



UNCUYO
UNIVERSIDAD
NACIONAL DE CUYO

FCE
FACULTAD DE
CIENCIAS ECONÓMICAS

Licenciatura en Economía

**DEMANDA LABORAL
INDUSTRIAL ARGENTINA.
UN ANÁLISIS ECONOMETRICO
ENTRE 1996 Y 2011**

Trabajo de Investigación

POR

GHILARDI SIERRA, Mariángel

Profesor Tutor

Lic. CALDERÓN, Mónica Iris

Mendoza - Año

ÍNDICE

INTRODUCCIÓN	3
CAPÍTULO I. ANTECEDENTES DE INVESTIGACIONES EMPÍRICAS SOBRE LA DEMANDA DE TRABAJO. 7	
CAPÍTULO II. MARCO TEÓRICO.....	11
II.1. La demanda de trabajo con un solo insumo	11
II.2. La demanda de trabajo con dos insumos.....	14
II.3. Efectos del salario mínimo sobre la demanda de trabajo.....	16
CAPÍTULO III. ANÁLISIS DE VARIABLES	23
III.1. Producto	23
III.2. Empleo.....	25
III.3. Salario.....	28
III.4. Costo del capital.....	32
III.5. Descripción estadística de las variables	36
III.5.1. Media y desviación estándar.....	36
III.5.2. Test de raíz unitaria.....	36
CAPÍTULO IV. METODOLOGÍA Y ANÁLISIS ECONOMÉTRICO	38
IV.1. Análisis de serie de tiempo	38
IV.1.1. Estimación de la demanda de trabajo de corto plazo	38
IV.1.2. Estimación de la demanda de trabajo de largo plazo.....	40
IV.1.3. Identificación de cambio estructural	43
IV.2. Análisis de corte transversal	45
CONCLUSIONES	48
BIBLIOGRAFÍA.....	51
ANEXO A.....	54
ANEXO B.....	66
B.1. Estimación de la demanda de corto plazo	66
B.2. Estimación de la demanda de largo plazo.....	68
B.3. Identificación cambio estructural	68

INTRODUCCIÓN

La década de los noventa, en Argentina, se vio caracterizada por profundas reformas económicas: apertura de los procesos de privatización, desregulación de los mercados, modificación en las regulaciones de trabajo, incorporación de nuevas tecnologías, apertura financiera y revaluación en el tipo de cambio; entre otras. Estas transformaciones sometieron a los sectores productores de bienes transables, y en particular al sector manufacturero, a mercados con precio de venta en baja debido a la mayor exposición a la competencia de bienes importados, costos de producción en dólares elevados y creciente incertidumbre (Ministerio de Empleo y Seguridad Social, 2007). En consecuencia, se desató un proceso de sustitución de trabajo por capital y una reestructuración sectorial a favor de los servicios y las actividades ligadas a las ventajas naturales.

Bugna, C. y Porta F. (2007) aseguran:

En la industria manufacturera, la redefinición del patrón productivo sectorial fue acompañada por una importante reestructuración a nivel microeconómico que, en términos generales, combinó i) la apertura de la función de producción y oferta –tanto por la incorporación de insumos y componentes importados, como por la ampliación de la gama de productos finales-, ii) la racionalización y achicamiento de los planteles de personal –en muchos casos sacrificando capacidades estratégicas para el desarrollo a largo plazo de la empresa- y iii) la intensificación de los procesos de trabajo –degradando la calidad de la relación laboral y transfiriendo al trabajador los costos del ajuste (p. 65).

Hacia fines de la década de los noventa, las tensiones que atravesaba el modelo de convertibilidad terminaron desembocando en una caída del producto, un aumento del desempleo, deflación nominal de precios y de salarios y aumento de la pobreza e indigencia.

Tras el colapso de la convertibilidad, a fines del 2001, hubo signos de desorganización económica; desaparición del crédito interno y externo; encarecimiento de los insumos y dificultades de operación del sistema de pagos que se combinaron para deprimir tanto la demanda como la oferta de bienes y de servicios. “La caída del nivel de actividad (el PBI se redujo un 11% durante el 2002) y el salto del tipo de cambio real implicaron fuertes modificaciones en las rentabilidades sectoriales, en la configuración de la demanda y en la distribución de los ingresos” (Bugna, C. y Porta F., 2007). Como consecuencia, se vio favorecida la producción doméstica de bienes transables y la utilización de procesos intensivos en trabajo.

El periodo post-crisis, estuvo marcado por una demanda interna en rápido aumento, mejoras en los términos de intercambio externos, altos precios reales de las divisas, superávit fiscal y comercial y caída en el endeudamiento externo.

En este contexto, según datos del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, la economía argentina logró altos niveles de crecimiento que promediaron el 8,5% anual hasta 2009¹, recuperando hacia 2005 los niveles previos a la crisis.

Particularmente la industria, durante los cuatro años anteriores a la crisis comenzada en 1998, creció en promedio anualmente el 3,3%, mientras que el PBI total lo hizo a una tasa mayor, 4,2%. Entre 1998 y 2002, dicho sector experimentó una caída del 5,5% anual frente a la caída del 3,1% del producto total. En cambio, a partir del 2002 la industria lideró el proceso de reactivación, caracterizándose por una recuperación relativamente temprana y elevadas tasas de crecimiento (9,5% promedio anual hasta 2009).

En cuanto al empleo, en el año 1997, la industria aumentó la cantidad de asalariados registrados en 4,5% y el total de los sectores lo hizo en 8,9%. Durante 1998 y 2002, el empleo en dicho sector disminuyó un 4,7% promedio anual, frente al 1,5% de la economía en su conjunto. En el transcurso de los dos años inmediatamente posteriores a la recesión, la industria presentó tasas del 10,1%, mayor al 9% del crecimiento promedio

¹ El año 2009 fue recesivo para la economía argentina y para la mayoría de las economías del mundo, tras el impacto del crisis financiera mundial comenzada en 2008 en Estados Unidos.

anual total. De acuerdo a datos del Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social, desde el 2005 hasta el 2011 la cantidad de asalariados registrados total aumentó 6,1%, mientras que los asalariados industriales el 4,8%. Esta baja significativa en el crecimiento de los asalariados registrados en la industria se debió principalmente a que, al inicio del período de reactivación económica, el empleo se expandió a expensas de la utilización de capacidad ociosa heredada de la década anterior. En cambio, en los períodos siguientes con la consolidación del escenario de crecimiento económico, el empleo creció acompañado de las inversiones.

Ante los drásticos cambios económicos mencionados, este trabajo tiene como principal objetivo estimar la demanda de trabajo de la industria manufacturera a nivel nacional e indagar cómo impactaron las elasticidades empleo-salario y empleo-producto en la evolución y recuperación del empleo dentro del sector.

Al mismo tiempo, se examina la existencia de cambios significativos en la estimación de las elasticidades con datos de serie de tiempo trimestrales y con datos de corte transversal, como lo son los datos del Censo Económico.

Para realizar dichas estimaciones, se utiliza información secundaria brindada por instituciones como el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC), Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social (MTEySS) y Banco Central de la República Argentina.

En el caso del análisis de series de tiempo, se realiza con datos trimestrales correspondientes al período 1º cuatrimestre 1996-4º cuatrimestre 2011 y para el estudio de corte transversal los datos del Censo Económico 2004/05, en el cual los datos necesarios corresponden al año 2003.

En el primer capítulo del presente trabajo se realiza una pequeña revisión de la literatura económica internacional, latinoamericana y nacional de estudios previos sobre la demanda de trabajo; en el segundo capítulo, se expone la teoría básica de la demanda laboral y se incluye los efectos de la imposición de un salario mínimo en los niveles de empleo; luego se especifican las variables y base de datos a utilizar; en el cuarto capítulo se presenta el modelo a estimar y los resultados obtenidos, comparando el corto plazo

con el largo plazo y el análisis de series de tiempo con el análisis de corte transversal, como así también la identificación de un cambio estructural. Finalmente, se exponen las principales conclusiones que se obtuvieron.

CAPÍTULO I. ANTECEDENTES DE INVESTIGACIONES EMPÍRICAS **SOBRE LA DEMANDA DE TRABAJO**

La demanda de trabajo es una de las ramas de la economía laboral menos estudiada empíricamente. Según Daniel Hamermesh (1991), los estudios de demanda de trabajo pueden ser considerados como la Cenicienta de la economía laboral, la especialización que es menos probable que se case con el Príncipe, debido a la ausencia de metodologías profundamente originales para hacer frente a las preguntas básicas sobre la demanda de trabajo y al insuficiente desarrollo de los datos, los cuales son adecuados para responder a las preguntas de la oferta, ya que se ha producido un auge de las encuestas de hogares y censos.

En esta sección se hace una breve revisión de los resultados de estudios de la demanda laboral realizados a nivel internacional, América Latina y Argentina.

Respecto a la literatura internacional, Hamermesh (1991) realizó exhaustivas revisiones de estimaciones para un grupo de economías desarrolladas y sintetizó la evidencia empírica en las siguientes conclusiones:

- La elasticidad empleo-salario para el trabajo homogéneo, tanto en el nivel de la firma típica como en el agregado de la economía, oscila en el largo plazo en un rango que va desde -0,15 hasta -0,75; un valor típico de -0,3 resulta un “buen estimativo”.
- Trabajo y energía son sustitutos, con una elasticidad precio cruzada muy pequeña.
- Capital y trabajadores calificados son complementarios, mientras que ambos son sustitutos del trabajo no calificado.
- Trabajadores calificados y cambio tecnológico son complementarios.
- La elasticidad empleo-salario decrece con el nivel de habilidad del trabajo.
- La elasticidad de complementariedad entre trabajadores inmigrantes y nativos es bastante baja.

- Los trabajadores son sustituidos por horas trabajadas cuando sus precios relativos cambian.
- Trabajadores y horas trabajadas son sustitutos del capital.

“Para el caso de la elasticidad producto, esta recopilación encuentra valores que van desde prácticamente cero para Japón y Alemania hasta 0,37 para Estados Unidos, en el corto plazo, y entre 0,03 para Japón y 0,71 para el Reino Unido, en el largo plazo. En el caso de la industria, los valores de esta elasticidad en el corto plazo estarían entre casi cero para Japón y 0,43 para Estados Unidos, mientras que en el largo plazo fluctuaría entre 0,28 para Japón y 0,92 para Estados Unidos.” (Hamermesh, 1993, c.p. Martínez, Morales y Valdés, 2001).

Con respecto a la literatura latinoamericana, ésta es más escasa. Martínez, Morales y Valdés (2001) realizaron una estimación de la demanda por trabajo a nivel agregado de Chile para el periodo 1981-2000, utilizando datos de serie de tiempo trimestrales. La estimación arrojó una elasticidad empleo-producto de largo plazo entre 0,7 y 0,8, mientras que en el corto plazo el valor de la misma rondó el 0,25. La elasticidad empleo-salario se encontró en torno al -0.5. Además, los autores encontraron evidencia que indica la ocurrencia de un cambio estructural en la demanda de trabajo en el 2000 (año en que la economía chilena demandó menos empleo respecto de años previos), aunque rechazaron la hipótesis de una disminución en la elasticidad empleo-producto en 1999.

Para el caso de Colombia, Vivas, Farne y Urbano (1998), realizaron estimaciones de la demanda de trabajo dinámicas para el periodo 1980-1996 para los distintos sectores económicos. Los métodos de estimación estuvieron determinados por la naturaleza de los errores, por lo cual en unos casos se utilizaron Mínimos Cuadrados Ordinarios, en otros Mínimos Cuadrados en dos Etapas y, en otros casos, modelos de Corrección de error. En cuanto a la Industria y al Comercio, las elasticidades empleo-producto de largo plazo se

encontraron cercanas a 1, mientras que las elasticidades empleo-salario de largo plazo para la Industria tomaron valores entre -0,715 y -0,154 y para el Comercio de -0,37.

CEPAL (2007), llevó a cabo la estimación de la demanda de trabajo para seis países centroamericanos² durante el periodo 1991-2004. Los resultados arrojaron elasticidades empleo-producto inelásticas bajo el rango 0,614 y 0,963, exceptuando a Honduras con un valor de 1,187.

Asimismo, la elasticidad salario del empleo presentó signo positivo (exceptuando a Honduras), lo cual sólo tiene sentido si se reconoce la influencia directa del nivel de empleo sobre la capacidad de negociación de los trabajadores al momento de fijar sus salarios, o si el nivel de salario ya no permite ulteriores reducciones.

La Secretaría de Estado de Economía, Planificación y Desarrollo de República Dominicana (2008) estimó las elasticidades bajo el periodo 1991-2006. La elasticidad empleo-producto fue obtenida para los distintos sectores de la economía y se dividió la muestra en tres periodos para que las series de tiempo fueran consistentes entre sí. Para el caso de la industria, los resultados mostraron una disminución de dicha elasticidad, 0,79 para 1991-1995 y 0,19 para 2000-2006. En cuanto a la elasticidad empleo-salario, ésta tomó el valor de -0,21 para el total de la economía.

En una nueva revisión de Hamermesh de algunos trabajos de demanda laboral para siete países latinoamericanos, se concluyó que la elasticidad precio de la demanda de trabajo con producto constante promedio es -0,30, tomando las estimaciones de los cuatro países, Barbados, Brasil, Perú y Uruguay, para los cuales se produjeron estimadores que cubren todo el empleo. Esto reafirma las conclusiones de revisiones anteriores, según lo mencionado por Hamermesh (1996).

En cuanto a estimaciones de la demanda de trabajo para Argentina, los estudios son relativamente escasos, sin embargo a continuación se mencionan algunos de ellos.

Aciar y González (s.f.) estimaron para Argentina la elasticidad empleo-salario y empleo-producto. Se trabajó con un panel de 16 provincias y se analizaron los años 1993,

² Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicaragua y Panamá.

1995, 1998, 2000, 2004 y 2006. La elasticidad empleo-salario resultó $-0,21$, aunque se tornó más elástica antes de año 2002 y menos elástica a partir de dicho año. La elasticidad empleo-producto alcanzó un valor de $0,2$, sin embargo luego del año 2002 dicha elasticidad descendió a $0,17$. Estos cambios pudieron estar explicados por la desventaja competitiva que generó el tipo de cambio real en los sectores de servicios, los cuales resultan más intensivos en la utilización de mano de obra. Asimismo, se buscó detectar la existencia de un cambio estructural en las elasticidades asociado a las nuevas condiciones macroeconómicas existentes a partir del año 2002, lo que finalmente se rechazó, debido a que no se observaron relevantes cambios estructurales que permitan deducir que las nuevas condiciones fueran propias de un modelo intensivo en generación de empleo.

Damil, Frenkel y Mauricio (2002), obtuvieron una elasticidad empleo-producto con un valor de $0,17$, tras realizar un análisis de la demanda laboral entre el periodo 1980-2001. Dicha elasticidad, decreció entre 1990 y 1996 debido al impacto del nuevo escenario macroeconómico argentino.

Mondino y Montoya (2000), utilizaron datos de un panel de 1300 firmas manufactureras entre el periodo 1990-1996 para estimar la demanda por empleo y la demanda por horas. La elasticidad empleo-salario de largo plazo con horas constantes fue de $-0,94$, mientras que la elasticidad en horas alcanzó un valor de $-0,03$. Esto indicó que, un aumento del salario promueve una fuerza de trabajo menor y más intensiva cada hora sin alterar la duración de la semana laboral.

“Existen estudios que analizan la elasticidad arco empleo-producto que muestran un marcado aumento de dicho indicador a partir del año 2002. Las estimaciones muestran elasticidades empleo-producto que promedian $0,23$ en los años noventa y aumentan de manera significativa en el período 2003/2006 tomando valores que van desde $0,7$ a $0,9$ ” (Aciar y González, s.f.).

CAPÍTULO II. MARCO TEÓRICO

La demanda laboral a nivel agregado es, por definición, la suma de las demandas de trabajo a nivel de cada firma. Un aspecto característico de la demanda de trabajo (o de cualquier otro recurso productivo) es que representa una demanda derivada, es decir, se deriva de la demanda del producto o servicio que contribuye a producir o suministrar.

La demanda laboral está sujeta, cuando menos, a tres medidas de elasticidad que explican su comportamiento frente a tres variables importantes que la determinan: su precio (elasticidad empleo-salario), el precio de otros factores (elasticidad cruzada) y el nivel de producción (elasticidad empleo-producto).

El estudio de la demanda laboral obliga a realizar una distinción entre el corto y el largo plazo. Se asume que en el corto plazo las firmas ajustan la cantidad de trabajo mientras que el stock de capital permanece constante. En el largo plazo, es posible para las firmas sustituir capital por ciertas categorías de empleados.

II.1. La demanda de trabajo con un solo insumo

Se parte de una situación donde la función de producción de la empresa competitiva en el corto plazo implica que todos los demás insumos del proceso permanecen constantes (Hamermesh, 1996). Por lo que se puede expresar la función de producción como una función Y que depende del trabajo, L :

$$Y = Y(L) \quad (1)$$

con $Y'(L) > 0$

$$Y''(L) < 0$$

es decir, la función de producción enfrenta rendimientos decrecientes; asumiendo que la firma es competitiva en todos los mercados, ésta maximiza sus beneficios según la función

$$\pi = P Y(L) - W L \quad (2)$$

lo cual es posible dada la condición:

$$Y'(L^*) - w = 0 \quad (3)$$

donde $w = W/P$ es el salario real y L^* es la demanda de trabajo que maximiza las utilidades. La condición (3) muestra que la firma maximizadora de beneficios fija el valor del producto marginal igual que el salario real, donde el máximo de beneficios se alcanza cuando los rendimientos son decrecientes.

Por otro lado, dicha condición indica que, para la empresa competitiva en el mercado de productos, la maximización de utilidades es posible al considerar únicamente el precio real de los factores de producción. Asimismo, otra consideración que brinda la condición (3) es que la curva de demanda de trabajo tiene pendiente negativa, al diferenciar y reorganizar términos en (3) se tiene que:

$$\frac{dL^*}{dw} = \frac{1}{Y''(L^*)} < 0 \quad (4)$$

De otra manera, dado que $Y'(L) > 0$, una reducción de w debe estar acompañada de la contratación de más trabajo para preservar la condición $Y(L^*) - w = 0$. Para la maximización de los beneficios, el diferencial total de la condición (3):

$$dw = Y''(L^*) \frac{\partial L}{\partial w} dw$$

es decir,

$$1 = Y''(L^*) \frac{\partial L}{\partial w}$$

Reorganizando se tiene:

$$\frac{\partial L}{\partial w} = \frac{1}{Y''(L^*)}$$

Sabiendo que la maximización del beneficio se obtiene bajo rendimientos decrecientes ($Y''(L^*) < 0$), se da el siguiente resultado:

$$\frac{\partial L}{\partial w} < 0$$

lo que significa que, *ceteris paribus*, una disminución del salario real w hará que se contrate más trabajo. Así queda demostrada la Ley de la demanda de trabajo.

Asimismo, entre más rápido decrezcan los rendimientos (más alto el valor de $Y''(L^*)$), más inclinada será la pendiente de la demanda de trabajo, es decir, más inelástica.

En consecuencia, la función maximizadora de beneficios, para el empresario imperfectamente competitivo, se convierte en $\pi = P(Y(L))Y(L) - WL$ la cual asume que la variable precio, P , decrece a medida que aumenta la producción. Así, la demanda de trabajo maximizadora de beneficios se transforma en $P'(L^*)Y'(L^*)Y(L^*) + PY'(L^*) - W = 0$ que, al multiplicar el primer término por P/P y teniendo presente la definición de elasticidad, conduce a reformular la condición (3) como:

$$Y'(L^*) \left[1 - \frac{1}{\eta} \right] = \frac{W}{P} \quad (5)$$

Donde $\eta \geq 0$ representa el valor absoluto de la elasticidad precio de la demanda del producto. De este modo, la condición maximizadora de beneficios para la demanda de trabajo del productor imperfectamente competitivo establece que se deben contratar trabajadores hasta un nivel de empleo L^* , tal que, el ingreso marginal de producción sea igual al salario. Así, la curva del ingreso de producción marginal resulta ser la curva de demanda de trabajo de la firma (perfecta o imperfectamente competitiva) dado que, a todas las combinaciones de ingreso de producción marginal, se estaría cumpliendo la condición de que el salario real es igual al ingreso de producción marginal.

II.2. La demanda de trabajo con dos insumos

En este caso, se supone una función de producción lineal homogénea F que depende de dos factores (trabajo, L y servicios homogéneos del capital, K) y exhibe rendimientos constantes a escala:

$$Y = F(L, K) \quad (6)$$

con $F_i > 0$

$$F_{ii} < 0$$

$$F_{ij} > 0$$

La función maximizadora de beneficios se supone:

$$\pi = F(L, K) - wL - rK \quad (7)$$

donde r es el precio exógeno de los servicios de capital; se asume que el precio del producto se vende en un mercado competitivo y es igual a uno. De esta forma, la empresa competitiva demanda cada uno de los factores hasta el punto donde el precio unitario de los mismos es igual a su producto marginal correspondiente,

$$\frac{F_L}{F_K} = \frac{w}{r} \quad (8)$$

es decir, que la tasa marginal de sustitución técnica debe igualar al precio relativo de los factores para que la firma maximice sus beneficios.

Un parámetro relevante, en el estudio de la demanda laboral, es la elasticidad de sustitución entre K y L , manteniendo el producto constante. Este *ratio* indica cuanto cambia el uso de trabajo y capital cuando varía el precio relativo de ambos factores, manteniendo el producto constante. Para el caso de una función de producción lineal homogénea:

$$\sigma = \frac{d \ln \left(\frac{K}{L} \right)}{d \ln \left(\frac{w}{r} \right)} = \frac{d \ln \left(\frac{K}{L} \right)}{d \ln \left(\frac{F_L}{F_K} \right)} = \frac{F_L F_K}{Y F_{LK}} \quad (9)$$

donde, por definición, la elasticidad de sustitución $\sigma > 0$, dado que el trabajo y el capital son sustitutos. Un bajo grado de sustitución entre factores es deseable desde la perspectiva de los trabajadores, ya que esto implica que las firmas no pueden reemplazar fácilmente a los trabajadores por otro factor productivo.

La elasticidad precio de la demanda de trabajo, con producción y costo del capital constante, está definida como:

$$\eta_{LL} = \frac{d \ln L}{d \ln w} = -(1 - S) \sigma < 0 \quad (10)$$

donde S es la participación de las remuneraciones laborales en el ingreso total de la firma. η_{LL} tenderá a ser más cercana a cero mientras más grande sea S , es decir más elástica, dado un nivel de tecnología σ . La expresión (10) refleja que cuando el producto requiere elevadas proporciones de trabajo para su producción, la elasticidad precio de la demanda será menor ya que las posibilidades de cambiar trabajo por otros factores productivos resulta pequeña en relación a la proporción de empleo utilizado. Dicha relación refleja una de las leyes *marshallianas* de la demanda derivada de trabajo: a medida que las posibilidades de sustitución del trabajo por otros factores son mayores, la demanda de trabajo es más elástica.

Por otro lado, la elasticidad cruzada de la demanda por trabajo, que se define como el cambio porcentual de la demanda de trabajo frente a un cambio relativo en el precio del capital, está dada por la siguiente expresión:

$$\eta_{LK} = \frac{d \ln L}{d \ln r} = (1 - S) \sigma > 0 \quad (11)$$

Para obtener las elasticidades totales de la demanda de trabajo se debe tener en cuenta la posibilidad de que el producto varíe como consecuencia de cambios en el precio del trabajo; y dicha variación afecte finalmente a la demanda de empleo. Este efecto es conocido como “escala o producción”. En un mercado competitivo, al incrementarse el salario, aumenta tanto el costo de producción como el precio del producto. De este modo, la cantidad de producto colocado en el mercado experimenta una reducción.

El efecto escala se define como el producto entre la participación del factor en el total de los ingresos y la elasticidad precio del producto final. En consecuencia, η_{LL} y η_{LK} se redefinen como:

$$\eta'_{LL} = -(1 - S) \sigma - S\eta \quad (12)$$

$$\eta'_{LK} = (1 - S) \sigma (\sigma - \eta) \quad (13)$$

donde $\eta = \frac{d \ln Y}{d \ln P}$

La elasticidad η representa el cambio en la producción ante un cambio en el precio del producto final. En tanto que el término $S\eta$ en la ecuación (12) muestra otra ley *marshalliana* de la demanda derivada, según la cual la demanda de trabajo es más inelástica cuanto más inelástica sea la elasticidad precio del producto para el cual el trabajo es contratado. La expresión de η'_{LL} muestra la ley fundamental de la demanda laboral, la misma divide a la elasticidad de la demanda laboral en efecto sustitución, $-(1 - S)$, y efecto escala, $-S\eta$.

II.3. Efectos del salario mínimo sobre la demanda de trabajo

“El mercado de trabajo de Argentina, como aquellos de muchos otros países en vías de desarrollo, se diferencia de modo importante de los que funcionan en países industrializados. Quizás la diferencia más sintomática es la importancia relativa de las prácticas de trabajo por cuenta propia e informal. Estas observaciones, a menudo, han sido tomadas como evidencia de regulaciones asfixiantes e impuestos elevados. Además, y como una extensión natural, se argumenta que la formación de salario depende críticamente de las instituciones de mercado de trabajo y de las regulaciones de gobierno.

La actividad de sindicato y leyes de salario mínimos son rasgos importantes en el mercado de trabajo argentino. El ajuste legal que condiciona contratos de empleo podría, potencialmente, ser un obstáculo significativo al ajuste” (Mondino y Montoya, 2000).

Debido a esta característica fundamental del mercado de trabajo argentino (alto grado de regulación), se tiene en consideración los efectos del salario mínimo sobre la demanda de trabajo. El riesgo de absorber mayores costos laborales podría significar: una reducción del empleo, la sustitución de trabajadores menos calificados por trabajadores de mayor productividad, la pérdida de interés de invertir en sectores mano de obra intensivos, o la contracción de la demanda en caso de ser trasladados dichos salarios a precios.

La instauración de salarios mínimos en el mundo tuvo sus comienzos a finales del siglo XIX, pero fue recién después de la segunda guerra mundial cuando su implementación se hizo verdaderamente efectiva.

En los países industrializados, la regulación de los salarios mínimos tuvo en sus comienzos un uso limitado y focalizado a algunas categorías de trabajadores. Los países que tempranamente instauraron dicha medida fueron Gran Bretaña (1909), Alemania (1911) y Bélgica (1934). En el caso de Latinoamérica, México (1931), Brasil (1938), Costa Rica y Uruguay (1943) fueron los primeros países en adoptar el salario mínimo (González, 2001).

En la Argentina, después de varios intentos de fijación del salario mínimo, en junio de 1964 se sancionó la ley 16.459. Por medio de esta ley se comenzó a regular el Salario Mínimo Vital y Móvil (SMVM), creando para tal objetivo el Consejo Nacional del Salario Mínimo, Vital y Móvil.

La Ley de Contrato de Trabajo (LCT) en su Artículo N° 116 se refiere al SMVM como “la menor remuneración que debe percibir en efectivo el asalariado sin cargas de familia, en su jornada legal de trabajo, de modo que le asegure alimentación adecuada, vivienda digna, educación, vestuario, asistencia sanitaria, transporte y esparcimiento, vacaciones y previsión”. Además, en dicha ley, se determina su carácter de general, ya que cualquier trabajador mayor de dieciocho años tiene derecho a percibir un salario no menor al SMVM que se establezca (Artículo N° 117).

Desde el punto de vista teórico, la literatura económica ha tratado de explicar los efectos del salario mínimo en el mercado de trabajo considerando distintos modelos.

Si se considera que el *mercado de trabajo es competitivo*, la implantación de un salario mínimo destruye el empleo. No obstante, en este marco, existen ciertos factores que suavizan los efectos nocivos de los salarios mínimos sobre el empleo.

Dicho modelo, presupone la existencia de muchas firmas y que todos los trabajadores son homogéneos, es decir que tienen el mismo nivel de cualificación y que desarrollan el mismo esfuerzo. En este contexto cada trabajador recibe como remuneración el valor de su productividad marginal, la cual disminuye a medida que aumenta el empleo, mientras que un mayor salario impulsa un incremento adicional de la oferta. Por lo tanto, la demanda de trabajo tiene pendiente negativa y la curva de oferta pendiente positiva.

Teniendo en cuenta la condición (3) (condición maximizadora de beneficios de una firma competitiva):

$$Y'(L^*) - w = 0$$

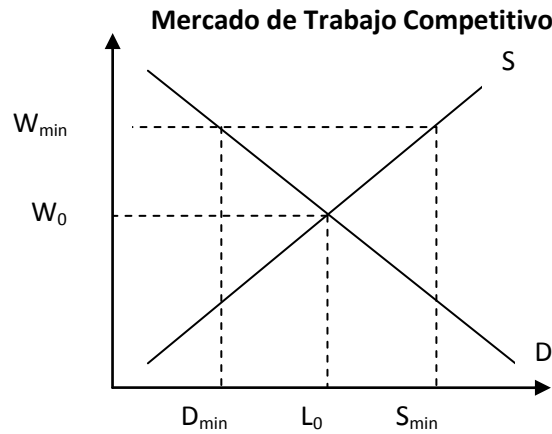
y reordenando términos:

$$Y'(L^*) = w$$

si se establece un salario mínimo por encima del salario de equilibrio, el empleo cae debido a que se tiene que mantener la igualdad entre el salario y el valor de la productividad marginal del trabajo. La magnitud de la caída del empleo dependerá de la pendiente de la curva de demanda laboral.

El gráfico 1 muestra el mercado de trabajo. La intersección de la demanda y oferta laboral determinan el salario y nivel de empleo de equilibrio, w_0 y L_0 . La imposición de un salario mínimo W_{\min} reduce la cantidad demandada de empleo hasta D_{\min} y aumenta la cantidad ofrecida hasta S_{\min} , generando un desempleo de la magnitud $S_{\min} - D_{\min}$.

Gráfico 1. Imposición de un salario mínimo obligatorio. Mercado de Trabajo Competitivo.



Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a los factores que mitigan los efectos nocivos sobre el empleo de los salarios mínimos se encuentran:

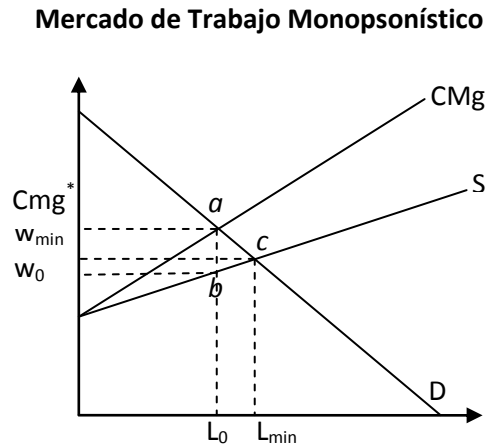
- La existencia de dos sectores (el cubierto por el salario mínimo y el descubierto): la consideración de este tipo de modelo, permite a los trabajadores desplazados del sector cubierto por el salario mínimo emigrar al sector no cubierto. Por lo tanto, disminuye el empleo en el sector cubierto y aumenta generalmente el del sector descubierto, aunque este segundo efecto es de menor cuantía que el anterior. Sin embargo, en países como Argentina, donde la cobertura del salario mínimo es total, el modelo no tiene relevancia.
- Incumplimiento con la legalidad: se presupone que los empresarios pueden pagar salarios por debajo del mínimo legal, aunque se arriesgan a ser multados. Aunque las multas son iguales para todos, las probabilidades que asignan al hecho de ser multados varían de unos a otros. Por lo tanto, algunos empleadores se arriesgarán y otros no, por lo que la implementación del salario mínimo reduce el empleo, aunque menos de lo que caería si todo el mundo cumpliera con la legalidad.
- Efecto Shock: puede ocurrir que cuando se establece un salario mínimo, las empresas se vean inducidas a usar mejor sus recursos, aumentando de este modo

la productividad del trabajo y por consiguiente la demanda del mismo. A esto se lo denomina efecto shock positivo y sólo tiene sentido si se piensa que la empresa tenía procedimientos inadecuados a los que no prestaba demasiada atención porque el trabajo era barato. Pero cuando el trabajo se hace suficientemente caro, la empresa se da cuenta de su error y lo corrige. La corrección de esos errores organizativos es lo que puede hacer que aumente la productividad marginal del trabajo, mitigando así los efectos adversos de los aumentos salariales sobre el empleo.

- El precio del producto no se mantiene constante: cabe esperar que ante un aumento del salario mínimo, la curva de costo marginal de las firmas aumente proporcionalmente. En consecuencia, se produce una suba de precios y una caída en el nivel de actividad. El aumento de los precios contrarresta el aumento del salario nominal, por lo que el salario real puede aumentar, disminuir o permanecer constante, lo que depende de las elasticidades de la demanda y de la oferta del producto (GONZALEZ,2001).

Cuando el modelo de referencia no es el competitivo, los resultados pueden ser radicalmente diferentes. En un *mercado de monopsonio* (existencia de un único comprador en el mercado de trabajo) la curva de oferta de la firma es la curva de oferta del mercado o costo medio de los factores (CMe), definido como la cantidad media por trabajador que hay que pagar para alcanzar un cierto nivel de empleo. El costo marginal de los factores (CMg) excede, para cada nivel de empleo, el CMe del trabajo o salario, como se observa en el gráfico siguiente.

Gráfico 2. Imposición de un salario mínimo obligatorio. Mercado de Trabajo Monopsonístico.



Fuente: Elaboración propia.

Como en el caso del productor competitivo, la firma maximiza su beneficio contratando empleados hasta el punto donde el CMg es igual $VPMg$ del trabajo, L_0 , pero el salario es establecido según la oferta, es decir según el CMe , w_0 . Si se establece un salario mínimo, w_{min} , el empleo aumenta hasta L_{min} .

En el caso de las empresas monopsonísticas los salarios son más bajos que en condiciones competitivas, circunstancia que provee de un margen para elevar salarios sin contraer el empleo.

De todas formas, los efectos del salario mínimo, en un mercado con dichas características, dependen de la cuantía del aumento del salario y de la distancia existente entre el salario de monopsonio y el competitivo. Por ejemplo, si se establece un salario mínimo por encima del nivel asociado al punto a , los resultados son los mismos que en competencia perfecta: reducción del empleo. No obstante, si se fija un salario mínimo en el intervalo acotado por los puntos b y c , el empleo aumenta.

Otro modelo alternativo es el de *salarios de eficiencia*. Se afirma que la tasa del salario se haya positivamente relacionado con los niveles de productividad. Es decir, que un aumento en los salarios puede influir positivamente sobre la eficiencia de los

trabajadores, por lo que las empresas tienen incentivo para pagar a sus empleados salarios mayores que el promedio del mercado. Si las empresas pagan un salario por encima del coste de oportunidad de sus trabajadores, se genera un cierto desempleo. Entonces puede ocurrir que el miedo al desempleo y el incremento del salario sirvan de estímulo para que los empleados se esfuercen más y sean más productivos (González, s. f.).

En conclusión, es difícil de prever desde el punto de vista teórico cuáles son los efectos finales del salario mínimo sobre el mercado laboral.

Desde el punto de vista empírico, la conclusión no es diferente. No ha existido un acuerdo pleno respecto del signo, significancia y magnitud del efecto.

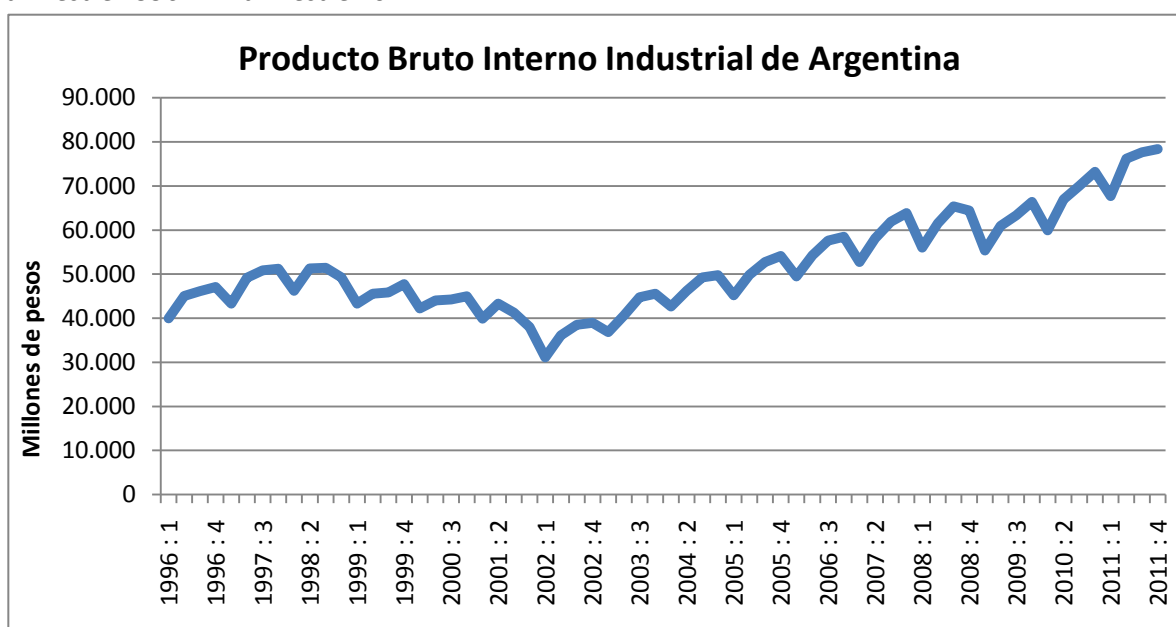
CAPÍTULO III. ANÁLISIS DE VARIABLES

A continuación se realizará un análisis de las variables a utilizar para la estimación de la demanda laboral. Como se mencionó anteriormente, se realizarán dos tipos de análisis, uno con datos de series de tiempo trimestral y otra con datos de corte transversal³.

III.1. Producto

La evolución trimestral del producto industrial se trabajó con información que expresa el PBG Industrial en moneda constante del año 1993, obtenida del Sistema de Cuentas Nacionales (INDEC). El gráfico 3, muestra dicha evolución.

Gráfico 3. Valor Agregado Bruto Industrial a precios del productor, a precios de 1993. Argentina. 1º trimestre 1996 – 4º trimestre 2011.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INDEC.

El PBG industrial presenta un crecimiento hasta 1998, año dónde comienza a disminuir sus niveles debido a las tensiones que atravesaba el modelo de convertibilidad, el cual fue establecido a principio de la década. La recesión, tanto industrial como de la mayoría de los sectores, se prolongó hasta unos meses después del colapso de dicho

³ Los datos se muestran en el Anexo A

modelo en 2001. Luego del 2002, la industria experimentó un fuerte proceso de expansión liderando la reactivación de la economía.

Durante el periodo bajo estudio, el PBG Industrial explicó en promedio el 16,4% del PBG total y presentó un crecimiento acumulado del 96,1%.

En cuanto al análisis de corte transversal, para la medición del producto industrial se utilizó el Valor de la Producción a precios del productor por rama de actividad a dos dígitos que brinda el INDEC y que obtiene a través de los censos económicos. En este caso, se utilizó los datos del último censo, 2004/2005, pero dicha variable corresponde al año 2003⁴. El gráfico a continuación expresa los niveles alcanzados por las distintas ramas⁵.

Gráfico 4. Valor de la Producción de la industria a precios del productor. Por rama de actividad a dos dígitos según ClaNAE-CNE'2004/05. Argentina. 2003.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INDEC según datos del Censo Económico 2004/2005.

Según el Censo Económico 2004/2005, en 2003, el valor de la producción de la industria alcanzó 217.084.935 miles de pesos. Como se observa en el gráfico anterior la rama que más aporte realizó a dicho valor es la *Elaboración de Productos Alimenticios y Bebidas*. Luego, muy por debajo, se encuentra *Fabricación de coque, productos de la*

⁴ Todas las variables utilizadas en el análisis de corte transversal se obtuvieron del Censo Económico 2004/2005 y corresponden al año 2003.

⁵ El código de las ramas se encuentra en la tabla A.2 del Anexo A.

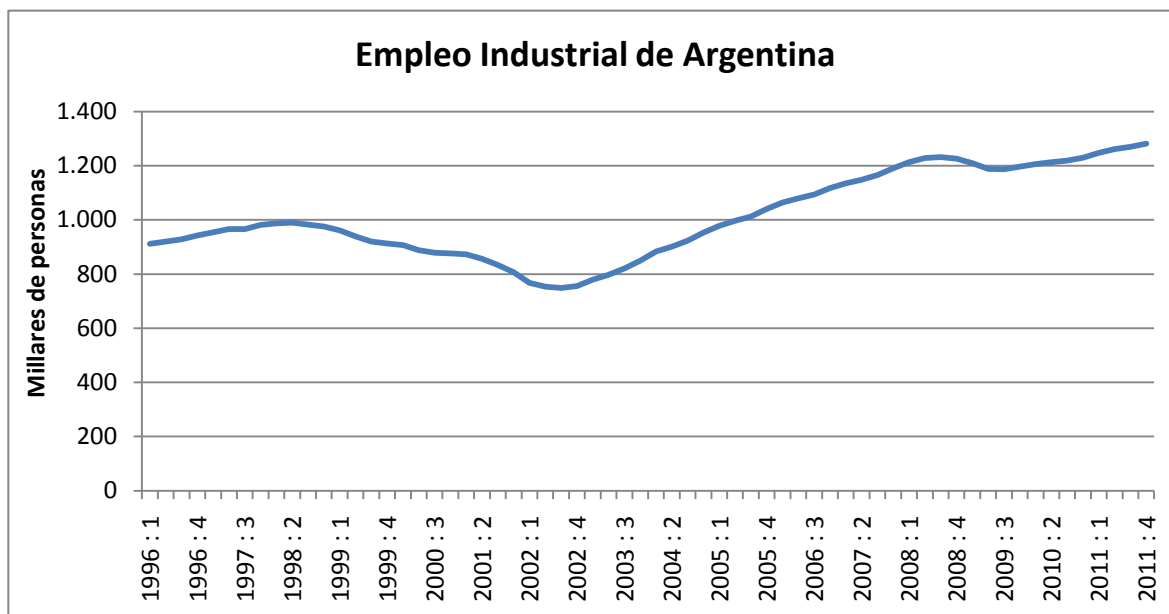
refinación del petróleo y combustible nuclear y la Fabricación de sustancias y productos químicos. En 4º lugar la Fabricación de metales comunes y en 5º lugar la Fabricación de vehículos automotores, remolques y semiremolques.

III.2. Empleo

Para esta variable se utilizará el empleo asalariado registrado de la industria que publica el Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social (MTEySS) de manera trimestral. Se piensa usar esta categoría ocupacional porque permite concentrarse en el sector formal del mercado laboral, excluyendo así los trabajos por cuenta propia (que tienen un comportamiento diferente en las distintas fases del ciclo económico). También se deja de lado el empleo del sector público, así como los programas transitorios que aplica el gobierno para fomentar la creación de fuentes de trabajo.

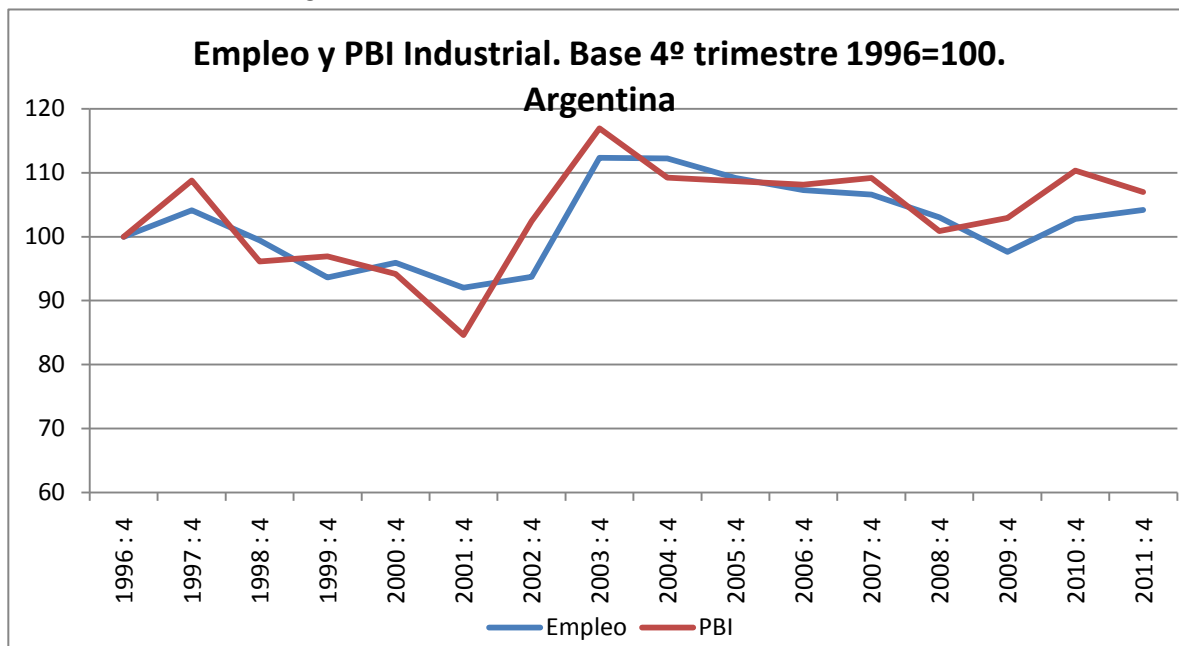
El gráfico 5 representa la evolución del empleo trimestral de la industria argentina en el periodo estudiado y el gráfico 6 la evolución interanual tanto del empleo como del PBI con base en el 4º trimestre de 1996.

Gráfico 5. Empleo asalariado registrado de la industria. Argentina. 1º trimestre 1996 - 4º trimestre 2011.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del MTEySS.

Gráfico 6. Índice de Empleo asalariado registrado y Valor Agregado Bruto. Industria. Base 4º trimestre 1996. Anual. Argentina. 4º trimestre 1996 – 4º trimestre 2011.

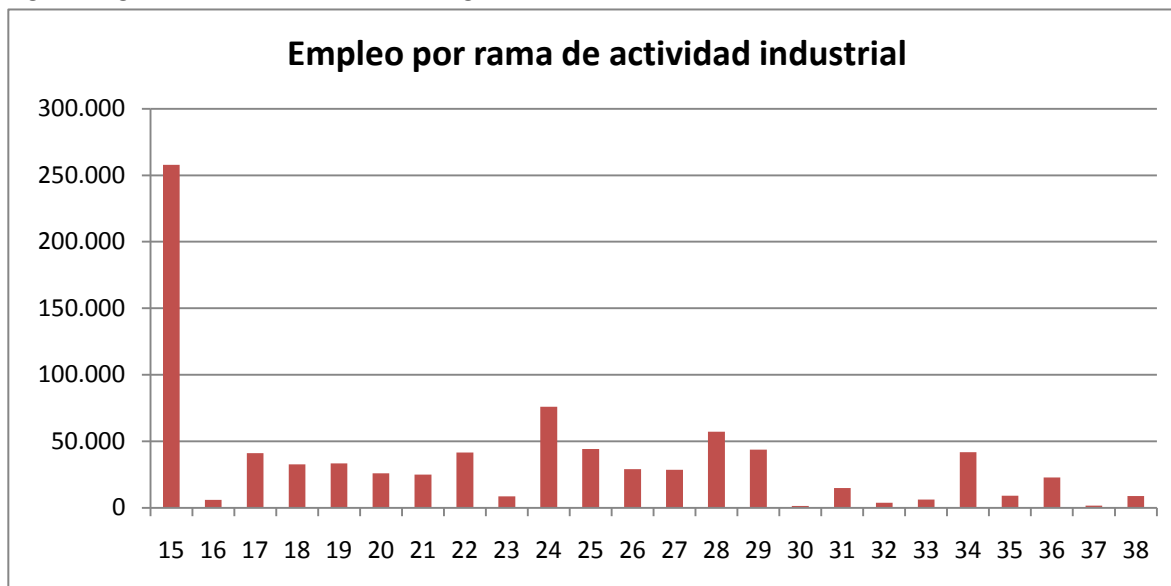


Fuente: Elaboración propia en base a datos del INDEC y el MTEySS.

Como se observa en ambos gráficos, el empleo experimenta los mismos ciclos que el PBI, aunque el primero con menor volatilidad. Durante los primeros años de recuperación tras la crisis del 2001, el PBI presenta una recuperación mayor y más rápida que el empleo, debido a que este periodo se caracterizó por la existencia de capacidad ociosa.

En el análisis de corte transversal se utilizará los puestos de trabajo ocupados asalariados. El gráfico 7 muestra la cantidad de puestos por rama de actividad dentro de la industria.

Gráfico 7 Puestos de trabajos ocupados asalariados de la Industria. Por rama de actividad a dos dígitos según ClaNAE-CNE'2004/05. Argentina. 2003.



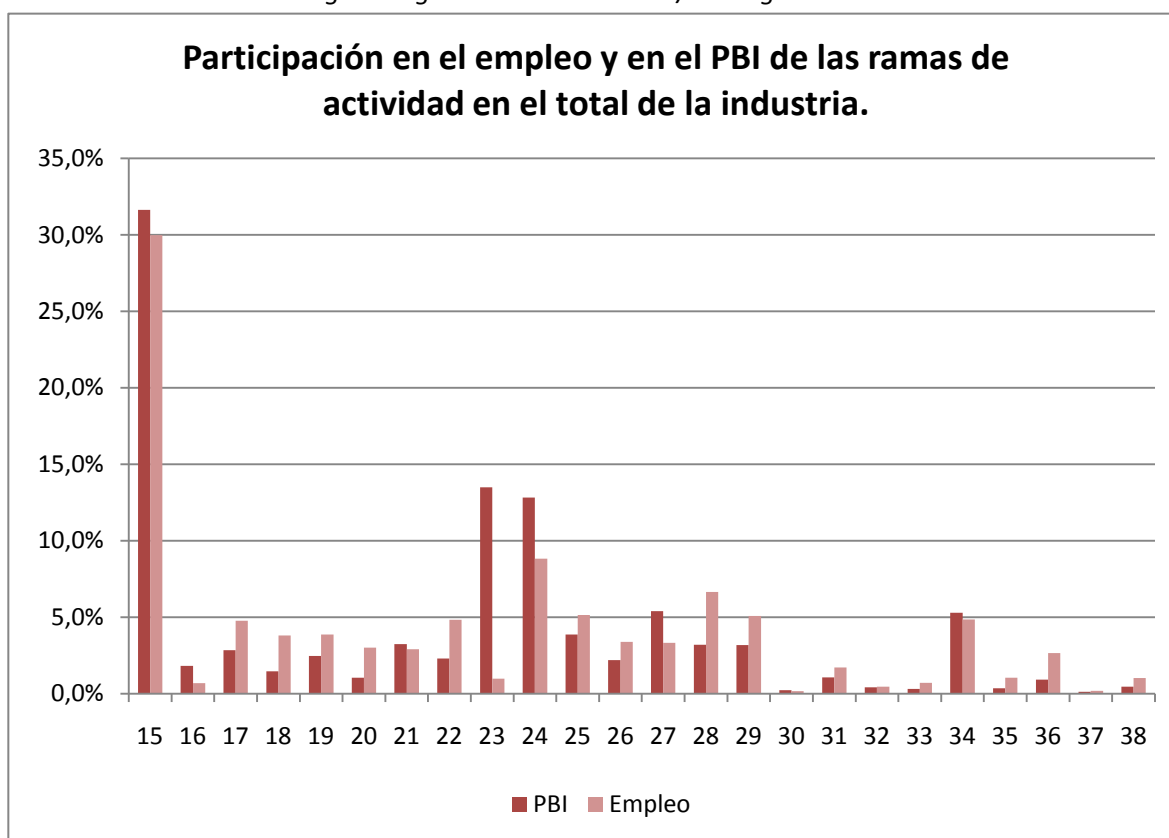
Fuente: Elaboración propia en base a datos del INDEC según datos del Censo Económico 2004/2005.

La rama de actividad que mayores puestos de trabajos asalariados creó en 2003 es la de *Elaboración de productos alimenticios y bebidas*, siendo a su vez la que mayor valor agregado genera. Le sigue con un valor mucho menor la *Fabricación de sustancias y productos químicos* y luego la *Fabricación de productos elaborados de metal, excepto maquinaria*. Entre las de menores puestos de trabajo se encuentra la *Fabricación de coque, productos de la refinación del petróleo y combustible nuclear*, la cual se ubica entre las ramas con mayor valor agregado. Es decir, dicha rama exhibe altos niveles de producto medio.

El gráfico 8 presenta las participaciones de las ramas de actividad en el empleo y en el PBI de la industria. De éste se vislumbra que las ramas con mayor peso en el valor agregado, exhiben una baja participación en el empleo y viceversa. Por ejemplo, *Fabricación de prendas de vestir; terminación y teñido de pieles, Fabricación de productos elaborados de metal, excepto maquinaria; Producción de madera y fabricación de productos de madera y corcho; fabricación de artículos de paja y de materiales trenzables; Fabricación de muebles y colchones*; entre otros, tuvieron una participación en el empleo

más de dos veces mayor que la participación que tuvieron en el producto, es decir, son ramas intensivas en mano de obra. Las diferencias de participación de cada sector en el valor agregado y los puestos de trabajo evidencian que las variaciones del empleo que se derivan del incremento en la actividad económica no son indiferentes al patrón de crecimiento sectorial de la economía (SSPTYEL, 2004, c.p. Bugna y Porta 2007)⁶.

Gráfico 8: Participación en los puestos de trabajos ocupados asalariados y en el valor de la producción a precios del productor de las ramas de actividad de la industria en el total del sector. Rama de actividad a dos dígitos según ClaNAE-CNE'2004/05. Argentina. 2003



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INDEC.

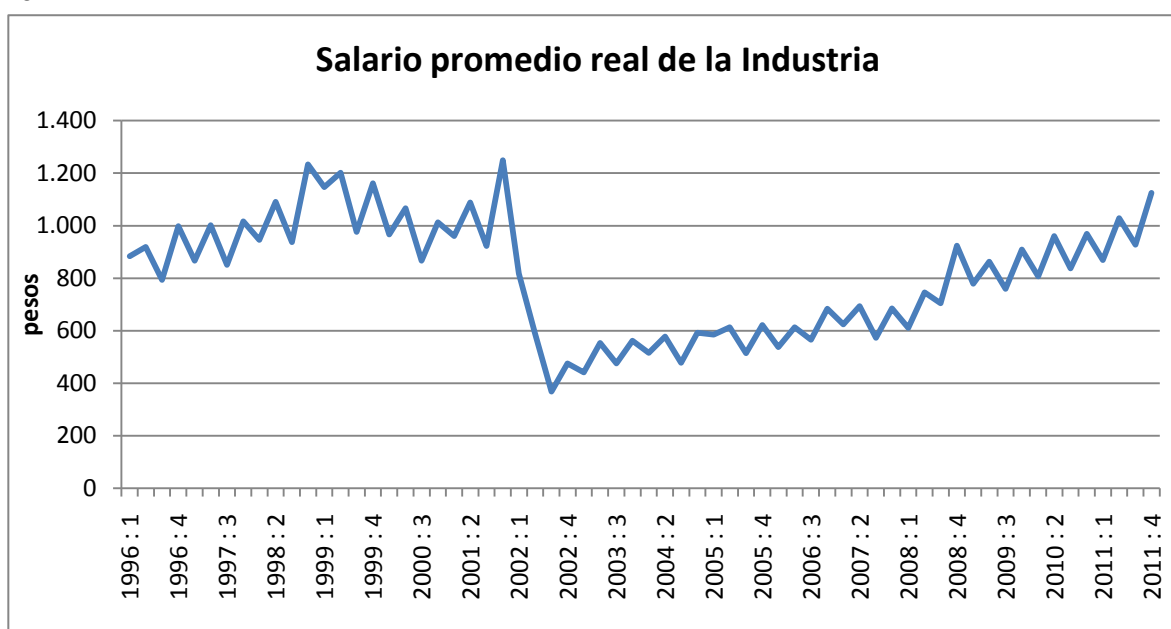
III.3. Salario

Para el caso de los salarios de la industria, se utilizará la remuneración promedio de los trabajadores registrados del sector privado, en pesos corrientes, obtenida del MTEySS. Se eligió esta variable ya que corresponde a las remuneraciones de los empleados registrados asalariados, variable con la cual se midió el empleo.

⁶ *Ibídem* página 3.

Para trabajar en valores reales, se deflactó la remuneración promedio con el índice de Precios Básicos del Productor de productos nacionales primarios con base 1993=100, calculado por el INDEC. Debido a que hasta el año 2003 existía consenso en el uso del Índice de Precios al Consumidor (IPC) como medida de la inflación en la economía argentina, se eligió el índice de Precios Básicos del Productor de productos nacionales primarios porque presenta un comportamiento similar al IPC hasta dicho año.

Gráfico 9. Remuneración promedio real de los trabajadores registrados del sector privado de la Industria. En pesos, a valores constantes de 1993. Argentina. 1º trimestre 1996 – 4º trimestre 2011.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del MTEySS.

El gráfico anterior presenta la evolución del salario promedio real de la industria durante el periodo estudiado. Desde 1996 hasta fines de 1998 las remuneraciones reales presentaron una evolución favorable como consecuencia de la disminución del índice de precios, ya que los salarios nominales se mantuvieron relativamente constantes. Durante los años posteriores y hasta 2001, los salarios reales comienzan a experimentar una leve disminución, debido a las presiones que presentaba el modelo de convertibilidad.

La devaluación a principios del 2002, impulsó un fuerte crecimiento de los precios domésticos que erosionó rápida y marcadamente el poder de compra de las remuneraciones. No existieron ajustes en los salarios nominales debido a la difícil

situación del mercado laboral que debilitaba el poder de negociación sindical⁷. Entre el 4º trimestre del 2001 y el 3º trimestre del 2002, las remuneraciones reales disminuyeron cerca del 70%.

Fue hacia mediados del 2002 cuando el gobierno, luego de muchos años, volvió a intervenir en la determinación de los niveles salariales y se dio comienzo a una fase de política activa de ingresos. Ésta consistió en el establecimiento de incrementos por suma fija para todos los asalariados del sector privado comprendidos en las convenciones colectivas de trabajo, excluidos los rurales y los del servicio doméstico. Además, a partir de junio de 2003, el salario mínimo fue aumentando paulatinamente. Sin embargo, cuando la expansión productiva se consolidó y apareció como sostenible en el tiempo, a partir del 2003, se verificó un incremento de las remuneraciones el cual pudo responder a esas medidas, pero ahora en un marco de crecimiento ocupacional.

A pesar de la recuperación de los salarios reales que se ha experimentado desde el 2003, no se ha compensado todavía la declinación que sufrieron tras la salida de la convertibilidad. En el 4º trimestre del 2011, las remuneraciones reales se encontraban casi un 10% por debajo del nivel alcanzado en el último trimestre del 2001.

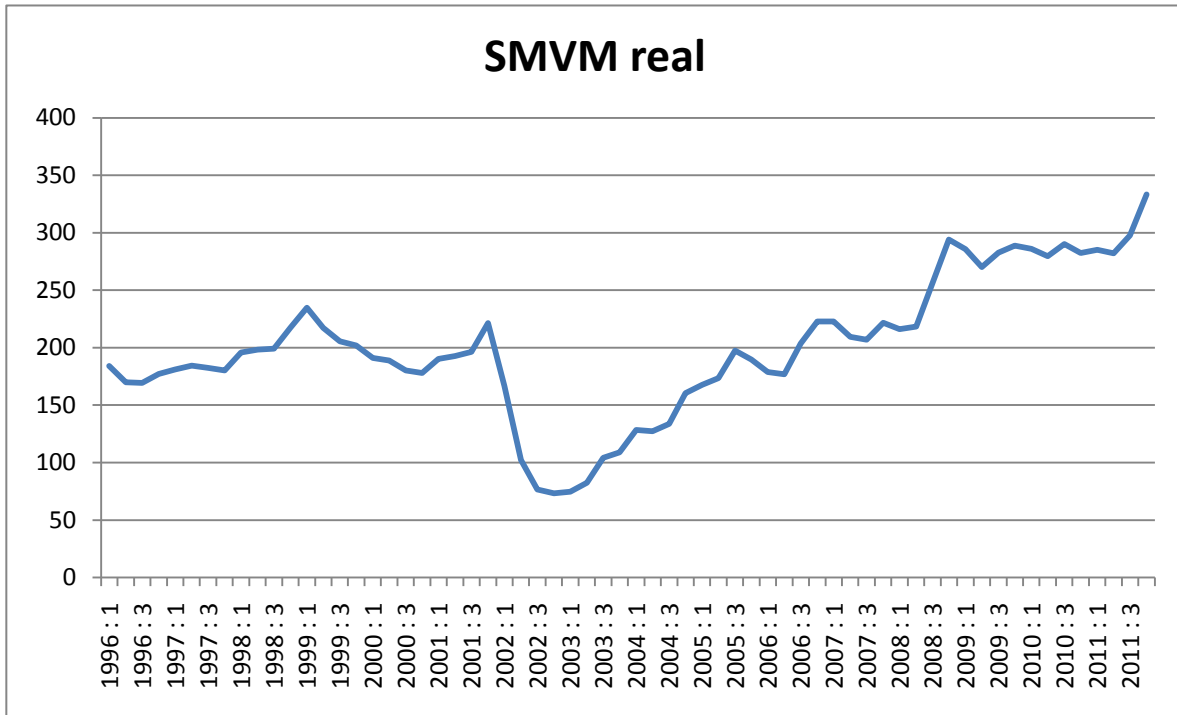
En el caso del SMVM, los valores nominales se obtuvieron del INDEC y, como al salario promedio, se deflactó por el índice de Precios Básicos del Productor de productos nacionales primarios con base 1993=100.

El gráfico 10 expresa la evolución del SMVM en términos reales. Hasta junio del 2003, el salario mínimo nominal era de \$200. A partir de julio del 2003, aumenta a 250. Desde entonces, experimentó aumentos periódicos llegando en septiembre del 2011 a \$2300.

En términos reales, el SMVM tuvo un comportamiento similar a las remuneraciones promedio, con la diferencia que en el 4º trimestre del 2006 el primero compensó y superó los niveles anteriores a la crisis del 2001.

⁷ El mercado de trabajo estaba marcado por altos niveles de desempleo y una disminución de la ocupación.

Grafico 10. Salario Mínimo Vital y Móvil (SMVM) real. Argentina. 1º trimestre 1996 – 4º trimestre 2011.

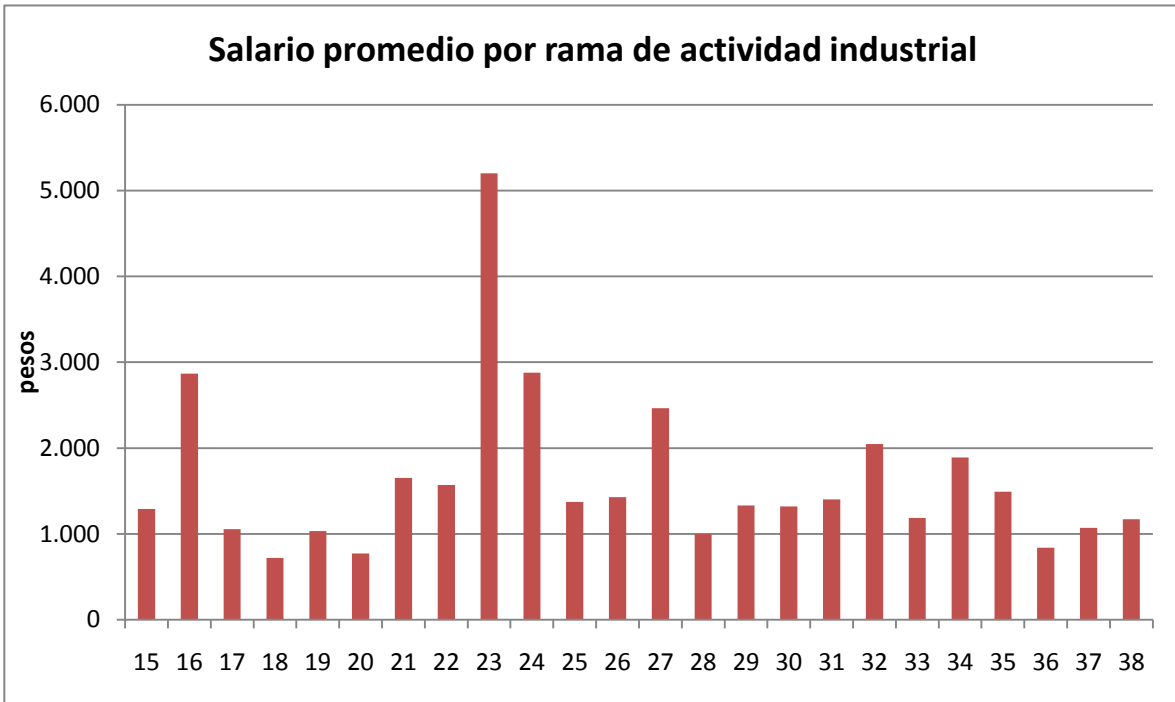


Fuente: Elaboración propia en base a datos del MTEySS.

Para la estimación con datos de corte transversal, se utilizará la remuneración promedio mensual de los asalariados. El gráfico 11 muestra los niveles de la misma.

La Fabricación de coque, productos de la refinación del petróleo y combustible nuclear exhibe el mayor salario, \$5199. Por debajo de los \$3000, continúa la *Fabricación de sustancias y productos químicos; Elaboración de productos de tabaco y Fabricación de metales comunes*. La de menor remuneración es la *Fabricación de prendas de vestir; terminación y teñido de pieles*.

Gráfico 11. Remuneración promedio mensual de los asalariados de la industria. Por rama de actividad a dos dígitos según ClaNAE-CNE'2004/05. Argentina. 2003



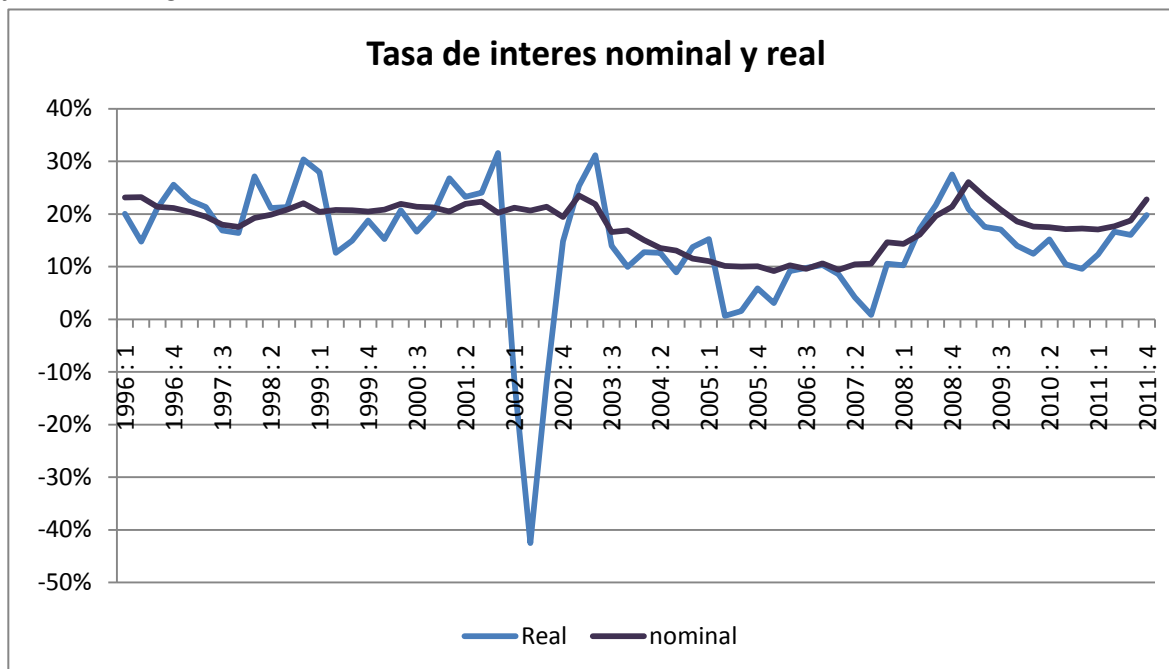
Fuente: Elaboración propia en base a datos del INDEC.

III.4. Costo del capital

Como medida del costo del capital se utilizará tanto la tasa de interés real como la inversión bruta interna fija.

Con respecto a la tasa de interés real, se escogió la tasa de interés total de préstamos prendarios al sector privado no financiero, publicada periódicamente por el Banco Central de la República Argentina (BCRA), y se la deflactó por el índice de Precios Básicos del Productor de productos nacionales primarios con base 1993=100. El gráfico 12 presenta el comportamiento tanto de la tasa de interés nominal como real.

Gráfico 12. Tasa de interés total nominal y real de préstamos prendarios al sector privado no financiero. Argentina. 1º trimestre 1996 – 4º trimestre 2011.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCRA.

Como se distingue en el gráfico anterior, la tasa de interés real es altamente volátil pro influenciada principalmente por la tasa de inflación.

Durante el periodo anterior a la salida de la convertibilidad en 2002, la tasa de interés nominal fue relativamente estable y debido a niveles de inflación casi nulos, y en algunos periodos de deflación, fue alta en términos reales. La abrupta caída en el 2º trimestre del 2002 de la tasa real se explica por el extraordinario aumento de la inflación, la cual alcanzó en dicho trimestre más del 63%.

El periodo comprendido entre fines del 2002 y mediados del 2007 (comienzo de la crisis financiera internacional), se caracterizó por un fuerte ingreso de capitales. La tasa de interés nominal fue disminuyendo pero en menor medida que la real, ya que durante esos años los precios domésticos fueron en aumento.

Durante el periodo 2007 y 2009, Redrado, (s. f.) explica:

“La irrupción de la crisis de hipotecas de alto riesgo (subprime) en Estados Unidos a partir de mediados de 2007, que terminó convirtiéndose en la peor crisis económica y financiera de los últimos 70 años, sometió a la economía argentina al primer episodio de turbulencias desde la salida de la crisis local de 2001-2002. A esto se sumaron algunos hechos domésticos que reforzaron el contexto de incertidumbre. Así, fueron cuatro los shocks recibidos por la economía argentina a través del canal financiero durante el período de inestabilidad. El primero estuvo relacionado con el comienzo de la crisis subprime en los Estados Unidos (julio-octubre de 2007). El segundo episodio se trató de un brusco desajuste en la demanda de dinero a partir del conflicto agropecuario (abril-julio de 2008). El tercero estuvo vinculado con el agravamiento de la crisis internacional generado por la caída de Lehman Brothers, a lo que se sumaron dudas del mercado sobre la capacidad del sector público nacional de cumplir con sus compromisos de deuda (septiembre-diciembre de 2008). Y el cuarto se debió a una nueva oleada de inestabilidad en los mercados financieros internacionales, generada por la incertidumbre acerca de la implementación del Plan de Estabilidad Financiera anunciado por la nueva administración norteamericana, junto con el adelantamiento del calendario electoral en el orden local (marzo-mayo de 2009)”.(p. 4).

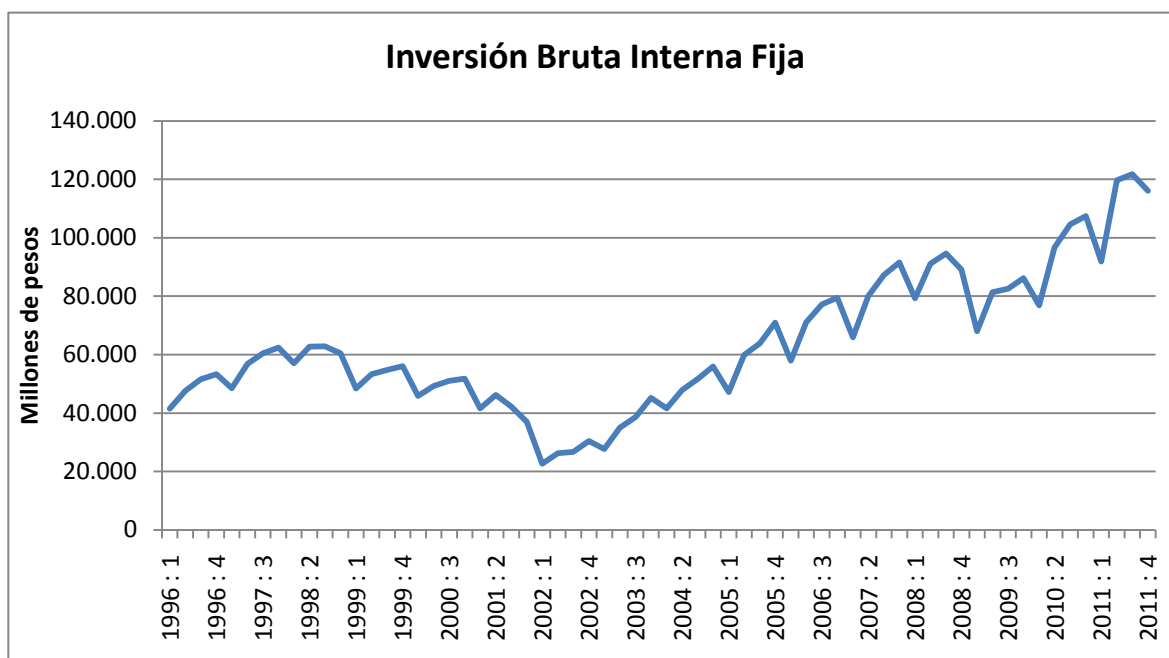
Lo anterior generó un fuerte contexto de incertidumbre lo que derivó en la salida de capitales y un aumento de la tasa de interés. No obstante, debido a medidas tomadas por el Banco Central el sistema monetario-financiero no fue un factor propagador de inestabilidad y a partir del 2009 la tasa de interés comenzó a disminuir.

Finalmente, en los últimos meses del 2011, la tasa de interés subió debido a la incertidumbre del terreno monetario.

En cuanto a la Inversión Bruta Interna fija (IBIF), se escogió incluirla debido a que la inversión incrementa la existencia de bienes de capital, tanto de bienes importados como producidos internamente, lo que a su vez genera una mayor demanda de trabajo para ponerlos en funcionamiento y operarlos y así producir nuevos bienes y servicios.

La IBIF se obtuvo a partir de los datos proporcionados por el INDEC y se trabajará a precios constantes de 1993. El gráfico 13 expone la evolución de la misma durante el periodo bajo estudio.

Gráfico 13. Inversión Bruta Interna Fija a precios de 1993. Argentina. 1º trimestre 1996 – 4º trimestre 2011.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del MTEySS.

Desde 1996 hasta 1998 la IBIF experimentó un leve aumento, para que a partir de 1998 comience un periodo de declive que se extendió hasta el colapso del régimen de convertibilidad, en 2002. Debido a ésta desinversión, la capacidad productiva se vio afectada y elevó la antigüedad del equipamiento existente.

A lo largo de la postconvertibilidad, la inversión se presentó en constante aumento (con la excepción del año 2008, debido a la crisis financiera internacional). En el 3º

trimestre del 2005, ya se habían recuperado y superado el valor máximo⁸ alcanzado en el periodo anterior a la crisis.

Sin embargo, algunos estudios demuestran que los altos niveles de inversión alcanzados en la economía argentina en los últimos años no se han visto reflejados en una mejora significativa de la productividad. Las elevadas tasas de crecimiento se sustentaron centralmente en la expansión del empleo, en un contexto de aguda contracción de los salarios reales.

III.5. Descripción estadística de las variables

A continuación se presentarán más detalles de las series de tiempo utilizadas.

III.5.1. Media y desviación estándar

Si se observa la tabla a continuación se puede advertir una alta volatilidad del PBI, la inversión y la tasa de interés real. En cambio, el nivel de empleo y el salario presentan una menor desviación estándar, en términos relativos.

Tabla 1: Media y Desviación Estándar (D.E.) del PBI, Empleo (L), Salario Real (w), IBIF, Tasa de interés real (r) y SMVM.

	PBI	L	w	IBIF	r	SMVM
MEDIA	51.771.935.486	1.011.408	800	44.730.992.235	0,02	200
D.E.	10.917.625.342	157.946	235	13.174.649.621	0,36	60

Fuente: Elaboración propia.

III.5.2. Test de raíz unitaria

La mayoría de las series económicas presentan un componente irregular, por lo que se analizará la presencia de raíz unitaria, el cual es un indicador de series no estacionarias.

Existen varias pruebas para la detección de la raíz unitaria. En éste trabajo se utilizarán las pruebas de Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y Phillips-

⁸ El valor máximo se alcanzó en el 3º trimestre de 1998 y fue de 62.903 millones de pesos.

Perron (PP), las cuales tienen como hipótesis nula que la serie presenta una raíz unitaria, es decir que es no estacionaria.

La tabla 2 muestra los resultados de los test de raíz unitaria de las variables consideradas en este trabajo.

Tabla 2: Test de Raíz Unitaria DF, ADF Y PP a las series de PBI, Empleo (L), Salario Real (w), IBIF, Tasa de interés real (r) y SMVM.

	Dickey-Fuller			Dickey-Fuller Aumentado			Phillips-Perron		
	t-crítico			t-crítico			t-crítico		
	1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%
	-3,720600	-3,148400	-2,851000	-4,110440	-3,482763	-3,169372	-4,110440	-3,482763	-3,169372
	t-estadístico			t-estadístico			t-estadístico		
PBI	-2,119223			-2,005359			-0,716497		
L	-0,468550			-0,790450			-1,281457		
w	-3,237908			-3,142202			-2,857221		
SMVM	-1,045501			-1,026805			-1,026805		
IBIF	-1,395759			-1,273349			-1,334518		
r	-2,645174			-2,597781			-2,697390		

Fuente: Elaboración propia.

Para todas las variables bajo estudio y en las tres pruebas de raíz unitaria, el t-estadístico no supera al t-crítico (en valores absolutos), para los niveles de 1%, 5% y 10% de significancia. Por lo tanto, no se puede rechazar la hipótesis nula, es decir, las series son no estacionarias.

CAPÍTULO IV. METODOLOGÍA Y ANÁLISIS ECONOMÉTRICO

En el presente capítulo se muestran las estimaciones realizadas donde lo que se pretende es establecer los factores determinantes de la demanda de trabajo de la industria argentina, con el objetivo de estudiar la elasticidad empleo-producto y empleo-salario.

Por un lado, se realizará un análisis con series de tiempo trimestrales que comprenden el total de la industria y que abarca desde el 1º trimestre de 1996 hasta el 4º trimestre del 2011. Por otro lado, se efectuará una estimación con datos de corte transversal de las actividades económicas que conforman el sector industrial con la información suministrada por el Censo Económico 2004/2005, la cual corresponde al año 2003. En ambos casos se usará la metodología de mínimos cuadrados y se compararán las elasticidades relevantes obtenidas.

Los modelos utilizados en este trabajo son de tipo exponencial pero se transformaron en un modelo lineal mediante el cambio de variable, es decir, trabajando a cada variable en su logaritmo. Esta modificación tiene la ventaja de que los parámetros de las variables son aproximaciones de las elasticidades y, además, permite evitar el problema de la no estacionariedad de las variables en estudio.

IV.1. Análisis de serie de tiempo

IV.1.1. Estimación de la demanda de trabajo de corto plazo

La estimación de la demanda de trabajo de corto plazo se efectuará bajo el siguiente modelo:

$$\ln L_t^d = C + \alpha_1 \ln PBI_t + \alpha_2 \ln w_t + \alpha_3 \ln SMVM_t + \alpha_4 \ln IBIF_t + \alpha_5 \ln r_t + \alpha_6 \ln L_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$t = 1996: 1, 1996: 2, 1996: 3, 1996: 4 \dots \dots \dots, 2011: 4$$

Donde:

$\ln L_t^d$ = logaritmos del número de ocupados en el trimestre t .

$\ln \text{PBI}_t$ = logaritmos del Producto Bruto real de la Industria en el trimestre t .

$\ln w_t$ = logaritmos del salario promedio real en el trimestre t .

$\ln \text{SMVM}_t$ = logaritmos del Salario Mínimo Vital y Móvil en el trimestre t .

$\ln \text{IBIF}_t$ = logaritmos de la Inversión Bruta Fija Interna en el trimestre t .

$\ln r_t$ = logaritmos de la tasa de interés real en el trimestre t .

$\ln L_{t-1}$ = logaritmos del número de ocupados rezagado un periodo.

ε_t = perturbación aleatoria

En la ecuación, α_1 y α_2 son la elasticidad empleo-producto y la elasticidad empleo-salario (ó elasticidad precio de la demanda de trabajo), respectivamente. α_3 es la elasticidad empleo-SMVM; α_4 la elasticidad empleo-inversión; α_5 la elasticidad cruzada empleo-precio del capital y α_6 el coeficiente del empleo rezagado un periodo.

A través del software estadístico EViews se realizó la estimación por mínimos cuadrados de la ecuación (14) y surge que además de presentar autocorrelación en los residuos, los signos de los coeficientes están cambiados; por esta razón se efectúan otras estimaciones que incluyen una variable de medias móviles, para solucionar la autocorrelación, y se excluyen las variables no significativas⁹.

La regresión que mejor explica el comportamiento de las series es la que se presenta en el cuadro a continuación.

⁹ Las regresiones realizadas se encuentran en el Anexo B, sección 1, tabla B.1, B.2 Y B.3.

Tabla 3: Regresión de LNL. Variable dependiente LNL. Variables independientes LNPBI, LNW, LN L(-1) y LNMA(1). Periodo 1º cuatrimestre 1996-4º cuatrimestre 2011

Variable	Coefficiente	Error Estándar	t-estadístico	Probabilidad
C	-0,872654	0,228946	-3,811618	0,0003
LNPBI	0,095427	0,016440	5,804621	0,0000
LNW	-0,025989	0,004830	-5,380268	0,0000
LNL(-1)	0,905747	0,023028	39,33187	0,0000
MA(1)	0,794268	0,069311	11,459430	0,0000
R ²	0,996638	Durbin-Watson estadístico		1,843192
R ² ajustado	0,996406	F-estadístico		4297,864
Error Estándar de la regresión	0,009444	Prob(F-estadístico)		0,000000

Fuente: Elaboración propia.

La demanda de empleo de corto plazo, depende del PBI real, del salario real, del empleo rezagado un periodo y de una variable de medias móviles.

La estimación anterior presenta todos los coeficientes significativos y con el signo correcto; no existe autocorrelación¹⁰ en los residuos, el modelo en su conjunto es significativo y el R² es alto.

Los resultados arrojan una elasticidad empleo-producto de corto plazo de 0,09 y una elasticidad empleo-salario de -0,02. Es decir, que ante un aumento del producto del 10%, el empleo aumenta en el corto plazo 0,9% y con una suba del salario del 10%, el empleo se reduce un 0,2%.

IV.1.2. Estimación de la demanda de trabajo de largo plazo

La estimación de la demanda de trabajo de largo plazo se realizará a través del siguiente modelo:

¹⁰ La *h* de Durbin calculada es 0,646, menor que la *h* crítica con distribución normal (0,1) para un nivel de significancia del 5%, 1,64. Por lo tanto, no se rechaza la hipótesis nula de autocorrelación nula.

$$\ln L_t^d = C + \alpha_1 \ln PBI_t + \alpha_2 \ln w_t + \alpha_3 \ln SMVM_t + \alpha_4 \ln IBIF_t + \alpha_5 \ln r_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

$t = 1996:1, 1996:2, 1996:3, 1996:4 \dots \dots \dots, 2011:4$

Donde:

$\ln L_t^d$ = logaritmos del número de ocupados en el trimestre t .

$\ln PBI_t$ = logaritmos del Producto Bruto real de la Industria en el trimestre t .

$\ln w_t$ = logaritmos del salario promedio real en el trimestre t .

$\ln SMVM_t$ = logaritmos del Salario Mínimo Vital y Móvil en el trimestre t .

$\ln IBIF_t$ = logaritmos de la Inversión Bruta Fija Interna en el trimestre t .

$\ln r_t$ = logaritmos de la tasa de interés real en el trimestre t .

ε_t = perturbación aleatoria

En la ecuación, α_1 y α_2 son la elasticidad empleo-producto y la elasticidad empleo-salario (ó elasticidad precio de la demanda de trabajo), respectivamente, en las cuales se tiene mayor interés. α_3 es la elasticidad empleo-SMVM; α_4 la elasticidad empleo-inversión y α_5 la elasticidad cruzada empleo-precio del capital.

En la tabla B.4 del anexo B se presentan los resultados de la estimación por mínimos cuadrados de la ecuación (15), de la cual surge que la regresión presenta coeficientes no significativos y no se puede asegurar la no existencia de autocorrelación.

Debido a lo anterior, se estima nuevamente un modelo que incorpora una variable de medias móviles MA(1), con el fin de solucionar el problema de autocorrelación y se

excluye *lnr*, ya que se pierden observaciones por no estar definido el logaritmo natural de un número negativo¹¹.

A continuación se presenta los resultados de la estimación final de la demanda de trabajo de largo plazo, donde la demanda de trabajo depende de: PBI, salario, salario mínimo, inversión (todas en términos reales) y de una variable de medias móviles.

Tabla 4: Regresión de LNL. Variable dependiente LNL. Variables independientes LNPBI, LNW, LNSMVM, LNIBIF y MA(1). Periodo 1º trimestre 1996-4º trimestre 2011.

Variable	Coefficiente	Error Estándar	t-estadístico	Probabilidad
C	5,437779	0,734219	7,406209	0,0000
LNPBI	0,181194	0,052975	3,420349	0,0012
LNW	-0,125342	0,009994	-12,54132	0,0000
LNSMVM	0,218683	0,018087	12,09073	0,0000
LNIBIF	0,144998	0,029595	4,899360	0,0000
MA(1)	0,997274	0,035173	28,35338	0,0000
R ²	0,979010	Durbin-Watson estadístico		1,795428
R ² ajustado	0,977200	F-estadístico		541,0435
Error Estándar de la regresión	0,023661	Prob(F-estadístico)		0,000000

Fuente: Elaboración propia.

Como se observa en la tabla anterior, las variables son estadísticamente significativas y sus coeficientes tienen los signos esperados por la teoría económica. Los residuos no presentan autocorrelación¹², el modelo en su conjunto es significativo y el R² es alto.

La elasticidad empleo-producto toma el valor 0,18, es decir, que tras un aumento del PBI industrial del 10%, el empleo del sector aumenta, sólo, el 1,8%. Dicho valor, se

¹¹ Al estar la tasa de interés expresada en términos reales, existen periodos de tiempo en los cuales toma valores negativos.

¹² El estadístico de Durbin-Watson es 1,795428, mayor al valor crítico d_U y menor a $(4 - d_U)$, para $k=5$ y $n=64$. Por lo que no se rechaza la hipótesis nula de autocorrelación nula.

encuentra entre los parámetros obtenidos en la experiencia latinoamericana, aunque es relativamente pequeño.

La elasticidad empleo-salario resultó cercana al $-0,12$, por debajo de los valores estimados en otros trabajos previos¹³. Aunque, como en la mayoría de las investigaciones, la respuesta del empleo ante un aumento del salario es negativa y poco sensible, es decir, que la elasticidad es negativa e inelástica.

Merece una especial atención el signo del coeficiente del SMVM, ya que cuando se revisaron los trabajos empíricos y la teoría económica sobre el efecto del salario mínimo sobre el empleo, no se encontró un acuerdo pleno respecto del signo, significancia y magnitud del efecto. En este caso particular, resultó significativo y positivo.

El signo positivo de la elasticidad empleo-SMVM, podría deberse a que frente al encarecimiento del trabajo, tras un aumento del SMVM, las empresas revisen y corrijan errores organizativos con el fin de aumentar la productividad. Si esto ocurre y genera un incremento suficiente de la demanda por trabajo, el nivel de empleo aumenta (en lugar de disminuir). O quizás se deba a que son los trabajadores los que se vean estimulados a mejorar su productividad y a realizar un mayor esfuerzo, debido al miedo que les genera el aumento del desempleo. La primera razón se conoce en la teoría económica como *efecto shock* y la segunda como *modelo de salario de eficiencia*¹⁴.

El coeficiente que acompaña a la inversión tiene signo positivo, es decir que si aumentan los niveles de inversión, la cantidad demandada de trabajo aumenta. Esto se debe, a que cuando aumenta la inversión, aumentan las dotaciones de capital, lo que eleva la productividad marginal del trabajo.

IV.1.3. Identificación de cambio estructural

Dados los cambios en las condiciones macroeconómicas a partir del 2003 y teniendo en cuenta la rápida y temprana recuperación de la industria manufacturera luego de la crisis, es esperable que se haya producido un cambio estructural en la

¹³ Ver capítulo I.

¹⁴ Ver sección 3 del capítulo II.

demanda de trabajo. Es decir, que la economía tenga mayor capacidad de generar empleos, o de otra forma, que la elasticidad empleo-producto haya aumentado.

A partir de ello, a continuación se evaluará de manera formal la presencia de cambio estructural a través de la prueba de Chow y se re-estimarán las elasticidades para los dos periodos que surjan.

La prueba de Chow tiene como hipótesis nula la estabilidad paramétrica (no hay cambios estructurales ni ruptura) y su estadístico sigue una distribución F con k y $(n_1 + n_2 - 2k)$ grados de libertad, donde k es el número de parámetros estimados, n_1 la cantidad de observaciones antes del cambio estructural y n_2 la cantidad de observaciones luego de la ruptura¹⁵.

Si se toma en cuenta como punto de quiebre el primer trimestre del 2003, el test de Chow exhibe que existe cambio estructural tomando como nivel de significancia el 5%; por el contrario, si se toma el 1% no se puede rechazar la hipótesis nula de estabilidad paramétrica¹⁶. Esto puede deberse a que la cantidad de observaciones de un lado y del otro del punto de quiebre son escasas. Igualmente, se efectuó la misma prueba para el cuarto trimestre del 2002, ya que si se calcula la tasa de crecimiento interanual, éste es el primer trimestre con tasa positiva luego de la recesión comenzada en 1998.

La tabla siguiente muestra los resultados de la prueba de Chow para el cuarto trimestre del 2002:

Tabla 5. Prueba de Chow de punto de quiebre para el 4º trimestre del 2002.

F-estadístico	5,65044	Prob. F(6,52)	0,000142
Log razón de verosimilitud	32,12614	Prob. Chi-Cuadrada(6)	0,000015

Fuente: Elaboración propia.

Dado el F estadístico resultante de la prueba, se rechaza la hipótesis nula de que no existe cambio estructural al 1% y 5% de significancia, es decir, que se puede afirmar

¹⁵ $n = n_1 + n_2$

¹⁶ Los resultados del test de Chow para 2003q1 se encuentran en la tabla B.5 del anexo B.

que a partir del año 2002 la industria presentó un cambio estructural en su demanda de trabajo.

Como consecuencia de lo anterior se intentó estimar a partir del punto de quiebre las elasticidades empleo-producto y empleo-salario, con el fin de observar si ese cambio corresponde a un aumento o disminución de las mismas¹⁷.

Primero, se incluyó en el modelo una variable dummy para captar el cambio estructural, pero los resultados arrojaron coeficientes no significativos y con signos erróneos. Luego, se estimó el modelo de largo plazo en dos periodos por separado, uno que comprende 1º trimestre 1996- 3º trimestre 2002 y el otro que comprende 4º trimestre 2002-4º trimestre 2011, para así contrastar las elasticidades resultantes. Sin embargo, los coeficientes volvieron a presentarse no significativos y con signos que no son los esperados por la teoría económica.

Por lo tanto, aunque se identificó un cambio estructural en la demanda de trabajo de largo plazo, no se encontró evidencia para establecer si ese cambio corresponde a un aumento o a una disminución de las elasticidades.

IV.2. Análisis de corte transversal

En este caso, teniendo en cuenta los datos disponibles en el censo económico, el modelo a estimar es el siguiente:

$$\ln L_i^d = C + \beta_1 \ln VA_i + \beta_2 \ln W_i + \mu_i \quad (16)$$

$$i = 15, 16, \dots, 38$$

Donde:

$\ln L_i^d$ = logaritmos del número de ocupados en la rama de actividad industrial i .

$\ln VA_i$ = logaritmos del valor agregado de la rama de actividad industrial i .

$\ln W_i$ = logaritmos del salario promedio mensual en la rama de actividad industrial i

¹⁷ Ver anexo B, sección 3.

$\ln \mu_i$ = perturbación aleatoria.

β_1 es la elasticidad empleo-producto y β_2 es la elasticidad empleo-salario.

A continuación se exponen los resultados de la estimación del modelo explicitado anteriormente con los datos del Censo Económico 2004/05.

Tabla 6. Regresión de LNL. Variable dependiente LNL. Variables independientes LNVA y LNW. Para las ramas de actividades industriales a dos dígitos según ClaNAE-CNE'2004/05. 2003

Variable	Coficiente	Error Estándar	t-estadístico	Probabilidad
C	6,440423	1,450589	4,439869	0,0002
LNVA	0,923152	0,069696	13,24543	0,0000
LNW	-1,453138	0,208877	-6,956920	0,0000
R ²	0,894493	Durbin-Watson estadístico		1,681506
R ² ajustado	0,884445	F-estadístico		89,01990
Error Estándar de la regresión	0,416823	Prob(F-estadístico)		0,000000

Fuente: Elaboración propia.

Como se observa en la tabla 4.4 la elasticidad empleo-producto resultó 0.92 y la elasticidad empleo-salario -1.45, por lo que presentan los signos esperados por la teoría económica.

Si se comparan los valores de largo plazo que surgieron del análisis de serie de tiempo con los obtenidos a través de la estimación con datos de corte transversal, podemos inferir que las elasticidades resultantes en éste último caso son mucho mayores.

Con respecto a la elasticidad empleo-producto, en el primer caso es 0.18 y en el segundo 0.92, aproximadamente. En el caso de la elasticidad empleo-salario es de -0.12 (inelástica) para serie de tiempo, mientras que para el análisis transversal se encuentra en torno a -1.45, es decir, que en este último caso resultó elástica.

Para comprender la mayor sensibilidad del empleo ante cambios en el producto o en el salario, hay que tener en cuenta que los datos utilizados en la estimación de corte transversal corresponden al año 2003. Dicho año se vio caracterizado por la estabilidad de

las variables macroeconómicas en la Argentina, por lo que había disminuido la incertidumbre provocada por la crisis del 2001 y se distinguió por la capacidad ociosa heredada de la década de los '90. Es decir, las empresas ajustaban sus niveles de producción vía el factor trabajo. Por lo tanto, el empleo era más sensible ante los cambios en las decisiones de producción de las firmas, como así también a las variaciones en los salarios.

CONCLUSIONES

En el presente trabajo se buscó estimar la demanda de trabajo para la industria manufacturera argentina entre 1996 y 2011, con el fin de estudiar las elasticidades empleo-producto y empleo-salario, tanto en el corto como en el largo plazo. Como así también identificar la presencia de un cambio estructural en la demanda, debido a los fuertes cambios macroeconómicos que se presentaron a partir de la crisis del 2001. Además, se llevó a cabo un análisis de corte transversal, a partir de los datos del Censo Económico 2004/2005, con el objetivo de comparar los resultados con los del análisis de series de tiempo.

En cuanto a la demanda laboral de corto plazo, la misma resultó dependiente del producto y del salario real, con una relación positiva e inelástica con el primero y negativa e inelástica con el segundo, tal como se esperaba. La elasticidad producto del empleo resultó 0,09 y la elasticidad precio de la demanda de trabajo -0,02.

En el largo plazo, la demanda de trabajo industrial presentó dependencia con el producto y el salario real, como así también con el salario mínimo y con la inversión real.

Por un lado, las elasticidades empleo-producto y empleo-salario, como lo predice la teoría económica, resultaron mayores que las de corto plazo, 0,18 y -0,12, respectivamente. Por otro lado, teniendo en cuenta la revisión de antecedentes realizada en el capítulo 1 y que la comparación de elasticidades entre países tiene sus limitaciones, la relación empleo-producto se encontró en el rango de estimaciones realizadas para América Latina, aunque muy cercana al límite inferior, en cambio la relación empleo-salario, se ubica fuera de dicho rango y lejos del “buen estimativo”, -0,3, establecido por Hammermesh (1991).

Si se comparan los resultados obtenidos a partir del análisis de series de tiempo y del análisis de corte transversal (realizado para el año 2003), las elasticidades empleo-producto y empleo-salario de este último son mucho más altas e inclusive la respuesta de la cantidad demandada de trabajo ante cambio en los salarios se torna elástica. Esto,

puede deberse a que el año bajo estudio presentaba altos niveles de capacidad ociosa, por lo que las empresas ajustaban sus niveles de producción vía el factor trabajo.

Con respecto al cambio estructural, se identificó un punto de ruptura en el cuarto trimestre del 2002, trimestre en el cual la tasa de crecimiento interanual se tornó positiva luego de varios periodos con signo negativo. Sin embargo, no se pudo establecer si ese cambio estructural correspondió a un aumento o a una disminución de las elasticidades. No obstante, teniendo en cuenta las elevadas elasticidades resultantes del análisis de corte transversal para el año 2003 y que la industria luego del 2002 lideró el proceso de reactivación con tasas de crecimiento de su producto y de su empleo mayores a las del total de la economía argentina, se podría advertir un aumento de la elasticidad empleo-producto de la industria manufacturera, es decir, una mayor capacidad de generación de empleo para el año 2003.

En cuanto a la relación de la cantidad demandada de trabajo en la industria y la inversión, la misma presentó el signo esperado por la teoría económica, positivo, con un valor de 0,14, aproximadamente.

Por otra parte, merece especial atención el signo y valor del coeficiente que acompaña al salario mínimo en la estimación de largo plazo, es positivo y se encuentra en torno al 0,22. Dicho signo puede deberse a diferentes razones¹⁸. Tras un aumento del salario mínimo, las empresas pueden revisar y corregir errores organizativos con el fin de aumentar la productividad y contrarrestar el encarecimiento del trabajo. O pueden ser los mismos trabajadores que se vean motivados a aumentar su productividad por el temor al desempleo que genera un salario por encima del de equilibrio. O quizás, ante la sustitución de trabajadores no calificados por calificados tras el aumento del salario, la disminución de los primeros sea menor que el aumento de los segundos. Por lo tanto, numerosas pueden ser las razones; se deja para investigaciones futuras la explicación de tal fenómeno.

¹⁸ Ver capítulo II sección 3

Finalmente, de acuerdo a estos hallazgos y desde el punto de vista de la política económica se debería tener en cuenta, la rigidez del mercado laboral industrial en Argentina, ya que la respuesta de la cantidad de empleados ante cambios en el producto o el salario real es relativamente baja con respecto a otros países. Por ejemplo, reformas orientadas a generar empleos por la vía de reducciones del salario real, si bien aumenta la ocupación, también reducen la masa salarial de todos los trabajadores, debido a que la disminución en el salario real es mayor que el incremento en la cantidad demandada de trabajo. Consecuentemente, para impulsar la capacidad de generar empleo de la industria, se deberían considerar políticas que apunten a aumentar la productividad de los trabajadores, a disminuir los errores organizativos de las empresas, o a incentivar las inversiones, entre otras.

BIBLIOGRAFÍA

- Aciar, A. y Gonzalez, R. (s. f.). *Elasticidad de la Demanda Laboral en Argentina*. Ministerio de Economía. Gobierno de Mendoza. Argentina
- Bencosme, P. (2008). Estimación de la demanda por trabajo de la economía dominicana. *Texto de discusión N° 12*. Secretaría de Estado de Economía, Planificación y Desarrollo de República Dominicana. República Dominicana. Recuperado de http://www.stp.gov.do/UploadPDF/2008-04-23_demanda_trabajo_texto_discusion_12_P_Bencosme.pdf [noviembre, 2012]
- BUGNA, C. y PORTA F. (2007). El crecimiento reciente de la industria argentina. Nuevo régimen sin cambio estructural. En: Kosacoff, B (Ed). *Crisis, recuperación y nuevos dilemas. La economía argentina 2002-2007*. (pp 63-105). Buenos Aires. CEPAL. Documentos de proyecto N°20. Recuperado de <http://www.cepal.cl/publicaciones/xml/1/32311/CapIII.pdf> [noviembre, 2012]
- Damill, M., Frenkel, R. y Maurizio R. (2002). *Argentina, Una Década de Convertibilidad. Un Análisis de Crecimiento, el Empleo, y la Distribución el Ingreso*. Organización Internacional del Trabajo. Santiago. Chile. Recuperado de <http://www.oitchile.cl/pdf/publicaciones/emp/emp004.pdf> [diciembre, 2012]
- Gonzalez, A. (2001). *La efectividad de las políticas de salario mínimo en la Argentina*. 5º Congreso Nacional de estudios del trabajo. Asociación Argentina de especialistas en estudios del trabajo, aset. Páginas 3-8.
- González, I. (s. f.). *Perspectivas teóricas sobre los salarios mínimos*. Recuperado de <http://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/274720.pdf> [enero, 2013]
- Guerrero de Lizardi, C. (2007). Evolución reciente y perspectivas del empleo en el Istmo Centroamericano. *Serie Estudios y Perspectivas*, N° 78. Unidad de Desarrollo Económico. CEPAL.
- Gujarati, D. (2004). *Introducción a la Econometría*, 5ta. Edición, Mc Graw-Hill.

- Hamermesh, D. (1991). *Labor Demand, What do We Know? What Don't We Know?*. National Bureau of Economic Research –NBER. Working Paper N° 3890. Páginas 1-7
- Hamermesh, D. (1996). *La demanda de trabajo*. Ministerio de trabajo y seguridad social, publicada en inglés originalmente por Princeton University Press 1993.
- Hamermesh, D. (2003): *Demanda de trabajo en América Latina y el Caribe: ¿Qué nos dice?*. National Bureau of Economic Research –NBER. Washington. Estados Unidos.
- Ley de Contrato de Trabajo N° 20.744. (Decreto 390/1976). (1976, 13 de Mayo). Buenos Aires. Argentina. Recuperado de <http://infoleg.mecon.gov.ar/infolegInternet/anexos/25000-29999/25552/texact.htm>. [febrero, 2013]
- Martínez, C., Morales, G. y Valdés R. (2001). *Cambios Estructurales en la Demanda por Trabajo en Chile*. Ministerio de Hacienda de Chile. Página 9.
- Ministerio de Empleo y Seguridad Social, 2007. *Estructura productiva y empleo. Un enfoque transversal*. Buenos Aires: Novick, M; Palomino, H y Otros. Página 51. Recuperado de http://www.trabajo.gov.ar/downloads/biblioteca_libros/estructura_productiva_y_empleo2.pdf [noviembre, 2012]
- Mondino, Guillermo y Silvia Montoya. (2000). The effects of labor market regulations on employment decisions by firms: Empirical evidence for Argentina. *Research Network Working Paper* N° R-391. Washington, D. C.: Inter-American Development Bank. Recuperado de <http://athens.src.uchicago.edu/jenni/iadb/Ch7.pdf> [diciembre, 2012]
- Redrado, M. (s. f.). La política monetaria y financiera de argentina frente a la crisis. *Documentos de trabajo* N° 3. Escuela de Negocios. Pontificia Universidad Católica Argentina Santa María de los Buenos Aires. Recuperado de [http://www.uca.edu.ar/uca/common/grupo66/files/DT_3.La Pol- tica Monetaria y Financiera Argentina frente a la Crisis.pdf](http://www.uca.edu.ar/uca/common/grupo66/files/DT_3.La_Politica_Monetaria_y_Financiera_Argentina_frente_a_la_Crisis.pdf) [enero, 2012]
- Vivas, A., Farne, S y Urbano, D. (1998). Estimaciones de demanda de trabajo dinámicas para la economía colombiana, 1980-1996. *Archivos de Macroeconomía* N° 092.

Departamento Nacional de Planeación Unidad de Análisis Macroeconómico.
Colombia. Recuperado de

https://www.dnp.gov.co/Portals/0/archivos/documentos/DEE/Archivos_Economia/92.pdf [diciembre, 2012]

www.bcra.gov.ar, Banco Central de la República Argentina, fecha de consulta enero 2013.

www.deie.mendoza.gov.ar, Dirección de Estadísticas e Investigaciones Económicas, Provincia de Mendoza, fecha de consulta enero 2013.

www.indec.gov.ar, Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, fecha de consulta noviembre 2012.

www.trabajo.gov.ar, Ministerio de Empleo y Seguridad Social, fecha de consulta noviembre 2012.

ANEXO A

Tabla A.1. Valor Agregado Bruto Industrial a precios del productor, a precios de 1993. En millones. Argentina. 1º trimestre 1996 – 4º trimestre 2011.

1996 : 1	39.963	2000 : 1	42.212	2004 : 1	42.655	2008 : 1	56.008
1996 : 2	45.053	2000 : 2	43.997	2004 : 2	46.242	2008 : 2	61.552
1996 : 3	46.119	2000 : 3	44.270	2004 : 3	49.249	2008 : 3	65.350
1996 : 4	47.064	2000 : 4	44.942	2004 : 4	49.761	2008 : 4	64.458
1997 : 1	43.272	2001 : 1	39.925	2005 : 1	45.201	2009 : 1	55.364
1997 : 2	49.208	2001 : 2	43.311	2005 : 2	49.852	2009 : 2	60.967
1997 : 3	50.820	2001 : 3	41.248	2005 : 3	52.778	2009 : 3	63.324
1997 : 4	51.207	2001 : 4	38.023	2005 : 4	54.089	2009 : 4	66.357
1998 : 1	46.174	2002 : 1	31.116	2006 : 1	49.482	2010 : 1	59.926
1998 : 2	51.291	2002 : 2	36.114	2006 : 2	54.289	2010 : 2	67.003
1998 : 3	51.405	2002 : 3	38.522	2006 : 3	57.634	2010 : 3	70.028
1998 : 4	49.232	2002 : 4	38.952	2006 : 4	58.495	2010 : 4	73.232
1999 : 1	43.295	2003 : 1	36.841	2007 : 1	52.722	2011 : 1	67.714
1999 : 2	45.539	2003 : 2	40.647	2007 : 2	58.087	2011 : 2	76.172
1999 : 3	45.848	2003 : 3	44.771	2007 : 3	61.919	2011 : 3	77.615
1999 : 4	47.713	2003 : 4	45.550	2007 : 4	63.883	2011 : 4	78.348

Fuente: Elaboración propia en base a datos del INDEC.

Tabla A.2. Tabla de correspondencia de los clasificadores de actividad de ClaNAE-CNE'2004/05, a dos dígitos.

Código ClaNAE- CNE'2004/05	Rama de actividad
15	Elaboración de productos alimenticios y bebidas
16	Elaboración de productos de tabaco
17	Elaboración de productos textiles
18	Fabricación de prendas de vestir; terminación y teñido de pieles

Código ClaNAE- CNE'2004/05	Rama de actividad
19	Curtido y terminación de cueros; fabricación de artículos de marroquinería, talabartería y calzado y de sus partes
20	Producción de madera y fabricación de productos de madera y corcho; fabricación de artículos de paja y de materiales trenzables
21	Fabricación de papel y de productos de papel
22	Edición e impresión; reproducción de grabaciones
23	Fabricación de coque, productos de la refinación del petróleo y combustible nuclear
24	Fabricación de sustancias y productos químicos
25	Fabricación de productos de caucho y plástico
26	Fabricación de productos minerales no metálicos
27	Fabricación de metales comunes
28	Fabricación de productos elaborados de metal, excepto maquinaria
29	Fabricación de maquinaria y equipo
30	Fabricación de maquinaria de oficina, contabilidad e informática
31	Fabricación de maquinaria y aparatos eléctricos
32	Fabricación de equipos y aparatos de radio, televisión y comunicaciones.
33	Fabricación de instrumentos médicos, ópticos y de precisión; fabricación de relojes
34	Fabricación de vehículos automotores, remolques y semiremolques
35	Fabricación de equipo de transporte
36	Fabricación de muebles y colchones
37	Reciclamiento
38	Reparación, mantenimiento e instalación de maquinas y equipos.

Fuente: Elaboración propia en base a información brindada por la Dirección de Estadísticas e Investigaciones Económicas de Mendoza (DEIE)

Tabla A.3. Valor de la Producción de la industria a precios del productor. Por rama de actividad a dos dígitos según ClNAE-CNE'2004/05. En millones. Argentina. 2003.

15	68.684
16	3.916
17	6.162
18	3.158
19	5.327
20	2.273
21	7.041
22	4.980
23	29.306
24	27.851
25	8.373
26	4.732
27	11.716
28	6.932
29	6.880
30	489
31	2.298
32	871
33	656
34	11.482
35	736
36	1.971
37	268
38	984

Fuente: Elaboración propia en base a datos del INDEC según datos del Censo Económico 2004/2005.

Tabla A.4. Empleo asalariado registrado de la industria. Argentina. 1º trimestre 1996 - 4º trimestre 2011.

1996 : 1	911.967	2000 : 1	907.058	2004 : 1	883.404	2008 : 1	1.213.127
1996 : 2	919.869	2000 : 2	888.005	2004 : 2	900.947	2008 : 2	1.227.974
1996 : 3	928.163	2000 : 3	878.963	2004 : 3	924.099	2008 : 3	1.232.354
1996 : 4	942.597	2000 : 4	876.315	2004 : 4	953.546	2008 : 4	1.226.281
1997 : 1	954.330	2001 : 1	872.998	2005 : 1	978.433	2009 : 1	1.209.247
1997 : 2	965.777	2001 : 2	856.579	2005 : 2	996.406	2009 : 2	1.188.368
1997 : 3	966.504	2001 : 3	834.004	2005 : 3	1.012.621	2009 : 3	1.187.106
1997 : 4	981.370	2001 : 4	806.550	2005 : 4	1.040.939	2009 : 4	1.196.916
1998 : 1	987.587	2002 : 1	767.980	2006 : 1	1.064.598	2010 : 1	1.206.296
1998 : 2	990.191	2002 : 2	753.293	2006 : 2	1.079.097	2010 : 2	1.213.667
1998 : 3	982.360	2002 : 3	748.314	2006 : 3	1.093.907	2010 : 3	1.219.531
1998 : 4	975.888	2002 : 4	756.027	2006 : 4	1.116.807	2010 : 4	1.230.120
1999 : 1	961.888	2003 : 1	779.151	2007 : 1	1.135.644	2011 : 1	1.247.733
1999 : 2	939.463	2003 : 2	797.188	2007 : 2	1.148.286	2011 : 2	1.261.285
1999 : 3	920.104	2003 : 3	820.506	2007 : 3	1.165.663	2011 : 3	1.270.082
1999 : 4	913.425	2003 : 4	849.485	2007 : 4	1.190.484	2011 : 4	1.281.264

Fuente: Elaboración propia en base a datos del INDEC.

Tabla A.5. Índice de Empleo asalariado registrado y Valor Agregado Bruto. Industria. Base 4º trimestre 1996. Anual. Argentina. 4º trimestre 1996 – 4º trimestre 2011.

Periodo	Empleo	VAB Industria
1996 : 4	100	100
1997 : 4	104,1	108,8
1998 : 4	99,4	96,1
1999 : 4	93,6	96,9
2000 : 4	95,9	94,2
2001 : 4	92,0	84,6

Periodo	Empleo	VAB Industria
2002 : 4	93,7	102,4
2003 : 4	112,4	116,9
2004 : 4	112,2	109,2
2005 : 4	109,2	108,7
2006 : 4	107,3	108,1
2007 : 4	106,6	109,2
2008 : 4	103,0	100,9
2009 : 4	97,6	102,9
2010 : 4	102,8	110,4
2011 : 4	104,2	107,0

Fuente: Elaboración propia en base a datos del MTEySS.

Tabla A.6. Puestos de trabajos ocupados asalariados de la Industria. Por rama de actividad a dos dígitos según ClaNAE-CNE'2004/05. Argentina. 2003.

15	257.922
16	5.880
17	40.996
18	32.739
19	33.278
20	25.864
21	25.042
22	41.441
23	8.473
24	75.986
25	44.223
26	29.067
27	28.534
28	57.251

29	43.671
30	1.362
31	14.757
32	3.807
33	6.127
34	41.656
35	9.019
36	22.735
37	1.570
38	8.839

Fuente: Elaboración propia en base a datos del INDEC según datos del Censo Económico 2004/2005.

Tabla A.7. Participación en los puestos de trabajos ocupados asalariados y en el valor de la producción a precios del productor de las ramas de actividad de la industria en el total del sector. Rama de actividad a dos dígitos según ClaNAE-CNE'2004/05. Argentina. 2003

Código ClaNAE- CNE'2004/05	PBI	Empleo
15	31,6%	30,0%
16	1,8%	0,7%
17	2,8%	4,8%
18	1,5%	3,8%
19	2,5%	3,9%
20	1,0%	3,0%
21	3,2%	2,9%
22	2,3%	4,8%
23	13,5%	1,0%
24	12,8%	8,8%
25	3,9%	5,1%

Código ClaNAE- CNE'2004/05	PBI	Empleo
26	2,2%	3,4%
27	5,4%	3,3%
28	3,2%	6,7%
29	3,2%	5,1%
30	0,2%	0,2%
31	1,1%	1,7%
32	0,4%	0,4%
33	0,3%	0,7%
34	5,3%	4,8%
35	0,3%	1,0%
36	0,9%	2,6%
37	0,1%	0,2%
38	0,5%	1,0%

Fuente: Elaboración propia en base a datos del INDEC según datos del Censo Económico 2004/2005.

Tabla A.8. Remuneración promedio de los trabajadores registrados del sector privado de la industria, Índice de precios básicos del productor de productos primarios, base 1993=100 y Remuneración promedio real. Argentina. 1º trimestre 1996 – 4º trimestre 2011.

Periodo	1996 : 1	1996 : 2	1996 : 3	1996 : 4	1997 : 1	1997 : 2	1997 : 3	1997 : 4	1998 : 1	1998 : 2	1998 : 3	1998 : 4	1999 : 1	1999 : 2	1999 : 3	1999 : 4
Salario Nominal	960	1.082	937	1.127	957	1.086	933	1.128	966	1.100	941	1.136	977	1.107	950	1.150
IPP	108,6	117,8	118,1	112,9	110,4	108,5	109,6	110,9	102,2	100,9	100,4	92,1	85,1	92,1	97,4	99,0
Salario Real	884	919	793	998	867	1001	851	1017	946	1091	937	1233	1147	1202	976	1161
Periodo	2000 : 1	2000 : 2	2000 : 3	2000 : 4	2001 : 1	2001 : 2	2001 : 3	2001 : 4	2002 : 1	2002 : 2	2002 : 3	2002 : 4	2003 : 1	2003 : 2	2003 : 3	2003 : 4
Salario Nominal	1.011	1.129	961	1.138	1.010	1.129	940	1.128	980	1.149	961	1.296	1.181	1.344	1.186	1.499
IPP	104,6	105,8	110,9	112,3	105,2	103,7	101,9	90,3	119,9	195,7	260,8	272,8	267,8	242,9	249,3	266,6
Salario Real	966	1066	866	1013	960	1088	922	1249	817	587	368	475	441	553	476	562
Periodo	2004 : 1	2004 : 2	2004 : 3	2004 : 4	2005 : 1	2005 : 2	2005 : 3	2005 : 4	2006 : 1	2006 : 2	2006 : 3	2006 : 4	2007 : 1	2007 : 2	2007 : 3	2007 : 4
Salario Nominal	1.405	1.591	1.368	1.662	1.570	1.802	1.642	2.066	1.896	2.184	2.011	2.437	2.240	2.647	2.399	2.987
IPP	272,7	275,2	286,5	280,3	268,6	294,1	319,0	332,3	352,4	356,1	355,4	356,3	359,3	381,7	419,0	435,9
Salario Real	515	578	478	593	585	613	515	621	538	613	566	684	623	693	573	685
Periodo	2008 : 1	2008 : 2	2008 : 3	2008 : 4	2009 : 1	2009 : 2	2009 : 3	2009 : 4	2010 : 1	2010 : 2	2010 : 3	2010 : 4	2011 : 1	2011 : 2	2011 : 3	2011 : 4
Salario Nominal	2.771	3.345	3.095	3.813	3.380	3.958	3.619	4.533	4.230	5.152	4.789	5.969	5.605	6.706	6.212	7.760
IPP	453,7	448,7	439,7	412,8	434,0	458,9	476,4	498,5	524,3	536,4	572,2	615,9	645,2	651,9	669,7	689,9
Salario Real	611	746	704	924	779	863	760	909	807	961	837	969	869	1029	928	1125

Fuente: Elaboración propia en base a datos del MTEySS y del INDEC.

Tabla A.9. Salario Mínimo Vital y Móvil (SMVM) nominal* y SMVM real. Argentina. 1º trimestre 1996 – 4º trimestre 2011.

Periodo	1996 : 1	1996 : 2	1996 : 3	1996 : 4	1997 : 1	1997 : 2	1997 : 3	1997 : 4	1998 : 1	1998 : 2	1998 : 3	1998 : 4	1999 : 1	1999 : 2	1999 : 3	1999 : 4
SMVM nominal	200	200	200	200	200	200	200	200	200	200	200	200	200	200	200	200
SMVM real	184	170	169	177	181	184	182	180	196	198	199	217	235	217	205	202
Periodo	2000 : 1	2000 : 2	2000 : 3	2000 : 4	2001 : 1	2001 : 2	2001 : 3	2001 : 4	2002 : 1	2002 : 2	2002 : 3	2002 : 4	2003 : 1	2003 : 2	2003 : 3	2003 : 4
SMVM nominal	200	200	200	200	200	200	200	200	200	200	200	200	200	200	260	290
SMVM real	191	189	180	178	190	193	196	221	167	102	77	73	75	82	104	109
Periodo	2004 : 1	2004 : 2	2004 : 3	2004 : 4	2005 : 1	2005 : 2	2005 : 3	2005 : 4	2006 : 1	2006 : 2	2006 : 3	2006 : 4	2007 : 1	2007 : 2	2007 : 3	2007 : 4
SMVM nominal	350	350	383	450	450	510	630	630	630	630	723	793	800	800	867	967
SMVM real	128	127	134	161	168	173	197	190	179	177	204	223	223	210	207	222
Periodo	2008 : 1	2008 : 2	2008 : 3	2008 : 4	2009 : 1	2009 : 2	2009 : 3	2009 : 4	2010 : 1	2010 : 2	2010 : 3	2010 : 4	2011 : 1	2011 : 2	2011 : 3	2011 : 4
SMVM nominal	980	980	1.127	1.213	1.240	1.240	1.347	1.440	1.500	1.500	1.660	1.740	1.840	1.840	1.993	2.300
SMVM real	216	218	256	294	286	270	283	289	286	280	290	282	285	282	298	333

**Se calculó a través el promedio trimestral.*

Fuente: Elaboración propia en base a datos del INDEC.

Tabla A.10. Remuneración promedio mensual de los asalariados de la industria. Por rama de actividad a dos dígitos según ClaNAE-CNE'2004/05. Argentina. 2003

15	1.290
16	2.869
17	1.056
18	719
19	1.033
20	775
21	1.653
22	1.571
23	5.199
24	2.878
25	1.375
26	1.428
27	2.466
28	1.001
29	1.333
30	1.319
31	1.404
32	2.049
33	1.185
34	1.890
35	1.492
36	840
37	1.071
38	1.171

Fuente: Elaboración propia en base a datos del INDEC según datos del Censo Económico 2004/2005.

Tabla A.11. Tasa de interés total nominal y real de préstamos prendarios al sector privado no financiero. Argentina. 1º trimestre 1996 – 4º trimestre 2011.

Periodo	1996 : 1	1996 : 2	1996 : 3	1996 : 4	1997 : 1	1997 : 2	1997 : 3	1997 : 4	1998 : 1	1998 : 2	1998 : 3	1998 : 4	1999 : 1	1999 : 2	1999 : 3	1999 : 4
Tasa interés nominal	23%	23%	21%	21%	20%	20%	18%	18%	19%	20%	21%	22%	20%	21%	21%	20%
Tasa de interés real	20%	15%	21%	26%	23%	21%	17%	16%	27%	21%	21%	30%	28%	13%	15%	19%
Periodo	2000 : 1	2000 : 2	2000 : 3	2000 : 4	2001 : 1	2001 : 2	2001 : 3	2001 : 4	2002 : 1	2002 : 2	2002 : 3	2002 : 4	2003 : 1	2003 : 2	2003 : 3	2003 : 4
Tasa interés nominal	21%	22%	21%	21%	20%	22%	22%	20%	21%	21%	21%	19%	24%	22%	17%	17%
Tasa de interés real	15%	21%	17%	20%	27%	23%	24%	32%	-12%	-43%	-12%	15%	25%	31%	14%	10%
Periodo	2004 : 1	2004 : 2	2004 : 3	2004 : 4	2005 : 1	2005 : 2	2005 : 3	2005 : 4	2006 : 1	2006 : 2	2006 : 3	2006 : 4	2007 : 1	2007 : 2	2007 : 3	2007 : 4
Tasa interés nominal	15%	14%	13%	12%	11%	10%	10%	10%	9%	10%	10%	11%	9%	10%	11%	15%
Tasa de interés real	13%	13%	9%	14%	15%	1%	2%	6%	3%	9%	10%	10%	9%	4%	1%	11%
Periodo	2008 : 1	2008 : 2	2008 : 3	2008 : 4	2009 : 1	2009 : 2	2009 : 3	2009 : 4	2010 : 1	2010 : 2	2010 : 3	2010 : 4	2011 : 1	2011 : 2	2011 : 3	2011 : 4
Tasa interés nominal	14%	16%	20%	21%	26%	23%	21%	19%	18%	18%	17%	17%	17%	18%	19%	23%
Tasa de interés real	10%	17%	22%	28%	21%	18%	17%	14%	12%	15%	10%	10%	12%	17%	16%	20%

Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCRA y del INDEC.

Tabla A.12. Inversión Bruta Interna Fija a precios de 1993. Argentina. 1º trimestre 1996 – 4º trimestre 2011.

1996 : 1	1996 : 2	1996 : 3	1996 : 4	1997 : 1	1997 : 2	1997 : 3	1997 : 4	1998 : 1	1998 : 2	1998 : 3	1998 : 4	1999 : 1	1999 : 2	1999 : 3	1999 : 4
41.460	47.591	51.558	53.327	48.511	56.800	60.489	62.390	57.077	62.699	62.903	60.443	48.384	53.304	54.758	56.019
2000 : 1	2000 : 2	2000 : 3	2000 : 4	2001 : 1	2001 : 2	2001 : 3	2001 : 4	2002 : 1	2002 : 2	2002 : 3	2002 : 4	2003 : 1	2003 : 2	2003 : 3	2003 : 4
45.938	49.232	50.995	51.843	41.580	46.196	42.220	37.002	22.719	26.311	26.714	30.388	27.659	35.024	38.707	45.248
2004 : 1	2004 : 2	2004 : 3	2004 : 4	2005 : 1	2005 : 2	2005 : 3	2005 : 4	2006 : 1	2006 : 2	2006 : 3	2006 : 4	2007 : 1	2007 : 2	2007 : 3	2007 : 4
41.571	47.908	51.702	55.936	47.159	59.863	63.851	70.961	57.963	71.050	77.256	79.484	65.878	80.037	87.287	91.547
2008 : 1	2008 : 2	2008 : 3	2008 : 4	2009 : 1	2009 : 2	2009 : 3	2009 : 4	2010 : 1	2010 : 2	2010 : 3	2010 : 4	2011 : 1	2011 : 2	2011 : 3	2011 : 4
79.279	91.080	94.665	89.188	68.030	81.314	82.614	86.151	76.918	96.680	104.586	107.453	91.899	119.730	121.794	116.041

Fuente: Elaboración propia en base a datos del INDEC.

ANEXO B

B.1. Estimación de la demanda de corto plazo

Tabla B.1. Regresión de LNL. Variable dependiente LNL. Variables independientes LNPBI, LNW, LNSMVM, LNIBIF, LNR, LNL(-1). Periodo 2º cuatrimestre 1996-4º cuatrimestre 2011.

Variable	Coefficiente	Error Estándar	t-estadístico	Probabilidad
C	-0,835236	0,758989	-1,100459	0,2789
LNPBI	-0,016300	0,052402	-0,311047	0,7577
LNW	-0,019422	0,013416	-1,447732	0,1569
LNSMVM	-0,077563	0,023694	-3,273494	0,0024
LNIBIF	0,060638	0,032075	1,890515	0,0672
LNR	0,000908	0,001613	0,562791	0,5773
LNL(-1)	1,020212	0,060859	16,76343	0,0000
R ²	0,995397	Durbin-Watson estadístico		1,902624
R ² ajustado	0,994585	F-estadístico		1.225,494
Error Estándar de la regresión	0,010074	Prob(F-estadístico)		0,000000

Fuente: Elaboración propia.

La regresión anterior presenta coeficientes no significativos y con signos erróneos. Lo mismo ocurre para la regresión presentada en la tabla B.2.

Tabla B.2. Regresión de LNL. Variable dependiente LNL. Variables independientes LNPBI, LNW, LNSMVM, LNIBIF, LNL(-1). Periodo 2º cuatrimestre 1996-4º cuatrimestre 2011.

Variable	Coefficiente	Error Estándar	t-estadístico	Probabilidad
C	0,09873	0,47817	0,20648	0,8372
LNPBI	-0,04724	0,03533	-1,33715	0,1865
LNW	-0,02718	0,00895	-3,03594	0,0036
LNSMVM	-0,03589	0,01486	-2,41579	0,0189
LNIBIF	0,08659	0,02075	4,17308	0,0001
LNL(-1)	0,94877	0,04232	22,41768	0,0000
R ²	0,995802	Durbin-Watson estadístico		1,2765527
R ² ajustado	0,995433	F-estadístico		2.703,955
Error Estándar de la regresión	0,010645	Prob(F-estadístico)		0,000000

Fuente: Elaboración propia.

La estimación de la demanda de corto plazo que se expone a continuación, presenta coeficientes no significativos y autocorrelación en los residuos. Esta última característica se identificó a través de la *prueba h* de Durbin¹⁹.

De acuerdo a la *prueba h* de Durbin, al obtener un estadístico $h = 5,08$, mayor que el valor h crítico con una distribución normal (0,1) y un nivel de significancia del 5%, es decir con un valor de 1,64, se rechaza la hipótesis nula de “no autocorrelación”.

Tabla B.3. Regresión de LNL. Variable dependiente LNL. Variables independientes LNPBI, LNW, LNSMVM, LNL(-1). Periodo 2º cuatrimestre 1996-4º cuatrimestre 2011.

Variable	Coefficiente	Error Estándar	t-estadístico	Probabilidad
C	-1,368196	0,367174	-3,726286	0,0004
LNPBI	0,075660	0,022105	3,422677	0,0011
LNW	-0,019871	0,009946	-1,997904	0,0504
LNSMVM	-0,028910	0,016719	-1,729154	0,0891
LNL(-1)	0,984954	0,046922	20,991250	0,0000
R ²	0,994519	Durbin-Watson estadístico		0,811999
R ² ajustado	0,994141	F-estadístico		2630,991
Error Estándar de la regresión	0,012058	Prob(F-estadístico)		0,000000

Fuente: Elaboración propia.

¹⁹ Es una prueba de muestras grandes para la correlación serial de primer orden en modelos autorregresivos, donde la hipótesis nula es autocorrelación nula. El valor de la h es: $h = \hat{\rho} \sqrt{\frac{n}{1 - \hat{\sigma}^2(\alpha_6)}}$, donde n es el tamaño de la muestra, $\hat{\rho} = 1 - \frac{DW}{2}$ y $\hat{\sigma}^2(\alpha_6)$ es la varianza del coeficiente de rezago $\ln(\ln(-1))$.

B.2. Estimación de la demanda de largo plazo

Tabla B.4. Regresión de LNL. Variable dependiente LNL. Variables independientes LNPBI, LNW, LNSMVM, LNIBIF, LNR. Periodo 1º cuatrimestre 1996-4º cuatrimestre 2011.

Variable	Coefficiente	Error Estándar	t-estadístico	Probabilidad
C	6,997499	1,823713	3,836952	0,0005
LNPBI	0,026265	0,156148	0,168205	0,8674
LNW	-0,180511	0,028601	-6,311337	0,0000
LNSMVM	0,271605	0,035284	7,697738	0,0000
LNIBIF	0,239850	0,091350	2,625603	0,0126
LNR	0,002198	0,004848	0,453425	0,6530
R ²	0,956078	Durbin-Watson estadístico		1,269145
R ² ajustado	0,949978	F-estadístico		156,728
Error Estándar de la regresión	0,030356	Prob(F-estadístico)		0,000000

Fuente: Elaboración propia.

De acuerdo a los resultados de la estimación que se presentan en la tabla B.4, la regresión contiene coeficientes no significativos y no se puede asegurar la no existencia de autocorrelación en los residuos, ya que el estadístico Durbin-Watson es 1,269145 y se encuentra en la zona de indecisión.

B.3. Identificación cambio estructural

Tabla B.5. Prueba de Chow de punto de quiebre para el 1º trimestre del 2003.

F-estadístico	3,087498	Prob. F(6,52)	0,011613
Log razón de verosimilitud	19,50230	Prob. Chi-Cuadrada(6)	0,003394

Fuente: Elaboración propia.

Al tener en cuenta la prueba de Chow realizada para el 1º trimestre del 2003, se puede inferir en que no existe cambio estructural en dicho periodo, ya que el F-estadístico no supera el valor F-crítico.

A partir de la identificación de un punto de quiebre en el cuarto trimestre del 2002 en la demanda de trabajo de largo plazo, se buscó incorporar dicho cambio estructural en

el modelo a través de la inclusión de una variable dummy (con un valor de cero desde el 1º trimestre de 1996 hasta el 3º trimestre del 2002 y un valor de uno desde el 4º trimestre del 2002 hasta el final del periodo bajo estudio). De esta manera, se pueden estimar las nuevas elasticidades para el periodo posterior al punto de quiebre.

A continuación se presentan los resultados de la estimación de la demanda laboral de largo plazo que incluye el cambio estructural.

*Tabla B.6: Regresión de LNL. Variable dependiente LNL. Variables independientes LNPBI, LNW, LNSMVM, LNIBIF, D1, D1*LNPBI, D1*LNW, D1*LNSMVM, D1* LNIBIF, MA(1). Periodo 1º cuatrimestre 1996-4º cuatrimestre 2011.*

Variable	Coefficiente	Error Estándar	t-estadístico	Probabilidad
C	5,443941	3,338372	1,630717	0,10890
LNPBI	0,232013	0,239526	0,968632	0,33710
LNW	-0,110703	0,028978	-3,820304	0,00040
LNSMVM	0,209933	0,075825	2,768658	0,00770
LNIBIF	0,091509	0,119250	0,767371	0,44630
D1	7,278657	3,792779	1,919083	0,06040
D1*LNPBI	-0,437280	0,261142	-1,674488	0,09990
D1*LNW	0,072806	0,039368	1,849379	0,07000
D1*LNSMVM	0,098028	0,081654	1,200534	0,23530
D1*LNIBIF	0,103616	0,128500	0,806347	0,42360
MA(1)	0,997068	0,050066	19,91509	0,00000
R ²	0,984193	Durbin-Watson estadístico		1,469027
R ² ajustado	0,981211	F-estadístico		330,001
Error Estándar de la regresión	0,021480	Prob(F- estadístico)		0,000000

Fuente: Elaboración propia.

En este modelo, los coeficientes que acompañan a D1*LNPBI y D1*LNW, son las elasticidades empleo-producto y empleo-salario, respectivamente, para el periodo 4º trimestre del 2002-4º trimestre 2011.

Como se observa en la tabla B.6, la mayoría de los coeficientes no son significativos y algunos no tienen los signos correctos.

Debido a lo anterior, se intentó observar el cambio de las elasticidades estimando el modelo de largo plazo en dos periodos por separado. Uno que comprende 1ºtrimestre

1996- 3º trimestre 2002 y el otro que comprende 4º trimestre 2002-4º trimestre 2011, contrastando así las elasticidades resultantes.

La tabla B.7, estima la demanda de trabajo de largo plazo para el periodo 1º trimestre 1996- 3º trimestre 2002 y la tabla B.8 para el periodo 4º trimestre 2002-4º trimestre 2011.

Tabla B.7: Regresión de LNL. Variable dependiente LNL. Variables independientes LNPBI, LNW, LNSMVM, LNIBIF. Periodo 1º cuatrimestre 1996-3º cuatrimestre 2002.

Variable	Coficiente	Error Estándar	t-estadístico	Probabilidad
C	5,028635	4,445575	1,131155	0,270200
LNPBI	0,162349	0,345051	0,470506	0,642600
LNW	-0,132854	0,082415	-1,612010	0,121200
LNSMVM	0,193722	0,119367	1,622911	0,118900
LNIBIF	0,187418	0,179360	1,044925	0,307400
R ²	0,865652	Durbin-Watson estadístico		1,038283
R ² ajustado	0,841225	F-estadístico		35,438
Error Estándar de la regresión	0,023797	Prob(F-estadístico)		0,000000

Fuente: Elaboración propia.

Tabla B.8: Regresión de LNL. Variable dependiente LNL. Variables independientes LNPBI, LNW, LNSMVM, LNIBIF. Periodo 4º cuatrimestre 2002-4º cuatrimestre 2011.

Variable	Coficiente	Error Estándar	t-estadístico	Probabilidad
C	1,293944	2,289700	5,651149	0,0000
LNPBI	-0,347782	0,174249	-1,995889	0,0545
LNW	0,017406	0,050135	0,347174	0,7307
LNSMVM	0,223903	0,037383	5,989474	0,0000
LNIBIF	0,331018	0,088492	3,740663	0,0007
R ²	0,968654	Durbin-Watson estadístico		0,960551
R ² ajustado	0,964736	F-estadístico		247,218
Error Estándar de la regresión	0,029354	Prob(F-estadístico)		0,000000

Fuente: Elaboración propia.

En la tabla B.7 ninguno de los coeficientes resultó significativo y en la B.8, además de la existencia de coeficientes no significativos, los signos no son los esperados por la teoría económica.

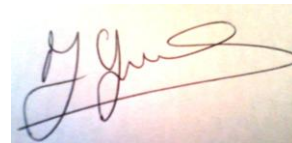
DECLARACIÓN JURADA – Res. 212/99-CD

“El autor de este trabajo declara que fue elaborado sin utilizar ningún otro material que no haya dado a conocer en las referencias, que nunca fue presentado para su evaluación en carreras universitarias y que no transgredí o afecta derecho de terceros”.

Mendoza, 16 de abril del 2013

Ghilardi Sierra, Mariángel

25295

A handwritten signature in blue ink, appearing to read 'M. Ghilardi Sierra', written on a light-colored background.

Apellido y Nombre

Nº de Registro

Firma