

*Ensayos Revista de Economía–Volumen XXXII, No.1, mayo 2013, pp. 73-100*

## **Determinantes económicos del nivel de empleo. Alguna evidencia para Argentina**

Luis N. Lanteri\*

Fecha de recepción: 25/VI/2012

Fecha de aceptación: 09/I/2013

### **Resumen**

Durante los años noventa, algunos países en desarrollo emprendieron reformas en el mercado de trabajo y abrieron sus economías al resto del mundo, medidas que no se tradujeron, como se esperaba, en mejoras sustanciales para los niveles de empleo e ingresos en esas economías. Argentina, en cambio, adoptó en años recientes una política tendiente a proteger el mercado doméstico, lo cual permitió aumentar considerablemente el nivel de empleo. En este trabajo, se analiza el mercado de trabajo argentino a partir de una ecuación de demanda laboral y de modelos VEC (modelo de corrección de equilibrio vectorial), de acuerdo con la propuesta de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990), para el período 1994:3-2011:2.

**Clasificación JEL:** J08, J23, E24, F16.

**Palabras Claves:** demanda laboral, medidas de ajuste estructural, liberalización del comercio internacional, modelos VEC.

### **Abstract**

During the nineties, some developing countries undertook reforms in the labor market and opened their economies to the world, measures that are not translated, as expected, in substantial improvements in employment levels and incomes in these economies. Argentina, however, adopted in recent years a policy aimed to protect the domestic market which allowed to increase the level of employment significantly. In this paper, we analyze the Argentine labor market, from a labor demand equation and VEC models

---

\* Economista, ha sido asesor del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) y *Japan Cooperation Agency*. Dirección: Buenos Aires, Argentina.

Correo electrónico: [lnlante@yahoo.com.ar](mailto:lnlante@yahoo.com.ar).

Las opiniones vertidas y los errores u omisiones del trabajo corresponden solamente al autor.

(Vector Equilibrium Correction Model), according to Johansen (1988) and Johansen and Juselius (1990) approach, covering the period 1994:3-2011:2.

**JEL Classification:** J08, J23, E24, F16.

**Keywords:** labor demand, structural adjustment measures, international trade liberalization, VEC models.

### **Introducción**

En la Argentina, la situación del mercado laboral (ocupación e ingresos) representa uno de los temas de mayor preocupación para los hacedores de política. Luego de un período, en los noventa, dominado por los programas de ajuste estructural y de apertura de la economía, se ha pasado a otra etapa de mayor autonomía, donde el fortalecimiento del mercado doméstico constituye uno de los ejes centrales del modelo económico.

Durante los años noventa, algunos países en desarrollo emprendieron reformas en el mercado de trabajo y estimularon, a su vez, la liberalización del comercio internacional. Se argumentaba que estas políticas contribuirían a incrementar los niveles de ocupación, dado que se basaban en las ventajas comparativas de cada país y ponían énfasis en la producción de los sectores más intensivos en mano de obra.

Desde una postura ortodoxa, el impacto positivo de la liberalización del comercio sobre el empleo podría verse afectado por algunas distorsiones del mercado laboral (por ejemplo, la legislación sobre salarios mínimos), ya que estas constituyen un obstáculo para el ajuste inicial descendente en los salarios reales, durante el período de reasignación intra sectorial del capital (Edwards, 1988; Cox-Edwards y Edwards, 1994). La existencia de regulaciones, al hacer menos flexible el mercado de trabajo, incrementaría artificialmente los costos de este factor. A su vez, se argumenta que, en economías con baja inflación, la renuencia de los trabajadores a sufrir reducciones en los salarios nominales podría generar mayores y más persistentes tasas de desempleo, si las empresas se vieran forzadas a realizar despidos con el propósito de reducir costos y mantener la competitividad (Katay, 2011).

Sin embargo, luego de más de dos décadas de haber promovido medidas ortodoxas, últimamente se está poniendo en duda la efectividad de estos programas (Rodrik, 2006). Estas políticas no se han traducido, como se esperaba, en mejoras sustanciales en los niveles de empleo e ingresos en esas economías (Aydiner-Avsar y Onaran, 2010). En contraste, en varios países en desarrollo, los programas de apertura y de flexibilización laboral han

estado acompañados de una reducción o, en el mejor de los casos, de un estancamiento en los niveles de ocupación (Van der Hoeven y Saget, 2004; Pollin, Burns y Heintz, 2004; Onaran, 2007).<sup>1</sup>

La situación actual de la economía Argentina resulta bastante diferente. Después de una década, de haber impulsado un esquema de apertura externa y de procurar flexibilizar el mercado de trabajo, se trata ahora de fortalecer la demanda doméstica y el nivel de empleo a partir de algunas políticas que intentan atenuar, aunque sea parcialmente, las medidas impulsadas en los años noventa.

En este artículo, se analiza el mercado de trabajo argentino, a partir de una ecuación de demanda laboral. En particular, se investigan los principales determinantes del nivel de empleo, la relación entre empleo y salarios reales y la elasticidad empleo-producto de largo plazo. Para lo cual, se utilizan modelos VEC (Modelo de Corrección de Equilibrio Vectorial), de acuerdo con la propuesta de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990), y datos trimestrales de este país, que abarcan el período 1994:3-2011:2.

La metodología de los modelos VEC permite establecer los ajustes dinámicos de corto plazo y las relaciones de largo plazo (cointegración) entre las variables, en particular para las series de empleo, salarios reales y producto doméstico; así como, las relaciones entre el empleo y los precios externos y el grado de apertura, respectivamente.

Se espera encontrar una asociación positiva entre el empleo y el producto doméstico y entre el empleo y los términos del intercambio -y posiblemente negativa entre el empleo y los salarios reales-, aunque la relación entre el empleo y la apertura al comercio exterior resulta más difícil de precisar *a priori*: sería negativa si los bienes importados fueran sustitutos de los de producción nacional. En este sentido, se controlan las relaciones de largo plazo entre empleo y salarios, por el producto y por variables que miden los precios externos y el grado de apertura de la economía, como suele encontrarse en la literatura.

---

<sup>1</sup> En el caso particular de Turquía, que siguió durante más de dos décadas una estrategia de crecimiento orientada hacia las exportaciones y un programa de ajuste estructural ortodoxo, como los recomendados por el FMI y el Banco Mundial, basado en la apertura al comercio internacional y en reformas al mercado laboral, el empleo creció solamente un 13% entre 1990 y 2010 (menos del 1% por año, de acuerdo con datos del FMI). Este esquema estuvo acompañado también por una caída en la participación de los salarios en el ingreso agregado, a efecto de incrementar la competitividad internacional de las exportaciones (véase, por ejemplo, Onaran y Stockhammer, 2005). No obstante, ello no implica que otras economías en desarrollo, incluso Latinoamericanas (como el caso de la experiencia de Chile), no hayan aplicado políticas de este tipo con mejores resultados, en términos de ingresos y creación de empleos.

El resto del artículo se desarrolla como sigue. En la sección uno, se realiza una revisión de la literatura y se consideran las fuentes de los datos empleados en el trabajo; mientras que en la dos, se analiza el contexto macroeconómico, el nivel de empleo en las últimas dos décadas y las variables que lo explican; en la tres, se describen las series utilizadas y la metodología de VEC, y en la cuatro, se presentan los resultados encontrados en las estimaciones. Por último, en la sección cinco se comentan las principales conclusiones del trabajo.

## **1. Antecedentes en la literatura y datos empleados**

### *1.1. Algunos antecedentes en la literatura*

En las últimas dos décadas, se han publicado varios trabajos relacionados con los determinantes del empleo y las reformas sugeridas por algunos programas estructurales para el mercado laboral.

Dejando de lado la segunda línea de trabajos, de los cuales se han mencionado algunos artículos en la introducción (Edwards, 1988; Cox-Edwards y Edwards, 1994; Van der Hoeven y Saget, 2004; Pollin, Burns y Heintz, 2004; Onaran, 2007; Aydiner-Avsar y Onaran, 2010; Katay, 2011), varios autores realizan estimaciones de demanda laboral.

Webster (2003) plantea una ecuación de demanda agregada y una ecuación de producción agregada y obtiene una expresión final, donde se determina el nivel de empleo en función del salario real, entre otras variables, como el capital y el costo real del capital.

La relación entre demanda laboral y los salarios reales también ha sido analizada por Lewis y Mac Donald (2002) y Bernie y Downes (1999), para Australia; por Hamermesh (1993), para los Estados Unidos y otras economías. En estos casos, se encuentran coeficientes negativos para los salarios reales y valores de elasticidad empleo-salarios reales que se ubican entre  $-0.15$  y  $-1.50$ , aunque algunas de las estimaciones no son controladas por el producto, o nivel de actividad de la economía (una reseña de varios trabajos que estiman elasticidades empleo-salarios puede encontrarse en Webster, 2003; véase también el trabajo de Dixon, Freebairn y Lim, 2005, quienes obtienen coeficientes negativos para los salarios reales en una ecuación de empleo para Australia).

En lo referente al caso argentino, Beccaria, Esquivel y Mauricio (2005), estiman elasticidades empleo-producto, a partir de datos de la Encuesta Permanente de Hogares, y encuentran valores que se ubican entre  $0.48$  y

0.75 para algunos períodos de los años noventa y la década posterior a la crisis de 2001, respectivamente.

### *1.2. Datos utilizados en el trabajo*

En esta investigación se han utilizado los datos estimados por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC), excepto las series del tipo de cambio multilateral y de salarios nominales, que provienen del Banco Central y de las ex Administradoras de Fondos de Jubilaciones y Pensiones (AFJP), respectivamente.

Desde 2007, han surgido algunos cuestionamientos respecto de la estimación del índice de precios al consumidor, para la Ciudad de Buenos Aires, elaborado por el INDEC. Debido a ello, también se han cuestionado las estimaciones de las cuentas nacionales, principalmente los datos de la oferta y demanda agregada. Sin embargo, en este trabajo es necesario emplear algunos de ellos, básicamente, los de las cuentas nacionales, ya que no existen fuentes alternativas que los sustituyan. Solamente podrá determinarse su verdadera confiabilidad cuando en el futuro sean revisadas estas estadísticas.

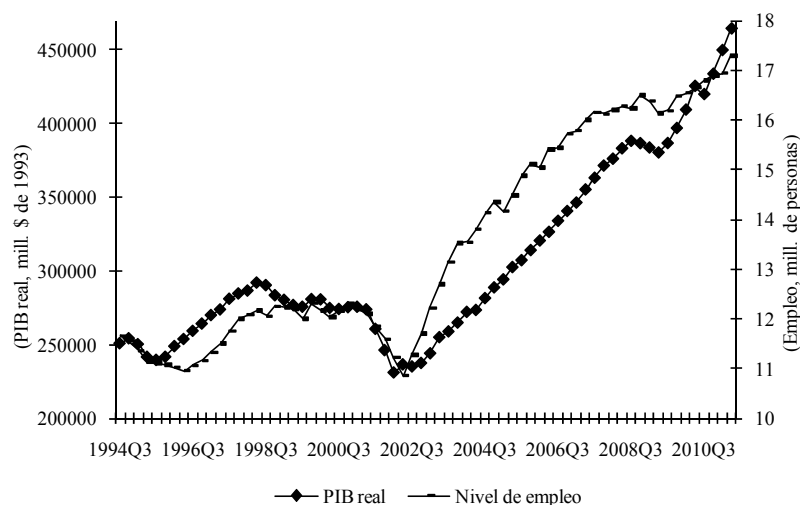
Parte de las series empleadas: Producto Interno Bruto (PIB) real, PIB real manufacturero, términos del intercambio internos y relación exportaciones/PIB, fueron corregidas por estacionalidad a través del programa X12-ARIMA (véase en el anexo la descripción detallada de las series utilizadas).

## **2. El contexto macroeconómico y el nivel de empleo en las últimas dos décadas.**

Durante los años noventa, la Argentina aplicó el denominado “Plan de convertibilidad”, con el que estableció un tipo de cambio nominal fijo frente al dólar estadounidense. La reducción de la inflación lograda en dicho período, la introducción de algunas reformas estructurales y el aumento de la inversión, particularmente en infraestructura, permitieron alcanzar elevadas tasas de crecimiento durante los primeros años de dicha década, las que estuvieron acompañadas por mayores niveles de empleo. Sin embargo, debido a la concurrencia de varios factores, tales como la apreciación del tipo de cambio real, la caída en los precios internacionales de las materias primas exportables (principalmente granos) y la acumulación de deuda externa como consecuencia de los déficit en cuenta corriente, la economía entró en un período recesivo en 1998, que afectó negativamente al mercado de trabajo. La duración de esta fase recesiva, y su agudización hacia el final

de la convertibilidad, en diciembre de 2001, estuvo ligada a las dificultades que ya existían para sostener dicho programa (Beccaria, Esquivel y Mauricio, 2005).

Gráfica 1  
**PIB real y nivel de empleo en la economía**



Fuente: elaboración propia con datos del INDEC.

El abandono de la convertibilidad llevó a un incremento del tipo de cambio nominal y a una profundización, durante los primeros meses, de la caída en la producción agregada y en la ocupación. La gráfica 1 muestra la evolución del PIB real, eje izquierdo y del nivel de empleo, eje derecho.<sup>2</sup> Sin embargo, hacia el final de 2002, la economía volvió a crecer, ayudada por la mejora en los precios internacionales de las materias primas, la recuperación de Brasil, las expectativas generadas por el superávit fiscal, la mayor competitividad de las exportaciones, el bajo uso de la capacidad instalada en la industria, la conversión a pesos de algunas deudas en moneda extranjera (dólares estadounidenses) y el alivio que significaba el no pago de los servicios de parte de la deuda externa debido a la declaración de *default*.<sup>3</sup> Desde ese año, se observó también un incremento en la creación de empleos, que solo fue

<sup>2</sup> Uno de los sectores con mayores pérdidas de empleo habría sido el de la industria manufacturera (McMillan y Rodrik, 2011).

<sup>3</sup> El *default* se declaró al final de 2001 y la situación con los acreedores externos privados se regularizó recién después de la reestructuración de la deuda en 2005 (hubo un segundo canje de deuda en 2010 y persiste todavía un pequeño porcentaje de acreedores que no participaron en ninguno de los dos canjes).

interrumpido por la crisis internacional de 2007-2008 (Vasconcelos, 2010 y 2011).

Ambos períodos, el de la convertibilidad y el posterior a la crisis de 2001, se caracterizaron por diferentes políticas macroeconómicas. Mientras que en los noventa se trató de: desregular el mercado laboral, liberalizar las importaciones, actualizar los precios de los servicios públicos y tener una mayor apertura de la cuenta capital; en la etapa post convertibilidad, se aplicaron medidas adicionales de política comercial externa, básicamente impuestos a los exportables, aranceles a los importables y restricciones cuantitativas sobre ambos aspectos del comercio exterior; se retrasaron los ajustes de tarifas en los servicios públicos y se introdujeron diversas medidas relacionadas con el mercado laboral, con un sesgo en favor de los trabajadores, principalmente del sector formal (Panigo y Neffa, 2009).

Los últimos años estuvieron acompañados también por medidas de estímulo al mercado doméstico (impulso del consumo), políticas fiscales expansivas y monetarias laxas, incremento de la inversión en construcción (demandante de mano de obra), menor inversión externa directa en el país respecto de los noventa, y otorgamiento de subsidios a empresas y consumidores.<sup>4</sup> Estos últimos fueron otorgados particularmente para el transporte y a las principales tarifas de los servicios públicos, lo que contribuiría a mejorar el poder de compra de consumidores y asalariados.

A pesar de la mayor inflación, algunas de esas medidas tuvieron consecuencias favorables para la creación de empleos (donde un porcentaje importante corresponde al sector público) y la recuperación de los salarios reales (estimado con el deflactor del PIB). En el período posterior a la caída de la convertibilidad, los salarios reales se ubicaron, en promedio, por arriba de los vigentes en los años noventa<sup>5</sup> (gráfica 2). En esta gráfica, se indican los cambios en los salarios reales entre la década de 1990 y el período posterior a la crisis externa de 2001, así como, la razón entre los salarios y los precios de la maquinaria y equipo. Se observa un aumento promedio en

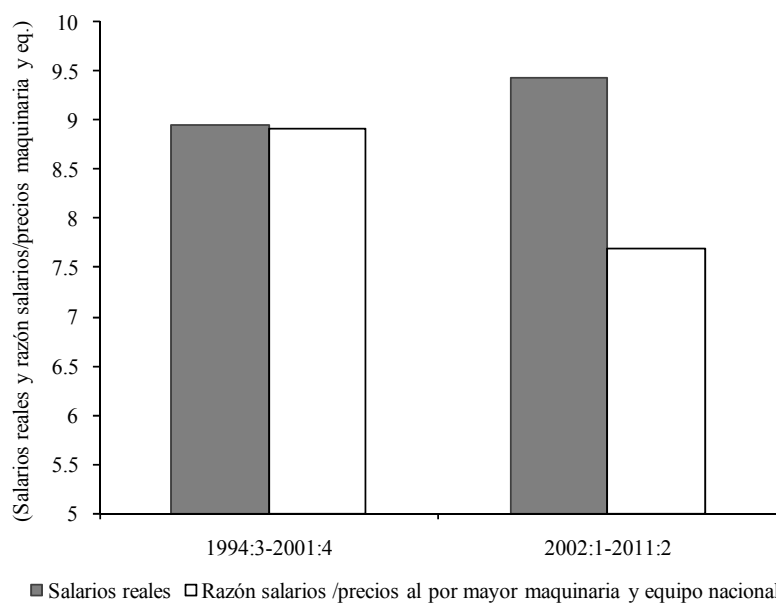
---

<sup>4</sup> No obstante, Amico (2007) destaca varias políticas de los años noventa que se habrían seguido aplicando con posterioridad a la convertibilidad. Entre los trabajos que analizan algunos rasgos de estos períodos pueden mencionarse, entre otros, los de Beccaria, Esquivel y Mauricio (2005), Bonvecci (2006), Cortés y Marshall (2003), Damill, Frenkel, y Mauricio (2002), Damill (2006), Damill y Frenkel (2009) y Katz (2005).

<sup>5</sup> Debido a la disponibilidad de información, los promedios corresponden a los períodos 1994:3-2001:4 y 2002:1-2011:2, respectivamente. Los salarios nominales disponibles, para el promedio de la economía, hacen referencia básicamente al mercado formal y no discriminan de acuerdo con las habilidades de los asalariados (ver anexo). Cabe agregar que, hacia el final de este segundo período, los salarios medidos en dólares estarían entre los más altos de las últimas décadas, lo que podría llevar a una caída en la competitividad internacional, en particular, en los sectores más intensivos en mano de obra.

los salarios reales y una caída promedio en la razón mencionada, sugiriendo un encarecimiento relativo de los precios de la maquinaria y equipo.<sup>6</sup>

Gráfica 2  
Salarios reales y razón entre los salarios nominales y los precios internos al por mayor de maquinaria y equipo nacional



Nota: valores promedio por período.

Fuente: elaboración propia con datos del INDEC.

Las políticas aplicadas con posterioridad a la crisis externa de 2001 y las condiciones internacionales más favorables contribuyeron sin duda a incrementar los niveles de empleo y los salarios reales en la economía. Este modelo más autónomo (con mayor protección para los sectores que compiten con las importaciones) permitió expandir notablemente los niveles de actividad y reducir las tasas de desempleo, respecto de los años noventa.

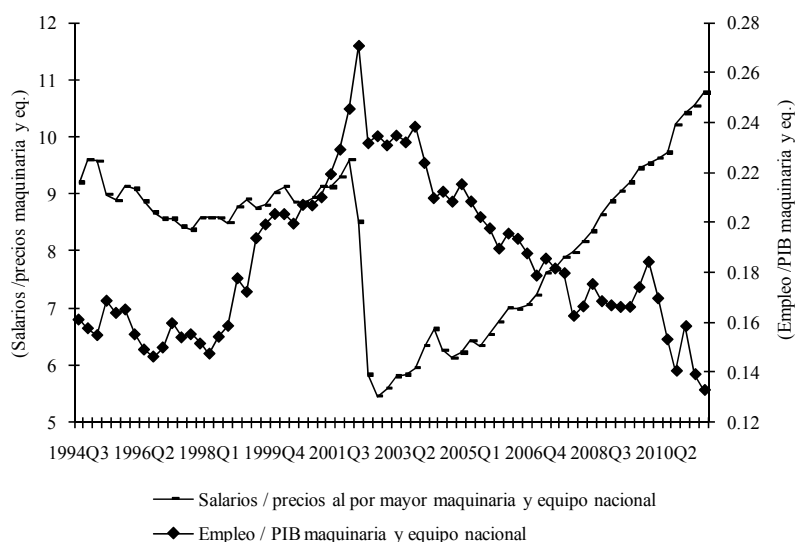
<sup>6</sup> Para Canitrot (1975), los intentos de redistribución de ingresos vía aumentos de salarios, que se dieron en la Argentina en el pasado, terminaron fracasando, debido al incremento de la inflación o por la aplicación posterior de políticas de signo contrario. En condiciones cercanas al pleno empleo, y de no mediar intervención estatal, el incremento de los salarios terminaría probablemente trasladándose a los precios internos. El pensamiento keynesiano y neo keynesiano es el único que admite una modificación permanente de los salarios, en particular en economías cerradas, sin movilidad de capitales. Véanse también los trabajos clásicos de Braun y Joy (1968), Díaz Alejandro (1970), Mallon y Sourrouille (1975), y Carciofi (1988).



Si bien la razón entre los salarios nominales y los precios internos al por mayor de maquinaria y equipo nacional (gráfica 3, eje izquierdo), en promedio, se redujo entre la década de 1990 y el período post convertibilidad, no obstante, a partir de 2005 se observa un encarecimiento gradual de los salarios respecto de los precios de estos bienes de capital, que podrían ser considerados, en alguna medida, sustitutos de la mano de obra. Con posterioridad a la crisis de 2001, se aprecia también una caída del empleo en relación con el PIB de maquinaria y equipo nacional (eje derecho), lo que implica que la producción de estos bienes de capital habría crecido mucho más que el nivel de ocupación.

Gráfica 3

**Razón salarios /precios al por mayor de maquinaria y equipo nacional y razón empleo /PIB de maquinaria y equipo nacional (sin estacionalidad)**



Fuente: elaboración propia con datos del INDEC.

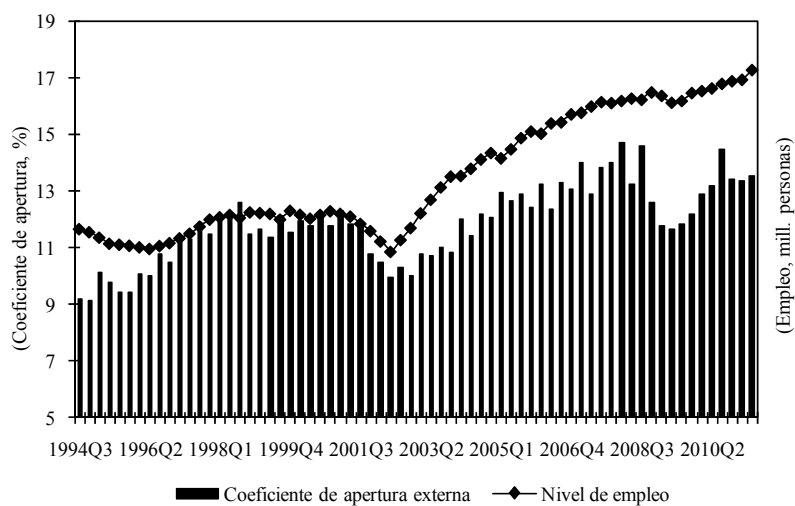
Por último, en el modelo de empleo, podría considerarse también el efecto del comercio internacional. Este factor afecta la eficiencia técnica, a partir del cambio tecnológico inducido por el comercio (Greenaway, Hine y Wright, 1999), y a raíz de los cambios en la intensidad de la mano de obra en la producción, en respuesta a las ventajas comparativas de cada país (Hine y Wright, 1997; Milner y Wright, 1998).

El efecto del comercio internacional en el empleo depende de la postura teórica considerada. De acuerdo con el teorema de Heckscher-Ohlin, la

teoría tradicional del comercio sugiere que, en una economía con abundancia de mano de obra no calificada (*unskilled-labor*), la liberalización del comercio incrementaría el empleo y, en particular, el del sector de exportables, debido a las ventajas comparativas de las firmas más intensivas en mano de obra; mientras que la ocupación de la mano de obra calificada, por ejemplo, la empleada en industrias que compiten con las importaciones, podría caer a pesar de la ganancia agregada de bienestar. De todas formas, si las importaciones no fueran sustitutas de los bienes producidos domésticamente, pero sí insumos complementarios de ellos, no debería observarse un efecto negativo, e incluso podría llegar a verificarse un incremento de ocupación en dichos sectores.

Asimismo, la competencia en el mercado internacional podría empujar a las firmas exportadoras a innovar, pero si este cambio tecnológico fuera ahorrador de mano de obra, entonces el efecto positivo en el empleo podría no ocurrir e incluso, resultar negativo. También las importaciones podrían impulsar el cambio tecnológico, a menos que generen una caída en la producción de las firmas que compiten con ellas.

Gráfica 4  
Coeficiente de apertura externa y empleo en la economía



Fuente: elaboración propia con datos del INDEC.

En el caso argentino, se observa una elevada correlación positiva (cerca a 0.8) entre el coeficiente de apertura externa:  $\left[\frac{(X+M)}{2}\right]/\text{PIB} \times 100$  (gráfica 4, eje izquierdo), y el nivel de empleo en la economía (eje derecho), donde X y M son las exportaciones y las importaciones de bienes y servicios en

moneda constante, respectivamente. No obstante, la correlación con el empleo resulta más alta para la razón exportaciones/PIB, al considerar separadamente las exportaciones y las importaciones.<sup>7</sup>

Por su parte, Frenkel y Ros (2006) destacan el papel del tipo de cambio real en la determinación del nivel de empleo en América Latina, dado que actuaría a través de varios canales: el macroeconómico (competitividad de las exportaciones), el de la intensidad de la mano de obra (reasignación hacia técnicas intensivas en mano de obra) y el del desarrollo (rentabilidad del sector de transables).

### **3. Metodología y datos utilizados en las estimaciones**

Las estimaciones econométricas realizadas en este trabajo, destinadas a explicar el nivel de empleo, se basan en modelos VEC. Esta estrategia representa un avance metodológico respecto de los VAR sin restricciones, dado que permite estimar los ajustes dinámicos de corto plazo y las relaciones de largo plazo (cointegración) entre las variables. Las desviaciones respecto del equilibrio de largo plazo se corrigen gradualmente a través de una serie de ajustes parciales de corto plazo (las variables endógenas convergen en sus relaciones de cointegración).

El primer paso del análisis empírico consiste en identificar el orden de integración de las series utilizadas. Si las variables fueran integradas del mismo orden (usualmente I(1)), entonces la combinación lineal de ellas podría ser estacionaria. Luego, se realizan las pruebas de cointegración y de exogeneidad débil de los modelos estimados.

Para tal efecto, se utilizan en las estimaciones: series de tiempo de empleo, salarios reales (o relativos a los precios de los bienes de capital), producto doméstico, términos del intercambio, apertura externa de la economía, factores de demanda agregada (consumo público y privado) y tipo de cambio

---

<sup>7</sup> Cabe agregar que a pesar del sesgo anti comercio en la política comercial Argentina (reintroducción de los impuestos a las exportaciones y mayores restricciones cuantitativas), en el período posterior a la crisis de la convertibilidad, no se reduce el intercambio con el resto del mundo, por lo menos por el lado de las exportaciones. Dos factores podrían explicar este fenómeno. Por un lado, el agro -principal sector de exportables- experimentó un notable cambio tecnológico y una expansión de la frontera cultivable, en particular en la producción de granos, que permitieron incrementar los volúmenes exportados. Por otro, los precios internacionales de las materias primas se ubicaron por encima de la década anterior, compensando así la merma debida a la aplicación de los gravámenes a las exportaciones.

real multilateral, con datos trimestrales que abarcan el período 1994:3-2011:2, ver anexo.

Suponiendo  $k$  variables endógenas, con una raíz unitaria cada una, podrían existir hasta  $k-1$  relaciones de cointegración linealmente independientes. El modelo a estimar podría simbolizarse como:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

En la ecuación (1),  $X_t$  indica un vector de  $k$  variables endógenas no estacionarias  $I(1)$ ,  $\Pi$  una matriz de coeficientes de largo plazo,  $\Gamma_i$  la matriz de coeficientes de corto plazo y  $\varepsilon_t$  un vector de innovaciones (normales e independientemente distribuidos). La matriz  $\Pi$  incluye a los vectores de cointegración. Para determinar el número de relaciones de cointegración (el rango de cointegración  $r$ ), la metodología de Johansen proporciona dos pruebas: la de traza y la de autovalor máximo.

Las pruebas de cointegración permiten estimar los ajustes dinámicos de corto plazo y las relaciones de largo plazo entre las variables, al incluir modelos con variables integradas del mismo orden. De acuerdo con Engle y Granger (1987), la combinación de dos o más series de tiempo no estacionarias podría ser estacionaria. Si existiera tal combinación lineal podría inferirse que dichas series están cointegradas. La combinación lineal estacionaria se denomina término de corrección de equilibrio, o ecuación de cointegración, y se interpreta como la relación de equilibrio de largo plazo.

Dado que entre los objetivos del trabajo se encuentra la estimación de relaciones de largo plazo entre el empleo, los salarios reales (o relativos) y el producto, estas variables están incluidas en las estimaciones. También se incorporan los precios externos de exportación e importación (términos del intercambio), para determinar la influencia que han tenido sobre el empleo, así como algunas variables representativas del grado de apertura al exterior y de la competitividad internacional. De esta forma, se controlan las relaciones de largo plazo, entre empleo y salarios, por el producto y por variables que miden los precios externos y el grado de apertura de la economía, tal como es lo usual en la literatura.

#### 4. Resultado de las estimaciones

##### 4.1. Pruebas de raíz unitaria

En la tabla 1 se indican las pruebas de raíz unitaria, a través de los estadísticos Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y Phillips-Perron, con cinco rezagos (la periodicidad más uno).<sup>8</sup> Las series están expresadas en logaritmo natural.

Tabla 1  
**Pruebas de raíz unitaria. Estadísticos Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y Phillips-Perron. Período 1994:3-2011:2**

Series	Significati- tad de la constante	Significati- vidad de la tendencia	ADF	Phillips -Perron	Orden de integración
Empleo	Sí	Sí	-1.92	-2.34	1
PIB real total	No	No	1.61	2.12*	1
PIB real manufacturero	No	No	1.29	1.37	1
Salarios reales	No	No	0.90	0.82	1
Salarios /precios al por mayor maquinaria y equipo nacional	No	No	0.22	0.27	1
Términos del intercambio externos	Sí	Sí	-1.84	-2.53	1
Términos del intercambio internos	No	No	1.26	1.28	1
Coefficiente de apertura externa	Sí	No	-2.37	-2.35	1
Razón importaciones/PIB real	Sí	No	-1.85	-1.72	1
Razón exportaciones/PIB real	No	No	0.76	1.15	1
Consumo privado	No	No	1.31	1.70	1
Consumo público	No	No	1.15	3.29**	1
Tipo de cambio real multilateral	Sí	No	-1.20	-1.45	1

Nota: se utilizaron cinco rezagos (la periodicidad más uno) y variables en logaritmo. \* no se rechaza la  $H_0$  al 1%, \*\* se rechaza al 5% y al 1% (la prueba de Kwiatkowski-Phillips Schmidt-Shin, 1992, determina que la serie no es estacionaria).

Fuente: elaboración propia.

<sup>8</sup> En el trabajo se utilizan cinco rezagos en niveles, equivalente a la periodicidad más uno (dado que las estimaciones son trimestrales). Este criterio permite que los modelos estimados no presenten autocorrelación de residuos pero que a su vez sean parsimoniosos, en el sentido de no incluir un número excesivo de rezagos.

Los resultados de ambas pruebas determinan la imposibilidad de rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria, en los niveles de las variables al 5%, excepto en el PIB total que no se rechaza al 1% para la prueba de Phillips Perron. En el caso del consumo público, la prueba de Phillips-Perron rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria (al 5% y al 1%), pero la prueba adicional de KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin, 1992) determina que la variable no es estacionaria. Por tanto, se considera que las series consideradas serían integradas de orden uno  $I(1)$ . Las primeras diferencias serían estacionarias.

#### 4.2. Pruebas de cointegración

En principio, se estimaron varios modelos incluyendo a las variables que, presumiblemente y de acuerdo con la teoría económica y la literatura, podrían explicar el nivel de empleo. Los modelos seleccionados (tabla 2) son los que han respondido a las pruebas de cointegración, de exogeneidad débil y de significatividad de los coeficientes en las ecuaciones de cointegración (en la sección 4.3, se aclara esto con más detalle).

Estos tres modelos seleccionados incluyen las siguientes variables en logaritmo: 1) empleo, salarios/precios maquinaria y equipo, coeficiente de apertura y PIB real; 2) empleo, salarios reales, términos del intercambio internos, razón importaciones/PIB, PIB real manufacturero; 3) salarios reales, empleo, términos del intercambio externos, razón importaciones/PIB, PIB total.

En la tabla 2, se muestran los resultados de las pruebas realizadas para determinar la existencia de cointegración entre las variables en cada uno de los modelos seleccionados, así como el número de relaciones de cointegración. La primera columna indica el número de relaciones de cointegración bajo la hipótesis nula, mientras que las tres siguientes corresponden a la prueba estadística de traza, a los valores críticos al 5% y a la probabilidad respectiva (lo mismo para el estadístico de autovalor máximo). Los modelos emplean cinco rezagos en las variables y utilizan la opción de *default*, que excluye una tendencia determinística en la ecuación de cointegración (solo incorpora un intercepto).

El estadístico de traza prueba la hipótesis nula de  $r$  relaciones de cointegración contra la alternativa de  $k$  relaciones de cointegración, donde  $k$  indica el número de variables endógenas, para  $r = 0, 1, \dots, k-1$ ; mientras que el estadístico de autovalor máximo prueba la hipótesis nula de  $r$  relaciones

de cointegración contra,  $r+1$  como alternativa.<sup>9</sup> La metodología de Johansen consiste en estimar la matriz  $\Pi$  de un VAR sin restricciones, y probar si es posible rechazar las restricciones dentro del rango reducido de  $\Pi$ .

Asimismo, las estimaciones no permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación serial de orden  $h$ , de acuerdo con la prueba LM de autocorrelación serial (donde la hipótesis nula establece ausencia de correlación en los residuos).

Tabla 2  
**Pruebas de cointegración**

Relaciones de cointegración	Estadístico de traza	Valor crítico al 5%	Prob.	Relaciones de cointegración	Estadístico de autovalor	Valor crítico al 5% máximo	Prob.
Modelo 1							
Ninguna *	50.0	47.9	0.03	Ninguna	23.3	27.6	0.16
A lo sumo una	26.7	29.8	0.11	A lo sumo una			
Modelo 2							
Ninguna *	84.4	69.8	0.00	Ninguna	32.6	33.9	0.07
A lo sumo una *	51.8	47.9	0.02	A lo sumo una	28.1	27.6	0.04
A lo sumo dos	23.7	29.8	0.21				
Modelo 3							
Ninguna *	75.5	69.8	0.02	Ninguna*	34.8	33.9	0.04
A lo sumo una	40.7	47.9	0.20	A lo sumo una	22.8	27.6	0.18

Nota: se utilizaron cinco rezagos en las variables (la periodicidad más uno). \*: indica rechazo de la  $H_0$  al 5%. MacKinnon-Haug-Michelis p-values. Prob. se refiere a la probabilidad.

Fuente: elaboración propia.

#### 4.3. Pruebas de exogeneidad débil y relaciones de largo plazo (ecuaciones de cointegración)

A partir de la estimación de los modelos VEC es posible obtener las ecuaciones de cointegración para cada uno de ellos. Dado que las variables están representadas en logaritmo, los respectivos parámetros expresan las

<sup>9</sup> El teorema de representación de Granger establece que si la matriz de coeficientes  $\Pi$  presentara un rango reducido  $r < k$ , podrían existir  $(k \times r)$  matrices  $\alpha$  y  $\beta$ , cada una con un rango  $r$ , tal que  $\Pi = \alpha \beta'$  y  $\beta' X_t$  sea  $I(0)$ , donde  $r$  representa el número de relaciones de cointegración (el rango de cointegración) y cada columna  $\beta$  indica el vector de cointegración (parámetros de largo plazo). Por su parte,  $\alpha$  indica el parámetro de ajuste o la velocidad de ajuste, de la  $i$ -ésima variable endógena hacia el equilibrio.

elasticidades del empleo -o de los salarios reales- en relación con las variables consideradas en las estimaciones: salarios reales y producto. Los modelos muestran las relaciones de largo plazo, cuando ya se habría alcanzado el estado estacionario y no existirían desequilibrios de corto plazo entre las variables consideradas.

Previo a la estimación de los coeficientes de cointegración, se realizan las pruebas de exogeneidad débil para determinar si el empleo, el producto o los salarios reales puede considerarse una variable débilmente exógena. A partir de estas pruebas, solo se seleccionan los modelos que se indican en la tabla 3. En los modelos 1 y 2, se plantea una ecuación de empleo y en el 3, una ecuación de salarios reales, dado que en este último caso el empleo (y el producto) resulta una variable débilmente exógena.

Tabla 3  
**Pruebas de exogeneidad débil en modelos VEC**

Modelo	Hipótesis nula: $X_t$ es una variable exógena débil, siendo $X_t$ :	Número de relaciones de cointegración (de ambas pruebas)	Log- likelihood restringido	Estadístico ("likelihood ratio")	Prob.
1	Empleo	Una	642.7	6.4	0.01*
	PIB real	Una	645.0	1.8	0.18
	Empleo	Una	642.7	6.4	0.01*
	Salarios/ precio maq. y eq.	Una	645.8	0.3	0.61
2	Empleo	Dos	763.2	8.3	0.02*
	PIB real manufacturero	Dos	764.4	5.8	0.05
	Empleo	Dos	763.2	8.3	0.02*
	Salario real	Dos	765.9	2.9	0.23
3	Empleo	Una	776.6	3.7	0.06
	Salario real	Una	776.3	4.1	0.04*
	PIB real	Una	778.3	0.1	0.71
	Salario real	Una	776.3	4.1	0.04*

Nota: el \* indica rechazo a la hipótesis nula, al 5%. Se ha dado importancia primordialmente a las pruebas de traza, para determinar el número de relaciones de cointegración a considerar, en las pruebas de exogeneidad. Prob. se refiere a la probabilidad.

Fuente: elaboración propia.

La existencia de exogeneidad débil entre las variables requiere que el parámetro, que mide el peso en la relación de cointegración de la ecuación



estimada (la velocidad de ajuste), sea igual a cero. En otros términos, la condición de exogeneidad débil implica que, al estimar  $Y_t$  con  $X_t$ , si la variable  $X_t$  fuera débilmente exógena para los parámetros de interés, no sería necesario estimar conjuntamente el modelo de  $X_t$  con  $Y_t$  para encontrar los parámetros buscados. Así, no sería necesario estimar las dos ecuaciones y solo bastaría la de la variable endógena ( $Y_t$ ).

Los tres modelos seleccionados y de los cuales se estiman las relaciones de cointegración (tabla 4) son los modelos cuyas variables están cointegradas y que respetan las condiciones de exogeneidad débil (el producto y los salarios deben ser débilmente exógenos en la ecuación de empleo, mientras que el empleo y el producto deben ser débilmente exógenos en la ecuación de salarios), el valor del coeficiente de la velocidad de ajuste  $\alpha$  debe ser negativo, significativo e inferior a la unidad y los signos y significatividad de los coeficientes correspondientes a las variables explicativas. En algunos de los modelos restantes, las pruebas de exogeneidad no son satisfactorias, mientras que en otros, donde estas pruebas permiten determinar la exogeneidad débil del empleo, o de los salarios reales, el coeficiente de la velocidad de ajuste no resulta significativo.

Como se muestra en la tabla 3, en los modelos uno y dos, el producto y los salarios reales serían variables débilmente exógenas (el empleo no lo sería), mientras que en el modelo 3, el producto y el empleo resultan variables débilmente exógenas; para los salarios reales se rechaza esta hipótesis.

Tabla 4  
**Relaciones de largo plazo en las ecuaciones de cointegración**

Modelo		Coeficientes de cointegración			$\alpha$	
1	Empleo =	-0.639*		-0.368*	+ 1.183*	-0.301
	salmaeq			XM/PIB	PIBtotal	(-4.2)***
		(-13.8)***		(-4.2)***	(19.0)***	
2	Empleo =	- 1.606*	+ 1.429*	- 0.654*	+ 2 .158*	-0.036
	salreal		PixPim	M/PIB	PIBman	(-1.9)*
		(-4.6)***	(2.5)**	(-4.0)***	(5.9)***	
3	Salarios reales =	-0.839*	+ 0.321*	-0.043*	+ 1.187*	-0.407
	empleo		TIE	M/PIB	PIBtotal	(-1.9)*
		(-8.1)***	(2.5)**	(-0.7)	(8.1)***	

Nota: estadístico-t entre paréntesis, \*\*\* significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \* significativo al 10%. Salreal: salario real, salmaeq: razón salarios/precios maquinaria y equipo nacional, PixPim: términos del intercambio internos, TIE: términos del intercambio externos, M/PIB: razón importaciones PIB real, XM/PIB: coeficiente de apertura, PIBman: PIB manufacturero, PIB total: PIB real total;  $\alpha$ : coeficiente de velocidad de ajuste. En el modelo 2, se indica el resultado de la primera ecuación de cointegración. Fuente: elaboración propia.

Las relaciones de largo plazo muestran que las elasticidades empleo-salario real (o salarios /precios maquinaria y equipo nacional) resultan, en valor absoluto, inferiores a las elasticidades empleo-producto (tabla 4). Los parámetros presentan, por lo general, los signos esperados *a priori* (positivo para el producto y los términos del intercambio); mientras que en el caso del comercio exterior, se obtienen coeficientes negativos, lo cual indica que una mayor apertura externa afectaría negativamente al nivel de empleo.<sup>10</sup> A su vez, la relación entre el empleo y los salarios es negativa.

Mientras que los valores encontrados para las elasticidades empleo-salarios son similares a los mencionados en la literatura (ver sección uno del trabajo), los de empleo-producto son algo mayores que los obtenidos por Beccaria, Esquivel y Mauricio (2005), al utilizar datos para Argentina. El resto de los coeficientes (apertura y términos del intercambio) muestran los signos que podrían esperarse de acuerdo con la teoría (positivo, por ejemplo, para los términos del intercambio y negativo para la apertura externa si hubiera sustitución con la producción doméstica).

Por su parte, en el modelo 3 se plantea una ecuación de salarios reales, dado que, en este caso, el empleo resulta una variable débilmente exógena. Sin embargo, en este modelo, el coeficiente de empleo arroja signo negativo, de forma que una caída en el empleo se correlacionaría con un incremento en los salarios reales y viceversa. *A priori*, podría pensarse que, si el empleo estuviera impulsado por factores de demanda agregada y se negociaran los salarios de acuerdo con las condiciones de empleo reinantes en la economía (negociaciones paritarias), los salarios podrían mejorar a partir de condiciones de empleo más favorables (el parámetro de empleo debería mostrar así un signo positivo). Sin embargo, pueden hacerse al respecto dos comentarios. En primer lugar, durante la década de los noventa, no funcionaron las negociaciones colectivas (paritarias), entre los sectores patronales y sindicatos, a fin de determinar los niveles de salarios por rama de actividad. Asimismo, existe un importante sector informal de asalariados, cuyas remuneraciones no surgen directamente de las negociaciones paritarias.

Los salarios reales también estarían positivamente correlacionados con los términos del intercambio y con el producto interno. Debe notarse, sin embargo, que la relación negativa entre empleo y salarios se observa principalmente al controlar por el PIB real en los modelos estimados; en un modelo que incluya solamente al empleo y los salarios reales, podría

---

<sup>10</sup> La inclusión de la razón exportaciones/PIB real no presenta buenos resultados en las estimaciones (en particular, se observan problemas con el coeficiente de la velocidad de ajuste).

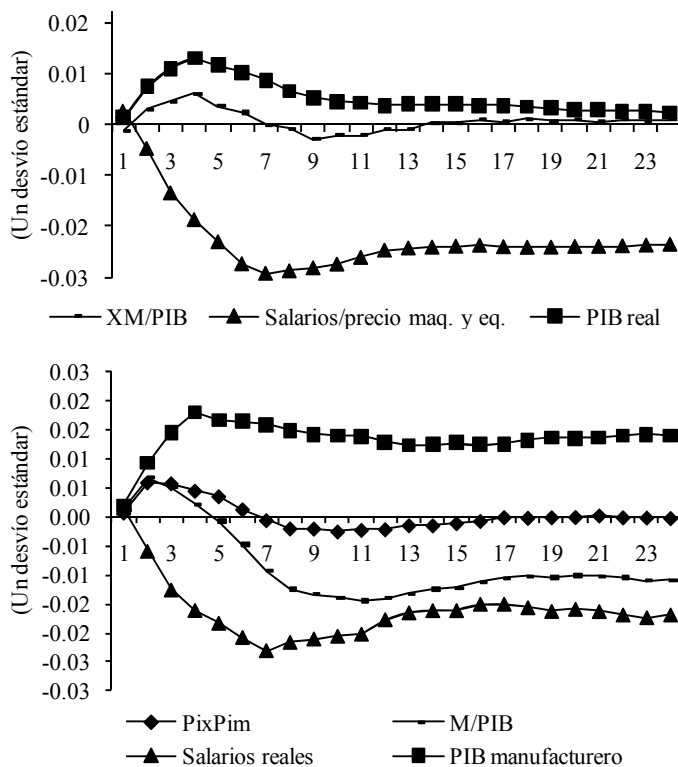
encontrarse una correlación positiva, aunque las variables no estarían cointegradas.

En todos los casos, el coeficiente de la velocidad de ajuste ( $\alpha$ ) resulta estadísticamente significativo, negativo, e inferior a la unidad, indicando que no habría un proceso explosivo.

4.4. *Funciones de impulso-respuesta*

Los modelos VEC permiten estimar las funciones de respuesta del empleo, es decir, el comportamiento de dicha variable frente a los choques en las restantes variables del modelo.

Gráfica 5  
**Funciones de impulso-respuesta del nivel de empleo frente a diferentes choques\***



Nota: \* modelos 1 y 2. Una desviación estándar.  
 Fuente: elaboración propia.

En las estimaciones se emplea la opción de impulsos generalizados planteada por Pesaran y Shin (1998), para la estimación de las funciones de impulso-respuesta. Esta opción establece un conjunto ortogonal de innovaciones que no dependen del orden impuesto a las variables en el VEC (los resultados serían invariantes respecto al ordenamiento de las variables).

En el gráfica 5, se muestran las funciones de impulso-respuesta del nivel de empleo frente a diferentes choques (modelos 1 y 2, respectivamente). Se observa cómo, los choques en los términos del intercambio internos (PixPim) generan un efecto positivo transitorio en el empleo, y los choques en el PIB total (o manufacturero), un efecto positivo permanente. A su vez, los choques correspondientes a la razón importaciones/PIB, o al coeficiente de apertura externa, presentan un efecto positivo transitorio que luego se torna negativo, y las innovaciones en los salarios reales impactan negativa y permanentemente en el empleo, salvo durante el primer período.

Se observa entonces una respuesta positiva permanente del empleo frente a los choques en el producto; y negativa, frente a los choques en el salario real, o en la razón entre los salarios y los precios de los bienes de capital, con excepción, en este último caso, del primer período donde la respuesta suele ser positiva.

#### *4.5. Análisis de descomposición de la varianza*

En la tabla 5, se muestran los porcentajes de la varianza (importancia relativa de cada innovación aleatoria en las fluctuaciones de las variables) del nivel de empleo y de los salarios reales, respectivamente, explicados por los diferentes choques, para los modelos estimados.

En los primeros dos modelos, la varianza del nivel de empleo resulta explicada, después de veinticuatro trimestres, principalmente por los salarios y por el producto, al margen del propio choque. Por su parte, los salarios reales son explicados en el largo plazo por el producto y por la razón importaciones/PIB.

Tabla 5  
Análisis de descomposición de la varianza del nivel de empleo (modelos 1 y 2) y de los salarios reales (modelo tres)

Varianza del nivel de <i>empleo</i> (modelo 1)					
Período	XM/PIB	Salario /precio maq. y eq.	PIB real	Empleo	
1	1.8	7.1	9.2	81.9	
24	0.7	88.9	4.6	5.8	
Varianza del nivel de <i>empleo</i> (modelo 2)					
Período	PixPim	M/PIB	Salario real	PIB manufacturero	Empleo
1	0.5	0.9	2.8	6.0	89.8
24	0.8	21.8	46.9	25.8	4.7
Varianza de los <i>salarios reales</i> (modelo 3)					
Período	TIE	M/PIB	Empleo	PIB real	Salario real
1	2.2	0.6	0.0	27.8	69.5
24	6.4	14.5	5.2	55.0	18.9

Nota: las cifras están en porcentajes. PixPim: términos del intercambio internos. TIE: términos del intercambio externos, M/PIB: razón importaciones PIB real, XM/PIB: coeficiente de apertura externa. Descomposición de Cholesky según el ordenamiento indicado.

Fuente: elaboración propia.

Debe destacarse que estos porcentajes se determinan por *default*, a partir de la descomposición de Cholesky y, por tanto, los resultados se ven influidos por el ordenamiento de las variables impuesto en los respectivos modelos (v. tabla 5). No obstante, algunas pruebas de robustez confirman por lo general estos resultados. Para comprobar la robustez se alteró el ordenamiento de las variables, colocando al empleo en primer lugar en los modelos 1 y 2, y al salario real en primer lugar en el modelo 3. Con este nuevo ordenamiento, el salario sigue siendo el factor más importante para explicar el empleo en los modelos 1 y 2 y el PIB real para explicar a los salarios reales en el 3, mientras que los porcentajes asignados al choque propio se mantienen aproximadamente igual con respecto a los encontrados en las estimaciones originales, que se muestran en la tabla 5, salvo en el modelo 3 donde disminuye.

## Conclusiones

En esta investigación, se analizaron los determinantes del nivel de empleo en el mercado laboral argentino, a partir de modelos VEC, de acuerdo con la propuesta de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990). A tal efecto, se

incluyen en los modelos: series de tiempo de empleo, salarios reales (o relativos a los precios de los bienes de capital), producto doméstico, términos del intercambio, apertura externa de la economía, factores de demanda agregada (consumo público y privado) y tipo de cambio real multilateral, con datos trimestrales que abarcan el período 1994:3-2011:2.

A diferencia de algunas economías en desarrollo, que emprendieron políticas de ajuste estructural, principalmente dominadas por una mayor apertura externa y por reformas al mercado laboral, Argentina ha tratado en años recientes de seguir una política basada en el estímulo al mercado doméstico. Mientras que en varios de esos casos, las medidas ortodoxas fueron ineficaces para aumentar sustancialmente los niveles de ingresos y ocupación, la experiencia argentina muestra un crecimiento importante en el producto doméstico y en la creación de empleos en la economía, en particular en el período posterior a la crisis de la convertibilidad, que tuvo lugar al término del año 2001.

Los modelos seleccionados y de los cuales se estiman las relaciones de cointegración son los modelos cuyas variables están cointegradas y que respetan las condiciones de exogeneidad débil (el producto y los salarios deben ser débilmente exógenos en la ecuación de empleo, mientras que el empleo y el producto deben ser débilmente exógenos en la ecuación de salarios), el valor del coeficiente de la velocidad de ajuste  $\alpha$  debe ser negativo, significativo e inferior a la unidad y los signos y significatividad de los coeficientes de las variables explicativas.

Los resultados de las estimaciones reflejan la importancia de las variables domésticas, es decir, de los salarios reales y del producto (PIB total o manufacturero) para explicar el nivel de empleo en la economía. Las elasticidades empleo-producto son, por lo general, superiores en valor absoluto a las elasticidades empleo-salarios. Ello implica que el crecimiento del PIB real (total o manufacturero) tendría un mayor impacto sobre el empleo, que una reducción en los salarios reales o en los salarios relativos a los precios de los bienes de capital. Así, las políticas que den prioridad al crecimiento del producto podrían llegar a ser más efectivas para mejorar el empleo, que las que estimulen reducciones en las remuneraciones de los asalariados (como, por ejemplo, las medidas de flexibilización laboral, tendientes a eliminar la rigidez del mercado laboral, impulsadas en el país, en los años noventa).<sup>11</sup>

---

<sup>11</sup> Sin embargo, los choques en los salarios explican en el largo plazo un porcentaje mayor de la volatilidad del empleo, que las innovaciones en el PIB total o en el PIB manufacturero.

Una mayor apertura externa de la economía tampoco parecería generar un efecto positivo sobre el nivel de empleo. Las estimaciones muestran que las elasticidades empleo-apertura de largo plazo resultan negativas; mientras que en las funciones de impulso respuesta, los choques positivos en las importaciones impactan positivamente en el empleo solamente en el corto plazo; lo afectarían negativamente en el largo plazo.

Por su parte, el modelo que plantea una ecuación de salarios reales, muestra que existe una correlación inversa entre el nivel de empleo y las remuneraciones reales (una caída en el empleo determinaría un aumento en los salarios reales y viceversa), y que los salarios se correlacionan positivamente con el producto y con los términos del intercambio. De esta forma, no se observa una correlación positiva entre empleo y salarios reales. Para el promedio del período analizado, la asociación, entre empleo y salarios reales, es negativa, cuando se controlan estas variables por el producto y otros factores, como los términos del intercambio y la apertura de la economía. Las mejoras en el empleo podrían asociarse con aumentos en los salarios nominales, pero no necesariamente en los salarios reales. Como destaca Canitrot (1975): el incremento del salario real podría depender de la evolución de los precios agropecuarios, de las tarifas públicas y de otras variables como los alquileres.

En síntesis, los resultados encontrados en el trabajo muestran valores de elasticidades empleo-salarios reales que se ubican en el rango mencionado por varios artículos en la literatura (en particular para Australia y Estados Unidos), aunque las elasticidades empleo-producto son algo mayores que las encontradas por Beccaria, Esquivel y Mauricio (2005), para las últimas dos décadas. Por su parte, las demás variables consideradas en los modelos de empleo estarían en línea con lo que podría esperarse de acuerdo con la teoría económica: mientras que los términos del intercambio resultan positivamente correlacionados con el empleo, una mayor apertura por el lado de las importaciones podría afectar negativamente al empleo, dado que las importaciones -principalmente de productos de consumo final- actuarían como sustitutos de los bienes producidos domésticamente.

De esta forma, para incrementar el empleo, la economía debería crecer y estar acompañada por mejoras en los precios externos, en tanto que una mayor protección a las actividades que sustituyen importaciones podría tener un efecto favorable sobre la generación de empleos. Los resultados de las estimaciones encuentran también una relación inversa entre empleo y salarios reales cuando se controlan las estimaciones por el producto y otras variables explicativas.

No obstante, y tal como demuestran las experiencias de otros países en desarrollo, las políticas tendientes a promover elevadas y sostenidas tasas de crecimiento de la economía, y evitar a su vez el círculo vicioso de un escueto crecimiento, reducida creación de empleos y bajos salarios reales, podrían requerir la implementación de medidas adicionales en materia de comercio, promoción de exportaciones, tecnología y desarrollo industrial.

### **Anexo**

Series utilizadas en las estimaciones

- PIB manufacturero, PIB total, Consumo privado y público: corresponden a las series de oferta y demanda agregada en moneda constante (base 1993=100). INDEC (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos). Las series de PIB fueron corregidas por estacionalidad (se utilizó el programa X12-ARIMA).

- Nivel de empleo: Estimado a partir de la tasa de desempleo equivalente (tasa de desempleo más el 0.518 de la tasa de subempleo),<sup>12</sup> la tasa de actividad y la población total del país. INDEC.

- Salarios nominales: corresponde a las remuneraciones brutas promedio (con sueldo anual complementario devengado), proveniente de las ex Administradoras de Fondos de Jubilaciones y Pensiones (AFJP) hasta 2008:1. Desde esa fecha en adelante la serie se empalmó con el índice general de salarios del INDEC (base cuarto trimestre 2001=100).

- Precios de maquinaria y equipo: representa el índice de los precios internos al por mayor de maquinaria y equipo nacional. INDEC.

- PIB maquinaria y equipo nacional: PIB correspondiente a la inversión bruta interna fija; equipo durable; maquinaria y equipo nacional (base 1993 = 100). INDEC.

- Coeficiente de apertura externa: promedio de las exportaciones y de las importaciones respecto del PIB en moneda constante (base 1993=100). INDEC.

- Razón importaciones/PIB y exportaciones/PIB. Relación entre las importaciones y las exportaciones de bienes y servicios, respectivamente, y

---

<sup>12</sup> De acuerdo con datos provenientes del INDEC, los subocupados (los que trabajan menos de 35 horas semanales pero quisieran trabajar más) estarían ocupados en promedio el 51.8% de su tiempo.



*Determinantes económicos del nivel de empleo. Alguna evidencia para Argentina 97*

el PIB en moneda constante (base 1993=100). INDEC. Razón exportaciones/PIB corregida por estacionalidad.

- TIE. Términos del intercambio externos (base 1993=100). INDEC.

- PixPim. Términos del intercambio internos. Representa la razón entre los precios implícitos de las exportaciones y de las importaciones (base 1993=100). La brecha entre los términos del intercambio externos y los internos sería una medida de la política comercial externa. Cuentas Nacionales (INDEC). Serie corregida por estacionalidad.

- Tipo de cambio real multilateral. Se utilizó como deflactor el índice de precios implícitos del PIB. Banco Central e INDEC.

### **Referencias**

Amico, F. (2007). "Argentina: diferencias entre el actual modelo de dólar alto y la convertibilidad". *Investigación Económica*, 67(264), 63-93.

Aydiner-Avsar, N. y Onaran, O. (2010). "The Determinants of Employment: a Sectoral Analysis for Turkey". *The Developing Economies*, 48(2), 203-231.

Beccaria, L., Esquivel, V. y Mauricio, R. (2005). "Empleo, salarios y equidad durante la recuperación reciente en la Argentina". *Desarrollo Económico*, 45(178) 235-262.

Bernie, K. y Downes, P. (1999). "*The Macroeconomics of Unemployment in the Treasury Macroeconomic (TRYM) Model*". *TRYM Related Paper No.20*

Bonvecci, C. (2006). "¿Pueden frustrarse las posibilidades de crecimiento económico sostenido?". *Escenarios Alternativos*. Buenos Aires. Octubre, 2006.

Braun, O. y Joy, L. (1968). "A Model of Economic Stagnation. A Case Study of the Argentine Economy". *The Economic Journal*, 78(312), 868-87.

Canitrot, A. (1975). "La experiencia populista de redistribución de ingresos". *Desarrollo Económico*, 15(59), 331-51.

Carciofi, R. (1988). *Salarios y política económica*. Buenos Aires: CEPAL-Ediciones del Instituto de Desarrollo Económico y Social.

Cortés, R. y Marshall, A. (2003). "Desigualdad salarial, consumo y restricción externa". Versión preliminar. Buenos Aires.

Cox-Edwards, A. y Edwards, S. (1994). Labor Market Distortions and Structural Adjustment in Developing Countries. En Horton, S., Kanbur, R. y

98 *Ensayos Revista de Economía*

- Mazumdar, D. (Eds.), *Labour Markets in an Era of Adjustment, Vol. I.* (105-146) Washington, DC.: The World Bank.
- Damill, M. (2006). "Ahorro, inversión y superávit sectoriales: el escenario posterior a la crisis de 2001-2002". *Nuevos documentos CEDES 2006/24.*
- Damill, M., Frenkel, R. y R. Mauricio (2002). "Argentina: a decade of Currency Board. Analysis of Growth, Employment and Income Distribution". Ginebra, Suiza: Organización Internacional del Trabajo.
- Damill, M. y Frenkel, R. (2009). "Las políticas macroeconómicas en la evolución reciente de la economía Argentina". *Nuevos documentos CEDES No. 65.*
- Díaz Alejandro, C. (1970). *Ensayos sobre la Historia Económica Argentina.* Buenos Aires, Argentina: Amorrortu Editores.
- Dixon, R., Freebairn, J. y Lim, G. (2005). "An Employment Equation for Australia". *The Economic Record*, 81(254), 204-214.
- Edwards, S. (1988). "Terms of Trade, Tariffs and Labor Market Adjustment in Developing Countries". *The World Bank Economic Review*, 2(2), 165-186.
- Engle, R. y Granger, C. (1987). "Co-integration and Error Correction: representation, Estimation and Testing". *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Frenkel, R. y J. Ros (2006). "Unemployment and the Real Exchange Rate in Latin America". *World Development*, 34(4), 631-646.
- Greenaway, D., Hine, R. y Wright, P. (1999). "An Empirical Assessment of the Impact of Trade on Employment in the United Kingdom". *European Journal of Political Economy*, 15(3), 485-500.
- Hamermesh, D. (1993). *Labor Demand.* Princeton, New Jersey: Princeton Academic Press.
- Hine, R. y Wright P. (1997). "Trade and Manufacturing Employment in the United Kingdom". En Borkakoti, J. and Milner, C. (Eds), *International Trade and Labor Markets* (118-139). Londres: Palgrave Macmillan.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Application to the Demand for Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Katay, G. (2011). "Downward Wage Rigidity in Hungary". *European Central Bank. Working Paper Series n° 1372.*

*Determinantes económicos del nivel de empleo. Alguna evidencia para Argentina* 99

- Katz, C. (2005). "Coyuntura, modelo y distribución. Las tendencias de la economía Argentina". Versión preliminar. Disponible en: [www.espacioalternativo.org](http://www.espacioalternativo.org)
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root". *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Lewis, P. y MacDonald, G. (2002). "The Elasticity of Demand for Labour in Australia". *Economic Record*, 78(240), 18-30.
- McMillan, M. y Rodrik, D. (2011). "Globalization, Structural Change and Productivity Growth". *NBER Working Paper No. 17143*.
- Mallon, R. y Sourrouille, J. (1975). *Economic Policymaking in a Conflict Society*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Milner, C. y Wright, P. (1998). "Modelling Labour Market Adjustment to Trade Liberalization in an Industrialising Economy". *The Economic Journal*, 108, 509-528.
- Onaran, O. y Stockhammer, E. (2005). "Two Different Export-Oriented Growth Strategies: Accumulation and Distribution in Turkey and South Korea". *Emerging Markets Finance and Trade*, 41(1), 65-89.
- Onaran, O. (2007). "Capital Flows, Turbulences, and Distribution: the Case of Turkey". *European Journal of Economics and Economic Policies*, 4(2), 353-374.
- Panigo, D. y Neffa, J. (2009). "El mercado de trabajo argentino en el nuevo modelo de desarrollo". *Documento de trabajo, Mayo 2009*. Argentina: Ministerio de Economía y Finanzas Públicas.
- Pesaran, M.H., and Shin, Y. (1998). "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models". *Economics Letters*, 58, 17-29.
- Pollin, R., Burns, J. y Heintz, J. (2004). "Global Apparel Production and Sweatshop Labor: can Raising Retail Prices Finance Living Wages?". *Cambridge Journal of Economics*, 28(2), 153-171.
- Rodrik, D. (2006). "Goodbye Washington Consensus, Hello Washington Confusion?. A Review of the World Bank's Economic Growth in the 1990s: learning from a Decade of Reform". *Journal of Economic Literature*, 44(4), 969-983.
- Van Der Hoeven, R. y Saget, C. (2004). Labor Market Institutions and Income Inequality: what are the New Insights after the Washington Consensus? En Giovanni, A. y Cornia (Eds.), *Inequality, Growth and Poverty in an Era of Liberalization and Globalization* (197-220). Oxford: Oxford University Press.

**100 Ensayos Revista de Economía**

- Vasconcelos, J. (2010). "Una recuperación mezquina de empleos". *IERAL. Revista Novedades Económicas No. 572*.
- Vasconcelos, J. (2011). "Costos laborales y algo más en la débil recuperación del empleo". *IERAL. Revista Novedades Económicas No. 605*.
- Webster, E. (2003). "The Effects of Wages on Aggregate Employment: a Brief Summary of Empirical Studies". *Australian Economic Review*, 36(1), 134-142.