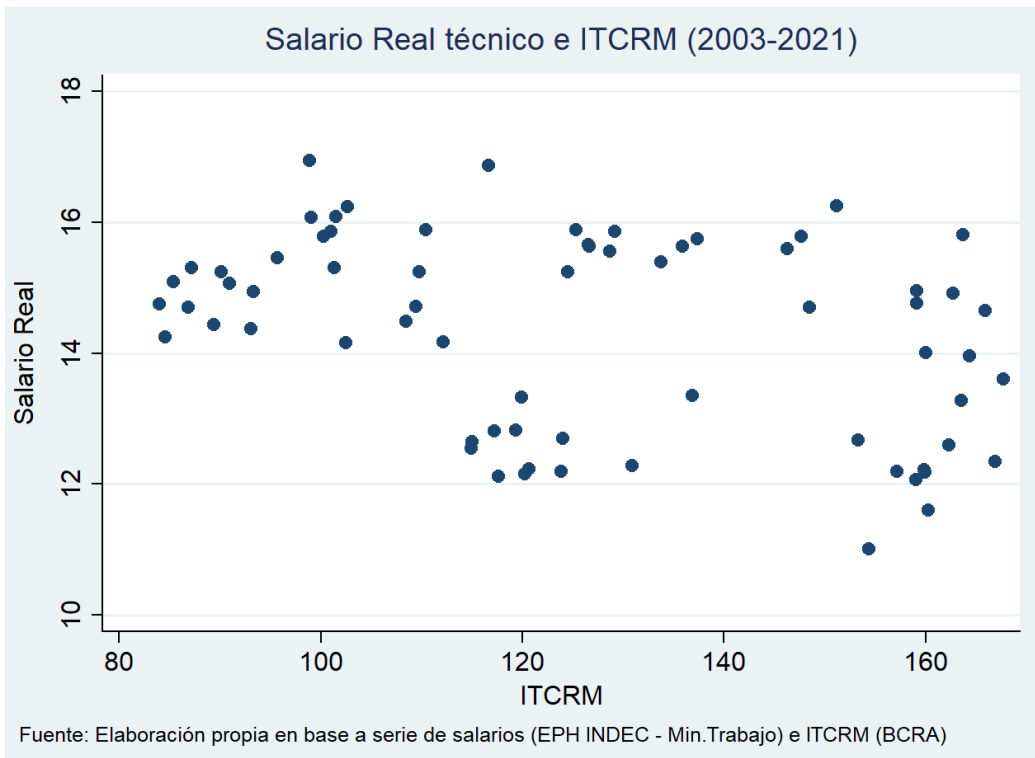
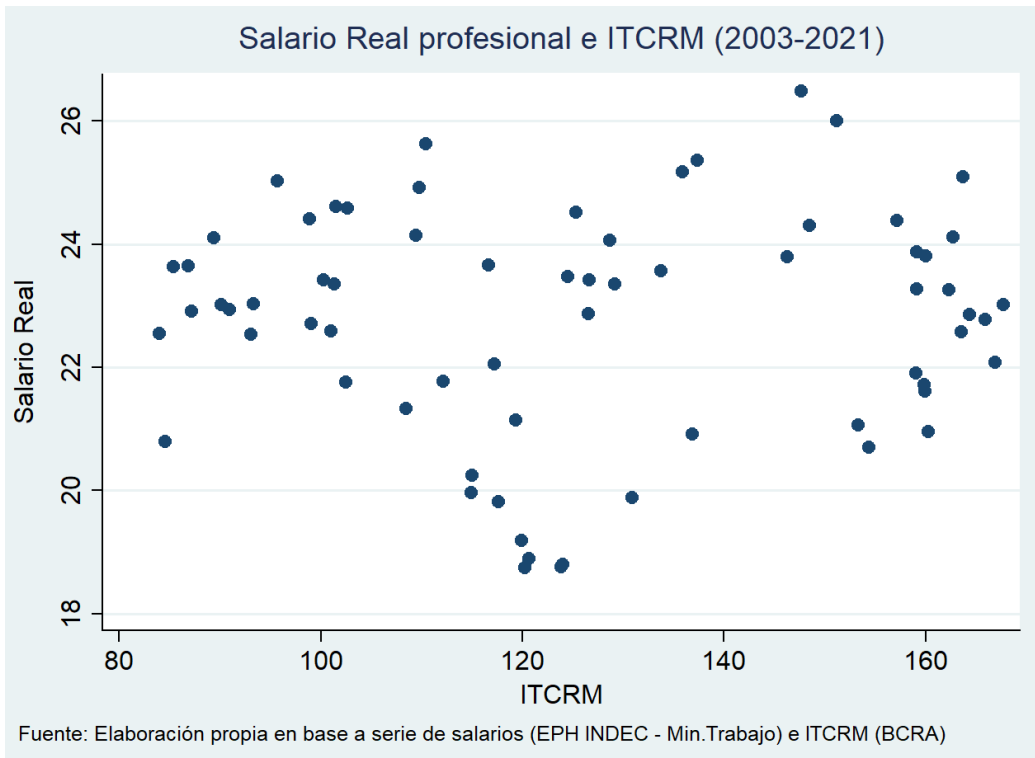
En cuanto a la construcción de la base de datos es pertinente realizar las siguientes aclaraciones. Para el índice de precios se utilizó el índice de precios al consumidor calculado por el INDEC, desde el 3° trimestre de 2003 hasta el 4° trimestre de 2006, el

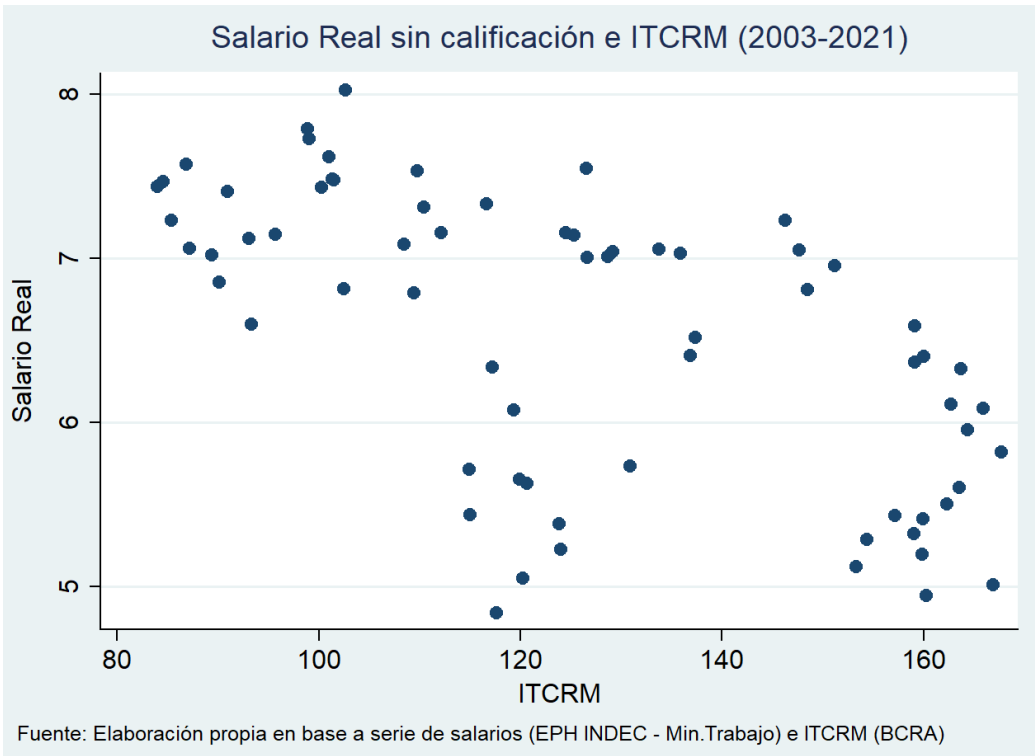
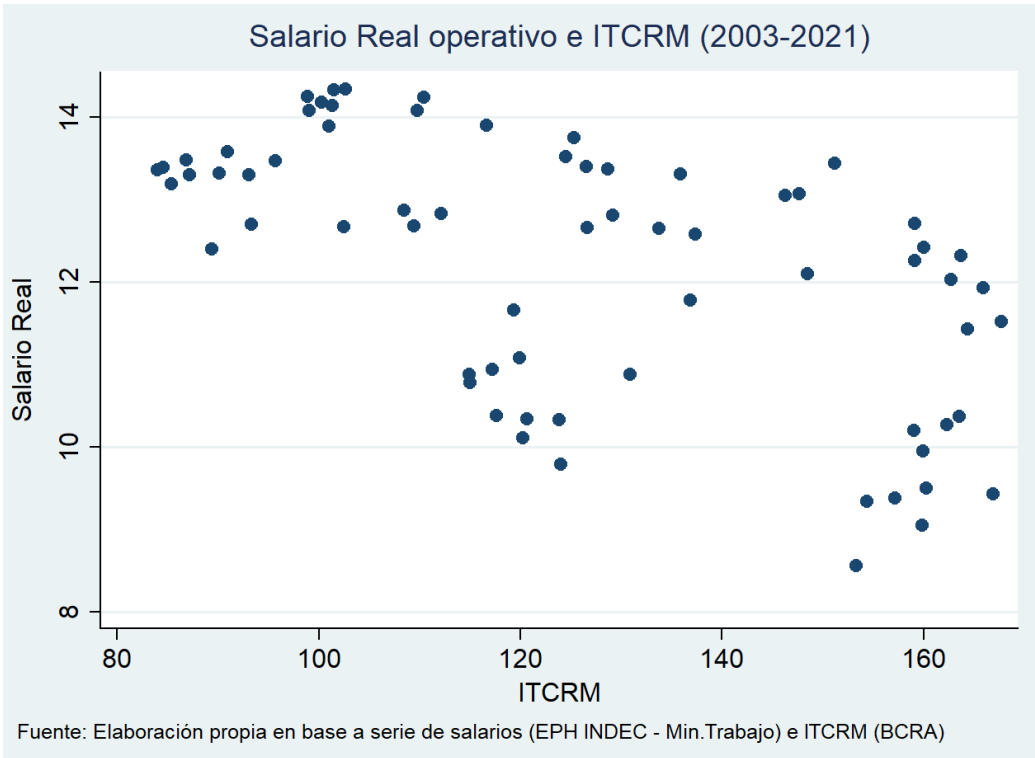
IPC de la provincia de San Luis desde el 1° trimestre de 2007 hasta el 4° trimestre de 2016 y el IPC del INDEC del primer trimestre de 2017 en adelante. Finalmente, para el tipo de cambio real se utilizó el índice de tipo de cambio real multilateral (ITCRM) y el índice de tipo de cambio real bilateral con Estados Unidos (ITCRB USA), publicados por el Banco Central de la República Argentina.

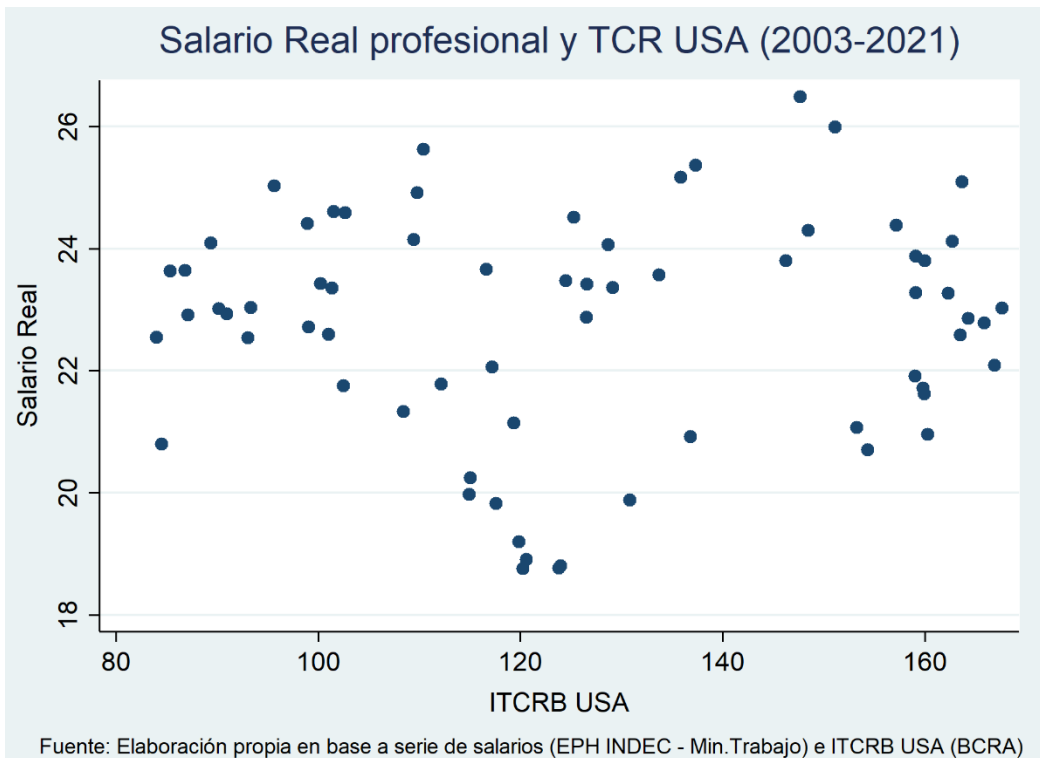
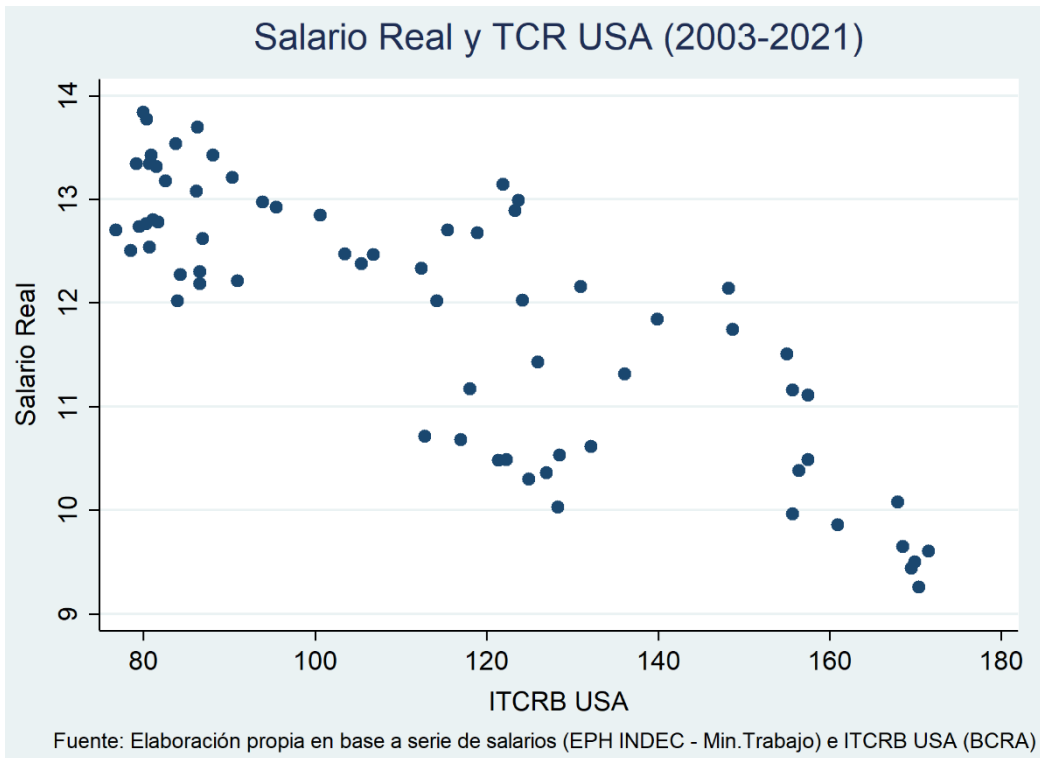
Un primer pantallazo de la correlación entre los salarios reales ( $\frac{W}{IPC}$ ) y el tipo de cambio real ( $TCR$ ) puede observarse a partir los diagramas de dispersión. Para ello, en primer lugar, observaremos los gráficos correspondientes a los salarios reales y el ITCRM, y, en segundo lugar, los correspondientes a los salarios reales y el ITCRB USA.

Las primeras ideas que se obtienen de los gráficos resultan similares tanto utilizando el ITCRM como el ITCRB USA. Tanto en el promedio general como en el caso de los salarios de los tres grupos inferiores de calificación ocupacional, se observa, a priori, una relación negativa entre las dos variables bajo análisis. En cuanto al grupo de calificación profesional, pareciera no haber una fuerte relación entre las variables.

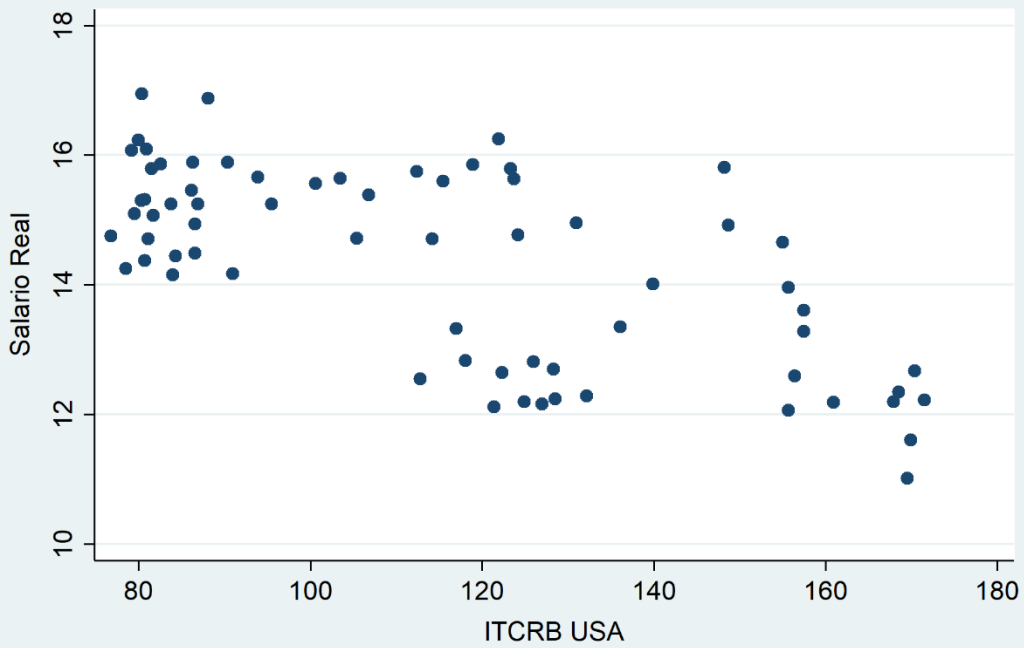






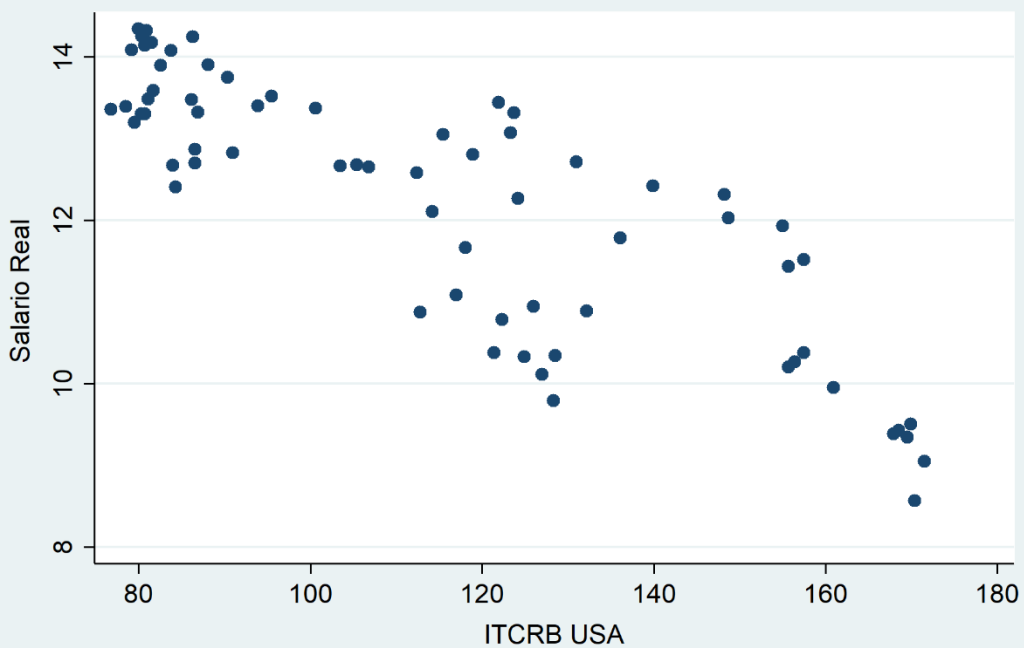


### Salario Real técnico y TCR USA (2003-2021)

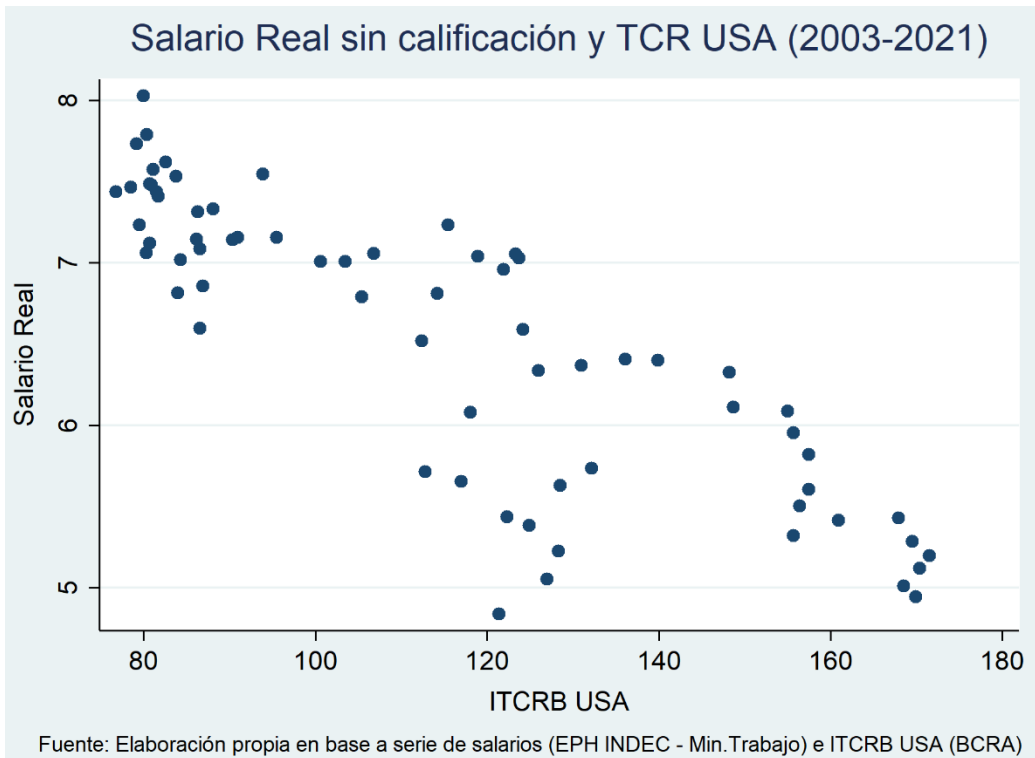


Fuente: Elaboración propia en base a serie de salarios (EPH INDEC - Min.Trabajo) e ITCRB USA (BCRA)

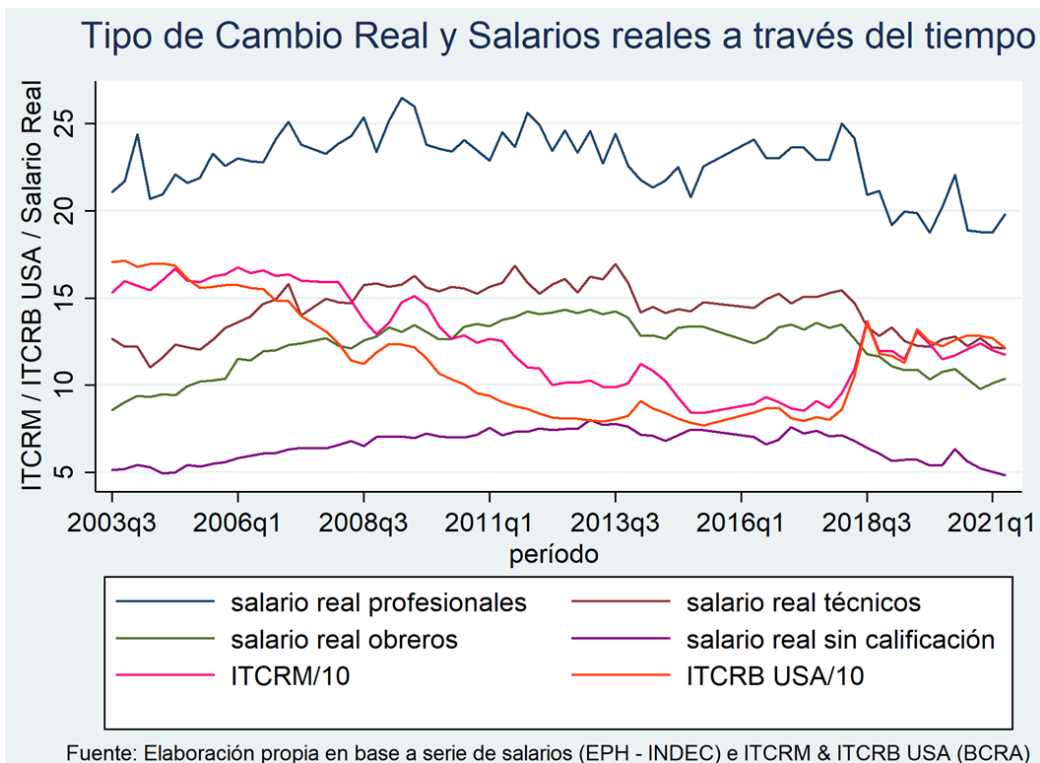
### Salario Real operario y TCR USA (2003-2021)



Fuente: Elaboración propia en base a serie de salarios (EPH INDEC - Min.Trabajo) e ITCRB USA (BCRA)



Otra representación que resulta interesante considerar, es el comportamiento que tuvieron los salarios para los diferentes niveles de calificación ocupacional (sin calificación, operativo, técnico y profesional)



En este gráfico se continúa observando la relación inversa entre el ITCRM o el ITCRB USA y los salarios reales, tanto para el promedio como para los tres grupos de menor nivel de calificación ocupacional. En cuanto al salario de los trabajadores con calificación profesional este comportamiento no puede detectarse con tanta claridad. Asimismo, todas las series de tiempo siguen una tendencia similar, aunque con algunas diferencias que valdrá la pena estudiar estadísticamente.

## V. Modelo econométrico

En este trabajo, estimaremos la misma ecuación planteada en el trabajo clásico de Carlos Rodríguez (1982), pero en la versión utilizada por Albornoz (2017), donde se estiman dos modelos utilizando un enfoque de cointegración basado en Engle y Granger (1987). En esta versión se incorporan efectos fijos por trimestre, y se define un modelo para estimar la relación a corto plazo, con la incorporación del término de corrección de errores, y otro para la estimación de la relación de largo plazo. Estas ecuaciones se estimarán para los diferentes grupos, por nivel de calificación ocupacional. Al tratarse de un modelo del tipo log-log los coeficientes estimados de las variables correspondientes a los salarios serán equivalentes a las elasticidades de corto plazo y de largo plazo. Asimismo, las estimaciones se realizarán tomando como regresor tanto el ITCRM como el ITCR bilateral con los Estados Unidos. Consideramos que estas variantes nos brindarán mayor robustez en tanto nos permitirán observar cual es la variable con mayor poder predictivo. De esta manera, las ecuaciones a estimar son las siguientes:

Modelos para la relación de largo plazo:

$$\ln \frac{W}{IPC} = \beta_0 + \beta_1 \ln(ITCRM) + \beta_2 Q1 + \beta_3 Q2 + \beta_4 Q3 + u \quad (8)$$

$$\ln \frac{W}{IPC} = \beta_0 + \beta_1 \ln(ITCR USA) + \beta_2 Q1 + \beta_3 Q2 + \beta_4 Q3 + u \quad (9)$$



Modelos para la relación de corto plazo:

$$\ln \frac{W}{IPC} = \beta_0 + \beta_1 \ln(ITCRM) + \beta_2 Q_1 + \beta_3 Q_2 + \beta_4 Q_3 + \beta_5 TCE + u \quad (10)$$

$$\ln \frac{W}{IPC} = \beta_0 + \beta_1 \ln(ITCR USA) + \beta_2 Q_1 + \beta_3 Q_2 + \beta_4 Q_3 + \beta_5 TCE + u \quad (11)$$

Donde  $Q_i$  con  $i = 1,2,3$  es una variable dummy por trimestre,  $u$  es el término de error que captura los efectos no contemplados por las variables explicativas y  $TCE$  es el término de corrección de errores, que mide la extensión del desequilibrio producido en  $t-1$ . Con respecto a este último cabe aclarar que, si bien en un modelo de cointegración se está asumiendo una relación de largo plazo entre las variables, estas series pueden desviarse de esa correspondencia en el corto plazo. El término de corrección de errores es una medida de ese desequilibrio y se utiliza para ajustar en el corto plazo a la relación de largo plazo. Se calcula mediante una regresión de la primera diferencia de la variable explicada en la primera diferencia de la variable explicativa y en el rezago de los residuos calculados a partir de la regresión de la variable explicada en la variable explicativa, siendo este último el término de corrección de errores.

Al momento de trabajar con series de tiempo deben tenerse cuidados especiales. El uso de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios se basa en la idea de que el proceso estocástico detrás de la generación de los datos es estacionario. Cuando el proceso estocástico no es estacionario, el uso de mínimos cuadrados ordinarios puede producir estimaciones inválidas. Granger y Newbold (1974) denominan a estos resultados, estimaciones de regresión espuria. Como se plantea en Engel y Granger (1987) estas estimaciones de regresiones con variables no estacionarias son espurias salvo que estén cointegradas.

De esta forma, el primer paso en el análisis de las series de tiempo consiste en evaluar el grado de integración de la misma. Por lo general, las series económicas son integradas de orden 1 como destaca Woolridge (2011). La tabla 1 a continuación describe los resultados del test de raíz unitaria (Augmented Dickey Fuller Test), resultando que todas las variables de interés son integradas de orden 1 en niveles e integradas de orden 0 en primeras diferencias.

**Tabla 1. Test de Dickey Fuller aumentado.**

| Variable                         | En niveles    |           | En primeras diferencias |          |
|----------------------------------|---------------|-----------|-------------------------|----------|
|                                  | Estadístico t | P – Value | Estadístico t           | P -Value |
| Ln salario real promedio         | -1.685        | 0.4387    | -5.608                  | 0.00     |
| Ln salario real profesionales    | -1.786        | 0.3875    | -8.529                  | 0.00     |
| Ln salario real técnicos         | -2.430        | 0.1335    | -5.896                  | 0.00     |
| Ln salario real operativos       | -1.804        | 0.3782    | -4.909                  | 0.00     |
| Ln salario real sin calificación | -1.348        | 0.6069    | -5.768                  | 0.00     |
| Ln ITCRM                         | -1.305        | 0.6271    | -5.173                  | 0.00     |
| Ln ITCRB USA                     | -1.339        | 0.6110    | -5.247                  | 0.00     |

Consecuentemente, una relación de cointegración puede ser planteada. Como sostiene Montero (2013), cointegración significa que existe una relación, a largo plazo, entre las variables. En definitiva, si dos variables están cointegradas significa que, aunque crezcan en el tiempo (t), lo hacen de una forma completamente acompasada, de forma que el error entre ambas no crece. Para sostener esta hipótesis es necesario que los residuos en la regresión de una serie sobre la otra sean estacionarios. Según 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 el caso de los salarios reales y el ITCRB USA, todos los coeficientes resultaron estadísticamente significativos, tanto en el caso del nivel general como de cada uno de los subgrupos, por lo que se puede considerar que las series son cointegradas. En el caso de los salarios reales y el ITCRM, los coeficientes resultaron significativos en todas las series con excepción de las series correspondientes a los individuos con calificación técnica y de los individuos sin calificación, para los cuales se pudo validar la estacionalidad de los residuos con una mínima pérdida de observaciones. De esta forma habiendo probado la estacionalidad de las series de tiempo, se procede a realizar las estimaciones de interés para nuestro problema de investigación. Los resultados se presentan en la tabla a continuación:

**Tabla 2. Residuos en primeras diferencias (ITCRM)**

| Residuos en primeras diferencias (ITCRM) |                          |                               |                          |                            |                                  |
|--|--------------------------|-------------------------------|--------------------------|----------------------------|----------------------------------|
| Variables                                | Ln salario real promedio | Ln salario real profesionales | Ln salario real técnicos | Ln salario real operativos | Ln salario real sin calificación |
| Residuos (-1)                            | -0.083*<br>(0.044)       | -0.25***<br>(0.085)           | -0.11*<br>(0.057)        | -0.086**<br>(0.039)        | -0.11*<br>(0.065)                |
| Constante                                | 0.00075<br>(0.004)       | -0.0013<br>(0.0071)           | -0.00063<br>(0.0055)     | 0.0021<br>(0.0043)         | -0.00011<br>(0.0062)             |
| Observaciones                            | 65                       | 65                            | 61                       | 65                         | 60                               |
| R <sup>2</sup>                           | 0.054                    | 0.118                         | 0.057                    | 0.073                      | 0.051                            |

Error estándar entre paréntesis \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**Tabla 3. Residuos en primeras diferencias (ITCR USA)**

| Residuos en primeras diferencias (ITCR USA) |                          |                               |                          |                            |                                  |
|---|--------------------------|-------------------------------|--------------------------|----------------------------|----------------------------------|
| Variables                                   | Ln salario real promedio | Ln salario real profesionales | Ln salario real técnicos | Ln salario real operativos | Ln salario real sin calificación |
| Residuos (-1)                               | -0.14**<br>(0.063)       | -0.25***<br>(0.088)           | -0.13**<br>(0.067)       | -0.15**<br>(0.06)          | -0.15*<br>(0.087)                |
| Constante                                   | 0.00024<br>(0.004)       | -0.0017<br>(0.007)            | -0.0026<br>(0.0053)      | 0.0014<br>(0.0044)         | -0.002<br>(0.0061)               |
| Observaciones                               | 65                       | 65                            | 65                       | 65                         | 65                               |
| R <sup>2</sup>                              | 0.072                    | 0.12                          | 0.06                     | 0.088                      | 0.044                            |

Error estándar entre paréntesis \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## VI. Estimaciones

Como se mencionó en el marco teórico, el sentido negativo de la relación entre el tipo de cambio real y los salarios reales provenía de la asunción del supuesto de que el sector no transable de la economía era relativamente intensivo en el uso de mano de obra. Más aún, en la esfera de los datos empíricos, se esperaba que la intensidad relativa de uso del factor trabajo y de la misma manera, la magnitud del coeficiente que acompaña al regresor “tipo de cambio real” sea diferente entre los distintos grupos. Así, no sólo se espera una elasticidad negativa, tanto para cada uno de los grupos como para el nivel general, sino también, que la elasticidad entre el tipo de cambio real y los salarios reales sea mayor (en

valor absoluto) en los grupos de más baja calificación, ya que como destacan Aboal y otros (2021), la mano de obra no calificada es demandada con mayor intensidad en el sector no transable.

En un análisis de regresión donde se define al ITCRM como variable explicativa, las estimaciones de largo plazo resultaron en un coeficiente estadísticamente significativo, tanto para el nivel general como para las tres categorías inferiores, no sucediendo lo mismo para el salario del grupo con mayor formación, los profesionales.

El coeficiente para el nivel general resultó significativo al 1% y arrojó un valor de -0,286. Esto es, un aumento de un 10% del tipo de cambio real, en promedio, disminuye los salarios en un 2,86%. En líneas generales, este resultado es similar a la estimación realizada por Albornoz (2017), que arrojó una elasticidad de -0,244. El trabajo canónico de Rodríguez (1982), arrojó mayores elasticidades para las series mensuales, que oscilan entre 0,41 y 0,98, y menores elasticidades para las series anuales que oscilan entre 0,11 y 0,17.

La elasticidad de largo plazo resultó consistente con nuestros supuestos previos mostrando su nivel más alto de -0,368 en el grupo de trabajadores sin calificación. El grupo en puestos de calificación operativa tiene una elasticidad de -0,362 y el grupo técnico de -0,174. En los tres casos este coeficiente resultó estadísticamente significativo al 1%.

Por otro lado, en el caso de los empleados con el nivel de calificación profesional, el coeficiente no mostró ser estadísticamente distinto de cero. Posiblemente en este caso la intensidad relativa de uso de este tipo de mano de obra en el sector no transable no sea lo suficientemente marcada como para producir los efectos que sugiere la relación teórica. Como resalta Albornoz (2017), las estimaciones de corto plazo suelen arrojar coeficientes menores respecto a las de largo plazo, posiblemente debido a cierta rigidez de los salarios a la baja.

El hecho de que las series estén cointegradas indica que existe una relación estable de equilibrio en el largo plazo, no obstante, en el corto plazo, puede haber desequilibrio. El término de corrección de errores (TCE) en la regresión de cointegración se interpreta como el error de equilibrio. Y es este precisamente el que sirve para atar la conducta a corto plazo de la variable de salario con su valor en el largo plazo. Es esperable que el signo del TCE sea menor que cero, lo que indicaría que el desequilibrio se reducirá para el próximo período.

Si bien en todos los casos el TCE fue negativo, solamente en dos de los cuatro grupos y en el nivel general, se observó que tanto el coeficiente que acompaña a la variable de interés, como el término de corrección de son estadísticamente significativos.

En el caso del salario real promedio el TCE resulta estadísticamente significativo al 10%. En este caso el coeficiente correspondiente al regresor logaritmo de ITCRM es de -0,178, alrededor de un 40% más bajo que el coeficiente de largo plazo. Nuevamente, este resultado es similar al obtenido por Albornoz (2017), cuya estimación arrojó un coeficiente de -0,156.

Desafortunadamente, las estimaciones para los dos niveles extremos, es decir profesionales y sin calificación, en cuanto a las relaciones de corto plazo, no resultan válidas dado que el TCE o bien el ITCRM no resulta ser estadísticamente significativo.

En cuanto a los grupos en los cuales se cumple que tanto el TCE como la variable de interés es estadísticamente significativa (técnicos y operativos), los coeficientes fueron levemente superiores al del nivel general. Sorpresivamente, los coeficientes resultaron prácticamente iguales, por lo cual podemos concluir que no se observa la relación que propusimos teóricamente donde la elasticidad era mayor para los sectores menos calificados en el modelo de corto plazo.

La regresión sobre el índice de tipo de cambio bilateral con los Estados Unidos arrojó en todos los casos un mayor coeficiente de determinación. Todos los coeficientes de largo plazo resultaron estadísticamente significativos al 1%, con excepción del caso de los trabajadores profesionales donde el coeficiente es estadísticamente significativo al 5%.

El coeficiente para el nivel general resultó significativo al 1% y arrojó un valor de -0,344 resultando un 20% mayor al obtenido en la regresión basada en el ITCRM. Albornoz (2007) también realiza una estimación en base al ITCR bilateral con Estados Unidos, obteniendo una elasticidad de -0,253.

En cuanto a las estimaciones para los diferentes grupos, la elasticidad para el grupo de los trabajadores en puestos profesionales fue del -0,0844, para los técnicos fue del -0,275, para los operativos de -0,428 y para los trabajadores en ocupaciones sin calificación del -0,442. Al igual que en la estimación basada en el ITCRM se puede ver claramente que, la elasticidad va decreciendo a medida que el grupo de trabajadores en cuestión tiene un mayor nivel de calificación.

Con respecto a las estimaciones de corto plazo el TCE resultó negativo en todos los casos. Además, tanto el TCE como el coeficiente asociado al ITCR bilateral con los Estados

Unidos resultaron significativos, al menos al 10%, en todos los grupos con excepción de la estimación para el grupo de los trabajadores sin calificación.

La elasticidad para el nivel general fue de -0,196 alrededor de un 40% más baja que la elasticidad de largo plazo, y levemente superior a la estimada por Albornoz (2017), 0,167. Al igual que en el caso del ITCRM, en las estimaciones de corto plazo no se logra observar el supuesto teórico de mayor elasticidad a menor nivel de capacitación, resultando las magnitudes de los coeficientes para las distintas variables muy similares entre sí. Es así que la elasticidad para el grupo de los profesionales es de -0,224, para los técnicos es de -0,222, para los operativos es de -0,202 y para los trabajadores el coeficiente no es estadísticamente significativa.

**Tabla 4**

| Variables    | Ln salario real promedio |                     | Ln salario real profesional |                     | Ln salario real técnico |                    | Ln salario real operativo |                     | Ln salario real sin calificación |                    |
|--------------|--------------------------|---------------------|-----------------------------|---------------------|-------------------------|--------------------|---------------------------|---------------------|----------------------------------|--------------------|
|              | Largo plazo              | Corto plazo         | Largo plazo                 | Corto plazo         | Largo plazo             | Corto plazo        | Largo plazo               | Corto plazo         | Largo plazo                      | Corto plazo        |
| Ln ITCRM     | -0.29***<br>(0.055)      | -0.18**<br>(0.07)   | 0.0067<br>(0.049)           | -0.063<br>(0.13)    | -0.17***<br>(0.058)     | -0.2**<br>(0.095)  | -0.36***<br>(0.066)       | -0.2***<br>(0.071)  | -0.37***<br>(0.058)              | -0.12<br>(0.1)     |
| Q1           | 0.0075<br>(0.033)        | 0.011<br>(0.011)    | 0.013<br>(0.029)            | 0.022<br>(0.02)     | -0.0003<br>(0.035)      | 0.01<br>(0.016)    | 0.0078<br>(0.039)         | 0.013<br>(0.011)    | 0.015<br>(0.036)                 | 0.022<br>(0.017)   |
| Q2           | -0.0028<br>(0.033)       | -0.0022<br>(0.011)  | 0.015<br>(0.029)            | 0.011<br>(0.02)     | -0.015<br>(0.0347)      | -0.0026<br>(0.016) | -0.005<br>(0.039)         | -0.00042<br>(0.011) | 0.0046<br>(0.035)                | -0.0032<br>(0.017) |
| Q3           | -0.00029<br>(0.033)      | 0.0096<br>(0.012)   | 0.0073<br>(0.03)            | 0.0065<br>(0.022)   | 0.0038<br>(0.036)       | 0.028<br>(0.017)   | 0.00028<br>(0.04)         | 0.019<br>(0.012)    | -0.0072<br>(0.037)               | -0.016<br>(0.018)  |
| TCE          |                          | -0.074*<br>(0.044)  |                             | -0.24***<br>(0.088) |                         | -0.1*<br>(0.057)   |                           | -0.072*<br>(0.037)  |                                  | -0.086<br>(0.062)  |
| Constant     | 3.84***<br>(0.27)        | -0.0033<br>(0.0083) | 3.08***<br>(0.24)           | -0.012<br>(0.015)   | 3.51***<br>(0.28)       | -0.0095<br>(0.012) | 4.23***<br>(0.32)         | -0.0049<br>(0.0083) | 3.65***<br>(0.28)                | 0.00059<br>(0.013) |
| Observations | 68                       | 65                  | 68                          | 65                  | 64                      | 61                 | 68                        | 65                  | 63                               | 60                 |
| R-squared    | 0.3                      | 0.14                | 0.01                        | 0.14                | 0.13                    | 0.15               | 0.33                      | 0.17                | 0.41                             | 0.15               |

Error estándar entre paréntesis \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**Tabla 5**

| Variables    | Ln salario real promedio |                    | Ln Salario real profesional |                     | Ln salario real técnico |                    | Ln salario real operativo |                     | Ln salario real sin calificación |                    |
|--------------|--------------------------|--------------------|-----------------------------|---------------------|-------------------------|--------------------|---------------------------|---------------------|----------------------------------|--------------------|
|              | Largo plazo              | Corto plazo        | Largo plazo                 | Corto plazo         | Largo plazo             | Corto plazo        | Largo plazo               | Corto plazo         | Largo plazo                      | Corto plazo        |
| Ln ITCR USA  | -0.34***<br>(0.031)      | -0.2***<br>(0.07)  | -0.084**<br>(0.039)         | -0.22*<br>(0.13)    | -0.28***<br>(0.038)     | -0.22**<br>(0.092) | -0.43***<br>(0.036)       | -0.2***<br>(0.071)  | -0.44***<br>(0.037)              | -0.11<br>(0.1)     |
| Q1           | 0.005<br>(0.023)         | 0.0091<br>(0.011)  | 0.012<br>(0.028)            | 0.023<br>(0.02)     | -0.0057<br>(0.028)      | 0.0046<br>(0.015)  | 0.0048<br>(0.027)         | 0.011<br>(0.011)    | 0.016<br>(0.027)                 | 0.021<br>(0.016)   |
| Q2           | -0.0064<br>(0.023)       | -0.0033<br>(0.011) | 0.012<br>(0.028)            | 0.011<br>(0.02)     | -0.022<br>(0.028)       | -0.0035<br>(0.015) | -0.0092<br>(0.027)        | -0.0019<br>(0.011)  | 0.0033<br>(0.027)                | -0.0033<br>(0.016) |
| Q3           | 0.00033<br>(0.023)       | 0.0085<br>(0.012)  | 0.0084<br>(0.029)           | 0.012<br>(0.021)    | 0.0061<br>(0.029)       | 0.028*<br>(0.016)  | 0.00097<br>(0.027)        | 0.017<br>(0.012)    | 0.0049<br>(0.028)                | -0.013<br>(0.017)  |
| TCE          |                          | -0.12*<br>(0.062)  |                             | -0.24***<br>(0.089) |                         | -0.12*<br>(0.067)  |                           | -0.11**<br>(0.055)  |                                  | -0.088<br>(0.082)  |
| Constant     | 4.092***<br>(0.18)       | -0.0024<br>(0.008) | 3.51***<br>(0.18)           | -0.014<br>(0.014)   | 3.96***<br>(0.18)       | -0.009<br>(0.011)  | 4.51***<br>(0.17)         | -0.0035<br>(0.0082) | 3.94***<br>(0.18)                | -0.0018<br>(0.012) |
| Observations | 68                       | 65                 | 68                          | 65                  | 68                      | 65                 | 68                        | 65                  | 68                               | 65                 |
| R-squared    | 0.66                     | 0.17               | 0.075                       | 0.18                | 0.46                    | 0.16               | 0.69                      | 0.17                | 0.7                              | 0.12               |

Error estándar entre paréntesis \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## VII. Comentarios ampliatorios

El presente trabajo se limita a estudiar las variaciones en los salarios reales bajo la perspectiva del teorema de Stolper-Samuelson. Para ello, se utiliza al Tipo de Cambio Real como una variable que en determinados contextos puede explicar una parte importante de la variación de los salarios reales. Creemos que este enfoque puede perfectamente integrarse y complementarse con otras herramientas que permitan estudiar profundamente otros factores explicativos de los salarios reales como un paso subsiguiente a este estudio.

Sin embargo, bajo la idea de que el tipo de cambio real es una variable afectada por el manejo de herramientas de la política monetaria y cambiaria que están al alcance de las autoridades, resultó interesante ampliar nuestro análisis. De esta forma, nos propusimos reestimar el modelo bajo ciertas especificaciones alternativas, buscando de esta manera testear la robustez del mismo.

En primer lugar, ciertos autores como Trombetta et al.(2022), muestran que existe una fuerte correlación, al menos en el largo plazo, entre la cantidad de puestos asalariados registrados y el producto de la economía. En esta línea, resulta pertinente estimar el

modelo propuesto para el largo plazo para el salario real promedio en dos partes. En primera instancia incluyendo sólo los trimestres en los cuales el Producto Interno Bruto creció, y en segunda instancia tomando sólo aquellos trimestres en los cuales el producto cayó. Esta comprobación se realizó tanto para las estimaciones en base al Índice del tipo de cambio real multilateral como al Índice del tipo de cambio real Bilateral con los Estados Unidos.

El resultado de la estimación para el ITCRM puede consultarse en la tabla C.7 del apéndice. En el caso de la estimación para los trimestres en los que se expandió el PBI, se observa que la variable Ln ITCRM continúa siendo estadísticamente significativa bajo esta especificación, y que su coeficiente de  $-0,2704$  conserva la relación inversa entre el tipo de cambio real y los salarios reales, con una magnitud muy similar a los  $-0,2857$  que había arrojado nuestra estimación considerando todos los trimestres en conjunto.

En el caso de la estimación para los trimestres en los que se contrajo el PBI, se aprecia que la variable Ln ITCRM es estadísticamente significativa sólo al 10%. Aun así, el coeficiente se mantiene negativo, aunque es levemente mayor en valor absoluto al que se obtiene incluyendo todos los trimestres y al que se llega incluyendo sólo los trimestres en los que hubo expansión del PBI. Probablemente esta diferencia se debe a la preponderancia de trimestres de PBI en alza en el período seleccionado para el análisis. Creemos que, al mantenerse el signo negativo, y al permanecer los coeficientes estimados en magnitudes bastante similares, los modelos planteados en nuestra especificación original son razonablemente robustos.

El resultado de la estimación para el ITCR con USA puede consultarse en la tabla C.8 del apéndice. En este caso tanto en la estimación para aquellos trimestres en los que se contrajo el PBI como aquellos en los cuales creció, el coeficiente asociado a la variable Ln ITCR USA continúa siendo estadísticamente significativo, con un nivel de significancia del 1%. Más aún el coeficiente estimado resultó muy similar tanto en los periodos de contracción como en los de expansión al de la estimación considerando todos los períodos. De esta forma, concluimos que también en este caso el modelo planteado, considerando todos los períodos es razonablemente robusto.

En línea con los planteos anteriores, también creemos pertinente ejecutar las estimaciones con otra especificación alternativa. Ciertos autores como De Pablo (1971) pusieron énfasis en la relación entre salarios reales y desempleo, por lo que se incorpora esta variable, como control, en el modelo de largo plazo.



De esta forma, los modelos a estimar quedan de la siguiente manera:

$$\ln \frac{W}{IPC} = \beta_0 + \beta_1 \ln(ITCRM) + \beta_2 Q1 + \beta_3 Q2 + \beta_4 Q3 + \beta_5 \mu + u \quad (12)$$

$$\ln \frac{W}{IPC} = \beta_0 + \beta_1 \ln(ITCR USA) + \beta_2 Q1 + \beta_3 Q2 + \beta_4 Q3 + \beta_5 \mu + u \quad (13)$$

Donde  $\mu$  represente al desempleo en el trimestre en cuestión. A partir de los datos obtenidos de la encuesta permanente de hogares para esta variable, se estima el modelo bajo estas especificaciones.

Las estimaciones para estas variantes del modelo se presentan en las tablas D.9 y D.10 del apéndice de este trabajo.

A pesar de la incorporación de esta variable de control el coeficiente asociado al Ln ITCR USA sigue siendo negativo, como marca la teoría, y estadísticamente significativo. Asimismo, el coeficiente decreció en valor absoluto, representando un 40% del valor del coeficiente de la estimación inicial.

En el caso de la estimación para el Ln ITCRM, al igual que en el caso del ITCR USA, el coeficiente asociado a nuestra variable explicativa principal continúa siendo negativo y estadísticamente significativo. En este caso también el coeficiente decreció en valor absoluto, representando un 54% del coeficiente inicial.

Por otro lado, resulta interesante pensar en la capacidad de los gobiernos para afectar el tipo de cambio real, ya que el pass-through de una depreciación puede variar conforme a diferentes factores, como sostiene Goldfajn (2000). Según este autor la magnitud de la transferencia del efecto de una devaluación nominal a los precios depende de: la extensión de la sobrevaluación inicial del tipo de cambio real, un componente cíclico del producto, la tasa inicial de inflación y el grado de apertura de la economía. Particularmente en las economías emergentes latinoamericanas, el desalineamiento previo del tipo de cambio real es el determinante más importante de la inflación. De esta forma, consideramos que un trabajo posterior podría profundizar en el análisis de estos determinantes del pass-through y su efecto en la relación entre los tipo de cambio real y el salarios reales.

Como corolario de esta sección, creemos que nuestro modelo inicial resultó ser razonablemente robusto para un trabajo en el cual básicamente nos propusimos estudiar la relación entre el tipo de cambio real y los salarios reales. No obstante, un trabajo

subsiguiente podría enriquecer la metodología empírica mediante las ampliaciones y variaciones discutidas previamente.

## **VIII. Conclusión**

Los resultados muestran que la economía argentina, al menos luego de la salida del régimen de la convertibilidad, ha estado sujeta al trade-off entre el tipo de cambio real y los salarios reales. En términos de Collins & Park (1989), podemos comentar que posiblemente no se han producido aumentos en la productividad lo suficientemente grandes, que respalden incrementos en el nivel de los salarios reales, y que sirvan como base para morigerar esta relación. En términos de Dapena (2005), probablemente no se verificaron las situaciones de crecimiento o ahorro real que hubieren permitido sortear esta relación de intercambio entre nuestras dos variables de interés.

Esta relación negativa se mostró mucho más sólida en el largo plazo que en el corto plazo. Por otro lado, en las relaciones de largo plazo se observa claramente como la elasticidad es mayor (en valor absoluto) para los grupos con menor calificación, mostrando que estos grupos serían los más sensibles ante la volatilidad del tipo de real. Esto está en línea con nuestra predicción teórica basada en Aboal y otros (2021), ya que, la mano de obra menos calificada es demandada con mayor intensidad en el sector no transable.

Como corolario de nuestro estudio, creemos que sería conveniente que toda política cambiaria y monetaria orientada a mejorar la competitividad de la economía, tenga en cuenta la correspondencia recíproca entre las variables objeto de este trabajo, ya que, en ausencia de factores atenuantes, como podría ser un aumento en la productividad, la disminución en los salarios reales se transforma en un “costo a pagar” por la devaluación real. Adicionalmente, pudimos observar que el impacto es más fuerte en los sectores con menor calificación, circunstancia que también es recomendable que sea considerada por los gobiernos, puesto que el impacto en los cambios en el nivel del tipo de cambio real sería más contundente en los sectores con menor calificación ocupacional.

## IX. Apéndice

### A. Ecuación de salario del teorema de Stolper-Samuelson

Ante un aumento de  $P_x$  la remuneración del factor intensivo de x aumenta más que proporcionalmente.

Supongamos  $\hat{P}_y > 0 = \hat{P}_x$  y que  $\alpha_y > \alpha_x$ . Recordando del modelo de Heckscher-Ohlin que  $\hat{r} = \frac{\alpha_x \hat{P}_y - \alpha_y \hat{P}_x}{\alpha_x - \alpha_y}$  entonces tenemos que  $\hat{r} < \hat{P}_x = 0 < \hat{P}_y < \hat{w}$

También del modelo de Heckscher-Ohlin, tenemos que:

$$\frac{1}{\alpha_x} \hat{P}_x - \frac{1 - \alpha_x}{\alpha_x} \hat{r} = \hat{w}$$

y

$$\frac{1}{\alpha_y} \hat{P}_y - \frac{1 - \alpha_y}{\alpha_y} \hat{r} = \hat{w}$$

Si igualamos ambas expresiones.

$$\begin{aligned} \frac{1}{\alpha_x} \hat{P}_x - \frac{1 - \alpha_x}{\alpha_x} \hat{r} &= \frac{1}{\alpha_y} \hat{P}_y - \frac{1 - \alpha_y}{\alpha_y} \hat{r} \\ \left( \frac{1 - \alpha_y}{\alpha_y} - \frac{1 - \alpha_x}{\alpha_x} \right) \hat{r} &= \frac{\hat{P}_y}{\alpha_y} - \frac{\hat{P}_x}{\alpha_x} \\ \left( \frac{\alpha_x - \alpha_y \alpha_x - \alpha_y + \alpha_x \alpha_y}{\alpha_y \alpha_x} \right) \hat{r} &= \frac{\hat{P}_y}{\alpha_y} - \frac{\hat{P}_x}{\alpha_x} \end{aligned}$$

$$\hat{r} = \left( \frac{\alpha_x \alpha_y}{\alpha_x - \alpha_y} \right) \left( \frac{\hat{P}_y}{\alpha_y} - \frac{\hat{P}_x}{\alpha_x} \right)$$

$$\hat{r} = \left( \frac{\alpha_x \alpha_y}{\alpha_x - \alpha_y} \right) \left( \frac{\hat{P}_y \alpha_x - \hat{P}_x \alpha_y}{\alpha_y \alpha_x} \right)$$

$$\hat{r} = \frac{\hat{P}_y \alpha_x - \hat{P}_x \alpha_y}{\alpha_x - \alpha_y}$$

Por simetría, se puede despejar  $\hat{w}$

$$\hat{w} = \frac{\hat{P}_y(1 - \alpha_x) - \hat{P}_x(1 - \alpha_y)}{(1 - \alpha_x) - (1 - \alpha_y)}$$

$$\hat{w} = \frac{\hat{P}_y(1 - \alpha_x) - \hat{P}_x(1 - \alpha_y)}{\alpha_y - \alpha_x}$$

## B. Variación de salarios reales durante la convertibilidad

Tabla B.6

| Año  | Salario real en \$ de poder adquisitivo 1993 | Variación anual en Salario Real |
|------|--|---------------------------------|
| 1991 | 807,1  | 2,41%                           |
| 1992 | 838,1  | 3,84%                           |
| 1993 | 888,4  | 6,00%                           |
| 1994 | 895,4  | 0,79%                           |
| 1995 | 829,1  | -7,40%                          |
| 1996 | 786,8  | -5,10%                          |
| 1997 | 783  | -0,48%                          |
| 1998 | 803,2  | 2,58%                           |
| 1999 | 780,6  | -2,81%                          |
| 2000 | 771,3  | -1,19%                          |
| 2001 | 782,7  | 1,48%                           |

## C. Estimación del modelo segregada por períodos en los que el PBI creció y en los que se contrajo

### Estimación para el ITCRM

Tabla C.7

| Variable     | Estimación trimestres expansión PBI | Estimación Trimestres contracción PBI | Estimación global   |
|--------------|-------------------------------------|---------------------------------------|---------------------|
| Ln ITCRM     | -0.27***<br>(0.062)                 | -0.33*<br>(0.16)                      | -0.29***<br>(0.055) |
| Q1           | -0.0054<br>(0.041)                  | 0.026<br>(0.061)                      | 0.0075<br>(0.033)   |
| Q2           | 0.018<br>(0.042)                    | -0.034<br>(0.057)                     | -0.0028<br>(0.033)  |
| Q3           | 0.0077<br>(0.038)                   | -0.034<br>(0.084)                     | -0.00029<br>(0.033) |
| Constant     | 3.77***<br>(0.3)                    | 4.041***<br>(0.77)                    | 3.84***<br>(0.27)   |
| Observations | 47                                  | 21                                    | 68                  |
| R-squared    | 0.33                                | 0.28                                  | 0.3                 |

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

### Estimación para el ITCRB USA

Tabla C.8

| Variables    | Estimación trimestres expansión PBI | Estimación Trimestres contracción PBI | Estimación global   |
|--------------|-------------------------------------|---------------------------------------|---------------------|
| Ln ITCR USA  | -0.34***<br>(0.036)                 | -0.35***<br>(0.08)                    | -0.34***<br>(0.031) |
| Q1           | 0.00022<br>(0.028)                  | 0.012<br>(0.046)                      | 0.00501<br>(0.023)  |
| Q2           | 0.0022<br>(0.029)                   | -0.019<br>(0.043)                     | -0.0064<br>(0.023)  |
| Q3           | 0.0065<br>(0.026)                   | -0.032<br>(0.063)                     | 0.00033<br>(0.023)  |
| Constant     | 4.063***<br>(0.17)                  | 4.11***<br>(0.37)                     | 4.092***<br>(0.15)  |
| Observations | 47                                  | 21                                    | 68                  |
| R-squared    | 0.69                                | 0.59                                  | 0.66                |

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

### **Estimación bajo especificación alternativa que incluye el desempleo**

#### Estimación para el ITCRM

Tabla D.9

| Variables    |                    |
|--------------|--------------------|
| ln ITCRM     | -0.16***<br>0.038  |
| Q1           | 0.039**<br>(0.019) |
| Q2           | 0.031<br>(0.019)   |
| Q3           | 0.032<br>(0.02)    |
| desempleo    | -4.13***<br>(0.37) |
| Constant     | 3.09***<br>(0.17)  |
| Observations | 68                 |
| R-squared    | 0.77               |

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## Estimación bajo especificación alternativa que incluye el desempleo

### Estimación para el ITCRB

Tabla D.10

| Variables      |                    |
|----------------|--------------------|
| Ln ITCR<br>USA | -0.14***<br>(0.04) |
| Q1             | 0.030<br>(0.018)   |
| Q2             | 0.021<br>(0.018)   |
| Q3             | 0.024<br>(0.018)   |
| desempleo      | -3.13***<br>(0.48) |
| Constant       | 3.38***<br>(0.16)  |
| Observations   | 68                 |
| R-squared      | 0.8                |

Standard errors in parentheses

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

## X. Referencias Bibliográficas

- Aboal, Diego, Andrés López, Roxana Mauricio y Paz Queraltó (2021), “Automatización y empleo en Uruguay”, *Revista Desarrollo y Sociedad* 87: 33-72.
- Albornoz, Maximiliano (2017), “La relación entre el tipo de cambio real y el salario real en Argentina 2001-2015: Reexaminando la evidencia”, *Ensayos de Política Económica (UCA)* 5: 10-22.
- Canitrot, Adolfo (1983), “El salario real y la restricción externa de la economía”, *Desarrollo Económico* 23: 423-427.
- Collins, Susan M. y Won-Am Park (1989), Exchange Rates, Wages, and Productivity, en *Developing Country Debt and Economic Performance Vol 3*, Chicago, University of Chicago Press.
- Dapena, José Pablo (2005), “La dificultad de lograr tipo de cambio real alto y salario real alto”, *Diario Infobae*.
- De Pablo, Juan Carlos (1971), “Desocupación, salario real y políticas de reactivación”, *Desarrollo Económico* 11: 249-161.
- Engle, Robert y Clive Granger (1987), “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica* 55: 251-276.
- Escudé, Guillermo, María Florencia Gabrieli y Verónica Cohen Sabban (2001), Evolución del Tipo de Cambio Real Multilateral de Argentina en los últimos 10 años, Nota Técnica número 11, Banco Central de la República Argentina.
- Goldfajn, Ilan y Sergio Werlang (2000), The pass-through from depreciation inflation: A panel study, Texto para discusión, No. 423, Pontificia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), Departamento de Economía, Río de Janeiro.
- Granger, Clive y Paul Newbold (1974), “Spurious Regressions in Econometrics”, *Journal of Econometrics* 2:111-120.
- Graña, Juan y Damián Kennedy (2008), Salario real, costo laboral y productividad. Argentina 1947-2006, documento de trabajo 12, CEPED-UBA.
- Montero. R (2013), Variables no estacionarias y cointegración, Documentos de Trabajo en Economía Aplicada, Universidad de Granada, España.

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

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

Stolper, Wolfgang F. y Samuelson, Paul A. (1941), “Protection and Real Wages”, *The Review of Economic Studies* 9: 58-73.

Trombetta, Martín, Azul Menduiña y Agustín Duarte Baracat (2022), Ciclo económico, empleo formal y estructura productiva, Documentos de Trabajo del CEP XXI N° 12, Centro de Estudios para la Producción XXI - Ministerio de Desarrollo Productivo de la Nación.

Young, Alwyn (1995), “The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience”, *The Quarterly Journal of Economics* 110: 641-680

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