

Elasticidad empleo-producto en los sectores
manufacturero y de servicios en Uruguay: un análisis
para el período 1997-2019

Sofía Domingorena

INSTITUTO DE ECONOMÍA

Serie Documentos de Investigación Estudiantil

Junio, 2024

DIE01/2024

ISSN: 2301-1963 (en línea)

El presente documento se basa fundamentalmente en mi tesis de maestría correspondiente al programa de Maestría en Economía, edición 2022, de Fcea, Udelar.

Agradecimientos:

Quiero agradecer a mis tutoras, Sylvina Porras y Bibiana Lanzilotta; al Grupo de Análisis Macroeconómico y Comercio del Instituto de Economía (Fcea, Udelar); al Instituto de Estadística (Fcea, Udelar) y en particular a Alejandra Marroig. También agradezco a las docentes de Seminario de Investigación y Tesis, a la Coordinación de la Maestría en Economía y a la Facultad de Ciencias Económicas y Administración.

Forma de citación sugerida para este documento: Domingorena, S. (2024). “Elasticidad empleo-producto en los sectores manufacturero y de servicios en Uruguay: un análisis para el período 1997-2019”. Serie Documentos de investigación estudiantil, DIE 01/2024. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

Elasticidad empleo-producto en los sectores manufacturero y de servicios en Uruguay:
un análisis para el período 1997-2019

Sofía Domingorena Lenzi¹

Resumen

Dado que el trabajo es un factor heterogéneo y que la intensidad en su uso difiere entre sectores de actividad, el estudio de su elasticidad respecto del producto requiere de un abordaje sectorial. Para tal fin, se analiza el caso uruguayo, considerando la industria manufacturera y los servicios, sectores con características diferentes en términos de intensidad de los factores y destino de la producción. Partiendo de una tecnología de producción tipo CES, utilizando series trimestrales de ocupados, producto, salarios, tipo de cambio real regional y otros controles, se estiman relaciones de largo plazo entre las variables para los dos sectores (1997-2019), utilizando la metodología de cointegración de Johansen y el modelo Vectorial Autorregresivo con Mecanismo de Corrección del Error. Los resultados muestran que la elasticidad empleo-producto de la manufactura es menor que la de los servicios evidenciando que, mientras que en la industria es posible la sustitución entre factores productivos ante aumentos en el producto, en los servicios solamente se incrementa el empleo. A su vez, la fuerte incidencia del comercio internacional en la manufactura y alta participación sindical presente en ambos sectores, influye de forma diferenciada en las elasticidades encontradas.

Palabras clave: empleo; producto; relación; cointegración; elasticidad; manufactura; servicios.

Código JEL: C32, E23, E24

¹ Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Udelar. Email: sofia.domingorena@fcea.edu.uy

Abstract

Given that employment is an heterogeneous factor and that the intensity of its use differs between sectors of activity, studying its elasticity regarding output requires a sectoral approach. To this end, the Uruguayan case is analyzed, considering the manufacturing industry and services, sectors with different characteristics in terms of factor intensity and destination of production. Starting from a CES production technology, using quarterly series of employment, output, wages, regional real exchange rate, and other controls, long-term relationships between variables for both sectors (1997-2019) are estimated, using the Johansen cointegration methodology and the Vector Autoregressive Model with Error Correction Mechanism. The results show that the employment-output elasticity of manufacturing is lower than that of services, showing that while substitution between production factors is possible in the industry in response to increases in output, employment only increases in services. In turn, the strong influence of international trade in manufacturing and high union participation present in both sectors influences the elasticities found differently.

Key words: employment; output; relationship; cointegration; elasticity; manufacturing industry; services.

JEL Codes: C32, E23, E24

1. Introducción

Pese a que el estudio de la demanda de trabajo puede ser abordado desde distintos ángulos, la evolución del nivel de ocupados en relación a los cambios de la actividad económica representa uno de los temas fundamentales que invitan a considerar con mayor profundidad. Esta relación se conoce como elasticidad del empleo respecto al producto y su interpretación es la siguiente: cuál es el nivel de crecimiento del empleo que se asocia con el incremento de un punto porcentual del producto (Kapsos, 2005).

La elasticidad también es un indicador del desempeño de las economías y de su capacidad generadora de puestos de trabajo (Neifar, 2020). Lleva a repensar las políticas aplicadas por los gobiernos apuntando a aumentar el empleo en el corto plazo, flexibilizando ciertas condiciones del mercado laboral que se alinean con este objetivo: en contrataciones, seguros a desempleados y programas de entrenamiento y formación (Görg et al., 2018). Además, es una forma útil de visualizar los cambios estructurales que se suceden en el empleo a lo largo del tiempo (Kapsos, 2005).

En el caso de Uruguay existen estimaciones de dicha relación a nivel agregado, pero no se conoce su relación a nivel de sectores de actividad. Esto es importante, dado que la dinámica de la evolución del empleo no ha sido homogénea a este nivel en el período de análisis que abarca esta investigación.

La década de los noventa se caracterizó por reformas estructurales y la aplicación de un plan de estabilización antiinflacionario basado en el tipo de cambio como ancla nominal. A su vez, reducciones arancelarias y la creación del MERCOSUR en 1991 afectaron a la economía nacional con impactos diferenciados a nivel sectorial. En términos de empleo, el crecimiento a nivel agregado fue acompañado de cambios en la estructura productiva, modificando su composición por sectores. La industria manufacturera pasó de representar 20% del empleo total en 1986 a aproximadamente 13,5% en 2002. Por su parte, el sector comercio, restaurantes y hoteles incrementó su participación, pasando de 18% a 22% en igual período. Dado que esta investigación abarca los últimos años de la década de los noventa, recoge parte de dicho proceso.

Para comprender lo sucedido en la década de los 2000, es necesario referir a Mordecki, et al. (2015) donde los autores abordan la crisis de 2002, recuperación y posterior auge. A partir de 2004, la reactivación de la economía estuvo liderada principalmente por la industria manufacturera. La recuperación de Argentina (uno de los principales compradores de la producción nacional) favoreció las exportaciones industriales y la mejora de la competitividad luego de la macro-devaluación de 2002. La economía en su conjunto también creció de forma ininterrumpida hasta 2015, junto con el empleo que registró un aumento del número de ocupados por encima del número de activos y esto se tradujo en tasas muy bajas de desempleo durante el período. A nivel desagregado, la tasa de crecimiento del empleo industrial fue de 4,9%, en tanto el comercio y el transporte crecieron a tasas de 5% y 4,1% respectivamente (Bértola et al., 2014). Los aumentos diferenciales del empleo a nivel sectorial se asociaron con el nuevo régimen cambiario de flotación implementado que incidió en la asignación de

recursos. Con el país en pleno crecimiento, fue posible la implementación de diversas políticas, la reinstauración de los Consejos de Salarios en 2005 y reformas estructurales que acompañaron estos años de auge.

En la medida que la reacción de la demanda laboral resulte diferente ante estímulos de la actividad económica según sector de actividad, se considera relevante tener conocimiento sobre su dinámica diferenciada. Esto se debe a que el efecto de las políticas tendientes a estimular el empleo que modifiquen algunas de las variables que lo determinan, dependerá de los distintos sectores económicos y en algunos de ellos será necesario implementar medidas específicas para lograr estos efectos deseados (Sanguinetti et al., 2001; Lalanne et al., 2022).

Por lo tanto, realizar el estudio de la relación empleo-producto a nivel de sectores de actividad permitiría identificar aquellas características de cada sector que influyen en dicha relación, por ejemplo su condición de ser más o menos transables. En esta línea, es que el presente trabajo de investigación buscará determinar para Uruguay la elasticidad empleo-producto de dos grandes sectores de la economía del país: la industria manufacturera² y los servicios³. Se buscará, asimismo, analizar sus especificidades y diferencias.

Hasta lo que se conoce, los trabajos previos que analizan relaciones de largo plazo entre el empleo y el producto se concentran fundamentalmente en el conjunto de la economía o considerando desagregaciones por tipos de ocupados. En ese sentido, se tratará de contribuir a la literatura sobre el tema aportando una perspectiva desagregada a nivel sectorial.

La elección de estos dos sectores se fundamenta en varias razones. De acuerdo con datos compilados por el Banco Central del Uruguay la industria manufacturera y los servicios son los sectores con mayor peso en el Producto Interno Bruto (PIB) del país en las últimas décadas. A su vez, un análisis realizado por Bonino, et al. (2012) en el que se estiman series del producto sectorial⁴ entre 1870 y 2011, muestra que para todo el período, tanto el nivel del producto de la industria como el de los servicios se ubican por encima del producto del sector primario.

Tal como se menciona en CEPAL (2018), la importancia del sector servicios en Uruguay se apoya en el marcado aumento de su participación en el PIB entre 1990 y 2017. A su vez, tanto en términos de generación de empleo (según estimaciones elaboradas por Carrasco, et al., 2018, el número de ocupados creció en un 22,82% entre 2006 y 2016) como en la creación de empleos de alta calificación este sector es relevante en Uruguay. Según datos relevados por Terra y Patrón (2010), de las 15 actividades de mayor cualificación, 8 son servicios, siendo enseñanza y salud los que encabezan el ranking.

En lo que refiere a la industria manufacturera, el rol que ocupó en la reactivación de la

²La industria manufacturera comprende: elaboración de alimentos y bebidas, fabricación de textiles, vehículos, papel, etc. (Clasificación Industrial Internacional Uniforme, revisión 3)

³Los servicios comprenden: suministro de energía, gas y agua, transporte y almacenamiento, turismo, comercio, restaurantes y hoteles, etc. (Clasificación Industrial Internacional Uniforme, revisión 3)

⁴La actividad económica de cada sector es medida por el Banco Central del Uruguay a partir de la estimación del Valor Agregado Bruto sectorial. En este documento nos referimos a dicha medición como “producto sectorial”.

economía posterior a la crisis de 2002, su predominancia en el comercio internacional y las diferencias en el uso de factores productivos justifican su consideración. Por el contrario al sector servicios, la manufactura se caracteriza por ser más intensiva en capital y contar con menor participación de trabajo calificado. El mayor requerimiento de este tipo de trabajadores en determinados servicios es una de las causas de este hecho (Terra & Patrón, 2010).

La exposición diferencial de los sectores al comercio internacional es otra de las razones que justifican un abordaje desagregado. Siguiendo a Bergara, et al. (1995), la apertura comercial incide en los desplazamientos de la mano de obra entre ramas de actividad económica. Esto es causado por variaciones en los salarios entre las diversas ramas que dan lugar a la sustitución de factores de producción y a la movilidad de trabajadores desde actividades que se contraen hacia otras que se expanden.

Si bien dentro de cada uno de los grandes sectores considerados se encuentran actividades transables y no transables, el peso tanto de los servicios comercializables con el exterior, como de las manufacturas que no lo son, es despreciable en comparación con las restantes actividades (Aboal, et al., 2014). A su vez, la dificultad en la identificación de algunos servicios transables y la falta de datos desagregados, dificultan la distinción precisa de ambos tipos de actividades en los dos sectores (Aboal, et al., 2012). En consecuencia, se toma a la industria manufacturera como predominantemente transable y a los servicios como no transables. Esta diferenciación es importante dado que la demanda de trabajo de la manufactura dependerá no solamente de lo que ocurra a nivel doméstico, sino que también recibirá los efectos de la demanda externa y de la competitividad.

En base a lo mencionado en párrafos precedentes es que se busca responder a las siguientes preguntas de investigación: *¿cuáles son las elasticidades empleo-producto específicas de los sectores manufacturero (predominantemente transable) y servicios (predominantemente no transable) entre 1997 y 2019, ¿cuáles son sus diferencias y sus dinámicas particulares?*

A partir de la evidencia empírica revisada y antecedentes en los que se apoya esta investigación, se espera encontrar diferencias significativas entre la elasticidad empleo-producto de la industria y los servicios. Es de prever, por tanto, que el empleo del sector servicios, considerado como un factor homogéneo, sea más elástico que el de la manufactura. Esto se debe a que los servicios son intensivos en mano de obra (y además de mayor calificación respecto de la industria), por lo que variaciones del producto implicarían cambios significativos en el número de ocupados o en su productividad, entendida ésta como una medida de la eficiencia del factor trabajo a partir de la cantidad de producto obtenido por una unidad del factor productivo en un tiempo determinado. Por el contrario, la industria es más intensiva en capital e incluye actividades en donde se da más fácilmente la sustitución entre factores productivos, por lo que ante aumentos en el producto, no necesariamente ocurren variaciones positivas en el empleo, que incluso puede hasta contraerse, dando lugar al aumento del uso del factor productivo capital.

Para cumplir el objetivo de éste estudio, el presente documento se estructura como sigue. En

primer lugar (sección 2), se presenta el marco teórico en el que se encuadra esta investigación. Luego (sección 3), se realiza una revisión de antecedentes sobre el tema. En la sección 4, se presenta la metodología empírica y los datos utilizados⁵. La sección 5 reúne los resultados alcanzados⁶ y su análisis. Finalmente, se presentan las principales conclusiones que los mismos permiten extraer, sus implicaciones de política y la agenda de investigación pendiente.

2. Marco teórico

2.1 La demanda de trabajo

Formalmente, la demanda de trabajo se define como el conjunto de decisiones que los empresarios toman en relación a sus empleados, es decir, la contratación, los salarios y compensaciones, los ascensos y el entrenamiento (Hamermesh, 1993). El conjunto de estas decisiones constituye la demanda agregada de trabajo del mercado. Así, desde una perspectiva macroeconómica, la teoría de la demanda de trabajo tiene por objeto determinar los factores que explican la cantidad y calidad de los trabajadores requerida por las empresas y los salarios que dichas empresas están dispuestas a pagar.

En términos generales, la demanda de trabajo depende a lo sumo de tres factores, su precio, w (el salario), el precio del capital, r , y el nivel de producción, Y :

$$(1) \quad L^d = L(w, r, Y)$$

A partir de esta función se obtiene una relación entre el factor productivo trabajo y el nivel de producto, y a la variación de la demanda de empleo frente a cambios en el nivel de producción se la conoce como la elasticidad empleo-producto (Isaza Castro & Meza Carvajalino, 2004).

Por otro lado, un correcto análisis de la elasticidad empleo-producto requiere conocer cuáles son sus determinantes. Además de las rigideces del mercado laboral, la existencia de sindicatos de trabajadores puede influir también en la elasticidad a través de su impacto sobre el empleo, ya que los sindicatos participan en las negociaciones sobre las condiciones de trabajo, entre otros asuntos. A su vez, las características propias del mercado laboral en cuestión influyen en la capacidad de acción de los sindicatos (Gordon Ehrenberg, et al., 1985).

Las restricciones e instituciones del mercado de bienes también afectan a la elasticidad a través de cambios en la productividad (Neifar, 2020). Asimismo, la estructura productiva sectorial, los costos del trabajo y las variaciones del tipo de cambio (esto último vinculado con el comercio internacional) inciden en el indicador (Kapsos, 2005).

En el largo plazo, donde el factor capital varía, se hace posible la sustitución entre factores productivos capital y trabajo, lo que se relaciona con otra de las elasticidades que se desprenden de la función de demanda: la elasticidad de sustitución. Esta se define como el efecto de un cambio en los precios relativos de los factores sobre la utilización relativa entre capital y trabajo:

⁵ Las series utilizadas están a disposición del lector.

⁶ Las salidas de las estimaciones completas también se encuentran disponibles.

$$(2) \quad \sigma = \frac{\partial \ln(K/L)}{\partial \ln(w/r)}$$

donde K representa al capital.

Siendo ambos factores relativamente sustitutos, dicha elasticidad toma valores positivos; cuánto más alto sea su valor, mayor será la sustituibilidad (Isaza Castro & Meza Carvajalino, 2004). Este indicador también posibilita conocer la elasticidad precio directa de la demanda de trabajo, con producción y costo del capital constantes:

$$(3) \quad \eta_{LL} = - (1 - s_L)\sigma$$

donde $s_L = w \frac{L}{Y}$ es la participación del trabajo en el ingreso total.

2.1.1 La demanda de trabajo con tecnología CES

La estimación de las elasticidades se realizó suponiendo una tecnología de producción con elasticidad de sustitución constante entre capital y trabajo (CES)⁷. La forma funcional de la demanda de trabajo se obtiene a partir del problema de minimización de los costos. Así, la función de costos correspondiente a dicha tecnología es la siguiente:

$$(4) \quad C = Y^{\frac{1}{v}} \left[\beta^{\sigma} w^{1-\sigma} + (1 - \beta)^{\sigma} r^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

donde v es un parámetro que proviene de la función de producción.

Seguidamente, y aplicando el Lema de Shephard, se obtiene la función de demanda de trabajo que se presenta a continuación (Nicholson, 1997):

$$(5) \quad L^d = \frac{\partial C}{\partial w} = \frac{\beta^{\sigma}}{w^{\sigma}} Y^{\frac{1}{v}}$$

La transformación logarítmica de la demanda de empleo permite la estimación y posterior interpretación de sus parámetros como elasticidades.

$$(6) \quad \ln L^d = \beta - \sigma \ln w + \alpha \ln Y,$$

donde σ representa la elasticidad de sustitución entre capital y trabajo, y $\alpha = \frac{1}{v}$ la elasticidad del empleo respecto al producto. Entonces, la demanda de trabajo obtenida depende de una constante (β), de los salarios y del producto.

En la estimación de la demanda de trabajo de la industria (ecuación (6)), se incluyen además otras variables que recogen ciertas características propias como ser la influencia del comercio internacional en el empleo de dicho sector. Asimismo, es pertinente agregar una variable que permita captar los efectos de la sindicalización sobre las otras variables del modelo, principalmente sobre los salarios y el nivel de empleo. En particular, dada la participación de los sindicatos en los Consejos de Salarios, se espera un impacto no inmediato de la sindicalización sobre el empleo y salarios ya que las condiciones laborales vigentes en un momento son las negociadas en Consejos previos. A su vez, existe un impacto positivo y significativo de los mecanismos de negociación colectiva en la mejora de

⁷ En Cassoni, A. (1999) también se supone una tecnología de producción de tipo CES.

la calidad del empleo (Suárez Cal, 2023).

2.2 Caracterización sectorial

Una de las principales diferencias entre los sectores se encuentra en el uso de los factores productivos. Mientras la industria manufacturera es intensiva en capital, los servicios lo son en trabajo. Por tanto, es de esperar que el sector servicios sea el que más empleo genere a nivel de la economía en su conjunto.

Otra de las grandes diferencias existentes es la exposición al comercio internacional que tiene la industria, dada por el carácter transable de su producción, lo que la vuelve fuertemente dependiente de la demanda externa y sus determinantes. Por el contrario, la producción de los servicios se orienta fundamentalmente a satisfacer la demanda interna.

3. Antecedentes

Dado que las preguntas que guían este trabajo de investigación son transversales a diversos componentes de la economía, la revisión bibliográfica no sólo incluye antecedentes que estudian la relación entre el empleo y el producto, sino también los que analizan el vínculo existente entre el empleo y el comercio internacional. Por su carácter transable, considerar al sector industrial supone contemplar, no sólo el mercado interno, sino también el comportamiento del mercado internacional.

3.1 Relaciones de largo plazo entre el empleo y el producto

Los antecedentes que refieren a América Latina en su conjunto permiten formar una idea sobre qué se puede esperar al analizar las estimaciones sobre la relación empleo-producto, aunque varios países latinoamericanos presenten notorias diferencias en formas de gobierno, leyes, mayor o menor grado de apertura comercial, entre otras características respecto a Uruguay. Navarro (2009), considerando un grupo de seis países (Brasil, Chile, México, Argentina, Colombia y Costa Rica) halla, para un período de tres décadas que finaliza en 2009, elasticidades empleo-producto promedio de largo plazo del orden de 0,41, significando que un aumento de 1% del nivel de producto lleva a un incremento de 0,41% en la cantidad de empleados. Sin embargo, al considerar un conjunto de 15 países latinoamericanos (al grupo inicial se agregan: Bolivia, Ecuador, Guatemala, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela) para la misma ventana temporal, la elasticidad promedio desciende a 0,27.

La diferencia en las elasticidades obtenidas por Navarro (2009) entre los dos paneles se vincula a que varios de los países que se agregan en el segundo grupo presentan en general características diferentes respecto a los del primero. Este segundo panel contiene principalmente economías con mayor presencia del sector rural y menor porcentaje del empleo asalariado, a excepción de Uruguay donde sucede lo contrario. Esto implica que también existen diferencias en la composición de la mano de obra por ocupación y sector de actividad entre los países incluidos en las dos muestras.

Estas diferencias en los pesos relativos de los sectores productivos entre los países y de las elasticidades estimadas entre ellos dan cuenta también de la importancia del estudio de esta relación desagregando por sectores.

Por su parte, es relevante observar una aplicación hecha para Argentina (Apella, 2016) no sólo por su proximidad con Uruguay, sino también porque el país estuvo igualmente expuesto a una crisis económica en 2002 que resultó en una contracción tanto del empleo como del producto pero que, análogo al caso uruguayo, mostró un rápido retorno al sendero de crecimiento. Los principales resultados para el período 2005 a 2014 muestran que a corto plazo no es posible establecer una relación entre los cambios en el producto y en los niveles de empleo, es decir, las variaciones en el empleo no se correlacionan con shocks sobre el nivel de actividad. Por el contrario, a largo plazo el autor encuentra que la elasticidad es de 0,29, es decir que un aumento de 1% del nivel de producto lleva a un incremento de 0,29% en la cantidad de empleados.

Pese a que para Uruguay no es sencillo encontrar antecedentes en el tema a nivel sectorial, sí hay literatura aplicada al estudio del conjunto de la economía. De acuerdo a Amarante (2000), para el período comprendido entre 1982 y 1997 existiría una relación de largo plazo entre el empleo y el producto para el total del país, con una elasticidad estimada de 0,53. Un trabajo más reciente (Melognio & Porras, 2012) encuentra relaciones de largo plazo entre dichas variables para el período 1986-2005, con la particularidad de que estudian distintos grupos de trabajadores. Los modelos en los que sólo consideran a los ocupados privados arrojan una elasticidad igual a 1, en tanto aquellos que toman al total de ocupados resultan en una elasticidad menor. Así, el nivel de empleo aumenta entre 1% y 0,68%, respectivamente, cuando el producto se incrementa en 1%. Estos resultados se alinean con los resultados hallados por Amarante (2000) para Uruguay y son algo más elevados que los estimados para Argentina por Apella (2016) .

Trabajos como el de Miranda, et al. (2014), encuentran una relación de largo plazo entre el PIB (sin incluir la actividad primaria), la inversión y los ocupados de Uruguay y estiman elasticidades para tres subperíodos. En el primero, entre 1991 y 1998, la elasticidad promedio empleo-producto aparente se ubicó en 0,30. En el segundo, entre 2003 y 2009, alcanzó niveles máximos de 0,70, lo cual tiene su explicación en la dinámica existente en un período de recuperación de la crisis, donde imperaban altas tasas de desempleo, así como en el aumento del empleo en el comercio, hotelería, restaurantes y servicios a empresas. El tercero, entre 2009 y 2012, evidenciaría una elasticidad aparente promedio muy inferior, de 0,3, en un contexto de desaceleración en el crecimiento del nivel de actividad y caída del desempleo.

Retomando el análisis antes citado de Navarro (2009) y considerando los antecedentes referidos para Uruguay, se tiene que, en el largo plazo, la elasticidad empleo-producto del país superaría los niveles promedio de América Latina. Evidencia de esto se puede encontrar en Kapsos (2005) que estima para el conjunto de países latinoamericanos las elasticidades en tres momentos: entre 1991 y 1995, que se ubica en 0,65, entre 1995 y 1999, cuando se sitúa en niveles similares (0,70)

y, finalmente, entre 1999 y 2003, período en el que la elasticidad sería menor: 0,45. Asimismo, en CEPAL (2000) se encuentran resultados similares para un conjunto de 20 países de América Latina y el Caribe, siendo la elasticidad promedio de 0,60.

Tal como se resume en el cuadro 3.1 presentado a continuación, los trabajos revisados muestran que Uruguay tiene una elasticidad empleo-producto (para el total de la economía) elevada dentro de la región entre 1990 y 2009. Sin embargo, no sucede lo mismo cuando se consideran subperíodos dentro de ese intervalo. Tal como se menciona en Miranda, et al. (2014), entre 1991 y 1998 la elasticidad del país toma un valor de 0,3, ubicándose por debajo de la estimada por Kapsos (2005) para los mismos años. Si se compara con la situación en Argentina, Uruguay presenta elasticidades nuevamente superiores para ventanas temporales y contextos similares.

Cuadro 3.1: Resumen de elasticidades empleo-producto

Autores	Período	Elasticidad	Región
Kapsos (2005)	1991-1995	0,65	Latinoamérica
	1995-1999	0,70	
	1999-2003	0,45	
Navarro (2009)	1990-2009	0,41	6 países sudamericanos
	1990-2009	0,27	15 países latinoamericanos
Apella (2016)	2005-2014	0,29	Argentina
Amarante (2000)	1982-1997	0,53	Uruguay
Melognio y Porras (2012)	1986-2005	0,68	Uruguay
Miranda et al. (2014)	1991-1998	0,30	Uruguay
	2003-2009	0,70	
	2009-2012	0,30	

Fuente: elaboración propia en base a antecedentes.

Los altos valores de elasticidad empleo-producto que presenta Uruguay en las diferentes estimaciones de largo plazo que arrojan los antecedentes revisados, sujetas a posibles diferencias metodológicas, pueden encontrar explicación en diversos hechos. En primer lugar, exceptuando cortos períodos de recesión, como por ejemplo entre los años 1999 y 2002, el número de ocupados creció sostenidamente (crecimiento de 20,9% en 2012 respecto a 1998 (Miranda, et al., 2014)). Segundo, siendo el sector servicios, que es intensivo en mano de obra, uno de los principales motores de este crecimiento y el sector que más ha aumentado su participación en el PIB, explica gran parte del incremento de la demanda de trabajadores en el período. Según datos relevados por los informes de coyuntura de la Cámara Nacional de Comercio y Servicios, el sector representaba un 53,78% del PIB en 2012, alcanzando un 67.1% en 2017. Al ser un sector intensivo en factor trabajo, las necesidades productivas se cubren mediante el aumento de la productividad o la contratación de más mano de obra.

3.2 Elasticidad de sustitución constante

Como se indicó en el marco teórico, la elasticidad precio de la demanda se vincula con la elasticidad de sustitución entre factores productivos (ecuación (2)), en tanto valores altos de elasticidad de sustitución implican mayor sensibilidad de la demanda de trabajo ante variaciones de su precio. En este contexto, es necesario revisar las estimaciones realizadas por diversos autores para enmarcar los resultados. De esta forma, es pertinente citar dos trabajos. El primero refiere a estimaciones realizadas para la economía en su conjunto de un grupo de países, en tanto, el segundo se centra en el sector industrial uruguayo.

Hamermesh (1996) recopiló aproximadamente 100 estudios en los que se estimó la elasticidad precio directa de la demanda de trabajo tanto a nivel de agregados macroeconómicos como de empresa individual para economías desarrolladas. Estos estudios arrojaron elasticidades cuyo valor estaba comprendido entre -0,15 y -0,75, siendo -0,30 una estimación puntual promedio del parámetro. En una nueva revisión de trabajos sobre demanda laboral, el autor encontró que sólo para siete países latinoamericanos, la elasticidad también se ubicaba en -0,30.

En el estudio de Hamermesh (1996) sobre la demanda de trabajo también se pueden encontrar estimaciones de la elasticidad de sustitución. Sin embargo, a los efectos de la presente investigación, sólo se consideran aquellas obtenidas a partir de una función de tipo CES. Tales estimaciones se encuentran entre -0,32 y -0,47.

Por su parte, Cassoni (1999), encontró para la economía uruguaya entre 1985 y 1997 que la elasticidad precio del empleo del sector manufacturero era de -0,30 en promedio, variando entre -0,10 y -1 según el año y el tipo de manufactura y con un incremento marcado a partir de 1993. Estos resultados se sustentan en estimaciones previas de elasticidades de sustitución consideradas por la autora (para mayor detalle consultar Hamermesh, 1993, pág. 92; Wood, 1994, pág. 132 - 133).

3.3 Relaciones de largo plazo a nivel sectorial

Debido a que no se hallaron antecedentes que analicen la elasticidad empleo-producto a nivel sectorial para Uruguay, la revisión se orientó al análisis de otros países.

Urtasun, et al. (2012) releva el comportamiento de la economía española entre 1980 y 2011 e incorpora los efectos de la gran crisis de 2008 en los cálculos de la elasticidad para los principales sectores del país y halla relaciones de largo plazo entre el empleo y el producto para la agricultura, industria y energía, construcción y servicios de mercado. Concluyen que la construcción es la actividad económica en la que el empleo reacciona más ante cambios en el producto, seguida por los servicios, la industria y por último la agricultura.

Entre los estudios para países de la región latinoamericana, Brancamontes Navarez y Camberos Castro (2022) analizan la contribución sectorial a la creación de empleo en México entre los años 2005 a 2013. Encuentran que el sector terciario es el que presenta una mayor variación del empleo ante cambios en el producto (elasticidad de 2,36) seguido por la industria, con una elasticidad

menor pero superior a la unidad. Por su parte, un estudio para Costa Rica (Sanchez Gómez, 2015) muestra elasticidades para las distintas actividades económicas en el año 2011. Los valores más altos calculados se asocian con subsectores de los servicios, por ejemplo, el comercio y otros servicios. Por el contrario, los valores más bajos refieren a la manufactura alimenticia.

Por último, Judzik (2015) estudia para Argentina las elasticidades del empleo respecto al salario y al producto para 13 sectores de la economía. Concluye que tanto la construcción como las actividades inmobiliarias tienen elasticidades empleo-producto superiores a la unidad, reflejando una alta volatilidad del empleo frente a cambios en el producto.

Los antecedentes comentados en párrafos precedentes muestran que, tanto para países latinoamericanos como para otros fuera de dicha región, la elasticidad empleo-producto del sector servicios es mayor que la de la industria.

3.4 Relación entre empleo y comercio internacional

La apertura comercial incide de diversas formas sobre la demanda de trabajo, desde variaciones en el número de ocupados hasta cambios en las condiciones laborales y el requerimiento de individuos altamente calificados por parte de las empresas. En términos generales, Rodrik (1997) plantea que la apertura comercial impacta notoriamente sobre el empleo, desde un enfoque de la calificación de los trabajadores. Bajo esta visión, sostiene que la demanda de trabajadores menos calificados se torna más elástica en contextos de globalización, ya que las empresas intensivas en mano de obra poco calificada mueven sus plantas a lugares donde ésta es más barata, haciéndola fácilmente sustituible. En línea con Rodrik, Frocrain y Giraud (2017) en un estudio sobre el caso francés afirman que el empleo del sector transable, influenciado por el comercio internacional, cayó significativamente entre 1999 y 2013. Esto se debió a una reducción de la industria manufacturera, pese a que hubo un aumento en el empleo de servicios exportables que no fue suficiente para compensar la caída. El sector no transable, por el contrario, registró un aumento considerable del empleo dado por la construcción y varios servicios.

Siguiendo con un abordaje sectorial, Hlatshwayo y Spence (2014) encuentran que el sector transable cedió su peso en la cantidad de ocupados y el sector no transable sacó ventaja en la creación de puestos de trabajo a partir de 1990 en Estados Unidos. Nuevamente, se pone de manifiesto que la exposición al comercio impacta negativamente sobre el empleo industrial ante una contracción de la actividad económica del sector, dada por ejemplo por la necesidad de abaratar costos, aumento del capital, traslado de la planta. En tanto, el empleo no transable de la construcción y diversos servicios se ve afectado positivamente.

Aunque el objetivo del presente trabajo sea diferenciar elasticidades entre sectores tomando al empleo como un factor homogéneo, es decir, sin distinguir entre trabajo calificado y no calificado, contribuye a la contextualización y posterior interpretación de los resultados observar qué sucede con la diversa calificación de la mano de obra que se emplea en estos sectores. Así, para el caso uruguayo

se encuentran varios autores que explican los impactos del comercio sobre la economía, atendiendo a los efectos sobre la calificación del empleo.

Sanguinetti, et al. (2001) analizan para Uruguay y Argentina los efectos del comercio a partir de la década de los 80. Encuentran cambios en la estructura del empleo vinculados con los requerimientos de mano de obra calificada para el sector servicios que sobre los años 2000 comienza a crecer y desplaza a la industria y sus trabajadores de baja calificación. Otros cambios, como la caída del salario real o la variación del salario relativo entre el sector transable y el no transable no resultan significativos para el caso uruguayo.

Por su parte, Casacuberta y Vaillant (2002) evalúan los impactos del comercio sobre la demanda de trabajo en Uruguay y argumentan que se producen aumentos de contrataciones de trabajadores más calificados por parte de las empresas que buscan aumentar su productividad como consecuencia de la reducción de la protección arancelaria.

Otros antecedentes vinculados con la distribución de trabajadores según su calificación se encuentran en Lalanne (2019), donde se argumenta que el trabajo calificado aumenta su peso en el sector servicios, que suministra el 62% de los puestos de este tipo. A su vez, las exportaciones lideran en la creación indirecta de empleo entre los calificados y directa entre los no calificados. En un trabajo posterior, Lalanne et al. (2022) encuentran que, por un lado, se reducen los empleos de operarios en su participación en las exportaciones, lo que se alinea con la retracción de la demanda de bienes manufactureros y, por otro, se incrementa el empleo en sectores profesionales y administrativos vinculado a la expansión del sector servicios, en particular, de los servicios modernos.

Si bien el conjunto de antecedentes revisados para Uruguay permite comprender el vínculo entre el empleo y el PIB agregados y la incidencia del comercio internacional en esta relación, aún resta entender las relaciones de largo plazo entre empleo y producto en la manufactura y en los servicios.

3.5 Relación entre empleo y grado de sindicalización

Dados los grandes cambios que se sucedieron en el mercado de trabajo principalmente a nivel de negociaciones colectivas e impulso del movimiento sindical en el período en el que se enmarca esta investigación, es relevante revisar estudios previos relativos a la incidencia de la sindicalización en la determinación del empleo y los salarios a nivel agregado y sectorial.

Siguiendo a Allen, et al. (1996), el retorno de la sindicalización en el año 1985 Uruguay habría aumentado los salarios en los sectores sindicalizados más que en los no sindicalizados, mientras que el empleo habría crecido más en estos últimos.

Específicamente para la industria uruguaya, Cassoni, et al. (2001) confirman la importancia de la sindicalización en el sector en tanto encuentran que tiene un efecto positivo sobre el nivel de empleo de ciertas industrias y que reduce algunos efectos negativos de la apertura comercial y de las fluctuaciones de la demanda agregada. Otro estudio sectorial realizado por Casacuberta, et al. (2003)

concluye que la sindicalización también afecta positivamente a la creación neta de puestos de trabajo. En un trabajo posterior realizado para el conjunto de la economía, Casacuberta, et al. (2022), encuentran que la sindicalización tiene un impacto positivo y significativo en la disminución de las reducciones salariales y esto se da a través de la participación sindical en los Consejos de Salarios.

4. Metodología y datos utilizados

En esta sección se explican los métodos de estimación de las funciones previamente definidas, siendo estos el modelo Vectorial Autorregresivo con Mecanismo de Corrección del Error (VECM) y el modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL) como método de análisis de robustez de los resultados. Por último, se detalla el proceso de construcción de las series, sus fuentes y otras características.

4.1 Abordaje econométrico

Los parámetros de interés de las funciones de demanda de trabajo de los sectores industria manufacturera y servicios se estimaron a partir del modelo VECM y del modelo ARDL, siendo este último método de estimación utilizado como forma de analizar la robustez de los resultados.

Si bien las variables utilizadas son las mismas en ambos modelos, es preciso mencionar que dichos modelos difieren en la consideración de la variable endógena. El primero asume a priori que todas las variables que se incluyen en la relación de largo plazo son endógenas, y mediante el test de exogeneidad permite concluir cuáles son endógenas y cuáles exógenas en dicha relación. El segundo es un modelo uniecuacional, por lo tanto a priori se determina la variable endógena, que en este caso será la demanda de trabajo, siendo las restantes variables sus determinantes.

4.1.1 El modelo VECM

El modelo VECM representa las relaciones de interdependencia de corto y largo plazo entre las variables. Siguiendo a Sims (1980), el objetivo de estos modelos es determinar las relaciones existentes entre las variables por lo que es necesario contar con toda la información disponible sobre los movimientos conjuntos e interacciones entre las mismas. Esto implica que las series económicas deben conservarse en niveles (para no ocultar relaciones de cointegración), verificando previamente con contrastes de raíces unitarias regulares la no estacionariedad a partir de la existencia de dichas raíces (contrastos ADF –Augmented Dickey Fuller o KPSS - Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin (Kwiatkowski, et al., 1992)).

Aplicar la metodología de estimación por medio de los modelos VECM implica además realizar un análisis de cointegración entre las variables. Si se verifica que las variables están cointegradas, se puede concluir que existe una relación de largo plazo entre ellas. Para ello se utiliza el análisis de cointegración de Johansen (Johansen, 1988). Una vez que se prueba que las series utilizadas no son estacionarias, se propone el siguiente modelo VECM:

$$(7) \quad \Delta X_t = \mu + A_1 \Delta X_{t-1} + \dots + A_k \Delta X_{t-k-1} + \Pi X_{t-1} + \Gamma \Delta D_t + \varepsilon_t$$

Este esquema parte de un vector de variables X_t consideradas inicialmente como endógenas. Los errores siguen una distribución Normal, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$, lo que se verifica con las pruebas correspondientes de normalidad, homocedasticidad y autocorrelación de los residuos del modelo. Por su parte, μ es un vector de constantes, D_t contiene un conjunto de variables deterministas (*dummies* estacionales, intervenciones que modelizan *outliers* y efectos especiales) y $\Pi_{n \times n}$ es una matriz cuadrada siendo n la cantidad de variables del modelo.

Esta matriz de interés, que se define como $\Pi = \alpha\beta'$, contiene dos matrices β y α de dimensión $n \times r$. La primera recoge las relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables, en tanto la segunda corresponde a los mecanismos de corrección del error, es decir el ajuste hacia dichas relaciones (Johansen, 1988; Johansen & Juselius, 1990).

El rango de Π determina la cantidad de relaciones de equilibrio o de cointegración (el rango debe ser positivo y menor que n). El otro estadístico se basa en la estimación de la traza (suma de todos los valores propios) de Π . Se espera que los resultados derivados de ambos procedimientos sean iguales, de no ser así, el criterio será elegir siempre el menor rango obtenido, procurando trabajar con todas las dinámicas tendenciales existentes.

Una vez testada la existencia de cointegración y estimado el modelo VECM correspondiente, se debe probar la significación de los β (**coeficientes de la relación de cointegración**) y de los α (**mecanismos de corrección del error**). El primer test de significación, realizado sobre los β , busca determinar qué variables integran las relaciones de equilibrio (también llamado test de exclusión). El segundo, realizado sobre los α , investiga qué variables son exógenas en las relaciones de largo plazo halladas. Esta prueba implica realizar contrastes de exogeneidad débil (no existe correlación contemporánea entre las variables) para precisar cuáles son las variables que no reaccionan ante desviaciones de las relaciones de equilibrio y no se ajustan endógenamente ante cambios en la variable de interés.

4.1.2 Modelo ARDL

Pesaran y Shin (1999) proponen otra metodología para el análisis de cointegración que no exige que todas las series sean integradas de orden 1 y permite usar una mezcla de variables estacionarias y no estacionarias. Esto evita la previa aplicación de tests de raíz unitaria cuyas conclusiones no están exentas de problemas (véase Franses & Haldrup 1994), permitiendo trabajar con las series en niveles. De esta forma, los contrastes de cointegración son robustos cuando hay una sola relación de equilibrio entre las variables.

A su vez, presenta otra ventaja que se asocia con la fácil implementación e interpretación económica de los resultados ya que es un modelo uniecuacional (véase Nikoro & Uko, 2016, para una

explicación en detalle de esta metodología). El modelo ARDL asume que existe sólo una relación de equilibrio (modelo de interés) entre la variable endógena y las exógenas. A tales efectos, en este trabajo se utilizarán como insumo los resultados sobre los tests de exogeneidad débil en la modelización VECM que permitirán inferir acerca de cuáles serán las variables exógenas y cuáles las endógenas.

La metodología propone seguir una serie de pasos a fin de obtener la especificación deseada. En el primer paso se contrasta la hipótesis nula de no existencia de una relación de largo plazo mediante la prueba F de significación conjunta de las variables rezagadas un período en niveles ($H_0: \beta_1 = \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_k = 0$, parámetros correspondientes a la variable dependiente y las explicativas en la relación de largo plazo -ver ecuación (8)-), donde el estadístico F de la misma se compara con los valores críticos de las tablas de Pesaran et al. (2001). Se rechaza la hipótesis nula del contraste cuando dicho estadístico es superior al valor crítico máximo de tabla y se concluye que existe una única relación de largo plazo. Además, el coeficiente β_1 debe ser negativo y significativo de acuerdo también a los valores críticos de tabla de Pesaran, et al. (2001).

En el segundo paso se selecciona la cantidad de rezagos apropiada y se obtienen las estimaciones de largo plazo del modelo previamente elegido. La importancia de la elección correcta del orden de rezagos q radica en la necesidad de trabajar con residuos bien comportados y para ello se utilizan criterios de selección del orden como por ejemplo Criterio de Información de Akaike (AIC), Criterio Bayesiano de Schwarz (SBC), entre otros. Bajo estos criterios, se estiman diferentes modelos ARDL con las variables en niveles y se escoge aquel con menor AIC o SBC. Los coeficientes de este modelo resultan ser las estimaciones de largo plazo.

En el tercer paso se reparametriza el modelo encontrado, llevándolo a la forma de modelo con mecanismo de corrección del error, ARDL(q, k):

$$(8) \quad \Delta y_t = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i x_{i,t-1} + \sum_{i=1}^q \delta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \sum_{j=1}^k \varphi_{ij} \Delta x_{j,t-i} + \mu_t$$

Donde y es la variable dependiente, x_i la variable explicativa i , con hasta k variables explicativas, q el orden de rezagos y μ_t los residuos del modelo que siguen un proceso de ruido blanco.

4.2 Datos

Las series correspondientes al número de ocupados en la industria y en los servicios se construyeron a partir del procesamiento de las bases de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del Instituto Nacional de Estadística (INE), desde el año 1997 al 2019, considerando únicamente las localidades de 5000 y más habitantes⁸. En particular, las bases trabajadas fueron las compatibilizadas del Instituto de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración (IECON - FCEA). De éstas se obtuvieron las tasas de empleo totales y sectoriales con las que, posteriormente y a partir

⁸ Recién a partir de 2006 la ECH tiene una cobertura nacional.

de las estimaciones de la población en edad de trabajar del INE, se elaboraron series sobre el número de ocupados de cada sector en cuestión.

Las series de producto de los agregados sectoriales industria y servicios se construyeron a partir de ponderar por su debido peso en el total del Producto Bruto Interno a los sectores industriales y de servicios, medidos como índices de volumen físico (empalmándose datos con base en distintos años, fuente Banco Central del Uruguay, BCU). Respecto a la información sobre los salarios reales, correspondientes a cada agregado sectorial, la fuente es el INE. En cada caso se calculó el indicador en términos reales, dividiendo el Índice de Salario Medio (IMS) respectivo entre el Índice de Precios al Consumo (IPC) obteniendo así el Índice de Salario Real (ISR).

Otras series requeridas para el análisis son las vinculadas a la demanda externa, la competitividad y al grado de sindicalización. En cuanto a la demanda externa, se utilizó como proxy el PIB de los Estados Unidos. La serie se construyó a partir de bases de datos obtenidas de Ipeadata⁹. Tomando un índice que llega hasta 2015, se completan los datos faltantes con variaciones reales de un trimestre respecto al mismo trimestre del año anterior.

Para reflejar la competitividad se utilizó la serie del tipo de cambio real regional construida por el Observatorio de Coyuntura del IECON - FCEA. Esta serie tiene base fija y, en lo que respecta a la competitividad con Argentina, los datos de IPC argentino no son los oficiales, sino que corresponden a los de la Provincia de San Luís.

La serie de sindicalización que se utilizó proviene de la variable construida por Porras-Arena y Suárez-Cal (2021) a partir de información proporcionada por el Instituto Cuesta Duarte del Plenario Intersindical de Trabajadores - Convención Nacional de Trabajadores. Esta resulta del cociente entre cotizantes y asalariados y supone que cada congresal que participa de las reuniones sindicales representa a 200 afiliados. Además, dado que se cuenta con datos hasta 2018, los de 2019 se obtuvieron mediante proyecciones con un modelo autorregresivo de orden 1, AR(1), siguiendo lo hecho por Cassoni (1999) en un trabajo cuyo fin era analizar los efectos de la sindicalización en la demanda de empleo en Uruguay.

5. Resultados

En esta sección se describe, en primer lugar, la evolución de las series en el período de estudio, así como los hechos estilizados que se pueden observar a partir de los datos y su relación con antecedentes previos revisados. Posteriormente, se exponen y analizan los resultados del análisis econométrico realizado.

⁹ Acceso a Ipeadata: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>

5.1 Descripción y caracterización estadística de las series

El análisis empírico se extiende entre el primer trimestre de 1997 y el último de 2019, lo que significa contar con 92 observaciones de frecuencia trimestral. La elección del período se apoya en tres aspectos. El primero, que se pretende abarcar un período lo suficientemente amplio que permita conocer la evolución de las principales variables económicas en años previos a la crisis de 2002 y de esta forma poder evaluar el impacto de la misma en los dos sectores analizados. El segundo, que implicó interrumpir el análisis en 2019, encuentra explicación en los problemas vinculados con los cambios metodológicos que sufrió la ECH a partir de 2020. Por último, se busca excluir el período afectado por la pandemia de COVID-19 ya que sus impactos en materia económica y sanitaria aún están latentes en Uruguay y el mundo, y un shock de tal magnitud sobre el final de la muestra podría sesgar o introducir problemas tanto en las estimaciones, como en las predicciones.

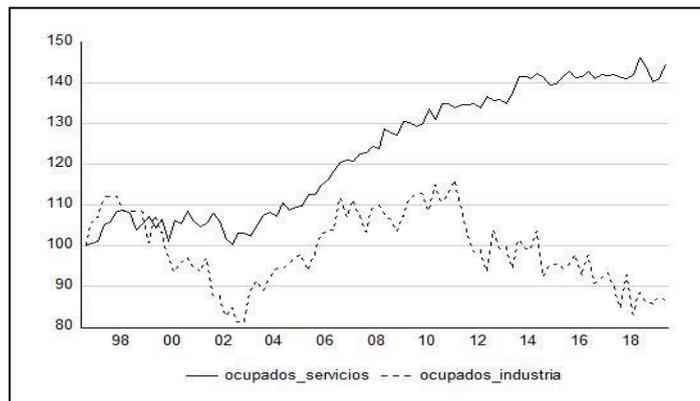
Previo a la consideración de cada una de las variables, es preciso resaltar que se tomarán todas ellas en logaritmos. Por un lado, al trabajar en logaritmos se busca suavizar la varianza de los datos y evitar problemas de heterocedasticidad. Y por otro, los coeficientes que se estiman de las relaciones entre las variables representan elasticidades, que es justamente lo que en esta investigación se quiere conocer.

Todas las series utilizadas en el análisis tienen en común que no son estacionarias en media. Si bien esto se evidencia a partir de los respectivos gráficos, fue necesaria la realización de contrastes de raíz unitaria para confirmarlo. Tanto las series de número de ocupados de ambos sectores como las de actividad e Índice Real de Salarios de la industria son integradas de orden 1, mientras que la serie de Índice Real de Salarios y la del producto de los servicios presentan dos raíces unitarias (véase Cuadro A.1).

En los casos en los que se encontraron dos raíces unitarias, se aplicó el test de HEGY (por sus autores Hylleberg, Engle, Granger & Yoo) y se probó la existencia de un componente estacional. Por lo tanto, las series correspondientes al ISR y al nivel de actividad del sector servicios tienen una raíz regular, asociada con la no estacionariedad en media, y otra estacional, asociada al componente estacional que también se puede observar en los “picos” y “valles” presentes en los respectivos gráficos (véase Cuadro A.2).

La dinámica de la serie del número de ocupados de la industria permite identificar subperíodos de crecimiento y decrecimiento. Entre 1997 y 2002, los ocupados se contraen, alcanzando su nivel mínimo sobre el estallido de la crisis. A partir de 2003, se revierte la tendencia y hacia 2011, se da el mayor registro de trabajadores de este sector. Esto se alinea con el hecho de que la industria fue uno de los sectores que tuvo mayor participación en el retorno de la economía al crecimiento.

Gráfico 5.1: Evolución del número de ocupados en la industria y en los servicios (índice 1997.Q1=100)

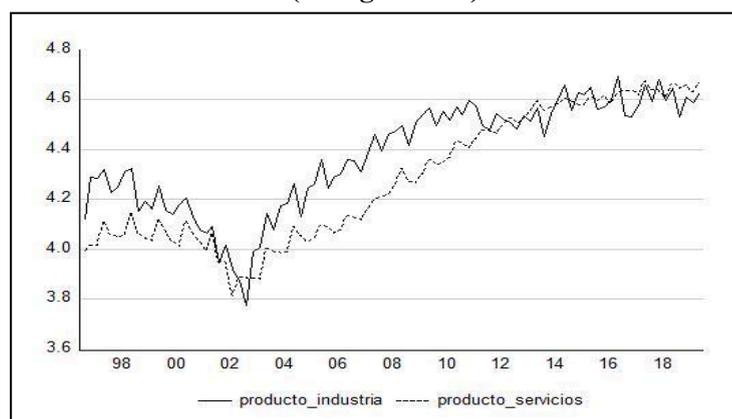


Fuente: elaborado en base a datos de la ECH - INE.

Respecto al sector servicios, el empleo se mantiene constante hasta el año 2002, momento en el que la recesión económica impacta negativamente. Desde el año 2003 en adelante, la serie tiene una clara tendencia ascendente que refleja la expansión del sector en los últimos años.

En lo que refiere a la evolución del nivel de actividad de la industria manufacturera (Gráfico 5.2), nuevamente haciendo uso del instrumental gráfico, es posible advertir dos períodos bien diferenciados. En el primero, el producto industrial sufre una caída sostenida que culmina con la gran crisis, momento en el que experimenta su mínimo del período. Y de 2003 en adelante, la serie exhibe una tendencia ascendente. Al vincular los comportamientos de los ocupados y del producto del sector, puede afirmarse que la productividad aparente del trabajo ha sido elevada, consecuencia del decrecimiento de la ocupación con el simultáneo crecimiento del producto.

Gráfico 5.2: Evolución del producto industrial y de los servicios (en logaritmos)



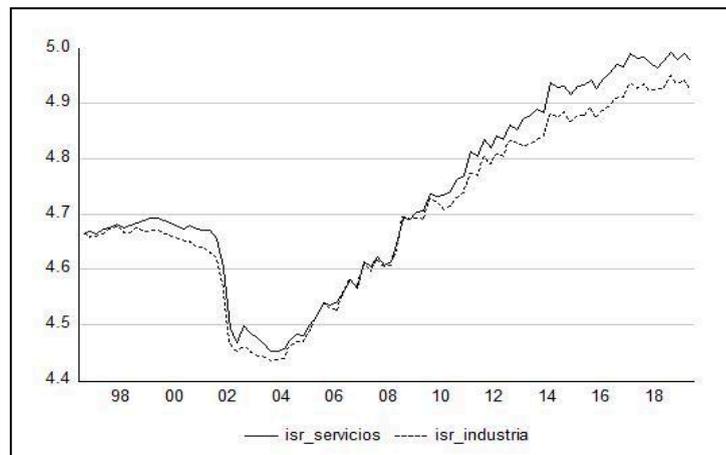
Fuente: elaborado en base a datos del BCU.

Por su parte, el producto de los servicios sigue una trayectoria similar a la de los ocupados de esta rama, siendo igualmente afectado por lo acontecido en 2002 y destacándose la evolución al alza sostenida que también se asocia con la expansión del sector (Gráfico 5.2).

La evolución del Índice de Salario Real tiene características similares en ambos sectores. Se

registra un descenso del salario desde el inicio del período, que alcanza su mínimo en 2002 y posteriormente se recupera a buen ritmo, manteniendo la tendencia durante el resto del período. También es pertinente puntualizar la incidencia del retorno de los Consejos de Salarios en 2005, observada en el aumento de la variabilidad (“picos” y “valles” en cada uno de los gráficos (Gráfico 5.3)) del salario dentro del año (ajustes y rondas de negociación anuales). Adicionalmente a los Consejos de Salarios, otras políticas públicas específicas dieron lugar a un aumento sostenido del salario entre 2006 y 2019 que también implicó un incremento de la proporción de la masa salarial en el PIB a nivel nacional.

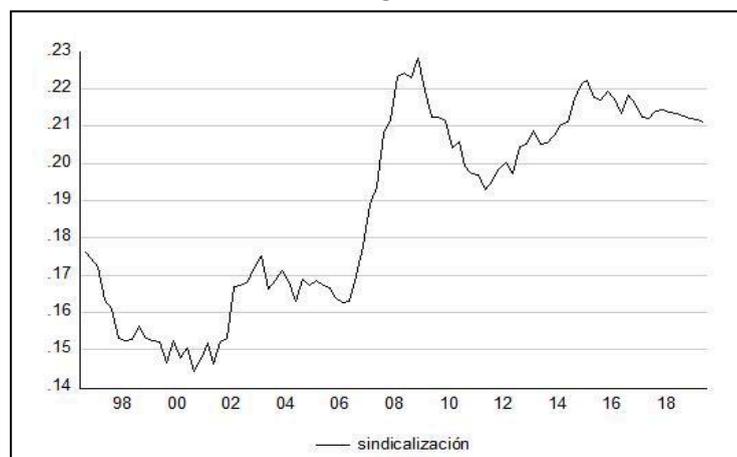
Gráfico 5.3: Evolución del Índice de Salario Real en la industria y en los servicios (en logaritmos)



Fuente: elaborado en base a datos del INE.

La incidencia de los Consejos en la fijación de los salarios y aprobación en 2006 de la ley N° 17940 de derechos y libertad sindical que impulsó de gran forma la actividad sindical, muestran la necesidad de incorporar el grado de sindicalización en la determinación de la demanda de trabajo sectorial. En el gráfico 5.4 es posible visualizar el incremento de la actividad sindical a partir de 2005.

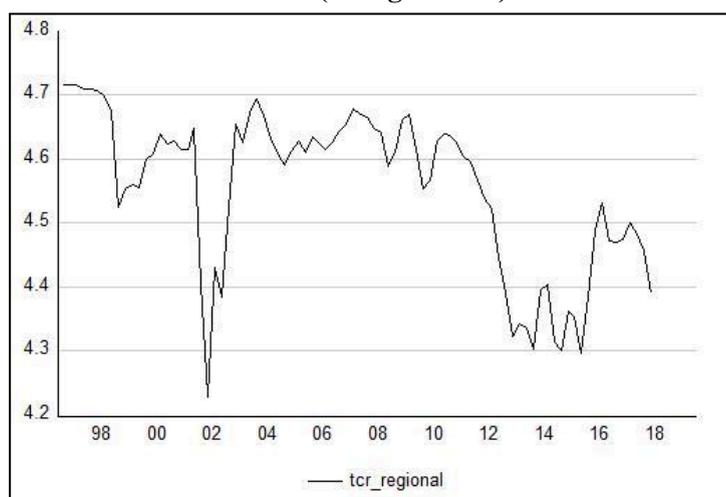
Gráfico 5.4: Evolución del grado de sindicalización



Fuente: elaboración en base a la variable construida por Porras-Arena y Suárez-Cal (2021).

Otra de las variables que se incluyen en el análisis, bajo la consideración de que la producción del sector manufacturero es mayoritariamente transable, es el Tipo de Cambio Real Regional. Con esta serie se pretende capturar los efectos de la demanda externa, principalmente regional (Argentina y Brasil) en la determinación de la demanda de trabajo del sector. En la gráfica presentada a continuación se aprecia la macro-devaluación que acompañó al declive económico causado por la crisis de 2002. En años posteriores, la evolución del tipo de cambio se acompaña con la recuperación de la economía.

**Gráfico 5.5: Evolución del Tipo de Cambio Real Regional
(en logaritmos)**



Fuente: elaborado en base a datos del Observatorio de Coyuntura del IECON - FCEA.

5.2 Hechos estilizados: evolución conjunta de los ocupados y del producto sectorial

Previo a la estimación de las dinámicas de corto y largo plazo que siguen las variables de interés, los datos permiten la realización de algunos comentarios sobre la evolución conjunta del número de ocupados y el producto en el período de estudio. En este sentido, la consideración de ciertos hechos de gran trascendencia para la economía nacional tales como la crisis de 2002, la reinstauración de los Consejos de Salarios y el punto de máximo crecimiento del empleo, posibilitan distinguir subperíodos de análisis.

Cuadro 5.1: Variaciones del empleo y el producto y la elasticidad empleo-producto aparente de la industria y los servicios

	Número de ocupados		Producto sectorial		Elasticidad aparente (3)
Industria					
	var. total (1)	var. anual (2)	var. total	var. anual	
1997 – 2002	-19,29	-4,20	-26,97	-6,09	0,69
2003 – 2011	30,96	3,04	84,42	7,04	0,43
2003 – 2005	12,08	3,87	36,52	10,93	0,35
2006 – 2011	16,84	2,63	35,09	5,14	0,51
2012 – 2019	-23,00	-3,21	3,70	0,46	-
Servicios					
	var. total	var. anual	var. total	var. anual	
1997 – 2002	2,15	0,43	-12,37	-2,61	-
2003 – 2011	29,54	2,92	70,69	6,12	0,48
2003 – 2005	5,94	1,94	16,89	5,34	0,36
2006 – 2011	22,27	3,41	46,03	6,51	0,52
2012 – 2019	5,85	0,71	23,79	2,70	0,26
(1) var. total: recoge la variación porcentual total de cada período.					
(2) var. anual: recoge la tasa acumulativa anual					
(3) elasticidad aparente: recoge la evolución del nivel de ocupados ante cambios en el producto sectorial.					

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ECH - INE y BCU.

Entre 1997 y 2002, hubo una fuerte caída tanto del número de ocupados como del producto industrial, medida en términos absolutos en 19,30% y 27%, respectivamente. Siguiendo a García Couto (2011), esta caída y la disminución en la participación del sector en el PIB total se asocia con una importante pérdida experimentada por la actividad textil tanto en cantidad de ocupados como en niveles de producción. Esta contracción, sumada a la recesión económica que sufría el país desde finales de 1998, el abandono de Brasil del plan de ancla cambiaria y consecuente pérdida de competitividad de Argentina y Uruguay que mantuvieron dicha política y el estallido de la fiebre aftosa en 2001, derivó en una de las principales crisis económicas y sociales de Uruguay hacia el año 2002.

En cuanto al sector servicios, el número de ocupados se mantuvo en niveles casi constantes durante estos años, registrando una leve variación al alza de 2,15%. Por el contrario, el producto se contrajo en 12,40%. Dadas las dinámicas de ocupados y producto, el sector mostró un relativo estancamiento en los años previos a la crisis.

Durante el segundo subperíodo, comprendido entre 2003 y 2011, en ambas ramas evolucionaron al alza tanto la demanda de trabajo como el producto. En efecto, el mayor crecimiento sucedió simultáneamente a la reinstauración de los Consejos de Salarios en 2005, alcanzando niveles máximos de empleo y mínimos de tasa de desempleo en 2011. Según Terra y Patrón (2010), el hecho de que el aumento de los ocupados en los servicios superase al de la industria se explica por la expansión del sector servicios y la necesidad de mano de obra calificada que emigró de la industria hacia este sector. Otra explicación posible refiere a la pérdida de empleo en ciertos subsectores de la

industria.

Por su parte, el producto de ambos sectores creció de forma significativa, lo que se corresponde con el rol fundamental que tuvieron dichos sectores en la recuperación del país. El producto industrial creció 84,4% entre 2003 y 2011, impulsado principalmente por la expansión de la fabricación de productos químicos y caucho y de madera y derivados, esta última debido a grandes inversiones extranjeras (García Couto, 2011). En tanto, el nivel de actividad de los servicios lo hizo en 70,7%, siendo el comercio minorista, las comunicaciones y los servicios inmobiliarios los subsectores responsables de más de la mitad del producto del sector (Aboal et al, 2015).

El tercer subperíodo analizado va desde 2012 a 2019 y se caracterizó por un decrecimiento de los ocupados en la industria de un 23% y un aumento de los ocupados en servicios de un 5,90%. Siguiendo los informes y datos de la Cámara de Industrias del Uruguay (CIU) y del INE, la caída sostenida de la cantidad de ocupados se dio principalmente en la industria textil, y en las fabricaciones de papel y derivados, de minerales metálicos y no metálicos y de maquinaria, aparatos eléctricos y vehículos. En términos agregados, esto impactó en el empleo sectorial, en que el Índice de Personal Ocupado (IPO, evolución promedio anual de los ocupados de dicho sector) pasó de 100 en 2006 a 81,48 en 2019.

La actividad de los dos sectores mantuvo su evolución al alza aunque lo hizo de forma menos pronunciada que en el subperíodo anterior, evidenciando una tendencia hacia el estancamiento a partir de 2015 (CEPAL, 2022). Nuevamente, al vincular las dinámicas del empleo y del producto, se tiene que la productividad aparente del trabajo en la industria se ubica en niveles elevados, es decir, que el crecimiento del sector en ese período se habría debido en términos generales a aumentos de la productividad del trabajo, ya que el número de ocupados se redujo.

En el Cuadro 5.1 también se puede observar la elasticidad "aparente" entre el empleo y el producto en ambos sectores, calculada como el cociente entre las tasas acumulativas anuales de estas dos variables en niveles. Tanto en la industria como en los servicios, las elasticidades positivas evidencian evoluciones de las variables en la misma dirección. Asimismo, se aprecia cierta concordancia con análisis previos para Uruguay realizados por Miranda, et al. (2014), cuyas elasticidades toman valores dentro de un intervalo de 0,3 a 0,7 entre 1995 y 2012. Si bien los autores consideran empleo y producto agregados, dado el peso de estos sectores en la economía, se los podría tomar como representativos del global.

Lo mencionado en el párrafo precedente se cumple para todos los subperíodos excepto para dos en los que las variables de interés no se mueven en la misma dirección. El primero, entre 1997 y 2002 en el sector servicios, en el que el número de ocupados crece, aunque levemente, y el nivel de actividad se reduce. El segundo, entre 2012 y 2019 en la industria, cuando el empleo en el sector cae, mientras que su actividad económica aumenta. Siguiendo un estudio elaborado por Rodríguez Miranda, et al. (2017), en 2014 el empleo industrial representaba el 12% del empleo nacional, mostrando un retroceso de 4 puntos respecto a su peso a fines de los 90 (datos de la Cámara de

Industria evidencian esta caída en los restantes años del período en el que entre 2016 y 2019 se destruyeron 6000 puestos de trabajo). En forma simultánea, la industria experimentó altas tasas de crecimiento que, junto con la destrucción de empleo, causaron aumentos de la productividad del sector. A nivel desagregado, la contracción del empleo en importantes subsectores como el textil, de caucho, maquinaria y vehículos, y las mejoras en el desempeño de otros subsectores como el alimenticio contribuyeron a explicar el comportamiento del sector.

Desde una perspectiva de los modelos de salarios de eficiencia, lo que ocurre en el último subperíodo en la manufactura también podría encontrar explicación en el hecho de que un aumento de los salarios pudo influir positivamente en la eficiencia de los trabajadores. Así, si las empresas pagaron un salario por encima del de equilibrio, se generó un cierto desempleo que pudo “motivar” a los trabajadores a incrementar su productividad (González, 1999)

5.3 Resultados econométricos

En este apartado se analizan los resultados econométricos obtenidos de estimar relaciones de largo plazo entre las variables de interés para cada uno de los sectores económicos considerados entre 1997 y 2019. Primero, se comentan las estimaciones obtenidas mediante el método de cointegración de Johansen, así como las restricciones y pruebas que permitieron su validación. Seguidamente, se exponen los coeficientes estimados mediante la metodología ARDL, que son utilizados como pruebas de robustez de los primeros.

5.3.1 Modelo VECM

La validación de cada modelo con análisis de cointegración de Johansen requirió realizar diversas pruebas que confirmaran, por un lado, el buen comportamiento de los residuos, y por otro, la existencia de una tendencia común entre las variables incluidas en el modelo como endógenas.

Previo a la evaluación del comportamiento de los residuos, se modelizaron valores atípicos encontrados en las series. Si bien algunos de estos *outliers* son producto de cambios metodológicos en la ECH o de posibles problemas de construcción de las series, otros captan fenómenos relevantes tales como la crisis económica de 2002. También se incluyeron en la especificación del modelo variables dicotómicas estacionales, cuyo objetivo es captar la estacionalidad presente en el producto y en los salarios. A efectos de corroborar que los residuos siguieran una distribución normal, se utilizó la prueba de Jarque-Bera, en la que no se rechazó la hipótesis nula de normalidad al 5% de significación.

Para determinar la cantidad de relaciones de equilibrio entre las variables, se usaron las pruebas de máximo valor propio y de la traza explicados en el apartado metodológico, constatándose la existencia de al menos una relación de cointegración a un nivel de significación del 5%.

Respecto a las variables utilizadas, el tipo de cambio real regional, el PIB de EE.UU y el grado de sindicalización actuaron como controles en la estimación de la elasticidad empleo-producto. Esto implica que su relevancia viene dada por su potencialidad como factores explicativos de las diferencias en el comportamiento del sector industrial (abierto al comercio internacional y con mayor

sindicalización) con respecto a los servicios.

5.3.1.1 Sector servicios

Las variables incluidas en el modelo para el sector servicios fueron: el número de ocupados ($\ln L_{SS,t}$), el producto ($\ln Y_{SS,t}$), y el Índice de Salario Real ($\ln w_{SS,t}$) de dicho sector. Además, en el modelo se incluyó a la variable $sindicalizacion_t$ como variable exógena, que representa el grado de sindicalización y que se espera que al menos esté vinculada a la variable salarios.

**Cuadro 5.2: Resultados del modelo VECM restringido del sector servicios (1)
(Ocupados como variable dependiente)**

Variables	Relación 1 (2)	
	Coefficiente (3)	Estimador
Producto (Y)	β_2	0,84 [-13,2701]
ISR (w)	β_3	-0,62 [6,60569]
Constante		13,15
Velocidad de ajuste de los Ocupados	α_1	-0,24 [-3,34044]
Especificación del modelo (2)		
Transformación de las variables	sí	logarítmica
Lags	1 y 2	
Control por sindicalización	sí	rezagada, positiva y significativa
Ajuste por estacionalidad	sí	<i>dummies</i> estacionales centradas
Control efecto pascua	sí	variable pascua
Outliers (4)	sí	TC y LS
Normalidad de los residuos	sí	valor-p Jarque-Bera: 0,5729
La estimación sin restricciones no presenta diferencias sustantivas con la restringida. Ver anexo para mayor detalle.		
(1) Entre []: valor estadístico t		
(2) Ocupados como variable dependiente en relación con el Producto y el ISR		
(3) El subíndice i de los coeficientes β_i y α_i corresponde a: i=variables con 1=ocupados, 2=producto, 3=ISR Restricciones: $\beta_1=1$; $\alpha_2=0$		
(4) Con inclusión de <i>outliers</i> en: 1999Q1, 2000Q2, 2002Q1, 2002Q3, 2003Q4, 2004Q1, 2004Q4, 2005Q1, 2007Q3, 2008Q3, 2011Q3, 2014Q3		

Fuente: elaboración propia en base a estimaciones obtenidas

Los resultados de las pruebas realizadas permiten concluir la existencia de una única relación de largo plazo entre las variables. Sobre esta relación se realizaron además los contrastes de exclusión pertinentes para probar que efectivamente las variables integran dicha relación. De esta forma, para cada una de las variables y al 5% de significación, se rechazó la hipótesis nula de que su coeficiente asociado β_i (con $i = 1, 2, 3$) fuese estadísticamente nulo.

Adicionalmente a las restricciones de exclusión, se probó el carácter endógeno (o exógeno débil) de las variables en cuestión. Siendo α_i (con $i = 1, 2, 3$) el coeficiente de interés para la prueba de endogeneidad, se rechazó que $\alpha_1 = \alpha_3 = 0$, coeficientes de ajuste hacia la relación de largo plazo de las variables ocupados y salarios, respectivamente, por lo que ambas variables son endógenas en el modelo. Por el contrario, el producto del sector es débilmente exógeno ya que su coeficiente asociado α_2 , resultó no ser estadísticamente distinto de cero. Esto implica que el producto no reacciona ante desviaciones de la relación de equilibrio entre las variables. Así, para la estimación de la relación de largo plazo se impone la restricción de que $\alpha_2 = 0$.

En el Cuadro 5.2, además de las restricciones mencionadas, se muestran los coeficientes estimados de cada una de las variables que dan lugar a la siguiente relación de largo plazo:

$$(8) \quad \ln L_{SS,t} = 13,15 + 0,84 \ln Y_{SS,t} - 0,62 \ln w_{SS,t}$$

Esta relación de equilibrio entre las variables indica que cuando el producto del sector servicios aumenta un 1%, la cantidad de ocupados en dicho sector crece 0,84%. Por otro lado, el coeficiente negativo correspondiente a la variable ISR representa la elasticidad de sustitución entre capital y trabajo, que en este caso es de 0,62, dado que se estimó la relación suponiendo una tecnología de producción CES.

La existencia de una relación de largo plazo es acompañada por un mecanismo de corrección del error encargado de retornar el sistema al equilibrio en caso de perturbaciones. En las estimaciones obtenidas, el coeficiente $\alpha_1 = -0,24$, estadísticamente significativo, representa el ajuste realizado por el número de ocupados ante la ocurrencia de eventuales shocks que desvían a dicha variable de su relación de equilibrio con las demás variables. Es decir, ante alejamientos de la relación de largo plazo, esta variable ajusta por trimestre un 24% del desvío, necesitándose más de 4 trimestres para que el ajuste sea total.

5.3.1.2 Sector industrial

Se estimó un modelo VECM para la industria en el que, además del número de ocupados ($\ln L_{IND,t}$), el producto ($\ln Y_{IND,t}$), y el Índice de Salario Real ($\ln w_{IND,t}$) del sector, se incluyó el tipo de cambio real regional ($\ln TCR_{reg,t}$) como variable endógena, y el PIB de Estados Unidos ($\ln Y_{usa,t}$) como exógena, con el fin de capturar los efectos del carácter transable de la producción industrial. La inclusión de los precios relativos respecto de la región se fundamenta en la evidencia que aportan algunos estudios (Lorenzo, et al., 2000; Lanzilotta, et al., 2003; Fernández, et al., 2005), que confirman la influencia de la región sobre la economía nacional. En particular, de Argentina y Brasil, siendo estos países los principales compradores de la producción manufacturera nacional.

Sumado a las variables que procuran capturar los efectos de la demanda externa, la variable *sindicalización*_t también fue incluida en la modelización de la industria como variable exógena. ya

que, a priori, es razonable establecer un vínculo estrecho entre el peso de la actividad sindical y el comportamiento de las variables del mercado de trabajo industrial. A su vez, la manufactura es una de las ramas de actividad que tiene mayor grado de sindicalización.

Realizado el proceso de validación del modelo a partir del cual se comprobó que sus residuos se distribuyen conjuntamente normales, los tests de la traza y del máximo valor propio del test de Johansen indicaron la existencia de dos relaciones de cointegración. A las variables que integran estas relaciones de cointegración se le asocian coeficientes β_{ij} , donde el subíndice $i = 1, 2$ representa la cantidad de relaciones de largo plazo encontradas y el subíndice $j = 1, 2, 3, 4$ indica a qué variable corresponde el coeficiente. Por su parte, los coeficientes α_{ji} vinculados con el carácter endógeno de las variables, se interpretan de forma contraria: el subíndice $j = 1, 2, 3, 4$ refiere a la variable, en tanto el subíndice $i = 1, 2$ indica qué relación se está considerando.

Sobre estas dos relaciones se aplicaron conjuntamente restricciones de exclusión, endogeneidad y normalización ($\beta_{11} = \beta_{23} = 1$), no rechazadas para un nivel de significación del 5%. El primer grupo de restricciones supone la variable ISR no integra la relación de largo plazo número 1 ($\beta_{13} = 0$) y el número de ocupados no lo hace en la relación número 2 ($\beta_{21} = 0$). El segundo grupo de restricciones muestra que tanto el ISR como el TCR regional son variables exógenas ya que no reaccionan ante desvíos de la primera relación de largo plazo, en tanto el número de ocupados y el producto lo son respecto a la segunda relación estimada. En términos de coeficientes, esto implica que $\alpha_{31} = \alpha_{41} = 0$ y que $\alpha_{12} = \alpha_{22} = 0$, respectivamente.

Cuadro 5.3: Resultados del modelo VECM restringido de la industria manufacturera (1)

Variables	Relación 1 (2)		Relación 2 (3)	
	Coefficiente (4)	Estimador	Coefficiente (4)	Estimador
Producto (Y)	$\beta_{1,2}$	0,53 [-3,69957]	$\beta_{2,2}$	0,86 [-8,61042]
TCR regional	$\beta_{1,4}$	1,06 [-5,42672]		
Constante		5		0,92
Velocidad de ajuste de Ocupados	$\alpha_{1,1}$	-0,11 [-2,03636]		
Velocidad de ajuste de ISR			$\alpha_{3,2}$	-0,07 [-4,88052]
Especificación del modelo				
Transformación de las variables	sí		logarítmica	
Lags	1 y 3			
Control por demanda externa, PIB				
USA	sí		rezagada y significativa	
Control por sindicalización	sí		rezagada, positiva y significativa	
Ajuste por estacionalidad	sí		<i>dummies</i> estacionales centradas	
Control efecto pascua	sí		variable pascua	
Outliers (5)	sí		TC y LS	
Normalidad de los residuos	sí		valor-p Jarque-Bera: 0,4427	
Sólo se presenta la estimación restringida. Ver anexo para mayor detalle				
(1) Entre []: valor estadístico t				
(2) Ocupados como variable dependiente en relación con el Producto y el TCR regional				
(3) ISR como variable dependiente en relación con el Producto				
(4) Los subíndices i y j de los coeficientes $\beta_{i,j}$ y $\alpha_{i,j}$ corresponden a: i=relación de largo plazo y j=variables con 1=ocupados, 2=producto, 3=isr y 4=tcr regional. Restricciones: $\beta_{1,1}=1$ $\beta_{1,3}=0$ $\alpha_{3,1}=0$ $\alpha_{4,1}=0$; $\beta_{2,1}=0$ $\beta_{2,3}=1$ $\alpha_{1,2}=0$ $\alpha_{2,2}=0$				
(5) Con inclusión de <i>outliers</i> en: 1999Q1, 2002Q1, 2002Q2, 2002Q3, 2003Q4, 2007Q2, 2008Q4, 2011Q4, 2013Q1, 2014Q3				

Fuente: elaboración propia en base a estimaciones obtenidas

En el Cuadro 5.3 se muestran los coeficientes estimados de las dos relaciones de cointegración. La primera, que vincula al número de ocupados con las restantes variables, toma la siguiente forma:

$$(9) \quad \ln L_{IND,t} = 5 + 0,53 \ln Y + 1,06 \ln TCR_{reg,t}$$

Esta ecuación indica que la demanda de trabajo de la manufactura se relaciona positivamente con el nivel de actividad del sector y el tipo de cambio real regional pero no lo hace con el ISR. En el caso del nivel de actividad, el coeficiente estimado de 0,53 muestra co-movimientos entre los ocupados y el producto, es decir, que ante aumentos del último, se espera una variación positiva de los ocupados.

Por otro lado, el TCR también se correlaciona positivamente con los ocupados. Esto se debe a que un aumento del TCR trae consigo una mejora en la competitividad del sector, abaratando la

producción nacional con respecto a la del resto del mundo, y un consecuente aumento de las exportaciones, lo que se traduce en una expansión de la actividad económica sectorial y en un desplazamiento de la curva de demanda laboral hacia la derecha.

Tanto la presencia del TCR real en la relación de equilibrio como de la variable que recoge la influencia de la demanda externa ($\ln Y_{usa,t}$) en la especificación del modelo de corto plazo, ponen de manifiesto una de las grandes diferencias existentes entre ambos sectores: el carácter transable de la producción industrial, capturado por estas dos variables.

Junto con esta relación de largo plazo, también se estima un mecanismo de corrección del error que actúa en caso de desviaciones de la relación de equilibrio. Siendo $\alpha_{11} = -0,11$ (significativo al 5%), se tiene que ante alejamientos de la relación de largo plazo, $\ln L_{IND,t}$ ajusta por trimestre un 11% del desvío, necesitándose más de nueve trimestres para que el ajuste sea total.

La segunda relación de equilibrio obtenida vincula al ISR con el producto:

$$(10) \quad \ln w_{IND,t} = 0,92 + 0,86 \ln Y_{IND,t}$$

Esta ecuación muestra que ante un aumento de un punto porcentual de la actividad económica, los salarios se incrementan en un 0,86%, lo que a su vez evidencia un co-movimiento entre las dos variables en el largo plazo. Sin embargo, el salario no forma parte de la primera relación comentada.

Respecto al mecanismo de corrección del error, el coeficiente que recoge la velocidad de ajuste del Índice de Salario Real de la industria ($\ln w_{IND,t}$) ante desvíos de la relación de equilibrio se estimó en $\alpha_{32} = -0,07$ (significativo al 5%). En términos temporales, esto quiere decir que $\ln w_{IND,t}$ tarda más de tres años (14,3 trimestres) en retornar al equilibrio.

5.3.2 Análisis de robustez (Modelo ARDL)

Las estimaciones que se muestran en los apartados que siguen ofician de pruebas de robustez de los resultados obtenidos mediante la metodología VECM. Si bien las elasticidades no coinciden en valor entre los modelos, sí lo hacen en signo y se mantiene la relación entre ellas: la elasticidad empleo-producto es más alta en el sector servicios.

Respecto a los determinantes del empleo, el grado de sindicalización resulta fundamental en las estimaciones, siendo positivo y significativo en todos los casos. Por su parte, el TCR regional también es significativo y positivo en los dos modelos estimados para la industria, lo cual es esperado dada la influencia del comercio exterior en la manufactura.

Para probar la existencia de una relación de equilibrio, en los dos modelos planteados a continuación se verificó la distribución normal de sus residuos para luego realizar una prueba F (test de Wald) y rechazar la hipótesis nula de no existencia de una relación de largo plazo al 95% de confianza.

5.3.2.1 Sector servicios

De los resultados del modelo VECM obtenido para el sector se concluye que la variable ocupados del sector servicios ($lnL_{SS,t}$) es endógena al modelo. En vista de que la presente investigación intenta explicar el comportamiento de esta variable, se estima un nuevo modelo con metodología ARDL, con la variable $lnL_{SS,t}$ como dependiente y las demás como variables explicativas: $lnY_{SS,t}$, $lnw_{SS,t}$ (estas variables junto con los ocupados mantienen una relación de largo plazo) $sindicalización_t$ y variables cualitativas que buscan modelizar puntos atípicos de la serie del número de ocupados y controlar por efecto pascua (en el corto plazo).

**Cuadro 5.4: Resultados del modelo ARDL del sector servicios
(Ocupados como variable dependiente)**

VARIABLES RELACIÓN DE LARGO PLAZO (1)	COEFICIENTES	ESTIMADOR
Producto (Y)	γ_2	0,67 [14,88318]
ISR (w)	γ_3	-0,39 [-5,927495]
Constante		12,79 [89,14996]
Especificación del modelo		
Transformación de las variables	sí	logarítmica
Lags	0, 1 y 2	
Control por sindicalización	sí	rezagada, positiva y significativa
Control efecto pascua	sí	variable pascua
Outliers (2)	sí	TC y LS
Normalidad de los residuos	sí	valor-p Jarque-Bera: 0,885422
(1) Entre []: valor estadístico t		
(2) Con inclusión de <i>outliers</i> en: 1999Q1, 1999Q4, 2000Q2, 2002Q1, 2004Q3, 2005Q1, 2009Q3, 2010Q3, 2018Q4		

Fuente: elaboración propia en base a estimaciones obtenidas

En el Cuadro 5.4 se muestran tanto la especificación del modelo como los coeficientes de la ecuación de largo plazo:

$$(11) \quad lnL_{SS,t} = 12,79 + 0,67lnY_{SS,t} - 0,39lnw_{SS,t}$$

Los coeficientes estimados se alinean con los obtenidos mediante VECM. La relación de largo plazo muestra un vínculo positivo entre el empleo y el producto dado por $\gamma_2 = 0,67$ que, interpretado como la elasticidad entre dichas variables, implica que ante un aumento de un punto porcentual del producto del sector, el empleo en el sector servicios reacciona creciendo en 0,67%, lo que afirma la existencia de un co-movimiento.

En el caso del ISR, el coeficiente $\gamma_3 = -0,39$ recoge la elasticidad de sustitución entre factores productivos, evidenciando una tendencia a la complementariedad entre trabajo y capital (difícilmente sustituibles considerando la escasez de capital en el sector).

5.3.2.2 Sector industrial

De forma análoga al sector servicios, para la aplicación de la metodología ARDL se utiliza como insumo los resultados de las pruebas de exogeneidad del modelo VECM a fin de tomar como variable dependiente a los ocupados de la industria ($\ln Y_{IND,t}$). Las restantes variables se las incluyó en la modelización como variables explicativas: $\ln Y_{IND,t}$, $\ln w_{IND,t}$, $\ln TCR_{reg,t}$, sindicalización_t ya definidas (estas variables junto con los ocupados mantienen una relación de largo plazo), además de variables que intentan modelizar los datos atípicos de la serie del número de ocupados y control por efecto pascua (en el corto plazo).

La relación de largo plazo encontrada, expuesta a continuación en el cuadro 5.5, es la siguiente:

$$(12) \quad \ln L_{IND,t} = 12,79 + 0,53 \ln Y_{IND,t} - 0,57 \ln w_{IND,t} + 0,49 \ln TCR_{reg,t}.$$

La ecuación hallada indica que en la industria manufacturera, la demanda de trabajo se vincula en el largo plazo con el nivel de actividad, el ISR y el TCR regional. En el caso del producto, nuevamente se pone de manifiesto la correlación positiva entre ambas variables, exhibiendo un valor de elasticidad $\gamma_2 = 0,53$, lo que significa que el empleo se incrementa en 0.53% ante un aumento de un punto porcentual del producto.

El coeficiente $\gamma_3 = -0,57$ asociado al ISR representa la elasticidad de sustitución entre factores productivos, evidenciando el peso del capital en el sector, ya que una mayor elasticidad implica un mayor grado de sustituibilidad entre este factor y el trabajo. Por su parte, el coeficiente $\gamma_4 = 0,49$ evidencia una correlación positiva entre el aumento del TCR y la generación de empleo sectorial.

**Cuadro 5.5: Resultados del modelo ARDL de la industria manufacturera
(Ocupados como variable dependiente)**

Variables relación de largo plazo (1)	Coeficientes		Estimador
Producto	γ_2		0,53 [4,172374]
ISR	γ_3		-0,57 [-2,637565]
TCR regional	γ_4		0,49 [3,128945]
Constante			10,22 [8,698640]
Especificación del modelo			
Transformación de las variables	sí		logarítmica
Lags	0 y 1		
Control por sindicalización	sí	rezagada, positiva y significativa	
Control efecto pascua	sí	variable pascua	
Outliers (2)	sí	TC y LS	
Normalidad de los residuos	sí	valor-p Jarque-Bera: 0,673798	
(1) Entre []: valor estadístico t			
(2) Con inclusión de <i>outliers</i> en: 2000Q3, 2005Q4, 2002Q3, 2007Q1, 2013Q1, 2014Q1, 2014Q4			

Fuente: elaboración propia en base a estimaciones obtenidas.

5.4 Impacto del grado de sindicalización en el empleo y los salarios

Dado que los Consejos de Salarios son instancias de negociación integradas por el gobierno, empleadores y sindicatos de trabajadores en las que se determinan los salarios mínimos que van a regir durante los siguientes períodos, es razonable encontrar un efecto rezagado de la sindicalización sobre la demanda de empleo y los salarios reales. La estimación por VECM para los servicios muestra un impacto positivo y significativo de la actividad sindical sobre los salarios con un rezago de siete trimestres (casi dos años). Por otro lado, en el modelo ARDL el efecto sindical sobre el número de ocupados también es positivo y significativo pero rezagado un trimestre.

Tomando los estudios previos realizados por Cassoni, et al. (2001) y Casacuberta, et al., (2003) como referencia, los efectos del grado de sindicalización obtenidos para la manufactura reafirman su importancia. Tanto en el modelo VECM como en el ARDL, la sindicalización resulta positiva y significativa para el nivel de ocupados industriales, afectando a la variable de interés de forma rezagada, 4 y 9 trimestres respectivamente.

Cuadro 5.6: Coeficientes estimados asociados al impacto de la sindicalización en los ocupados y en el ISR de cada sector en el corto plazo

	Industria (1) (2)		Servicios (1) (2)	
	VECM	ARDL	VECM	ARDL
Ocupados	2,09 [1,87083]	1,07 [1,426720]	-	0,47 [1,791098]
ISR	-	-	0,62 [2,16676]	-
lags	4	9	7	1
(1) Entre []: valor del estadístico t. Los coeficientes resultan significativos al 5%				
(2) El uso de - indica que no corresponde estimación o la misma no es significativa				

Fuente: elaboración propia.

En el Cuadro 5.6 se resumen brevemente los efectos de la sindicalización tanto en los ocupados como en el ISR estimados por las dos metodologías.

5.5 Elasticidad de sustitución constante

Pese a que los datos reunidos por Hamermesh (1996) y las estimaciones realizadas por Cassoni (1999) refieren a elasticidades precio de la demanda, su vínculo con la sustitución de factores permite inferir que se trata de economías en las que esta sustitución es posible. En este contexto, la elasticidad de sustitución de -0,57 calculada para la industria se podría asociar con una elasticidad precio de la demanda superior a la estimación puntual que proponen ambos autores.

Si se comparan las estimaciones entre sí, es razonable que el sector servicios tenga una elasticidad de sustitución menor que la industria. Esto se explica por la intensidad del factor trabajo del primer sector y la mayor dificultad que representa sustituir este factor por un escaso capital. En cambio, la industria es intensiva en ambos factores y es posible sustituirlos más fácilmente, buscando mantener constantes los niveles de producción.

5.6 Elasticidad del empleo respecto al producto en Uruguay

Dado que el interés de este trabajo está en conocer las elasticidades de la demanda de empleo respecto al producto a nivel sectorial y determinar cuáles son los principales factores que hacen que estas elasticidades difieran, en este apartado se resumen y analizan los vínculos mencionados anteriormente, en forma comparada con los de los principales antecedentes.

A tales efectos, la utilización de la transformación logarítmica de las variables en la estimación de los modelos VECM permite interpretar los coeficientes de las relaciones de largo plazo como elasticidades. Esto supone que cada coeficiente recoge la variación porcentual en el nivel de empleo ante cambios de un punto porcentual del producto.

Cuadro 5.7: Elasticidades estimadas del empleo respecto al producto por sectores y metodología

Sector	<i>VECM (1)</i>	<i>ARDL (2)</i>
Industria	0,53	0,53
Servicios	0,84	0,67
(1) Modelos correspondientes a los resultados comentados		
(2) Controles de robustez de estos resultados		
Muestra: 1997Q1 - 2019Q4		

Fuente: elaboración propia.

Tal como se muestra en el Cuadro 5.7, a través de la metodología VECM se obtuvieron elasticidades de 0,84 y 0,53 para los servicios y la manufactura, respectivamente. Al contrastar los valores hallados con las elasticidades aparentes expuestas en el segundo apartado de esta sección, la conclusión es diferente según el sector, en los subperíodos en los que corresponde su cálculo. En la manufactura, la elasticidad aparente toma valores entre 0,4 y 0,7, en tanto la estimación puntual a partir del modelo es de 0,53. Mientras que en los servicios, la elasticidad aparente varía entre 0,3 y 0,5, valores por debajo de la estimación del modelo, que se ubica en 0,84. Esto da cuenta de la importancia de la estimación de modelos para conocer las relaciones entre las variables ya que, mientras en las elasticidades aparentes sólo se considera la evolución del empleo y el producto, en las modelizaciones se incluyen otras variables que también influyen sobre el empleo y permiten captar más precisamente la relación de largo plazo de interés.

El peso de estos sectores en la economía nacional permite también comparar estos resultados con los obtenidos en trabajos previos tanto para la economía uruguaya en su conjunto, como para otras economías de países latinoamericanos. Según el Cuadro 2.1 presentado en la sección de antecedentes de la presente investigación, la variación del empleo respecto al producto en las economías latinoamericanas oscila entre 0,29 y 0,7, dependiendo del autor, países y período considerados. Al tomar dos grandes ramas de actividad de la economía uruguaya y observar sus elasticidades, puede inferirse que el empleo total reacciona significativamente ante cambios en el nivel de actividad. Esto se debe a que tanto la industria como los servicios tienen elasticidades elevadas si se las contrasta con las de países de la región.

Si bien las principales estimaciones para Uruguay no comprenden los mismos períodos, son de especial relevancia al momento de interpretar los valores encontrados. Tanto la elasticidad de 0,53 calculada por Amarante (2000) entre 1982 y 1997, como la de 0,68 resultante del estudio realizado por Melognio y Porras (2012) entre 1986 y 2005, evidencian el comportamiento de la economía a nivel agregado. Por tanto, es posible afirmar que la reacción del número de ocupados ante cambios en el producto en cada sector no desentona con lo que sucede a nivel país. De hecho, la suma ponderada por el peso promedio de los ocupados sectoriales en el total de los ocupados de las elasticidades obtenidas por la metodología VECM es igual a 0,69¹⁰, evidenciando la importancia de estos sectores en la economía y la concordancia de este análisis con los antecedentes en los que se apoya.

¹⁰ Suma ponderada: $0,13*0,53+0,74*0,84=0,69$

La correlación positiva y, por tanto, la evolución conjunta del empleo y el producto que las autoras encuentran, también se observa dentro de los servicios y de la manufactura. En particular, se puede afirmar que en el sector caracterizado por la producción no transable, la demanda de trabajo es más sensible a variaciones en el producto que en el sector que es en mayor medida transable. Esto se debe fundamentalmente a que los servicios son intensivos en trabajo y, por tanto, las necesidades productivas se cubren incrementando la demanda de este factor o aumentando la productividad. Pero el comportamiento similar que siguen tanto la variable ocupados como el producto en dicho sector y sus tendencias crecientes, sugieren que en el crecimiento de los últimos años del sector predominó el incremento del empleo por sobre la cantidad de producto por trabajador.

A su vez, la elasticidad más alta encontrada en los servicios también se asocia con la necesidad de trabajadores altamente calificados requeridos en algunos servicios para llevar a cabo este tipo de producción. Según Sanguinetti (2001) y Casacuberta et al. (2002), esto lleva a que el sector en cuestión ocupe el primer lugar en la creación de empleo nacional, perdiendo importancia la manufactura en este rubro.

Por el contrario, la industria se caracteriza por ser intensiva en capital, lo que permite la sustitución entre factores. Por lo tanto, una elasticidad menor sugiere que ante cambios en el producto sectorial, el empleo reacciona en menor medida ya que el ajuste lo hace en parte el factor capital, que se incrementa. En este proceso, ocupa un rol fundamental la exposición al comercio internacional que tiene la producción transable. Debido al comercio, las empresas, buscando abaratar costos, además de sustituir factores, desplazan sus plantas fuera del territorio, lo que también impacta negativamente en la demanda de trabajadores, principalmente en aquellos poco calificados.

La escasa exposición al comercio internacional y la alta intensidad del factor trabajo son las características fundamentales del sector servicios que explican la existencia de una demanda de trabajo más elástica en dicho sector respecto a la industria.

6. Conclusiones

El presente trabajo buscó contribuir a la literatura existente sobre las relaciones de largo plazo entre el empleo y el producto en Uruguay desde un enfoque sectorial y desagregado, tomando en consideración tres aspectos. El primero, radica en la importancia que tienen tanto la manufactura como el sector servicios para la economía en su conjunto, no sólo por el rol crucial que ocuparon en la recuperación de la crisis, sino también por su peso tanto en el PIB como en la generación de empleo. El segundo, se apoya en la necesidad de estudiar cómo son las dinámicas del empleo y el producto sectoriales ya que se trata de dos sectores con características diferentes y cuya producción tiene distinto destino: la industria cuya producción se comercializa principalmente en el mercado externo y los servicios que se venden en su mayoría al mercado interno. El tercero se vincula con que gran parte de los estudios previos realizados sobre esta temática se concentran en los agregados macroeconómicos sin atender a lo que sucede dentro de cada rama de actividad.

Para llevar a cabo esta investigación y, por tanto, responder a las preguntas que la motivaron, se utilizó la metodología de cointegración de Johansen a partir de un modelo VECM para un vector de variables endógenas. Como resultado, se encontraron relaciones de largo plazo entre el empleo y el producto en ambos sectores entre 1997 y 2019. Un análisis de robustez de estos resultados se realizó mediante la metodología ARDL propuesta por Pesaran y Shin.

En la industria, además de la relación de equilibrio entre el empleo, el producto y el tipo de cambio real regional, se obtuvo otra relación entre el Índice Real de Salarios y el producto. Para su estimación se usaron, además, controles como el grado de sindicalización y el PIB de EE.UU. En los servicios, la metodología de cointegración arrojó una única relación de largo plazo entre el empleo, el producto y el Índice Real de Salarios.

De las relaciones de largo plazo resultaron las elasticidades tanto del empleo respecto al producto como de sustitución entre factores (esto surge de considerar una demanda de trabajo de tipo CES). Las elasticidades empleo-producto estimadas se alinearon con lo esperado de acuerdo a los antecedentes revisados ya que el indicador en el sector servicios fue de 0,84, mayor al valor de 0,53 que tomó en la industria. Esto confirma el hecho de que el empleo en los sectores sigue dinámicas diferentes: mientras que la industria es intensiva en capital y se permite la sustitución entre factores productivos ante aumentos del producto, los servicios son intensivos en trabajo y los aumentos de la producción se compensan con incrementos de este factor. Por su parte, la elasticidad de sustitución estimada (mediante ARDL) superior en la industria también evidencia estos comportamientos diferentes.

Otro aspecto a resaltar es la incidencia de la sindicalización en la determinación del empleo sectorial. Tanto para la industria como para los servicios, la variable sindicalización resultó estadísticamente significativa y entró rezagada en ambos modelos, lo que se explica por el tiempo que transcurre entre los Consejos de Salarios y la puesta en vigencia de lo allí acordado.

La evidencia aportada por esta investigación sobre las diferencias en las elasticidades empleo-producto a nivel sectorial parte de considerar al sector manufacturero como enteramente transable y a los servicios como no transables, a efectos de simplificar las estimaciones y evitar dificultades en la obtención de los datos. Por lo tanto, a futuro podría repetirse el análisis procurando desagregar aún más cada sector, identificando también aquellas actividades industriales no transables y aquellos servicios transables.

Otro aspecto posible a abordar sería la extensión del período de análisis hasta 2023, incluyendo la pandemia por COVID-19. Si bien en el presente trabajo se excluyen estos años dada su reciente ocurrencia y los cambios metodológicos en la ECH, conocer las dinámicas de las variables de interés, ayudaría a comprender el comportamiento de la economía durante esos años.

Referencias

- Aboal, D., Lanzilotta, B., Rego, S. (2012). *Booms de precios e ingreso de capitales en Uruguay: ¿deja vú de la enfermedad holandesa?* Recuperado de:
<https://www.bcu.gub.uy/Comunicaciones/Jornadas%20de%20Economia/iees03j3401112.pdf>
- Aboal, D., Arza, V., Cobas, P., López, A., Paolino, C., Rovira, F., Vázquez, C. (2014) *Clasificación de las exportaciones uruguayas por contenido tecnológico*. Centro de Investigaciones Económicas
- Aboal, D., Garda, P. (2015) *Technological and non-technological innovation and productivity in services vis-à-vis manufacturing sectors*. Recuperado de:
researchgate.net/profile/Diego-Aboal/publication/282899074_Technological_and_non-technological_innovation_and_productivity_in_services_vis-a-vis_manufacturing_sectors/links/5d30c2e6299bf1547cc25886/Technological-and-non-technological-innovation-and-productivity-in-services-vis-a-vis-manufacturing-sectors.pdf
- Albrieu, R., Bernat, G., Corso, E. (2012) *Dinámica del mercado laboral post devaluación. Un enfoque de mercado segmentado*. Revista de Economía Política de Buenos Aires, año 3, Vol. 5 y 6
- Allen, S. G., Cassoni, A., Labadie, G. J. (1996) *Wages and employment after reunification in Uruguay*. Cuadernos de economía. Año 33. No 99.
- Amarante, V. (2000). *La elasticidad producto-empleo de largo plazo en Uruguay*. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República. Documento de trabajo 6/00.
- Apella, I (2016) *Employment-GDP elasticity in Argentina during 2004-2014*. International Journal of Social Science Studies. Vol. 4, No. 3
- Bergara, M. Dominioni, D., Licandro, J. A. (1995) *Un modelo para comprender la enfermedad uruguaya*. Revista de Economía - Segunda Epoca Vol. II N° 2 - Banco Central del Uruguay
- Bértola, L., Isabella, F., Saavedra, C. (2014) *El ciclo económico del Uruguay: 1998 - 2012*. Oficina de la CEPAL en Montevideo. Serie Estudios y Perspectivas
- Bittencourt, G., Rodríguez, A., Torres, S. (2009) *Factores clave para el crecimiento económico sostenido en Uruguay*. Área Estrategia de Desarrollo y Planificación, Oficina de Planeamiento y Presupuesto, Presidencia de la República.
- Bonafede, B. (2015) *Determinantes de la demanda de trabajo: el caso de Argentina y España*. Recuperado de: https://bdigital.uncu.edu.ar/objetos_digitales/7495/bonafede-bruno.pdf
- Bonino, N., Román, C., Willebald, H. (2012) *PIB y estructura productiva en Uruguay (1870 - 2011): Revisión de series históricas y discusión metodológica*. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República. Serie Documentos de Trabajo, DT 05/12
- Cámara de Comercio y Servicios del Uruguay (2017) *La importancia económica del sector Comercio y Servicios en Uruguay*. Recuperado de:
<https://connectamericas.com/es/content/la-importancia-econ%C3%B3mica-del-sector-comercio-y-servicios-en-uruguay>

- Cámara de Comercio y Servicios del Uruguay (2013) *Informe de coyuntura*. Departamento de economía
- Cámara de Comercio y Servicios del Uruguay (2019) *Informe de coyuntura*. Departamento de economía
- Cámara de Industrias del Uruguay (2022) *Indicadores económicos de Uruguay y la industria*. Monitoreo Industrial
- Cámara de Industrias del Uruguay (2023) *Datos estructurales*. Monitoreo Industrial
- Cancela, W. (2004) *Estudio sectorial de competitividad: sector servicios*. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República
- Carrasco, P., Chichevski, A., Perazzo, I. (2018) *Evolución de las principales variables del mercado laboral uruguayo*. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República. Serie Documentos de Trabajo, DT 09/2018
- Casacuberta, C., Vaillant, M. (2002) *Trade and Wages in Uruguay in the 1990's*. Recuperado de: <https://www.colibri.udelar.edu.uy/jspui/bitstream/20.500.12008/1963/1/DT%20E%202002-09.pdf>
- Cassoni, A. (1999) *Labour demand in Uruguay before and after re-unionisation*. Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República
- Cassoni, A. (1999) *The wage elasticity of labour demand in the Uruguayan manufacturing sector after re-unionisation: new results*. Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República. Documento de trabajo, DT 1999
- Cassoni, A., Labadie, G. (2001) *The outcome of different bargaining models: the effect on wages, employment and the employment mix*. Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República. Documento No. 14/01
- CEPAL (2018) *La gobernanza de políticas para las exportaciones de servicios modernos. El caso de Uruguay*. Recuperado de: https://www.cepal.org/sites/default/files/events/files/33-la_gobernanza_de_politicas_para_las_exportaciones_de_servicios_modernos_caso_de_uruguay.pdf
- Cinve (2020) *Para entender la economía: El mercado de trabajo*. Recuperado de: https://static1.squarespace.com/static/5bb76ec0809d8e2f77909efc/t/5fc953c394ab3b034b06f20e/1607029704099/Cinve-Cap-12-Dic_2020.pdf
- Cristiano, D., Grajales, A., Ramos, M (2011). *Clasificación de la economía colombiana entre actividades transables y no transables*. Recuperado de: <https://core.ac.uk/download/pdf/198205472.pdf>
- Estol, R., Osimani, R (2007) *Apertura y crecimiento económico: evidencia del caso uruguayo en los últimos 30 años*. Recuperado de: <http://www.bvrie.gub.uy/local/File/JAE/2007/iees03j3060807.pdf>
- Estol, R., Osimani, R (2008) *Política comercial, comercio y crecimiento: el caso de Uruguay*. CINVE

- Fernández, A., Lanzilotta, B., Mazzuchi, G., Perera, J. M., (2008) *La negociación colectiva en Uruguay: Análisis y alternativas*. Programa de modernización de las relaciones laborales, Universidad Católica del Uruguay
- Franses, P. H., & Haldrup, N. (1994). *The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration*. Journal of Business & Economic Statistics, 12(4), 471-478
- Frocrain, P. y Giraud, P. (2017) *The evolution of tradable and non-tradable employment: evidence from France*. Recuperado de:
<https://i3.cnrs.fr/wp-content/uploads/2017/05/WP-17-CER-04.pdf>
- García Couto, S. (2011) *La industria manufacturera uruguaya entre 1998 y 2010*. Departamento de Economía, Universidad Católica. DT 03-2011
- González-Soriano (1990) *Classifying the economy into traded or non traded sectors*. Recuperado de:
<https://core.ac.uk/download/pdf/6370591.pdf>
- Görg, H., Hornok, C., Montagna, C., Onwordi, G. E. (2018) *Employment to output elasticities and reforms towards flexicurity: evidence from OECD countries*. IZA Institute of labor economics.
- Hamermesh, D. S. (1996). *Labor Demand*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Hamilton, J. D (1994) *Time Series Analysis*. Princeton University Press
- Hlatshwayo, S., Spence, M. (2014) *Demand and Defective Growth Patterns: The Role of the Tradable and Non-tradable Sectors in an Open Economy*. American Economic Review, Vol. 104, No. 5.
- Isaza Castro y Meza Carvajalino (2004) *La demanda de trabajo: teoría y evidencia empírica para el caso colombiano*. Revista Equidad y Desarrollo. No. 2
- Jiang (2013) *Trade and employment in a vertically specialized world*. Recuperado de:
https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---inst/documents/publication/wcms_211506.pdf
- Johansen, S. (1988) *Statistical analysis of cointegration vectors*. Journal of Economic Dynamics and Control, 12 (2-3), 231-254
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990) *Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52(2), 169-210.
- Judzik, D. (2015) *Un análisis sectorial de la demanda de trabajo en Argentina*. Palermo Business Review, No 12
- Kapsos, S. (2005) *The employment intensity of growth: trends and macroeconomic determinants*. Employment Strategy Papers.
- Lalanne, A. (2019) *Posicionamiento del Uruguay en exportaciones: tendencias, oportunidades y restricciones*. Recuperado de:
https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/45022/1/S1901001_es.pdf
- Lalanne, A., Lavalleja, M. (2022) *Comercio de tareas, deslocalización y mercado de trabajo en el Uruguay*. Oficina de la CEPAL en Montevideo. Serie Estudios y Perspectivas, 58.

- Lanzilotta, B., Llambí, C., Mordecki, G. (2003). *La influencia regional sobre la economía uruguaya. Un análisis de los últimos 20 años*. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República. Documento de trabajo 1/03.
- Lavalleja, M., Torres, S. (2022). *Evolución de la calidad del empleo en Uruguay, 2006 - 2021*. CEPAL, Estudios y Perspectivas.
- Lorenzo, F., Noya, N., Daude, C. (2000) *Tipos de cambio reales bilaterales y volatilidad: la experiencia uruguaya con los socios del MERCOSUR*. Coordinación de políticas macroeconómicas.
- Melognio, E., Porras, S. (2012). *Elasticidad de la demanda de trabajo en Uruguay*. Revista de Economía y Estadística
- Miranda, R., Porras, S., Rodríguez, S. (2014) *Efectos del auge reciente sobre la calidad del empleo. En Estudios sobre inversión, crecimiento y la calidad del empleo*. Uruguay +25, Documento de trabajo nr 1, Red Sur, Fundación Astur: Recuperado de:
<https://fundacionastur.org/wp-content/uploads/2021/10/DT1Uru25.pdf>
- Mordecki, G. (2017) *Uruguay en democracia: 30 años de evolución económica (1985 - 2015)*. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República. Serie Documentos de Trabajo, DT 08/2017
- Mordecki, G., García, S., Leiva, A. C., Miranda, R., Rodríguez, S. (2015) *Crisis, recuperación y auge: 15 años de política económica en Uruguay (2000 - 2014)*. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República.
- Navarro, L. (2009) *Dinámica del empleo y crisis en Latinoamérica: resultados de estimaciones de panel*. Recuperado de:
https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/5461/S0900645_es.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Neifar, M. (2020) *Employment-output elasticities determinants: is there difference between francophone and anglophone countries from AMEE?* Munich personal RePEc Archive
- Nkoro, E., Uko, A. K. (2016). *Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation*. Journal of Statistical and Econometric methods, 5(4), 63-91.
- Nicholson, W. (1997) *Teoría Microeconómica*. McGraw-Hill, 6a edición, Madrid
- Perazzo, I. (2012) *El mercado laboral uruguayo en la última década*. Instituto de economía. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República. Serie documento de trabajo DT 1/12.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. (1999) *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis*. Econometrics and Economic Theory in the 20th Century The Ragnar Frisch Centennial Symposium, 371 - 413
- Porras-Arena, M. S. y Suárez-Cal, M. A. (2021) *What's behind Okun's law? A multiple equation approach to the Uruguayan labour market*. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República. Serie Documentos de Trabajo, DT 30/2021.

- Rodríguez Miranda, A., Beder, F. (2017) *Caracterización industrial regional del Uruguay*. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República. Serie Documentos de Trabajo, DT 06/2017
- Sánchez Gómez (2015) *Identificación de sectores económicos con alto potencial en la generación de empleo a partir de la matriz de insumo producto para Costa Rica 2011*. Documento Elaborado para el I Foro sobre Modelos de Insumo Producto aplicado a la Economía Costarricense
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). *Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework*. En Sickles RC, H. W., editor, *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: econometric methods and applications*, pp. 281-314. Springer New York.
- Sims, C. A. (1980) *Macroeconomics and reality*. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1-48
- Suárez Cal, M. (2023) *Asimetrías, brechas y desagregación: Nuevas aproximaciones al estudio de la calidad del empleo en Uruguay*. Tesis de la Maestría en Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República.
- Terra, M. I., Patrón, R. (2010) *Formación de capacidades en el Uruguay: ¿cuáles son las cualificaciones del trabajo requeridas para el desarrollo?* División de Comercio Internacional e Integración de la CEPAL.
- Urtasun, A., Izquierdo, M., Ortega, E. (2012) *Un análisis sectorial de la relación entre la actividad y el empleo en la economía española*. Boletín Económico, Dirección General de Servicio de Estudios
- World Trade Organization (2017) *Comercio y empleo: los retos de la investigación sobre las políticas*. Recuperado de: https://www.wto.org/spanish/res_s/booksp_s/ilo_s.pdf

Anexo

Cuadro A. 1: Contrastes ADF de raíz unitaria

Series (2)	Niveles (1)			Primera Diferencia (1)		
	Estadístico	Especificación	Rechazo H0 al 95%	Estadístico	Especificación	Rechazo H0 al 95%
Ocupados_industria (1 lag y 0 lags, AIC)	-2.893956 (0.6304)	Constante	no	-2.893956 (0.0001)	Constante	sí
Ocupados_servicios (4 lags y 3 lags, AIC)	-3.464865 (0.1687)	Constante Tendencia	no	-2.895109 (0.0002)	Constante	sí
Producto_industria (4 lags y 3 lags, AIC)	-3.462292 (0.2698)	Constante Tendencia	no	-2.895109 (0.0028)	Constante	sí
Producto_servicios (8 lags y 7 lags, AIC)	-3.464865 (0.3976)	Constante Tendencia	no	-2.86779 (0.0556)	Constante	no
ISR_industria (8 lags y 3 lags, AIC)	-3.464865 (0.1687)	Constante Tendencia	no	-2.895109 (0.0407)	Constante	sí
ISR_servicios (8 lags, AIC)	-3.464865 (0.1948)	Constante Tendencia	no	-2.897223 (0.2421)	Constante	no

(1) Entre () se detalla el valor p estimado de las pruebas.

(2) Entre () se detalla la cantidad de rezagos de las variables utilizados en el contraste en niveles y en primera diferencia según criterio AIC

Fuente: elaboración propia en base a estimaciones obtenidas

Cuadro A. 2: Contrastes HEGY de raíz unitaria estacional

Producto Industria				Productos Servicios			
RU en frecuencia	Estadístico (1)	Especificación	Rechazo Ho al 95%	RU en frecuencia	Estadístico (1)	Especificación	Rechazo Ho al 95%
0	-2,626937 (0,2921)	Constante Tendencia (1 lag)	no	0	-2,359820 (0,4296)	Constante Tendencia (5 lags)	no
$\pi/2$	-1,578498 (0,1287)	Constante Tendencia (1 lag)	no	$\pi/2$	-1,263427 (0,2175)	Constante Tendencia (5 lags)	no
π	6,105435 (0,0001)	Constante Tendencia (1 lag)	sí	π	2,068950 (0,1003)	Constante Tendencia (5 lags)	no
ISR industria				ISR servicios			
RU en frecuencia	Estadístico (1)	Especificación	Rechazo Ho al 95%	RU en frecuencia	Estadístico (1)	Especificación	Rechazo Ho al 95%
0	-2,238816 (0,4809)	Constante Tendencia (1 lag)	no	0	-2,819101 (0,2071)	Constante Tendencia (5 lags)	no
$\pi/2$	-2,732905 (0,0087)	Constante Tendencia (1 lag)	sí	$\pi/2$	-1,070153 (0,2860)	Constante Tendencia (5 lags)	no
π	13,55497 (0,0000)	Constante Tendencia (1 lag)	sí	π	8,084161 (0,0000)	Constante Tendencia (5 lags)	sí

RU: raíz unitaria
(1) Entre () se detalla el valor p estimado de las pruebas.

Fuente: elaboración propia en base a estimaciones obtenidas

**Cuadro A. 3: Resultados del modelo VECM del sector servicios (1)
(Ocupados como variable dependiente)**

Coeficientes relación de LP (2) (3)		Con restricciones	Sin restricciones
Producto	β_2	0,84 [-13.2701]	0,84 [-13.2493]
ISR	β_3	-0,62 [6.60569]	-0,63 [6.61828]
Constante		13,15	13,16
Coeficiente de velocidad de ajuste (3)			
	α_1	-0,24 [-3.34044]	-0,24 [-3.33697]
Especificación del modelo			
Transformación de las variables		sí	logarítmica
Lags		1 y 2	
Control por sindicalización		sí	rezagada, positiva y significativa
Ajuste por estacionalidad		sí	<i>dummies</i> estacionales centradas
Control efecto pascua		sí	variable pascua
Outliers (4)		sí	TC y LS
Normalidad de los residuos		sí	valor-p Jarque-Bera: 0.5729
(1) Entre []: valor estadístico t			
(2) Ocupados como variable dependiente en relación con el Producto y el ISR			
(3) El subíndice i de los coeficientes β_i y α_i corresponde a: i=variables con 1=ocupados, 2=producto, 3=ISR Restricciones: $\beta_1=1$; $\alpha_2=0$			
(4) Con inclusión de <i>outliers</i> en: 1999Q1, 2000Q2, 2002Q1, 2002Q3, 2003Q4, 2004Q1, 2004Q4, 2005Q1, 2007Q3, 2008Q3, 2011Q3, 2014Q3			

Fuente: elaboración propia en base a estimaciones obtenidas

Cuadro A.4: Resultados del modelo VECM de la industria manufacturera (1)

Coeficientes relación de LP (2) (3) (4)		Con restricciones		Sin restricciones	
		Relación 1	Relación 2	Relación 1	Relación 2
Producto (Y)	$\beta_{1,2} \beta_{2,2}$	0,53 [-3.69957]	0,86 [-8.61042]	0,47 [-3.42405]	0,68 [-6.50135]
TCR regional	$\beta_{1,4} \beta_{2,4}$	1,06 [-5.42672]	-	1,00 [-5.10132]	-0,17 [1.11054]
Constante		5	0,92	5,5	2,45
Coeficientes de velocidad de ajuste (4)					
	$\alpha_{1,1} \alpha_{3,1}$	-0,11 [-2.03636]	-	-0,11 [-1.81217]	-0,01 [-0.79233]
	$\alpha_{1,2} \alpha_{3,2}$	-	-0,07 [-4.88052]	-0,16 [-1.90976]	-0,08 [-4.34820]
Especificación del modelo					
Transformación de las variables		sí		logarítmica	
Lags		1 y 3			
Control por sindicalización		sí		rezagada, positiva y significativa	
Ajuste por estacionalidad		sí		<i>dummies</i> estacionales centradas	
Control efecto pascua		sí		variable pascua	
Outliers (5)		sí		TC y LS	
Normalidad de los residuos		sí		valor-p Jarque-Bera: 0.4427	
Sólo se presenta la estimación restringida. Ver anexo para mayor detalle					
(1) Entre []: valor estadístico t					
(2) Ocupados como variable dependiente en relación con el Producto y el TCR regional					
(3) ISR como variable dependiente en relación con el Producto					
(4) Los subíndices i y j de los coeficientes $\beta_{i,j}$ y $\alpha_{j,i}$ corresponden a: i=relación de largo plazo y j=variables con 1=ocupados, 2=producto, 3=ISR y 4=TCR regional. Restricciones: $\beta_{1,1}=1 \beta_{1,3}=0 \alpha_{3,1}=0 \alpha_{4,1}=0; \beta_{2,1}=0 \beta_{2,3}=1 \alpha_{1,2}=0 \alpha_{2,2}=0$					
(5) Con inclusión de <i>outliers</i> en: 1999Q1, 2002Q1, 2002Q2, 2002Q3, 2003Q4, 2007Q2, 2008Q4, 2011Q4, 2013Q1, 2014Q3					

Fuente: elaboración propia en base a estimaciones obtenidas