



# Crecimiento económico, empleo formal y estructura productiva

*Economic growth, formal employment and productive structure*

**MARTIN TROMBETTA**

Centro de Estudios para la Producción (CEP XXI) (CABA, Argentina)  
[martintrombetta@gmail.com](mailto:martintrombetta@gmail.com)

**AGUSTÍN DUARTE BARACAT**

Centro de Estudios para la Producción (CEP XXI) (CABA, Argentina)  
[mduartebaracat@udesa.edu.ar](mailto:mduartebaracat@udesa.edu.ar)

**AZUL MENDUIÑA**

Centro de Estudios para la Producción (CEP XXI) (CABA, Argentina)  
[azulmenduina@gmail.com](mailto:azulmenduina@gmail.com)

## RESUMEN

*La relación entre empleo y crecimiento económico reviste gran interés para la literatura económica. Si bien la prociclicidad del empleo es materia conocida, las estimaciones de elasticidades para países como Argentina son escasas. Empleando un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL), este trabajo estima la elasticidad del empleo formal respecto del producto y del tipo de cambio real a partir de registros administrativos para el período 2007-2019. Los resultados indican una prociclicidad pequeña en el corto plazo pero considerable en el largo plazo. Al dividir el empleo en sectores productivos, se observan patrones sectoriales que señalan la importancia de la estructura productiva en la generación de empleo formal. La sensibilidad al tipo de cambio, aunque pequeña a nivel agregado, adopta valores relevantes en sectores cuya inserción productiva los hace típicamente exportadores o importadores netos. Por último, se provee evidencia de distintas elasticidades según el tamaño de las firmas y el signo de los movimientos en el producto.*

Palabras clave: elasticidad empleo-producto, estructura productiva, elasticidad empleo-tipo de cambio, ARDL.

Códigos JEL: E24; C22.



## ABSTRACT

*The relationship between employment and economic growth is of great interest to the economic literature. Although the procyclicality of employment is well known, estimates of elasticities for countries such as Argentina are scarce. Using an autoregressive distributed lagged model (ARDL), this paper estimates the elasticity of formal employment with respect to output and the real exchange rate from administrative records for the period 2007-2019. The results indicate procyclicality is small in the short run but considerable in the long run. Additionally, when dividing employment into productive sectors, we find sectoral patterns that point to the importance of the productive structure in the generation of formal employment. The sensitivity to the exchange rate, although small at the aggregate level, adopts relevant values in sectors whose productive insertion makes them typically net exporters or importers. Finally, we provide evidence of different elasticities according to the size of the firms and the sign of the movements in output.*

Keywords: employment-output elasticity, productive structure, employment-exchange rate elasticity, ARDL.

JEL Codes: E24; C22.

Fecha de recepción: 19/5/2022

Fecha de aceptación: 15/7/2022

## I. INTRODUCCIÓN

La relación entre empleo y crecimiento económico ha sido ampliamente estudiada en la literatura macroeconómica, prácticamente desde sus orígenes. Se trata de un tema de particular importancia en los países emergentes, típicamente caracterizados por un funcionamiento del mercado de trabajo considerablemente peor al observado en economías desarrolladas.

En Argentina, este interés responde a una preocupación adicional: la pobre performance macroeconómica observada en la década de 2010, durante la cual el producto per cápita cayó un 6,2%. Este estancamiento económico es habitualmente visto como la razón central del amesetamiento del empleo privado formal, que en proporción al total de la población cayó 2% en el período.<sup>1</sup> Existe amplio consenso en torno a la idea de que el cre-

---

1. El análisis puede ser algo diferente si se incorporan el empleo informal o el no asalariado que, en proporción de la población, crecieron 8% y 24% respectivamente. Sin embargo, el foco de este trabajo será en el empleo asalariado formal, entendido como la categoría más relevante del mercado de trabajo y también aquella que es deseable expandir.

cimiento económico es condición necesaria para una recuperación sostenida del mercado de trabajo.

Sin embargo, la literatura no es tan clara respecto de la velocidad a la cual se espera que esta recuperación ocurra. En otras palabras, asumiendo que la economía argentina emprendiera un sendero de crecimiento a tasas similares a las de los demás países de la región, no existen predicciones claras para los cambios esperados en el nivel de empleo. Adicionalmente, no existen estudios que ofrezcan precisiones respecto de qué sectores traccionarían la expansión del empleo, lo que deja abiertos interrogantes sobre la relevancia de la estructura productiva en un proceso de este tipo.

Por otra parte, la cuestión del tipo de cambio real también aparece vinculada a esta problemática en buena parte de la literatura, particularmente en la tradición estructuralista. La política cambiaria tiene un efecto importante sobre la asignación de recursos en la economía, lo que potencialmente impacta tanto en la trayectoria macroeconómica como en el desempeño del mercado de trabajo. En particular, la apreciación cambiaria (de considerable importancia durante buena parte del período de interés) incentiva la expansión del sector no transable de la economía, cuya intensidad factorial plausiblemente difiere de la del transable. Por lo tanto, los resultados en términos de generación y destrucción de empleo no son insensibles a las decisiones de política cambiaria ni a las de orientación de la estructura productiva.

Este trabajo propone un abordaje empírico sobre estas preguntas. Se aplica una metodología econométrica de uso habitual para estimar la elasticidad del empleo formal respecto del producto y del tipo de cambio. Las estimaciones se realizan a nivel agregado y también divididas por sector productivo y por género.

Los resultados muestran que la sensibilidad del empleo a la actividad económica es pequeña en el corto plazo pero considerable en el largo plazo. A su vez, esta elasticidad varía considerablemente entre sectores productivos, lo que sugiere que ciertas actividades tienen mayor probabilidad de traccionar la recuperación del empleo en un escenario de crecimiento económico. También se documentan algunas diferencias relevantes entre el empleo femenino y el masculino. Finalmente, si bien el empleo agregado

no es sensible a variaciones en el tipo de cambio, este resultado difiere en algunos sectores específicos.

El trabajo está estructurado de la siguiente manera. La sección 2 repasa la literatura existente. La sección 3 describe la metodología y la fuente de datos utilizadas. La sección 4 presenta los resultados obtenidos. Finalmente, la sección 5 explica las conclusiones del ejercicio y discute recomendaciones de política derivadas.

## II. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

La estimación de elasticidades que vinculan la evolución del empleo con la de la actividad económica ha sido una preocupación importante en la literatura sobre países emergentes. Algunos trabajos la llaman “elasticidad empleo-producto” (Beccaria y Maurizio, 2017), mientras que otros prefieren hablar de “intensidad laboral del crecimiento” (Islam y Nazara, 2000).

Kapsos (2006) presenta uno de los estudios más abarcativos sobre la materia, con estimaciones de esta elasticidad para un panel de 160 países durante el período 1991-2003. Para los países latinoamericanos, el autor encuentra elasticidades positivas que van de 0,45 a 0,7, dependiendo del intervalo temporal. Por su parte, Furceri et al. (2012) estudian el período comprendido entre 1991 y 2009 para un panel de 167 países. Encuentran que las elasticidades estimadas varían notablemente entre las regiones y niveles de ingresos, con valores mayores en los países más desarrollados. Para América Latina y el Caribe, reportan una elasticidad empleo-producto de 0,16. Otros estudios se enfocan en países emergentes de otras regiones, como Ajilore y Yinusa (2011) para Botswana, Ajakaiye et al. (2015) para Nigeria e Islam y Nazara (2000) para Indonesia.

Para Argentina, Kapsos (2006) encuentra una elasticidad promedio de 0,24 para el período 1991-2003. Otros trabajos encuentran valores similares para lapsos más extensos; los resultados están resumidos en el cuadro 1. En particular, Beccaria y Maurizio (2017) discuten una marcada caída hacia el final del período 2002-2014, que atribuyen a una merma en la capacidad de generación de empleo de la economía local, merced a la importante reducción en la capacidad ociosa operada durante la primera década del siglo XXI.

**Tabla 1. Elasticidades estimadas para Argentina**

	Kapsos (2006)	Damill et al. (2002)	Stallings y Peres (2000)	Beccaria y Maurizio (2017)
Período	1991-2003	1980-2000	1990-1997	2002-2014
Fuente	Organización Internacional del Trabajo	Encuesta Permanente de Hogares	Cuentas Nacionales	Cuentas Nacionales
Frecuencia	Anual	Semestral	Anual	Anual
Elasticidad	-0,1 : 0,71	0,27 : 0,48	0,4	-1 : 3,6
Metodología	Regresión log-lin del empleo que incluye como regresores el PBI, dummy de país e interacción.	Regresión de la tasa de empleo a tiempo completo sobre la tasa de crecimiento del producto, controlando por dummies de períodos e interacciones.	Cociente entre el crecimiento del empleo y el producto.	Cociente entre el crecimiento del empleo y el producto.
Tipo de empleo	Formal e informal	Formal e informal	Formal e informal	Formal e informal

Nota: los valores mínimos y máximos representan las menores y mayores elasticidades halladas para los subperíodos analizados en cada trabajo

El trabajo de Kapsos también analiza las elasticidades del empleo sectorial respecto del producto agregado para sectores específicos: agricultura, industria y servicios. Para los países latinoamericanos, encuentra valores de -0,16, 0,63 y 1,09 respectivamente. Para Argentina los valores reportados son sensiblemente más bajos: -0,02, 0,04 y 0,31.

En cuanto a la distinción por género, el trabajo encuentra que la elasticidad empleo-producto para las mujeres es sistemáticamente mayor que para los varones, tanto a nivel global como en América Latina en particular. En línea con esto, Anderson y Braunstein (2013) analizan el período 1990-2010 y encuentran que globalmente la elasticidad para el empleo femenino es mayor (con un ratio promedio de 1,4 entre elasticidad femenina y masculina) y más volátil. Kapsos ofrece una serie de hipótesis explicativas: en primer lugar, el resultado podría ser producto de la convergencia en la participación femenina en la fuerza laboral. En segundo lugar, el empleo

femenino puede ser el más afectado durante las recesiones. Por último, los puestos ocupados por mujeres suelen ser de menor calidad (principalmente en términos de mayor frecuencia de jornadas parciales) o más frecuentes en sectores intensivos en mano de obra. Sin embargo, los resultados que muestra el autor para Argentina no siempre responden a este patrón.

En cambio, otros trabajos encuentran que la elasticidad es mayor para el empleo masculino. Shin (2000) remarca que este hallazgo puede resultar sorprendente debido a la presunción de que los varones tienen un vínculo laboral más estable. De acuerdo con el autor, esta mayor prociclicidad en la demanda de trabajo masculino se debe a que los varones se encuentran sobrerrepresentados en sectores altamente procíclicos, como la construcción y los bienes durables.

Una rama alternativa de la literatura ha indagado acerca de los efectos de variaciones en el tipo de cambio real sobre el empleo. Frenkel y Ros (2006) clasifican los mecanismos por los que el tipo de cambio real (TCR) influye en el empleo en tres canales: el macroeconómico, por el que el TCR afecta el nivel de actividad en el corto plazo mediante aumentos de productividad, caída del consumo y por la vía financiera; el de desarrollo, por el que el TCR asigna incentivos a realizar cambios estructurales y aumentar el empleo a través del crecimiento; y el de intensidad laboral, en el que el empleo se ve afectado por el cambio en el precio relativo entre trabajo y capital. El canal macroeconómico es sin dudas el más estudiado. Frenkel y Ros (2006) estiman la elasticidad del desempleo respecto del TCR en 1980-2003 para algunos países de Latinoamérica, y encuentran evidencia de una relación negativa. Por su parte, Mollick (2009) utiliza un modelo VAR para representar el sector de las maquiladoras en México y encuentra un efecto positivo del TCR, de mayor magnitud para trabajadores no calificados.

La mayoría de los estudios sectoriales se enfocan en el canal de largo plazo. Galindo et al. (2007) también utilizan datos a nivel de firma y encuentran que en América Latina el empleo responde positivamente a las depreciaciones reales en empresas orientadas a la exportación. Otras contribuciones en esta línea están resumidas en Demir y Razmi (2021). Paralelamente, otros autores utilizan metodologías similares a la de este trabajo para el empleo agregado en Brasil (Usman y Elsalih, 2018), Afganistán (Pashtoon et al., 2018) y Polonia (Konopczak, 2019). En cuanto al canal de

la intensidad laboral, Camargo (1999) remarca que para Argentina, Brasil y México el proceso de apreciación cambiaria y apertura comercial de los años 90 dio lugar a una importante sustitución de trabajo por capital.

Por otra parte, la cuestión del efecto diferencial por género en el TCR ha sido analizada en Erten y Metzger (2019), que muestran que una subvaluación del TCR tiene efectos ambiguos sobre la participación femenina en el empleo, y el resultado neto depende de si los sectores más fuertemente estimulados por el tipo de cambio alto son intensivos en empleo femenino o masculino.

La contribución de este trabajo a la literatura es múltiple. En primer lugar, trabajamos con una base de datos poco explotada hasta el momento en la literatura académica, que ofrece frecuencia mensual, lo que conduce a estimaciones mucho más precisas que las reportadas en trabajos anteriores. En segundo lugar, implementamos una metodología de estimación idónea para abordar los desafíos habituales que este tipo de datos supone, particularmente la cuestión de las raíces unitarias. Finalmente, presentamos resultados novedosos para una desagregación sectorial amplia del mercado de trabajo argentino, que permiten una caracterización más detallada de la dinámica del empleo vis-à-vis la de la actividad económica y la del tipo de cambio.

### **III. METODOLOGÍA Y FUENTES DE INFORMACIÓN**

La fuente de información principal de este documento es el Sistema Integrado Previsional Argentino (SIPA), que ofrece series de empleo formal por sectores productivos definidos a partir del Clasificador Nacional de Actividades Económicas (CLANAE). El período de análisis comprende los meses entre enero de 2007 y diciembre de 2019. Se optó por excluir los años posteriores a 2019 debido a la compleja incidencia de la pandemia de COVID-19, cuyo impacto sobre el empleo queda fuera de los objetivos de este trabajo.

El empleo formal es definido, como es habitual en la literatura laboral latinoamericana, como el total de puestos de trabajo registrados en relación de dependencia. Esto no incluye ninguna forma de trabajo por cuenta propia, bajo ninguno de los regímenes legales existentes a tal fin, ni trabajo no registrado de ningún tipo. Se excluye también el empleo público,

que factiblemente funciona en base a una lógica económica diferente a la del privado, aunque sí se incluyen los puestos de trabajo registrados en las empresas públicas.

Adicionalmente, se utiliza la serie mensual del Índice de Tipo de Cambio Real Multilateral (TCR), construida por el Banco Central de la República Argentina (BCRA), y el Estimador Mensual de Actividad Económica (EMAE) desestacionalizado, elaborado por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC).

La estrategia de modelización elegida consiste en la utilización de modelos autorregresivos de rezagos distribuidos (ARDL), lo que permite examinar las relaciones tanto de largo como de corto plazo. Se define  $P_t$  como la cantidad de puestos de trabajo formales en  $t$ ,  $TCR_t$  como el TCR e  $Y_t$  como el EMAE. A su vez, si  $Z_t$  es una serie de tiempo, se define  $z_t$  como su logaritmo natural. El modelo a estimar es entonces:

$$p_t = a_0 + a_1 t + \sum_{i=1}^q \phi_i p_{t-i} + \sum_{j=1}^2 \sum_{i=0}^{r_j} \beta_{j,i} x_{j,t-i} + u_t \quad (1)$$

Donde  $x_{j_t}$  es el  $j$ -ésimo elemento del vector  $x_t = [x_t \text{ tcr}_t]$ ,  $r_j$  es el número de rezagos correspondiente a este  $j$ -ésimo elemento y  $u_t$  es un término de error con las propiedades estadísticas habituales. Este modelo admite una representación en forma de corrección de errores que viene dada por:

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & b_0 + b_1 t + \gamma (p_{t-1} - \theta' x_{t-1}) + \sum_{i=1}^{q-1} \pi_i \Delta p_{t-i} + \omega' \Delta x_t \\ & + \sum_{j=1}^2 \sum_{i=1}^{r_j-1} \psi_{j,i} \Delta x_{j,t-i} + v_t \end{aligned} \quad (2)$$

En esta representación,  $\gamma$  es la velocidad de ajuste (que debe ser negativa) y el vector  $\theta$  contiene los parámetros de la llamada relación de cointegración. Esta relación constituye un equilibrio de largo plazo entre las variables del problema, de modo que la ecuación (2) describe la dinámica de corto plazo de estas variables. Una particularidad de las series cointegradas es que sus trayectorias se ven influenciadas por los desvíos respecto a las

relaciones de equilibrio de largo plazo, de forma tal que sus movimientos de corto plazo responden, en parte, a estos desequilibrios. Se utiliza el criterio de información de Akaike para la selección de la longitud óptima de rezagos a utilizar en la estimación del modelo.

En este trabajo, el objetivo es analizar los valores obtenidos para los elementos de  $\theta$  (las llamadas elasticidades de largo plazo del modelo) y para los elementos de  $\omega$  (las llamadas elasticidades de corto plazo del modelo). Debido a que las elasticidades se estiman únicamente en función de la trayectoria histórica del empleo, del producto y del TCR, es probable que las estimaciones resultantes estén sesgadas producto de la existencia de variables omitidas y de causalidades bidireccionales. Por este motivo, los resultados aquí presentados deben interpretarse como correlaciones que ilustran el movimiento conjunto de las series a lo largo del tiempo, y no como relaciones causales entre las variables.<sup>2</sup>

## IV. RESULTADOS

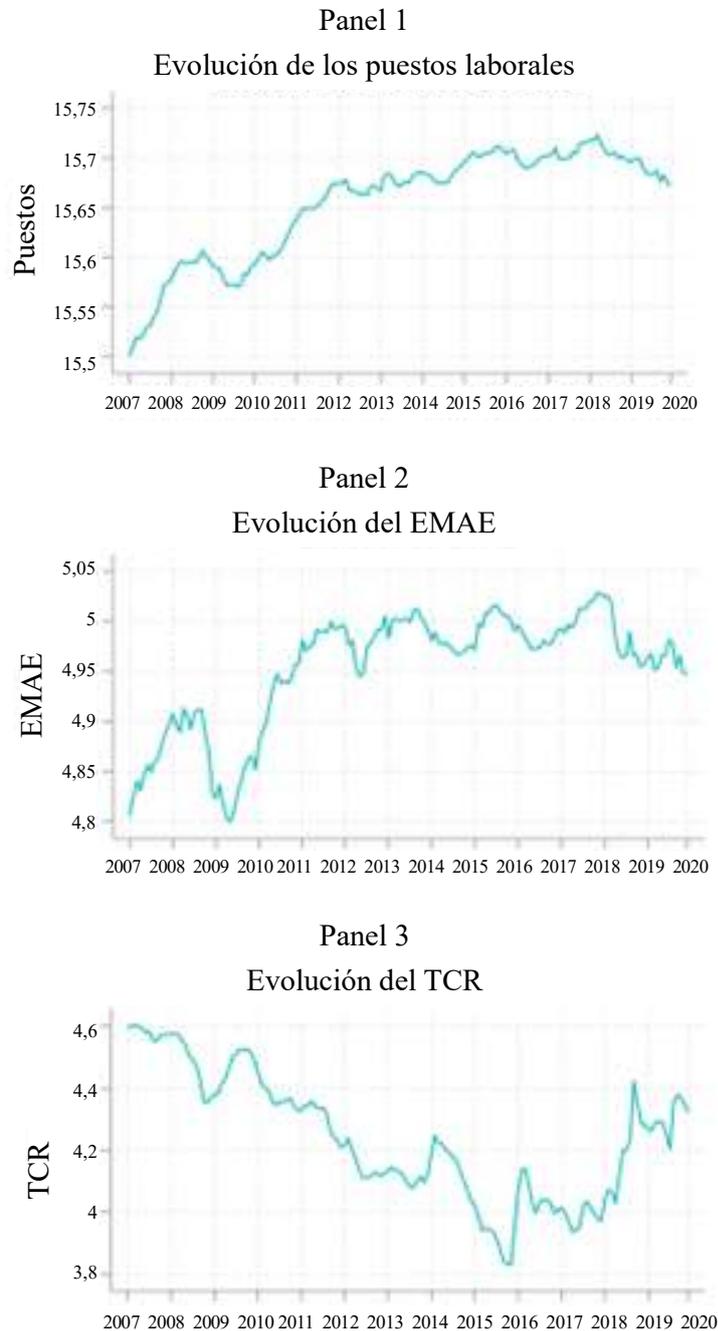
### IV.1. Análisis de las series de tiempo

El primer panel de la Figura 1 muestra la evolución del número de puestos de trabajo a nivel agregado. En líneas generales, se observa una tendencia positiva hasta fines de 2011; luego, comienza un período caracterizado por fuertes oscilaciones y crecimiento punta a punta prácticamente nulo. En línea con esto, el panel 2 muestra una evolución marcadamente similar para el EMAE. Por último, el panel 3 señala un proceso de sostenida apreciación del TCR hasta el año 2016. Esta tendencia se revierte fundamentalmente a partir de fuertes saltos nominales en 2016 y 2018.

Las marcadas tendencias y los cambios de nivel sugieren que las series no son estacionarias. A continuación, se examina la validez de la hipótesis de estacionariedad y se analizan las demás propiedades de las series.

---

2. Aplicamos la metodología de Johansen para testear la exogeneidad débil del EMAE y el TCR; en ambos casos, la conclusión de los tests de restricciones es el no rechazo de la hipótesis de exogeneidad del regresor. Como es sabido, la exogeneidad débil de los regresores no es condición necesaria ni suficiente para la interpretación causal de los coeficientes obtenidos, pero sí implica que tanto la actividad económica como el tipo de cambio funcionan bien como predictores de la evolución del empleo formal.

**Figura 1. Evolución de las series logarítmicas**

En un primer paso, se testea el orden de integración utilizando los tests de raíces unitarias de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). En un segundo paso, se realizan los correspondientes tests de cointegración, a partir de las metodologías de Engle y Granger, de Johansen y el bounds test. La existencia de una

**Tabla 2. Pruebas de raíces unitarias**

	Test ADF y criterio de información de Akaike		Test ADF y criterio de información bayesiano		Test de PP		Test KPSS
	<i>H<sub>0</sub></i> : raíz unitaria		<i>H<sub>0</sub></i> : raíz unitaria		<i>H<sub>0</sub></i> : raíz unitaria		
	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia	
Puestos	no rechaza [-2,298]	no rechaza [0,684]	** [-3,372]	no rechaza [-1,390]	*** [-3,569]	no rechaza [-1,606]	*** [0,340]
Δ Puestos	*** [-3,614]	*** [-4,596]	*** [-9,659]	*** [-10,381]	*** [-9,872]	*** [-10,522]	no rechaza [0,046]
EMAE	no rechaza [-2,377]	no rechaza [-2,090]	no rechaza [-2,286]	no rechaza [-1,654]	no rechaza [-2,561]	no rechaza [-2,004]	*** [0,274]
Δ EMAE	*** [-5,763]	*** [-5,910]	*** [-11,682]	*** [-11,839]	*** [-11,775]	*** [-11,914]	no rechaza [0,032]
TCR	no rechaza [-1,973]	no rechaza [-0,477]	no rechaza [-1,929]	no rechaza [-1,191]	no rechaza [-1,869]	no rechaza [-1,164]	*** [0,304]
Δ TCR	*** [-3,547]	*** [-4,145]	*** [-8,422]	*** [-8,593]	*** [-8,897]	*** [-8,974]	no rechaza [0,049]

Fuente: elaboración propia con base en datos provenientes de INDEC, BCRA y SIPA. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Estadísticos de prueba entre corchetes. Para la selección de la longitud óptima de rezagos se utiliza el criterio de información de Akaike. Para el test de PP, se reporta el estadístico tau.

relación de largo plazo da sentido económico a la forma de corrección al equilibrio del modelo ARDL, de manera tal que es posible interpretar las elasticidades tanto de corto como de largo plazo.

En el caso de las series en niveles, la hipótesis de raíz unitaria solo se rechaza en especificaciones que excluyen la posibilidad de que la serie tenga una tendencia determinística. Cuando se controla por tendencia determinística, todos los tests dan como resultado el no rechazo de la hipótesis nula. Confirmada la no estacionariedad de las series, la siguiente cuestión para evaluar es si estas están cointegradas, es decir, si existe una relación de largo plazo entre ellas. Para esto se utilizan tres metodologías: test de Engle y Granger, test de Johansen y *bounds test*. La ventaja del test de Johansen por sobre el de Engle y Granger es que, a diferencia de este último, permite identificar la existencia de más de un vector de cointegración. En este sentido, se considera que el método de Johansen es superior. Sin embargo, es importante remarcar que existe una importante desventaja en ambas metodologías: ambas requieren que todas las series utilizadas sean no estacionarias. Dada la debilidad que esta limitación representa, en este trabajo también se opta por utilizar el llamado *bounds test*. A diferencia de los primeros dos, la ventaja de este test es que es aplicable tanto cuando los regresores son  $I(0)$ ,  $I(1)$  o una combinación de ambos (Pesaran et al., 2001). La tabla 3 muestra los resultados que surgen de analizar la relación de largo plazo entre las variables, primero incluyendo y luego excluyendo el TCR .

La metodología de Engle y Granger concluye ausencia de cointegración en ambos casos. Por su parte, el *bounds test* rechaza la hipótesis de no cointegración en todas las especificaciones cuando se excluye el TCR del modelo; en cambio, si se incluye el TCR en la relación de equilibrio, los resultados son mixtos (en particular, la inclusión de una tendencia determinística lleva al no rechazo para el caso en que todas las series son integradas de orden 1). Por otro lado, los resultados del test de Johansen muestran consistencia cuando se incluyen en el modelo tanto el TCR como una tendencia. En este caso, tanto al 99% como al 95% de significatividad estadística, no se rechaza que haya un solo vector de cointegración. Sin embargo, al excluir el TCR la conclusión no es tan clara: al 95% no se rechaza la hipótesis con  $r=1$ .

---

3. Pruebas de cointegración adicionales que contemplen la posibilidad de cambios estructurales (test de Gregory y Hansen) se presentan en la Tabla 2 del anexo.

**Tabla 3. Pruebas de cointegración**

	Test de Engle y Granger		Bounds Test				Test de Johansen	
	<i>H0</i> : no cointegración		<i>H0</i> : no cointegración				<i>H0</i> : hay al menos <i>r</i> vectores de cointegración	
	Sin tendencia	Con tendencia	Sin tendencia I(0)	Con tendencia I(1)	Con tendencia I(0)	Con tendencia I(1)	Sin tendencia	Con tendencia
Incluyendo TCR	no rechaza [-2,437]	no rechaza [-3,580]	** [4,890]	* [4,890]	* [4,049]	no rechaza [4,049]	(al 99%) no rechaza con <i>r</i> =1 [26,618]	(al 99%) no rechaza con <i>r</i> =1 [15,386]
Rezagos (puestos, EMAE, TCR)	(0,0,0)	(0,0,0)	(5,11,0)	(5,11,0)	(12,7,7)	(12,7,7)	(2,2,2)	(2,2,2)
Excluyendo TCR	no rechaza [-2,434]	no rechaza [-2,804]	*** [9,011]	*** [9,011]	*** [9,808]	** [9,808]	(al 99%) no rechaza con <i>r</i> =0 [13,251]	(al 99%) no rechaza con <i>r</i> =1 [5,803]
Rezagos (puestos, EMAE)	(0,0)	(0,0)	(11,9)	(11,9)	(11,6)	(11,6)	(1,1)	(1,1)

Fuente: elaboración propia con base en datos provenientes de INDEC, BCRA y SIPA. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Estadísticos de prueba entre corchetes. Para la selección de la longitud óptima de rezagos se utiliza el criterio de información de Akaike. Para el bounds test se reporta el estadístico F. Si bien el test de Johansen realiza la prueba para  $r=0,1,2,3$  o  $r=0,1,2$  (de acuerdo a si se incluye o no el TCR), en la tabla solo se reportan aquellos resultados para los cuales no se rechaza la hipótesis nula. Adicionalmente, para este test se presenta, entre paréntesis, la significatividad estadística considerada.

Dada la importancia de la hipótesis de cointegración en la interpretación de los resultados, se opta por estimar versiones del modelo con y sin el TCR como variable explicativa.

Por su parte, el análisis de cointegración a nivel sectorial arroja una conclusión diferente: la existencia de una relación de largo plazo entre las variables resulta más consistente cuando se incluye tanto el EMAE como el TCR.<sup>4</sup> Por este motivo, en las estimaciones sectoriales se incluyen ambas variables.

## IV.2. Estimación de las elasticidades

La tabla 4 contiene los resultados de las estimaciones para el empleo total, masculino y femenino. Se reportan y discuten únicamente los parámetros de interés. Los resultados completos pueden ser consultados en la tabla 1 del anexo.

Si bien la asociación entre empleo formal y actividad económica es débil cuando se la mide contemporáneamente, en el largo plazo se encuentra que el empleo es considerablemente procíclico: un aumento de 1% en el producto está asociado a una suba de 0,75% en la cantidad de puestos de trabajo, si no se incluye al TCR en la especificación, o de 0,56% si se lo incluye.

Que la asociación sea débil en el corto plazo pero fuerte en el largo plazo es consistente con un mercado de trabajo en el que la creación de empleo formal tiene costos altos por diversos motivos, tanto productivos como fiscales. Contratar a un trabajador es costoso por varias razones: el nivel salarial formal argentino no ha sido bajo durante el período bajo estudio y la carga fiscal asociada ha sido considerable; por otra parte, los costos por despedir trabajadores implican riesgos futuros, a lo que se le debe sumar el costo de oportunidad de los recursos utilizados. En consecuencia, es natural que el empleo no reaccione automáticamente a aumentos del producto en magnitudes importantes. Sin embargo, estos resultados indican que un proceso de crecimiento sostenido en el tiempo sí está asociado a una generación de empleo formal relevante.

---

4. Los resultados de las pruebas de cointegración se encuentran disponibles para quienes los soliciten a los autores.

**Tabla 4. Elasticidades estimadas**

	Empleo total		Empleo femenino		Empleo masculino		
	Sin TCR	Con TCR	Sin TCR	Con TCR	Sin TCR	Con TCR	
EMAE	Largo plazo	0,749***	0,558***	0,713***	0,482***	0,790***	0,520***
	Corto plazo	0,112***	0,092***	0,083***	0,064*	0,126***	0,087***
TCR	Largo plazo	-	-0,037*	-	-0,055***	-	-0,048**
	Corto plazo	-	-0,005	-	-0,004	-	-0,011
N	144	144	144	144	144	144	
R2	0,409	0,479	0,429	0,518	0,472	0,474	
Rezagos (puestos, EMAE, TCR)	-11,6	(12,7,7)	-8,3	(12,12,8)	-12,1	(8,10,10)	

Fuente: elaboración propia con base en datos provenientes de INDEC, BCRA y SIPA.  
 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Las elasticidades tanto de corto como de largo plazo son ligeramente mayores para varones. Esta mayor asociación a la actividad económica sugiere que el empleo masculino puede ser visto como relativamente menos costoso de generar. Por otro lado, también puede responder a factores de oferta, habida cuenta de la considerable diferencia de participación laboral entre varones y mujeres. En línea con los resultados hallados en Shin (2000), esta mayor prociclicidad de largo plazo para el empleo de los varones podría tener sus raíces en las diferencias de género existentes en la distribución sectorial del empleo.

En cuanto a la elasticidad respecto del TCR, esta es negativa pero muy pequeña en el largo plazo, y estadísticamente no distinta de cero en el corto plazo. En otras palabras, no encontramos evidencia de una relación económicamente relevante entre el crecimiento del empleo y la evolución del TCR; sin embargo, como puede verse en la Figura 2, este resultado puede cambiar de manera sustancial cuando la estimación se desagrega a nivel de sector productivo.

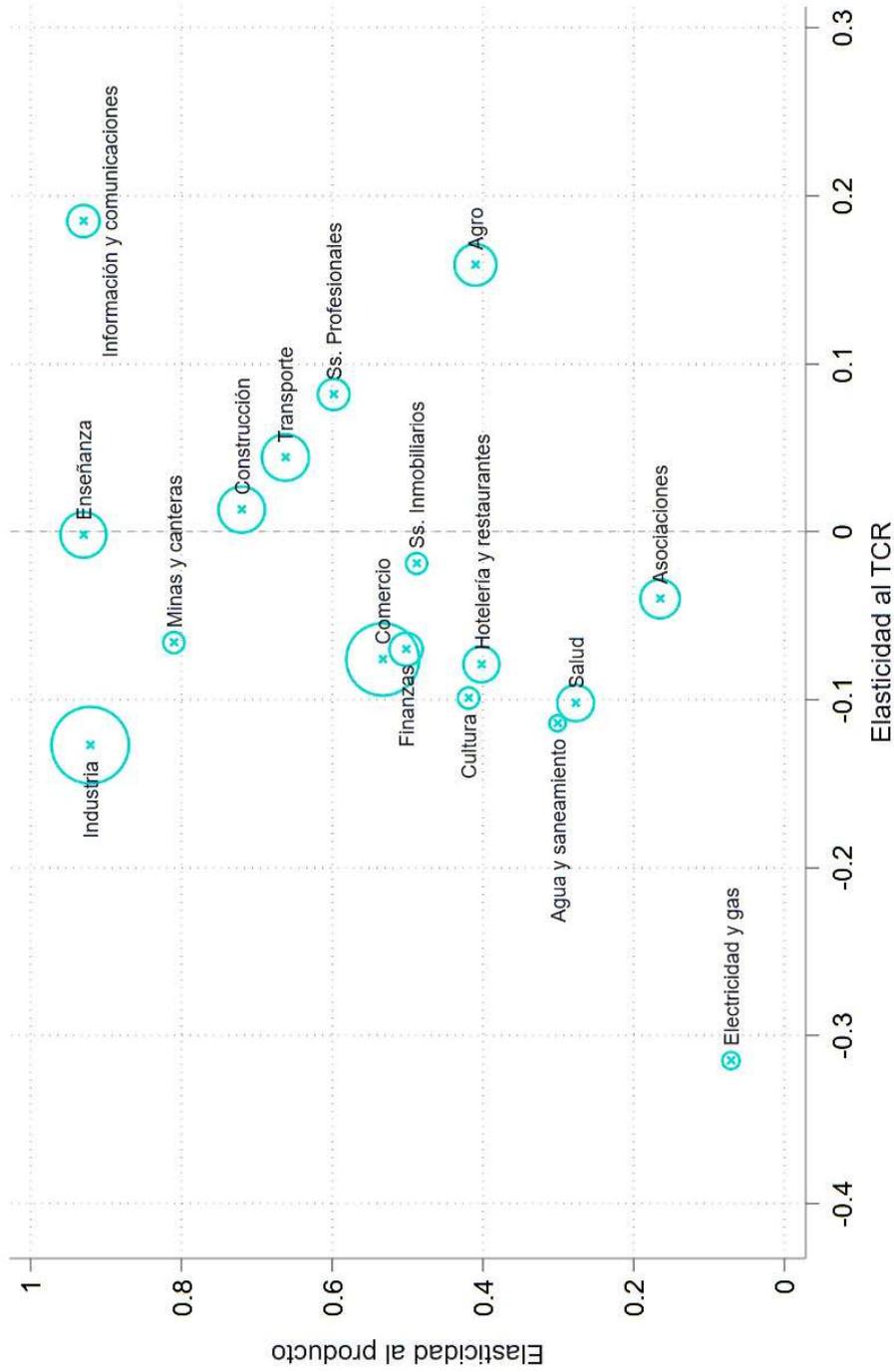
Por último, los modelos estimados explican entre el 40% y el 51% de la variabilidad en el empleo. Dado que la bondad de ajuste no aumenta considerablemente por la inclusión del TCR como regresor, resulta claro que la parte explicada de las fluctuaciones en puestos de trabajo responde principalmente al producto.

La Figura 2 muestra los resultados desagregados por sector productivo. Se observa una variabilidad considerable en las elasticidades de largo plazo, respecto tanto del producto como del tipo de cambio.<sup>5</sup> En términos de prociclicidad, es posible distinguir tres grupos. El primero, formado por sectores fuertemente procíclicos, con elasticidades mayores a 0,8: industria, enseñanza, información y comunicaciones y, en menor medida, minas y canteras. El segundo está compuesto por una franja variada de sectores con valores intermedios, entre los que destacan construcción, transporte, comercio, agro y hotelería. Finalmente, cuatro sectores tienen una baja asociación con la actividad económica aun en el largo plazo: agua y saneamiento, salud, asociaciones, y electricidad y gas. Por su parte, los tests de hipótesis no

---

5. Los principales resultados de las estimaciones sectoriales (tanto a nivel de letras como de dos dígitos) se encuentran disponibles para quienes los soliciten a los autores.

Figura 2. Elasticidades de largo plazo para el empleo total, nivel letra



Nota: el tamaño de las burbujas representa el tamaño relativo de cada sector.  
Fuente: elaboración propia con base en datos provenientes de INDEC, BCRA y SIPA.

permiten concluir que las elasticidades respecto del EMAE sean estadísticamente diferentes de cero en enseñanza, minas y canteras, agua y saneamiento, construcción, finanzas, asociaciones, y electricidad y gas.

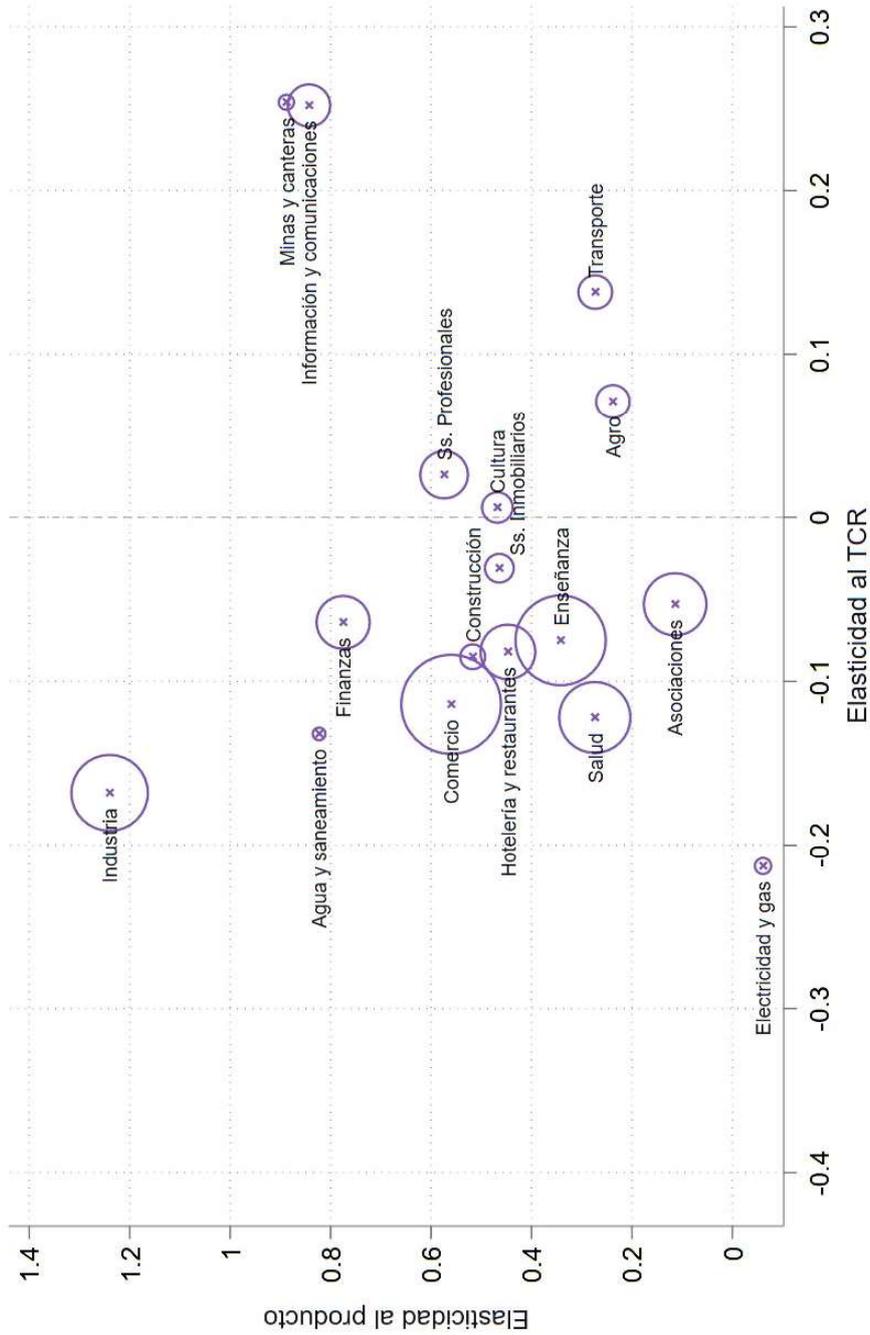
Por otra parte, corresponde señalar el problema de la informalidad laboral, de gran incidencia en sectores tales como construcción, comercio y hotelería, y restaurantes. Esto podría explicar los resultados estadísticamente no significativos hallados en construcción: los ajustes en el empleo ante cambios en la demanda podrían darse en la plantilla no registrada antes que en la registrada. Además, es previsible que parte de las variaciones en el empleo registrado de todos los sectores sean compensadas por cambios en sentido contrario en el empleo informal. Es decir, es esperable que la caída del empleo formal sea amortiguada parcialmente por la creación de empleo precario durante las crisis, que posteriormente vuelva a ser reemplazado durante períodos de expansión (generando así cambios de composición que no son observados en este estudio).

En cuanto a la relación entre empleo sectorial y TCR, el rango de variación encontrado es entre sectores en los que esa elasticidad es positiva y cercana a 0,2 (información y comunicaciones, servicios profesionales, agro) y otros en los que alcanza valores negativos cercanos a -0,1 (principalmente, industria, salud, comercio y hotelería, y restaurantes). Electricidad y gas se destaca como un caso particular con una elasticidad de -0,3.

Estos resultados pueden ser interpretados de distintas maneras. Una correlación positiva con el TCR puede ser producto del potencial exportador del sector (típicamente, el caso del sector agroganadero) o bien del hecho de que un tipo de cambio alto aumenta relativamente la demanda local de ciertos bienes o servicios. El resultado opuesto es característico de sectores como la industria que, a pesar de producir un bien final transable, sufre de saldos comerciales históricamente deficitarios.

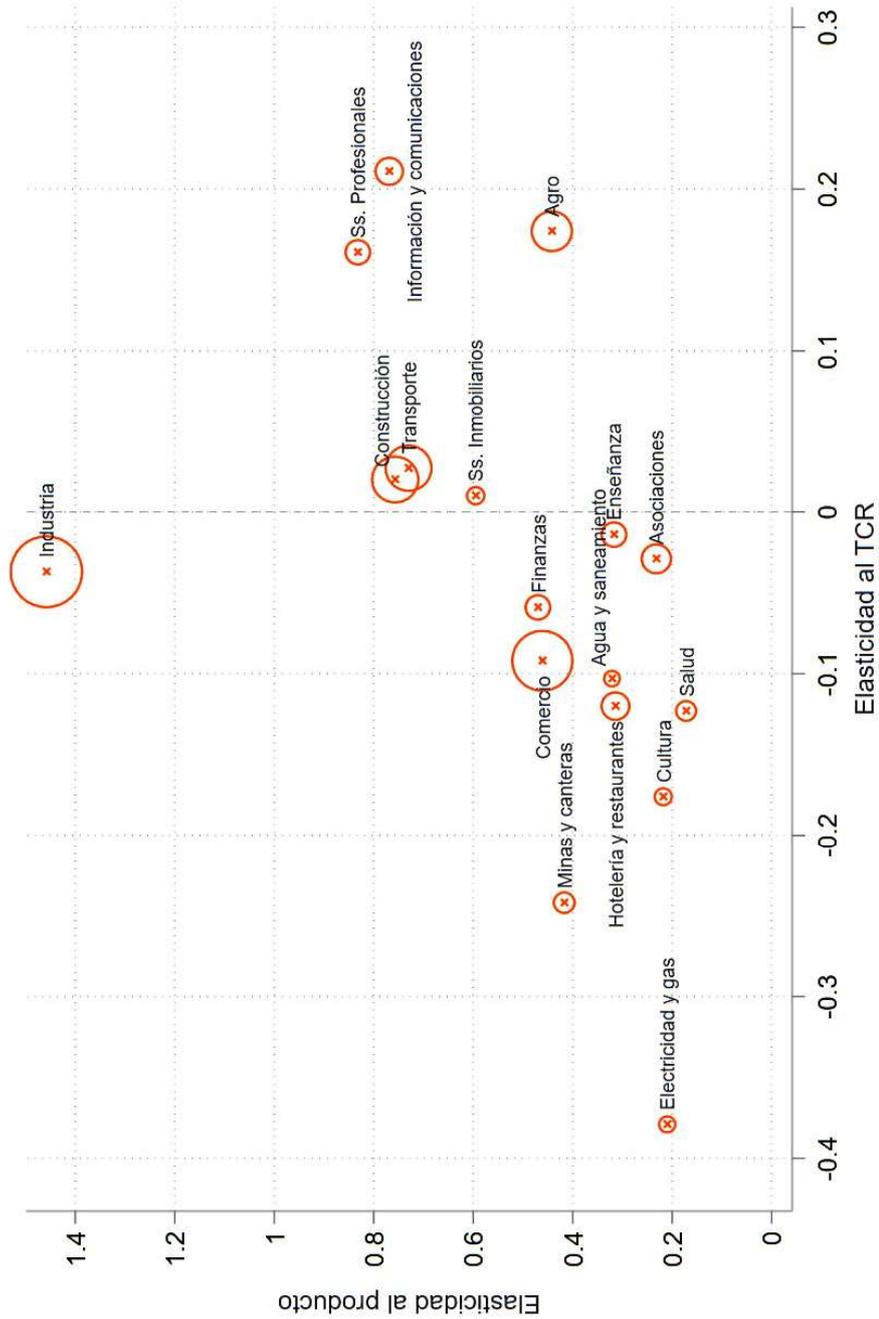
Las Figuras 3 y 4 presentan resultados análogos pero dividiendo las series por género de las personas ocupadas. En el empleo masculino, la industria manufacturera se destaca ampliamente con una elasticidad producto mayor a 1,4. Los servicios profesionales, la construcción, el transporte, e información y comunicaciones también aparecen como sectores fuertemente asociados a la evolución de la actividad económica (aunque, nuevamente,

**Figura 3. Elasticidades de largo plazo para el empleo femenino, nivel letra**



Nota: el tamaño de las burbujas representa el tamaño relativo de cada sector.  
Fuente: elaboración propia con base en datos provenientes de INDEC, BCRA y SIPA.

**Figura 4. Elasticidades de largo plazo para el empleo masculino, nivel letra**



Nota: el tamaño de las burbujas representa el tamaño relativo de cada sector.  
Fuente: elaboración propia con base en datos provenientes de INDEC, BCRA y SIPA.

el resultado en la construcción no es estadísticamente significativo). En el empleo femenino, si bien la industria también aparece como la rama más procíclica, esta es seguida por los sectores de minas y canteras, agua y saneamiento, información y comunicaciones, y finanzas (aunque la elasticidad en el sector de minas y canteras no es estadísticamente diferente de cero). El empleo agropecuario, por su parte, es más sensible tanto a la actividad económica como al TCR en varones que en mujeres. Lo mismo ocurre con electricidad y gas, aunque allí el signo de la relación con el TCR es el opuesto. En cambio, los resultados son bastante similares entre géneros para comercio, salud y asociaciones.

El siguiente paso es elevar el nivel de desagregación a dos dígitos. Previsiblemente, se encuentra que el grueso de los sectores productivos cuenta con elasticidades empleo-producto mayores que cero. Además, en este ejercicio se realiza una clasificación *ex ante* de los sectores según sean exportadores netos, importadores netos o productores de bienes no transables. Lo que se encuentra es que los sectores, en líneas generales, se encuentran en el cuadrante esperado según su relación con el TCR: los exportadores suelen responder positivamente a las depreciaciones cambiarias, mientras que lo contrario sucede con los importadores. Para los sectores productores de no transables, no hay asociación clara con el TCR. Las Figuras 5 y 6 muestran las elasticidades estimadas para los sectores procíclicos (que reúnen la mayor proporción de sectores). En éste se excluyen algunos sectores<sup>6</sup> con valores estimados extremadamente elevados, pero estadísticamente no significativos.

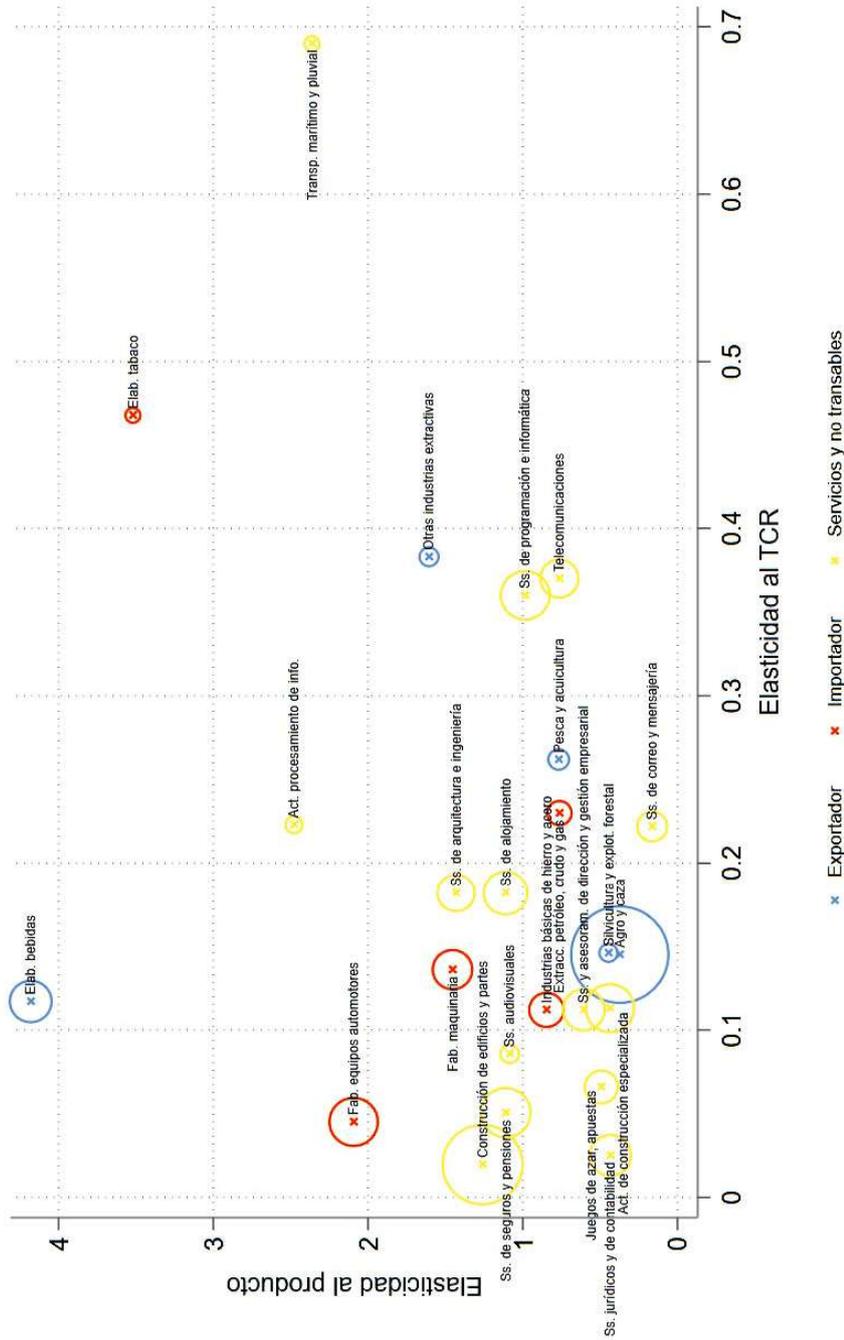
Entre los que responden positivamente a las depreciaciones del TCR (Figura 5) se encuentran los exportadores, aunque también aparecen algunos importadores, con coeficientes que no son estadísticamente diferentes de cero, a excepción de fabricación de maquinaria. Los sectores que más se destacan por su elevada sensibilidad al TCR son otras industrias extractivas (mayormente, minería no metálica y de litio), servicios de programación, e informática y telecomunicaciones.

En la Figura 5, también se observa que la elasticidad empleo-producto es particularmente elevada (mayor a 2) en elaboración de bebidas,

---

6. Elaboración de productos de cuero, extracción de minerales metálicos, actividades de apoyo a la minería, servicios de bibliotecas, museos y culturales, productos de madera, y extracción de carbón y lignito.

Figura 5. Elasticidades de largo plazo para el empleo (sectores con elasticidades al TCR positivas)



Nota: el tamaño de las burbujas representa el tamaño relativo de cada sector.  
Fuente: elaboración propia con base en datos provenientes de INDEC, BCRA y SIPA.

elaboración de tabaco (aunque en este caso no es estadísticamente diferente de cero), actividades de procesamiento de información, transporte marítimo y fluvial, y fabricación de equipos automotores. Otros siete sectores registran un valor entre 1 y 2, mientras que el resto de los sectores del cuadrante exhiben valores entre 0 y 1.

En la Figura 6 se ubica la mayoría de sectores importadores. Para una mejor comprensión se excluyen (además de los *outliers* excluidos previamente) algunos sectores cuyas elasticidades adoptan valores inusualmente grandes: fabricación de equipos electrónicos, fabricación de sustancias químicas, fabricación de equipos de transporte, y edición. En términos de prociclicidad, los sectores que le siguen son mayormente industriales (fabricación de aparatos de uso doméstico, imprentas y editoriales, fabricación de productos de caucho y plástico, y de muebles y colchones) o de servicios calificados (publicidad e investigación de mercado).

Análogamente, se excluyen del gráfico sectores con elasticidades muy elevadas respecto del TCR: fabricación de productos de hornos de coque, y servicios artísticos y de espectáculos (aunque la elasticidad de este último no es estadísticamente significativa). Además de estos sectores, aquellos cuya generación de nuevos puestos de trabajo se asocia más a las apreciaciones del TCR son elaboración de prendas de vestir, comercio y reparación de vehículos, y electricidad y gas.

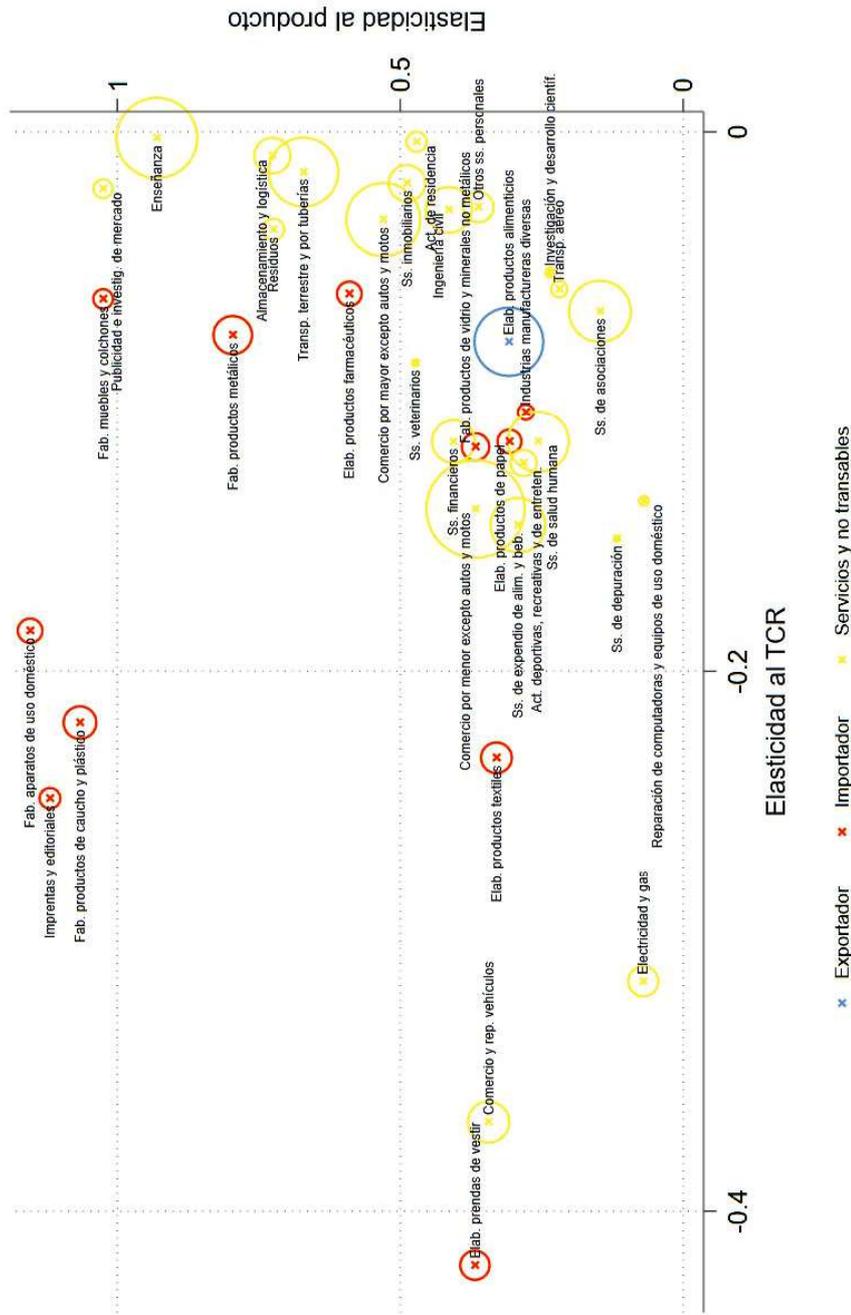
### IV.3. Ejercicios adicionales

En esta sección se presentan resultados de tres variaciones en el ejercicio original. En primer lugar, se considera la posibilidad de efectos asimétricos en el modelo. En segundo lugar, se repite el ejercicio usando la cantidad de firmas, en lugar de la cantidad de puestos, como variable dependiente. Por último, se divide la serie de empleo en series separadas por tamaño de las firmas y se repite la estimación original.

#### IV.3.a. Asimetrías

Se introducen asimetrías en el modelo ARDL vía descomposiciones de sumas parciales positivas y negativas de las variables explicativas. Esta estrategia de modelización permite estimar efectos diferenciales sobre

**Figura 6. Elasticidades de largo plazo para el empleo (sectores con elasticidades al TCR negativas)**



Nota: además de los casos excluidos inicialmente, en este gráfico se excluyen las elasticidades estimadas para los sectores de fabricación de equipos electrónicos, de sustancias químicas, de equipos de transporte, edición, fabricación de productos de hornos de coque, y servicios artísticos y de espectáculos. El tamaño de las burbujas representa el tamaño relativo de cada sector.

Fuente: elaboración propia con base en datos provenientes de INDEC, BCRA y SIPA.

los puestos de trabajo según sean positivos o negativos los cambios en las variables explicativas. Para incorporar estas no linealidades en el análisis, se utiliza el modelo de regresión (3) basado en la estrategia de estimación propuesta en Shin et al. (2014).

$$\Delta p_t = b_0 + b_1 t + \xi(p_{t-1} - \theta^+ x_{t-1}^+ - \theta^- x_{t-1}^-) + \sum_{i=1}^{q-1} \delta_i \Delta p_{t-i} + \omega^+ \Delta x_t^+ + \omega^- \Delta x_t^- + \sum_{j=1}^2 \sum_{i=1}^{r_j-1} (\psi_{j,i}^+ \Delta x_{j,t-i}^+ + \psi_{j,i}^- \Delta x_{j,t-i}^-) + \epsilon_t \tag{3}$$

La variable  $x_{j,t}$  se descompone en  $x_{j,t}^+$  y  $x_{j,t}^-$ , sumas parciales de los cambios positivos y negativos en  $x_{j,t}$ . Esto es,  $x_{j,t} = x_{j,0} + x_{j,t}^+ + x_{j,t}^-$ , donde:

$$x_{j,t}^+ = \sum_{p=1}^t \Delta x_{j,p}^+ = \sum_{p=1}^t \max(\Delta x_{j,p}, 0)$$

$$x_{j,t}^- = \sum_{p=1}^t \Delta x_{j,p}^- = \sum_{p=1}^t \min(\Delta x_{j,p}, 0)$$

De esta forma, los vectores de parámetros  $\theta^+$  y  $\theta^-$  capturan las asimetrías existentes en las relaciones de largo plazo entre las variables, mientras que los vectores  $\omega^+$  y  $\omega^-$  capturan las asimetrías en las relaciones de corto plazo. Los resultados de las pruebas que evalúan la existencia de asimetrías en las elasticidades de largo plazo se presentan en la Tabla 5.

**Tabla 5. Pruebas de efectos asimétricos en el largo plazo**

	p-valor	
	Sin TCR	Con TCR
EMAE	0,023	0,03
TCR	-	0,085

Fuente: elaboración propia con base en datos provenientes de INDEC, BCRA y SIPA.

Nota: se reportan los p-valores que surgen de evaluar la hipótesis nula de que los efectos no presentan asimetrías.

Los tests indican que la hipótesis de simetría se rechaza con un 90% de confianza en todas las especificaciones, e incluso con un 95% para la elasticidad respecto del producto. A continuación, la Tabla 6 presenta los

**Tabla 6. Elasticidades estimadas de largo plazo con modelos asimétricos**

		Sin TCR	Con TCR
EMAE	Variación positiva	0,661***	0,515***
	Variación negativa	1,034***	0,883***
TCR	Variación positiva	-	-0,024
	Variación negativa	-	0,072
R <sup>2</sup>		0,507	0,585

Fuente: elaboración propia con base en datos provenientes de INDEC, BCRA y SIPA.

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

resultados de las estimaciones. Se observa que, tanto al incluir el TCR como al excluirlo, la elasticidad del empleo formal respecto del EMAE es más grande en las recesiones que en las expansiones. Esto significa que en períodos de caída de la actividad, las pérdidas en términos de puestos de trabajo formales son más grandes que las ganancias de puestos que se generan en los períodos expansivos.

#### IV.3.b. Firmas

Otro ejercicio interesante consiste en estimar la prociclicidad de la generación de nuevas firmas. La Tabla 7 muestra que la creación de empresas resulta más costosa que la generación de nuevos puestos de trabajo, lo que se refleja en una menor prociclicidad en el número de empresas, tanto cuando se incluye como cuando se excluye el TCR. Estos resultados indican

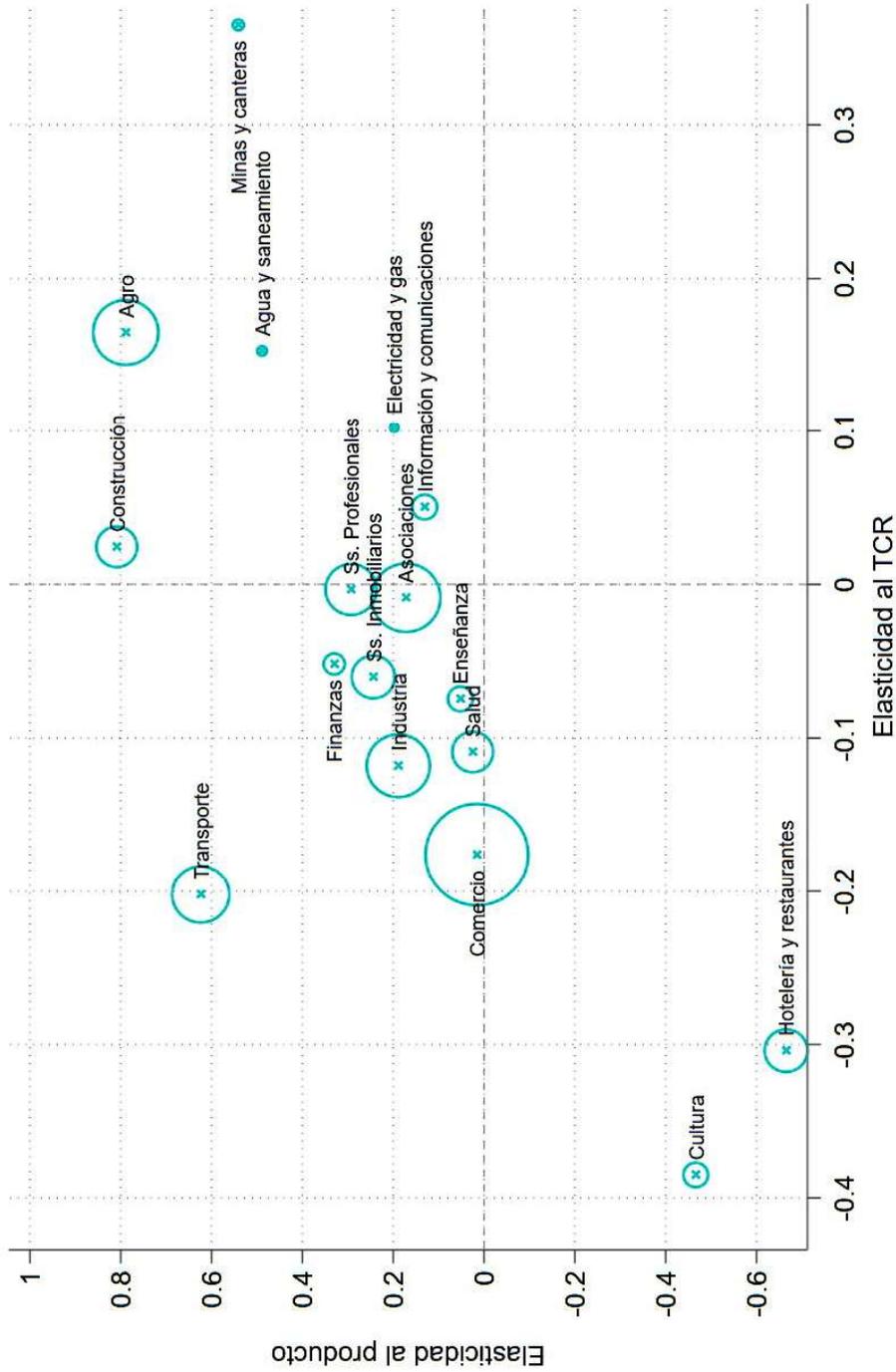
**Tabla 7. Elasticidades estimadas para el número de firmas**

		Sin TCR	Con TCR
EMAE	Largo plazo	0,501***	0,262***
	Corto plazo	0,020***	0,025*
TCR	Largo plazo	-	-0,075***
	Corto plazo	-	-0,005***
R <sup>2</sup>		0,370	0,429

Fuente: elaboración propia con base en datos provenientes de INDEC, BCRA y SIPA.

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

Figura 7. Elasticidades de largo plazo para el número de firmas, nivel letra



Nota: el tamaño de las burbujas representa el tamaño relativo de cada sector.  
Fuente: elaboración propia con base en datos provenientes de INDEC, BCRA y SIPA.

que la generación de empleo responde, mayormente, al aumento en la escala o a cambios en la intensidad factorial relativa en las firmas ya existentes, más que al surgimiento de nuevas unidades económicas.

La Figura 7 muestra diferencias importantes respecto de los resultados obtenidos para puestos de trabajo (Figura 2), a tal punto que la asignación de sectores en cuadrantes cambia considerablemente. Sin embargo, estas diferencias se deben mayormente a sectores para los que las estimaciones obtenidas no son estadísticamente significativas: construcción y finanzas en la estimación de puestos de trabajo; minas y canteras, enseñanza, agua y saneamiento, y electricidad y gas tanto en puestos como en empresas.

Restringiendo el análisis a sectores con valores estadísticamente distintos de cero, se encuentra, por ejemplo, que en la industria manufacturera los puestos de trabajo son notablemente más procíclicos que las empresas. Por otro lado, la elasticidad del número de firmas industriales al TCR resulta muy similar a la hallada para puestos. En ambos casos, el coeficiente estimado es negativo y estadísticamente significativo: una depreciación del TCR está asociada tanto a un menor número de firmas como a un menor nivel de empleo en el sector. Se sigue manteniendo el resultado opuesto para el agro, sector en el que una depreciación cambiaría se asocia con una mejor *performance* en ambas dimensiones.

Por otra parte, cultura y transporte sufren caídas en el número de firmas ante las depreciaciones reales, pero esto no se da (u ocurre en menor medida) en puestos de trabajo. En el caso de cultura, la elasticidad al EMAE pasa de ser positiva en puestos de trabajo a ser negativa en número de firmas. Por último, en servicios profesionales la cantidad de puestos aumenta ante subas del tipo de cambio real, pero sin aumentar la cantidad de empresas.

Los sectores en los que el proceso de creación o destrucción de empresas es más procíclico son construcción, agro y transporte. A diferencia de lo que ocurría al analizar la prociclicidad en los puestos formales, ahora el coeficiente estimado para el sector de la construcción es estadísticamente significativo. Esto es compatible con la idea de que el empleo informal es el que juega un rol fundamental en este sector. Por otro lado, el agro y el transporte resultan ser procíclicos tanto a nivel de empleo formal como de firmas.

Por su parte, y como ya se mencionó previamente, las elasticidades estimadas en el sector de minas y canteras no son estadísticamente significativas. Esto va en línea con los resultados hallados para puestos. De esta forma, la evidencia parece consistente con la idea de que la creación tanto de empleo como de empresas en este sector depende de otros factores que no son contemplados en los modelos estimados.

#### *IV.3.c. Empleo según tamaño de las firmas*

Un ejercicio alternativo consiste en repetir la estimación original, pero dividiendo el empleo según el tamaño de la firma en que se inserta. La Tabla 8 muestra los resultados obtenidos usando tres categorías de tamaño de empresas: micro (menos de 10 empleados), pequeñas y medianas (10 a 200 empleados) y grandes (más de 200 empleados). Solo se reportan las elasticidades de largo plazo.

**Tabla 8. Elasticidades de largo plazo por tamaño de firma**

	Grande	PyME	Micro
EMAE	0,674***	0,436***	0,179***
TCR	-0,106***	-0,018	-0,068***
R <sup>2</sup>	0,381	0,518	0,409

Fuente: elaboración propia con base en datos provenientes de INDEC, BCRA y SIPA.

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

Los resultados indican que la prociclicidad del empleo es marcadamente diferente entre firmas de distintos tamaños. El empleo generado por microempresas está apenas débilmente correlacionado con la actividad económica: un aumento de 10% en el producto está asociado a un crecimiento de 1,8% en la plantilla laboral de estas unidades económicas. En cambio, la elasticidad obtenida es de 0,674 para las empresas grandes, un valor cercano al obtenido para la serie agregada.

Este resultado indica que la generación de empleo asociada al crecimiento económico es traccionada fundamentalmente por las empresas grandes. Esto puede deberse a que el propio crecimiento económico también lo está (dado que un porcentaje mayoritario del producto es generado, precisa-

mente, por firmas grandes), pero también a que las unidades productivas de mayor tamaño son factiblemente las que tienen mayor capacidad financiera para afrontar los costos de búsqueda y contratación, así como la suficiente escala y estructura organizativa para hacer de la ampliación de personal una inversión más atractiva. A nivel más general, este hallazgo es consistente con la tendencia de la producción capitalista a la concentración y el aumento de la escala, un aporte clave de la economía política clásica del siglo XIX (Marx, 2008), también presente en producciones canónicas del siglo XX (Schumpeter, 1942).

También es interesante notar que las empresas grandes registran asimismo una mayor asociación negativa con los movimientos en el TCR que las microempresas, aunque aquí la diferencia de tamaños es más reducida, lo que hace más difícil ofrecer una interpretación clara.

## V. CONCLUSIONES

Este trabajo provee evidencia sobre la prociclicidad del empleo formal argentino en 2007-2019. En primer lugar, se documenta una asociación entre empleo y producto que, aunque pequeña en el corto plazo, adquiere una magnitud considerable en el largo plazo. En segundo lugar, se observa una importante variabilidad en este parámetro entre sectores productivos.

La combinación de estos dos hallazgos ofrece dos lecciones relevantes para la política pública. En primer lugar, el crecimiento económico es fundamental para la recuperación del empleo formal, largamente estancado en nuestro país al momento de publicar este documento. En segundo lugar, la estructura productiva no es trivial, en la medida en que no todos los sectores productivos generan puestos de trabajo a la misma velocidad, en un contexto de crecimiento económico.

También se estudia la asociación entre el empleo y el tipo de cambio real, posiblemente el precio relativo más importante de una economía emergente y una variable sobre la que los decisores de política económica pueden influir por diversas vías. Si bien la elasticidad agregada es muy pequeña, esto no es necesariamente así a nivel sectorial. Los sectores exportadores típicamente generan empleo en coincidencia con depreciaciones reales de la moneda, mientras que ocurre lo contrario en general en sectores impor-

tadores. Nuevamente, esto dispara preguntas importantes sobre el sendero productivo óptimo para la economía argentina.

El empleo industrial argentino es uno de los más procíclicos, tanto a nivel agregado como en la división por género, un resultado que fundamenta su importancia como sector estratégico para el desarrollo argentino. Sin embargo, no es el único sector con capacidad de traccionar la creación de empleo en un escenario de crecimiento: los servicios calificados también registran elevadas elasticidades respecto de la actividad económica.

Estas elasticidades están determinadas por una conjunción de factores tanto micro como macroeconómicos. La función de producción típica es muy diferente en cada sector productivo, lo que implica distintas velocidades de aumento para la demanda de trabajo en contextos de crecimiento económico. La estructura tributaria y las asimetrías regionales también suponen distintos esquemas de incentivos para unidades económicas dedicadas a actividades diferentes o situadas en distintas partes del país. La cuestión de la inversión extranjera directa también es relevante, por tratarse de una variable de elevada prociclicidad y particularmente importante para ciertos sectores (como minas y canteras, y electricidad y gas), lo que introduce una considerable variabilidad en las series correspondientes. Por último, los precios relativos juegan también un papel fundamental, tanto para sectores exportadores de *commodities* (esencialmente, el agro) como para aquellos que producen bienes no transables pero con una fuerte dependencia de insumos importados (transporte).

Hasta cierto punto, al menos, los resultados obtenidos son producto de decisiones de política económica y productiva. En un país cuyo mercado de trabajo sufre considerables problemas desde hace al menos tres décadas, elevar estos valores aparece como un objetivo deseable, en tanto y en cuanto esto no implique un efecto negativo sobre la productividad. El hecho de que se observen diferencias de comportamiento entre el empleo masculino y el femenino también es un insumo importante para la política pública: la eliminación de las brechas de género en el mercado laboral debe tener en cuenta ciertas asimetrías de género en la generación de puestos de trabajo.

Otros ejercicios realizados echan luz sobre aspectos del mercado de trabajo argentino que suponen desafíos relevantes para la política pública.

En primer lugar, la evidencia sugiere que la creación de empresas es menos procíclica que la de puestos de trabajo. Pese a esta menor prociclicidad, los resultados indican una elasticidad cercana a 0,5 respecto del crecimiento económico si no se controla por el tipo de cambio real; esto implica que, ante una suba del 10% en la actividad económica, la cantidad de empresas aumenta alrededor de 5%.

Adicionalmente, las estimaciones indican que la relación entre empleo y actividad económica es también asimétrica, de modo tal que la sensibilidad es mayor en recesiones que en períodos expansivos. Este resultado es particularmente relevante para una economía que pasó 21 de los últimos 45 años en recesión y señala la importancia de la estabilidad macroeconómica como condición necesaria para mejoras sociales sostenidas. Finalmente, que la prociclicidad del empleo sea mayor en empresas grandes que en las pequeñas es un hallazgo previsible que también echa luz sobre un objetivo esencial de la política productiva: promover el crecimiento de las unidades productivas locales.

## VI. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ajakaiye, O., Jerome, A. T., Nabena, D., y Alaba, O. A. (2015). Understanding the relationship between growth and employment in Nigeria. WIDER Working Paper, N° 2015/124. The United Nations University World Institute for Development Economics Research (UNU-WIDER).
- Ajilore, T. y Yinusa, O. (2011). An analysis of employment intensity of sectoral output growth in Botswana. *Southern African Business Review*, 15(2).
- Anderson, B. y Braunstein, E. (2013). Economic growth and employment from 1990-2010: explaining elasticities by gender. *Review of Radical Political Economics*, 45(3), pp. 269-277.
- Autor, D. y Salomons, A. (2018). Is automation labor-displacing? Productivity growth, employment, and the labor share (N° w24871). National Bureau of Economic Research.
- Baldwin, R., y Okubo, T. (2019). GVC journeys: Industrialisation and deindustrialisation in the age of the second unbundling. *Journal of the Japanese and International Economies*, 52, pp. 53-67.

- Beccaria, L. A. y Maurizio, R. D. L. (2017). Mercado de trabajo y desigualdad en Argentina. Un balance de las últimas tres décadas. Universidad de Buenos Aires, Facultad de Ciencias Sociales. *Revista Sociedad*, 37(6), pp. 15-41.
- Camargo, J. M. (1999). Apertura económica, productividad y mercado de trabajo. Argentina, Brasil y México. En V. E. Tokmany D. Martínez (eds.), *Productividad y empleo en la apertura económica* (pp. 11-30). OIT, Perú.
- Damill, M., Frenkel, R. y Maurizio, R. (2002). Argentina: una década de convertibilidad. Análisis del crecimiento, el empleo y la distribución del ingreso. OIT, Chile.
- Demir, F. (2010). Exchange rate volatility and employment growth in developing countries: Evidence from Turkey. *World Development*, 38(8), pp. 1127-1140.
- Demir, F. y Razmi, A. (2021). The real exchange rate and development theory, evidence, issues and challenges. *Journal of Economic Surveys*, 36(2), pp.386-428.
- Döpke, J. (2001). The "employment intensity" of growth in Europe (N° 1021). Kiel Working Paper. Kiel Institute for the World Economy.
- Erten, B. y Metzger, M. (2019). The real exchange rate, structural change, and female labor force participation. *World Development*, 117, pp. 296-312.
- Frenkel, R., & Ros, J. (2006). Unemployment and the real exchange rate in Latin America. *World development*, 34(4), 631-646.
- Furceri, D., Crivelli, E. y Toujas-Bernate, M. J. (2012). Can policies affect employment intensity of growth? A cross-country analysis. International Monetary Fund.
- Galindo, A., Izquierdo, A. y Montero, J. M. (2007). Real exchange rates, dollarization and industrial employment in Latin America. *Emerging Markets Review*, 8(4), pp. 284-298.
- Islam, I. y Nazara, S. (2000). Estimating Employment Elasticity for the Indonesian Economy. International Labour Office, Indonesia.
- Kapsos, S. (2006). The employment intensity of growth: Trends and macroeconomic determinants. En J. Felipe y R Hasan (eds.), *Labor markets in Asia: Issues and perspectives* (pp. 143-201). Palgrave Macmillan.

- Konopczak, K. (2019). Modelling labour adjustments over the business cycle: evidence from non-linear ARDL model (n. 35). Ministerio de Finanzas, Polonia.
- Marx, K. (2008). *El capital* [28° edición]. Siglo XXI.
- Mollick, A. V. (2009). Employment responses of skilled and unskilled workers at Mexican maquiladoras: The effects of external factors. *World Development*, 37(7), pp. 1285-1296.
- Pashtoon, R., Maiwandwal, Z. y Zahid, A. A. (2018). Exports and Employment in Afghanistan: An Econometric Model Using (ARDL) Bounds Test Approach. *International Journal of Emerging Technologies and Innovative Research*, 5(10), pp. 621-632
- Pesaran, M. H., Shin, Y. y Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), pp. 289-326.
- Revenga, A. L. y Bentolila, S. (1995). What affects the employment rate intensity of growth?. Banco de España.
- Schumpeter, J. (1942). *Capitalism, socialism and democracy*. Harper.
- Seguino, S. y Were, M. (2014). Gender, development and economic growth in Sub-Saharan Africa. *Journal of African Economies*, 23(suppl\_1), i18-i61.
- Shin, D. (2000). Gender and industry differences in employment cyclicality: Evidence over the postwar period. *Economic Inquiry*, 38(4), pp. 641-650.
- Shin, Y., Yu, B. y Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. En R. C. Sickles y W. C. Horrace (eds.), *Festschrift in honor of Peter Schmidt* (pp. 281-314). Springer.
- Stallings, B. y Peres Núñez, W. (2000). *Crecimiento, empleo y equidad: el impacto de las reformas económicas en América Latina y el Caribe*. CEPAL.
- Tokman, V. E. y Martínez, D. (eds.) (1999). *Productividad y empleo en la apertura económica*. International Labour Organization.
- Usman, O. y Elsalih, O. M. (2018). Testing the effects of real exchange rate pass-through to unemployment in Brazil. *Economies*, 6(3), p. 49.

## VI. ANEXO

**Tabla A.1**  
**Elasticidades estimadas para el agregado: resultados completos**

	Empleo total		Empleo femenino		Empleo masculino	
	Sin TCR	Con TCR	Sin TCR	Con TCR	Sin TCR	Con TCR
Término de ajuste	-0,143*** (0,041)	-0,179*** (0,065)	-0,130*** (0,029)	-0,240*** (0,073)	-0,104** (0,05)	-0,188** (0,075)
Largo plazo	0,749*** (0,096)	0,558*** (0,109)	0,713*** (0,096)	0,482*** (0,073)	0,790*** (0,156)	0,520*** (0,100)
Contemporáneo	0,112*** (0,03)	0,092*** (0,03)	0,083*** (0,031)	0,064* (0,034)	0,126*** (0,03)	0,087*** (0,033)
Rezago 1	-0,041 (0,036)	-0,049 (0,04)	-0,048 (0,034)	-0,071* (0,042)	-0,039 (0,04)	-0,055 (0,044)
Rezago 2	0,011 (0,037)	0,023 (0,04)	0,007 (0,034)	-0,004 (0,043)	0,018 (0,04)	0,034 (0,044)
Rezago 3	-0,034 (0,035)	-0,036 (0,038)	-	-0,051 (0,042)	-0,006 (0,04)	-0,061 (0,043)
Rezago 4	-0,043 (0,035)	-0,043 (0,037)	-	-0,063 (0,04)	-0,006 (0,038)	-0,032 (0,042)
EMA E Rezago 5	0,023 (0,035)	0,019 (0,039)	-	0,002 (0,042)	0,035 (0,037)	0,011 (0,043)
EMA E Rezago 6	-	-0,001 (0,037)	-	-0,002 (0,04)	0,006 (0,036)	-0,03 (0,042)
EMA E Rezago 7	-	-	-	0,011 (0,039)	-0,021 (0,036)	-0,018 (0,04)
EMA E Rezago 8	-	-	-	0,032 (0,038)	0,036 (0,036)	0,013 (0,039)
EMA E Rezago 9	-	-	-	-0,027 (0,037)	-0,039 (0,035)	-0,084** (0,037)
EMA E Rezago 10	-	-	-	-0,043 (0,037)	-	-
EMA E Rezago 11	-	-	-	-0,004 (0,036)	-	-

**Tabla A.1 (continuación)**  
**Elasticidades estimadas para el agregado: resultados completos**

	Empleo total		Empleo femenino		Empleo masculino	
	Sin TCR	Con TCR	Sin TCR	Con TCR	Sin TCR	Con TCR
Largo plazo	-	-0,037* (0,022)	-	-0,055*** (0,017)	-	-0,048** (0,022)
Contemporáneo	-	-0,005 (0,011)	-	-0,004 (0,012)	-	-0,011 (0,011)
Rezago 1	-	-0,007 (0,011)	-	-0,007 (0,012)	-	0,001 (0,011)
Rezago 2	-	0,024** (0,011)	-	0,023* (0,012)	-	0,028** (0,012)
Rezago 3	-	-0,019* (0,011)	-	-0,01 (0,012)	-	-0,016 (0,012)
TCR Rezago 4	-	-0,004 (0,011)	-	-0,005 (0,012)	-	-0,009 (0,012)
Rezago 5	-	0,008 (0,012)	-	0,014 (0,013)	-	0,01 (0,013)
Rezago 6	-	0 (0,011)	-	-0,001 (0,013)	-	-0,003 (0,013)
Rezago 7	-	-	-	0,008 (0,013)	-	0,008 (0,013)
Rezago 8	-	-	-	-	-	0,021 (0,013)
Rezago 9	-	-	-	-	-	-0,014 (0,012)

**Tabla A.1 (continuación)**  
**Elasticidades estimadas para el agregado: resultados completos**

	Empleo total		Empleo femenino		Empleo masculino		
	Sin TCR	Con TCR	Sin TCR	Con TCR	Sin TCR	Con TCR	
Puestos	Rezago 1	0,043 (0,085)	0,099 (0,094)	-0,193** (0,078)	-0,141 (0,096)	0,173* (0,091)	0,248** (0,107)
	Rezago 2	0,034 (0,084)	0,065 (0,088)	0,121* (0,072)	0,139 (0,09)	-0,044 (0,087)	0,021 (0,096)
	Rezago 3	-0,011 (0,084)	-0,006 (0,087)	-0,023 (0,073)	0,023 (0,089)	-0,042 (0,087)	0,028 (0,093)
	Rezago 4	-0,013 (0,082)	-0,004 (0,085)	0,059 (0,074)	0,103 (0,088)	-0,06 (0,086)	0,085 (0,093)
	Rezago 5	0,06 (0,079)	0,135 (0,083)	-0,121 (0,073)	-0,067 (0,086)	0,232*** (0,083)	0,197** (0,088)
	Rezago 6	-0,295*** (0,077)	-0,296*** (0,081)	-0,301*** (0,074)	-0,312*** (0,084)	-0,295*** (0,082)	-0,258*** (0,089)
	Rezago 7	-0,092 (0,082)	-0,082 (0,082)	-0,292*** (0,076)	-0,295*** (0,084)	0,051 (0,083)	0,091 (0,09)
	Rezago 8	0,014 (0,083)	-0,001 (0,084)	-	-0,033 (0,09)	-0,026 (0,082)	-
	Rezago 9	-0,04 (0,082)	-0,045 (0,084)	-	-0,054 (0,092)	-0,056 (0,082)	-
	Rezago 10	-0,156* (0,081)	-0,149* (0,081)	-	0,07 (0,091)	-0,269*** (0,078)	-
	Rezago 11	-	0,144* (0,081)	-	-0,001 (0,089)	0,212*** (0,08)	-
Tendencia	0 0	0 0	0,000* 0	0,000** 0	0 0	0 0	
Constante	1,706*** (0,527)	2,305** (0,902)	1,385*** (0,341)	2,863*** (0,901)	1,190* (0,618)	2,422** (1,02)	
N	144	144	144	144	144	144	
R <sup>2</sup>	0,409	0,479	0,429	0,518	0,472	0,474	
R <sup>2</sup> ajustado	0,319	0,346	0,372	0,361	0,365	0,329	

**Tabla A.2. Pruebas de cointegración con cambio estructural (Gregory-Hansen)**

H0: no cointegración							
HA: cointegración con cambio estructural en momento desconocido							
Incluyendo TCR				Excluyendo TCR			
Quiebre en constante	Quiebre en constante y tendencia	Quiebre en constante y pendiente	Quiebre en todo	Quiebre en constante	Quiebre en constante y tendencia	Quiebre en constante y pendiente	Quiebre en todo
**	no rechaza	*	no rechaza	no rechaza	no rechaza	no rechaza	no rechaza
[-4,93]	[-4,49]	[-5,24]	[-4,55]	[-3,71]	[-3,63]	[-3,71]	[-4,28]

Fuente: elaboración propia con base en datos provenientes de INDEC, BCRA y SIPA.

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Estadísticos de prueba entre corchetes. Para la selección de la longitud óptima de rezagos se utiliza el criterio de información de Akaike. Se reporta el estadístico  $Z_t$ .