

R E V I S T A D E

ANALISIS ECONOMICO

VOLUMEN 34 - Nº 1

ISSN:0716-5927

ABRIL DE 2019

ARTICULOS / ARTICLES

Tiare Rivera Taiba

Efectos de la automatización en el empleo en Chile
Effects of automation on employment in Chile

Daniel J. Castro Ramírez

Sobreeducación en el mercado laboral chileno
Overeducation in the chilean labor market

Rolando Einar Paz Rodríguez

La función de emparejamiento agregada del mercado laboral chileno
The aggregate matching function for the chilean labor market

**Jacobo Campo Robledo, Juan Pablo Herrera Saavedra,
Aura García Pabón, Dennis Sánchez Navarro**

Un modelo microeconómico para el análisis de Integraciones
Empresariales: el caso del mercado de bebidas isotónicas
*A microeconomic model for the analysis of Business Integrations:
the case of the isotonic beverage market*

Luz María Ferrada, Sergio Soza-Amigo, Claudio Mancilla

Explicando la conmutación laboral: el caso de la patagonia chilena
Explaining labor commutation: the case of chilean patagonia

ECONOMIC ANALYSIS

R E V I E W

**REVISTA DE
ANALISIS ECONOMICO
ECONOMIC ANALYSIS REVIEW**

EDITOR

James Albrecht
Georgetown University

COEDITOR

Carlos García
ILADES-Universidad Alberto Hurtado

EDITORA EJECUTIVA

Catalina Téllez Varela

EDITORES ASOCIADOS

Claudio Agostini, Universidad Adolfo Ibáñez, Chile
Hildegart Ahumada, Universidad Torcuato Di Tella, Argentina
Aloísio Araújo, Instituto de Matemática Pura e Aplicada, Brasil
César Calderón, Banco Mundial, EE.UU.
Guillermo Calvo, University of Maryland, EE.UU.
Augusto Castillo, Universidad Adolfo Ibáñez, Chile
Sebastián Edwards, University of California, EE.UU.
Eduardo Engel, Universidad de Chile, Chile
Francisco Ferreira, Banco Mundial, EE.UU.
Eugenio Giolito, ILADES-Universidad Alberto Hurtado, Chile
Rögnvaldur Hannesson, Norges Handelshøyskole, Noruega
Roger Lagunoff, Georgetown University, EE.UU.
Eduardo Lora, Banco Interamericano de Desarrollo, EE.UU.
Nora Lustig, George Washington University, EE.UU.
Hugo Nopo, Banco Interamericano de Desarrollo, EE.UU.
Guillermo Paraje, Universidad Adolfo Ibáñez, Chile
Marcela Perticará, ILADES-Universidad Alberto Hurtado, Chile
Álvaro José Riascos, Universidad de los Andes, Colombia
Marius Schwartz, Georgetown University, EE.UU.
Klaus Schmidt-Hebbel, Pontificia Universidad Católica de Chile, Chile
Consuelo Silva, Universidad de Los Andes, Chile
Vicente Tuesta, CENTRUM Católica y Prima AFP, Perú
James Tybout, Pennsylvania State University, EE.UU.
Andrés Velasco, Independiente, Chile
Susan Vroman, Georgetown University, EE.UU.
Gustavo Yamada, Universidad del Pacífico, Perú

**Indexed in: EconLit, JEL, RePEc, Latindex,
EBSCOhost, SSRN, DOAJ, Scopus and ISI.**

REVISTA DE ANALISIS ECONOMICO es una publicación de carácter internacional y bilingüe auspiciada por el Programa de Postgrado en Economía de ILADES/Georgetown University de la Universidad Alberto Hurtado. La revista, que se publica dos veces por año, en abril y en octubre, tiene por objetivo estimular la producción y el intercambio intelectual de estudios teóricos y empíricos en materias económicas. Son de especial interés los trabajos relevantes para economías en desarrollo, particularmente de América Latina.

ECONOMIC ANALYSIS REVIEW is an international bilingual journal sponsored by the Graduate Program in Economics of ILADES/Georgetown University, Universidad Alberto Hurtado. Published twice a year (April and October), the journal aims to disseminate theoretical and empirical research in economics. Some preference is attached to topics relevant for developing countries, specially on Latin America.

ANALISIS ECONOMICO

VOLUMEN 34 - Nº 1

ISSN 0716-5927

ABRIL DE 2019

ARTICULOS / ARTICLES

Tiare Rivera Taiba

Efectos de la automatización en el empleo en Chile

Effects of automation on employment in Chile

3

Daniel J. Castro Ramírez

Sobreeducación en el mercado laboral chileno

Overeducation in the chilean labor market

51

Rolando Einar Paz Rodríguez

La función de emparejamiento agregada del mercado laboral chileno

The aggregate matching function for the chilean labor market

85

Jacobo Campo Robledo, Juan Pablo Herrera Saavedra,

Aura García Pabón, Dennis Sánchez Navarro

Un modelo microeconómico para el análisis de Integraciones

Empresariales: el caso del mercado de bebidas isotónicas

*A microeconomic model for the analysis of Business Integrations:
the case of the isotonic beverage market*

111

Luz María Ferrada, Sergio Soza-Amigo, Claudio Mancilla

Explicando la conmutación laboral: el caso de la patagonia chilena

Explaining labor commutation: the case of chilean patagonia

131

ECONOMIC ANALYSIS

EFFECTOS DE LA AUTOMATIZACION EN EL EMPLEO EN CHILE

EFFECTS OF AUTOMATION ON EMPLOYMENT IN CHILE

TIARE RIVERA TAIBA*

Universidad Alberto Hurtado

Abstract

This paper analyzes the effects of new technologies oriented to automation in the Chilean labor market. A general equilibrium model is used, in which the investment in robotic capital and the investment in traditional capital are considered separately, allowing the study of the effects of complementarity and substitution that are verified in relation to the labor factor. In particular, the model treats robotic capital as a direct substitute for labor, while incorporating traditional capital as complementary to it. By subjecting the economy to shocks in robotic capital prices, the effects on consumption, employment, wages and GDP can be studied. The results indicate that a fall in the international purchase price of robotic capital has a negative impact on employment as well as on the product. The exercises carried out in this study indicate that a decrease in the international price of robotic capital by 1%, under conditions of high replacement rates between employment and robots, produces a drop in employment and wages of 0.05% if the change is transitory and of 0.25% if it is permanent due to an increase in imports of robotic capital.

Keywords: Automation, labor, jobs, technology, robots, productivity.

JEL Classification: E12, E32, E37, F41, O33, J24.

* Master of Arts in Economics de Georgetown University y Magíster en Economía de la Universidad Alberto Hurtado.

Se agradece el valioso aporte y comentarios a Carlos J. García y el apoyo de Pedro Cárcamo. Todos los errores son responsabilidad de la autora.

E-mail: tar63@georgetown.edu

Resumen

El presente trabajo analiza los efectos de la automatización en el mercado laboral chileno. Se emplea un modelo de equilibrio general, en el que se considera separadamente la inversión en capital robótico y la inversión en capital tradicional, permitiendo el estudio de los efectos de complementariedad y sustitución que se verifican en relación con el factor trabajo. En particular, el modelo trata el capital robótico como un sustituto directo del trabajo, mientras que incorpora al capital tradicional como complementario a este. Al someter a la economía a shocks en los precios de capital robótico, se puede estudiar los efectos en el consumo, el empleo, los salarios y el PIB. Los resultados indican que una caída en el precio de compra internacional de capital robótico produce un impacto negativo en el empleo como también en el producto. Los ejercicios realizados en este estudio indican que una disminución en el precio internacional de capital robótico en 1%, en condiciones de altas tasas de sustitución entre empleo y robots, produce una caída en el empleo y los salarios de 0,05% si el cambio es transitorio y de 0,25% si es permanente por un aumento en las importaciones de capital robótico.

Palabras clave: Automatización, empleo, tecnología, robots, productividad.

Clasificación JEL: E12, E32, E37, F41, O33, J24.

1. INTRODUCCION

La más reciente ola de innovación tecnológica centrada en la automatización ha reavivado el debate –tanto a nivel académico y profesional como del público en general– acerca de los efectos que tendrá en el mundo del empleo y el trabajo humano. Este debate no es nuevo, ciertamente, sino que se origina con la revolución industrial y ha resurgido con cada ciclo de la aparición de nuevas tecnologías fundamentales, el vapor, la electricidad, la información. En el lado pesimista del debate se encuentran los que pronostican una reducción neta de la demanda por trabajo, con el consiguiente desempleo y reducción en los salarios. En el otro lado, el optimista, están los que argumentan que los cambios tecnológicos siempre han resultado en un beneficio para el factor trabajo y que al menos en el largo plazo lo mismo ocurrirá esta vez (Lin & Weise, 2018). Pero aun aquellos que ven el largo plazo con optimismo, reconocen un cierto grado de incertidumbre, ya que las olas tecnológicas recientes, basadas en robótica, tecnología de la información e Inteligencia Artificial (IA), representan un tipo de progreso tecnológico diferente a todo lo que se haya visto anteriormente.

Entre los elementos novedosos que se aprecian en la actualidad está la incorporación de las nuevas tecnologías en tareas que antes requerían niveles cognitivos mayores y que son poco repetitivas, por lo que se suponían del ámbito exclusivo de personas, incluso con formación técnica o profesional. A esto se suma el que el mejoramiento que experimentan estas tecnologías ha sido extraordinariamente acelerado y persistente, en gran medida gracias a lo que se denomina la Revolución Digital (Brynjolfsson & McAfee, 2012). Ya en el pasado y sobre todo en los países hoy desarrollados, la incorporación masiva de tecnología a los procesos productivos generó un desplazamiento del trabajo humano desde los sectores productivos –incluyendo la agricultura– al de los servicios. La ola contemporánea de cambios comenzó a gestarse cuando las tecnologías comenzaron a desempeñar con creciente eficiencia tareas del dominio de los servicios.

Asociado a esto, se evidencia que en algunos ámbitos los trabajos disponibles se han polarizado, concentrándose por un lado entre aquellos que subsisten por quedar bajo el nivel en que es eficiente invertir capital para automatizar (ocupaciones elementales) y por otro entre aquellos en que el nivel de especialización y cognitivo es suficientemente elevado para quedar fuera de las capacidades que ofrece el nivel actual que alcanzan estas tecnologías (Gallipoli & Makridis, 2018). Ejemplo de los primeros son los repartidores a domicilio, los peones de construcción, los auxiliares de bodega y los reponedores de supermercado. Aunque igualmente el día de mañana es probable que la masificación de tecnología por efectos de escala los vaya haciendo desaparecer gradualmente, así como en su momento ocurrió con los ascensoristas, las telefonistas y las digitadoras. Sin embargo, hay ocupaciones que por sus características particulares tenderán a permanecer en un plazo mayor entre las no automatizables y que en términos relativos han sido favorecidas por el proceso de polarización: se trata de los servicios personales, que son trabajos que involucran asistir o cuidar de otras personas, como auxiliares de enfermería, preparadores de alimentos, guardias de seguridad, encargados de mantención de edificios, cosmetólogas y peluqueros (David & Dorn, 2013).

En cuanto a los empleos de alta calificación y requerimiento cognitivo, son ejemplos la mayoría de las profesiones liberales, como ingenieros, médicos, abogados y arquitectos, todos estos crecientemente requieren complementarse con tecnología avanzada para desempeñarse adecuadamente, pero se considera que lo esencial de su calificación no está amenazada en el corto plazo. Los más recientes avances en Inteligencia Artificial, sin embargo, si bien no apuntan a sustituir a los profesionales mismos, sí ejecutan ya algunas de sus tareas que se consideraban de patrimonio exclusivamente humano, ya que necesitan capacidades cognitivas especializadas, como el diagnóstico médico de imágenes (Paiva & Prevedello, 2017) o el diseño de estructuras complejas en ingeniería (Salehi & Burgueño, 2018).

Los efectos del proceso de cambio y desplazamiento del trabajo se experimentan de forma diferente no solamente según el nivel educativo o socioeconómico al que pertenecen los afectados, sino también varía según el género. Se observa que las

mujeres, en promedio, ejecutan más tareas rutinarias y codificables que los hombres, en todos los sectores y ocupaciones, por lo que tienden a ser las primeras en ser desplazadas por la automatización. De igual manera, las mujeres tienden a estar subrepresentadas en los sectores de la Ciencia, Tecnología, Ingeniería y Matemáticas, que coincidentemente son aquellos con mayor complementariedad con el desarrollo de nuevas tecnologías y donde se generan más oportunidades de nuevos empleos (Brussevich *et al.*, 2018).

La velocidad de sustitución del trabajo humano por sistemas automatizados también se ve afectada por la demografía. Por una parte, se espera que para 2050 sobre un tercio de la población mundial supere los 50 años de edad, indicador que solamente cubría a 17,5% de la población mundial en 1950. Por otra, según los análisis publicados, esas personas de más de 50 años tienen grandes limitaciones al efectuar tareas complejas con participación de tecnología, siendo ampliamente superados por personas de menores rangos de edad. Esto es consistente con que estudios recientes (Acemoglu & Restrepo, 2018c) apunten a concluir que mientras más envejecida la población de un país, ocurra una mayor aceleración en la adopción de sistemas automatizados. Esto último explicaría por qué, en términos relativos, países como Estados Unidos y el Reino Unido se encuentran retrasados en robótica industrial respecto de Alemania, Japón y Corea del Sur, donde el ritmo de envejecimiento es mayor.

Hay consenso, por tanto, en que el trabajo humano, para bien o para mal, está experimentando una transformación profunda, que se acentuará en las próximas décadas y que tendrá un impacto equivalentemente importante en la estructura de todas las sociedades. Debido a su importancia, este fenómeno está siendo abordado desde diversos puntos de vista, el sociológico, el psicológico y el de los agentes productivos, preeminentemente, los que intentan dimensionarlo, pronosticar su evolución y poner remedio a los problemas que derivan de él. Para estudiar este fenómeno desde el punto de vista de la economía, a nivel de los países, e intentar predecir su desarrollo e impacto al menos en el futuro cercano, es preciso formular modelos que incorporen el ciclo económico en su conjunto, con todos los elementos que forman parte.

La creciente ansiedad de los agentes económicos, los gobiernos y las personas en general ante las evidencias observables de cambios en el mercado laboral y la transformación del empleo asociada al desarrollo y difusión de nuevas tecnologías, ha llevado a la realización de estudios tendientes a pronosticar cuáles y en qué cantidad serán los puestos de trabajo y las profesiones que están en riesgo de ser desplazadas o transformadas. Frey & Osbornme (2017) plantearon un modelo para estimar cuán susceptibles son las ocupaciones actuales a los avances tecnológicos ocurridos en los últimos años, asumiendo que como consecuencia de los avances en Inteligencia Artificial prácticamente cualquier tarea cuya ejecución pudiera especificarse como un procedimiento estructurado. Bajo este supuesto, concluyeron que 47% del empleo en Estados Unidos presentaba alto riesgo de ser automatizado. Sin embargo, posteriores estudios condujeron a otros autores a considerar que estos valores están sobreestimados, por cuanto al hacer un análisis más integral de los puestos de trabajo, no restringido

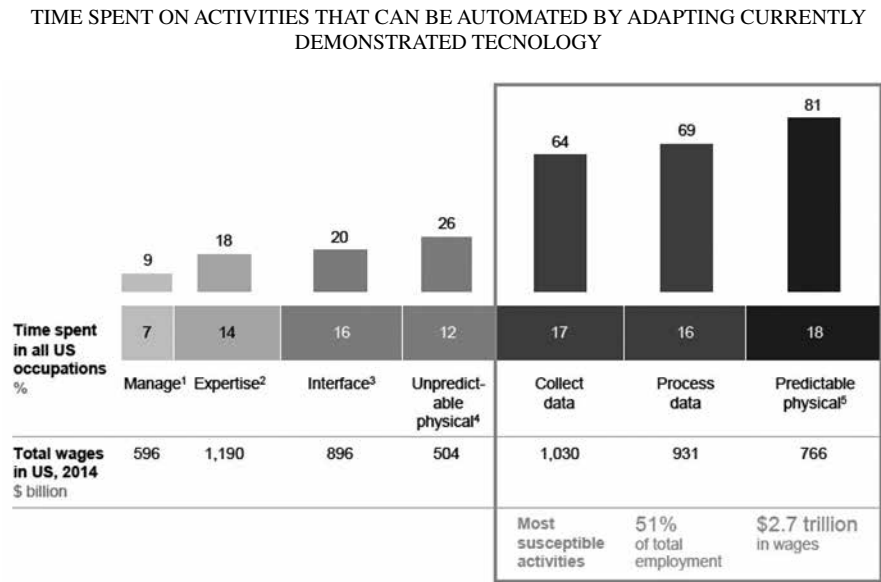
a la porción automatizable de sus tareas, se concluye que contiene además muchas otras que son más difíciles de automatizar.

Estos hallazgos son acordes con la literatura, donde las tareas rutinarias son más susceptibles a ser automatizadas, mientras que las tareas que involucran interacciones sociales o cognitivas no rutinarias presentan menos riesgos de ser sustituidas, lo que se puede observar en la Figura 1.

Nuevos estudios que tomaban en cuenta estos factores llevaron a reestimar los puestos de trabajo susceptibles de perderse por ser automatizados es solamente alrededor de 9%, pero reconociendo a la vez que muchas de las actividades individuales que envuelven las ocupaciones existentes (Manyika, 2017) son automatizables a base de la tecnología actual, tendiendo a variar sustancialmente la forma en que se efectúa el trabajo hacia una mayor interacción entre personas y máquinas o personas y sistemas.

En definitiva, la pérdida de puestos de trabajo puede bien ser un número intermedio entre ambos extremos de 9% y 45% que mencionan los estudios, pues las tareas automatizables de diversos puestos de trabajo tienden a organizarse como unidades coherentes, induciendo también a una reorganización de las tareas efectuadas por los humanos, que concentran funciones y actividades antes asignadas a varias personas Brynjolfsson *et al.* (2018). Asimismo, dicha pérdida puede ser parcialmente compensada por la generación de nuevos puestos de trabajo surgidos de la necesidad de efectuar

FIGURA 1



Fuente: US Bureau of Labor Statistics; McKinsey Global Institute Analysis.

nuevas tareas, funciones o actividades donde el trabajo presenta ventajas comparativas respecto de sistemas automatizados (Acemoglu & Restrepo, 2018a).

Ciertamente, algunas personas serán desplazadas de su trabajo por la automatización, pero el crecimiento económico general inducido por ella les permitirá, eventualmente, encontrar otro. El efecto que va a producirse será similar al fenómeno de desplazamiento laboral que se observa, sobre todo en USA, desde la agricultura y la manufactura a otras fuentes de empleo generadas en industrias diferentes que en gran medida no habían sido previstas (Manyika, 2017). En otros casos, lo que ocurrirá es que las personas se enfrentarán a una transformación sustancial de sus puestos de trabajo, siendo necesario que los empleadores efectúen una reingeniería de los procesos y una reorganización de las tareas. Los investigadores, gerentes y empresarios debieran focalizar su atención no solamente hacia la automatización sino también al rediseño de los puestos de trabajo.

Las perturbaciones al bienestar de las personas generadas por el proceso de transformación de los mercados laborales requieren enfrentarse mediante soluciones creativas y multivariadas, que ya se han ido poniendo en práctica paulatinamente en algunos países, a veces de manera tentativa y experimental. Estas soluciones incluyen, por un lado, el reestudio de los esquemas educativos, de entrenamiento y de capacitación de los actuales y futuros trabajadores (Bravo, García & Schlechter, 2018). Las personas necesariamente deberán acostumbrarse a trabajar en entornos cada vez más automatizados, conviviendo con maquinaria avanzada o robots y deberá desarrollar nuevas habilidades que sean demandadas en ese entorno.

Por otro lado, en varios países del mundo desarrollado se está experimentando y evaluando los resultados de iniciativas para establecer un “Ingreso Universal Básico” que se combinan con el fortalecimiento y la consolidación de las redes de protección social, juntamente con el desarrollo de programas de incremento de la empleabilidad y de apoyo a la reconversión laboral. Todas estas estrategias de solución son igualmente válidas para los países en desarrollo, donde el debate ya se encuentra instalado, pero su puesta en práctica posiblemente será diferida en el tiempo.

El proceso de transformación del trabajo se enmarca en el desarrollo de la economía mundial, altamente globalizada, donde se aprecian múltiples polos de desarrollo, cada uno con su propia dinámica pero con un elevado nivel de interdependencia entre ellos. Los factores primarios que mueven estas economías siguen siendo el capital y el trabajo, pero lo que en último término parece estar en juego es la participación relativa de cada uno, donde algunos ven que en ciertos sectores el factor trabajo se ve amenazado de disminuir en importancia hasta casi desaparecer.

El motor del proceso transformativo en la producción de bienes y servicios es la productividad y esta requiere influjos crecientes de capital, que solo existe en la abundancia necesaria en las economías que han generado un nivel suficiente de riqueza. Por este motivo, la generación y adopción de tecnologías de automatización ocurre primero en estas economías más desarrolladas, donde la productividad ya era mayor, con lo que el resultado es que la brecha de productividad tiende

a amplificarse, incrementando la desigualdad en el desarrollo económico de las naciones (Zeira, 1998).

Los modelos de análisis existentes, por las razones anotadas, se han aplicado preferentemente a países ya desarrollados, donde la innovación tecnológica es permanente y acelerada. Considerando el alto grado de interdependencia de las economías, resultante del proceso de globalización creciente ocurrido en las décadas recientes, las economías de los países emergentes, particularmente los de América Latina, aunque exhiben un retraso relativo en cuanto a automatización productiva, se ven indirectamente afectados por las inversiones en automatización y robotización que efectúan los países desarrollados, los que incrementan diferencialmente su productividad en segmentos donde los países en desarrollo exhibían anteriormente ventajas comparativas por menores precios de la mano de obra (Micco *et al.*, 2019).

El objetivo que se plantea en este artículo es aplicar estos modelos en una economía como la de Chile, que presenta un nivel de desarrollo intermedio, que es muy vulnerable a las fluctuaciones de los mercados internacionales y altamente dependiente para su desarrollo de los flujos de inversión desde el exterior y que muestra sectores muy disímiles en cuanto inversión de capital, a su grado de automatización y su productividad.

2. LITERATURA RELACIONADA

Los procesos de automatización se han abordado desde diversos enfoques teniendo en consideración los efectos que estos generan, más que sus causas. Una referencia importante para el desarrollo de este estudio ha sido el trabajo de Lin & Weise (2018). El desarrollo de su investigación postula un modelo de análisis de tres factores, donde se separa del capital “tradicional”, que es complementario al trabajo humano, del capital “robótico”, que se define como un sustituto neto. Se combinan esos tres factores –trabajo, capital robótico y capital tradicional– en una función de producción CES (de elasticidad de sustitución constante) anidada.

Siendo el capital un sustituto neto del trabajo, su acumulación reduce el aporte neto del trabajo a la producción y puede también resultar en una reducción neta de los salarios. Pero este modelo además de tomar en cuenta este efecto, incorpora además dos canales en los que esa tendencia se contrarresta de manera indirecta. El primero es que la introducción de nueva maquinaria al proceso productivo aumenta el producto marginal de tipos complementarios de capital físico, lo que induce a incorporar inversión en capital tradicional, que es complementario al trabajo humano, el que en consecuencia tiende a aumentar la participación laboral. Segundo, en el modelo los robots utilizan la misma función de producción que el capital y los bienes de consumo. Esto provoca que una inversión en capital robótico aumente la demanda de trabajo humano para ser utilizado como insumo en su propia producción.

La complementariedad y sustitución de factores que consecuentemente producen un efecto de desplazamiento y de producción ha sido ampliamente estudiado por Acemoglu y Restrepo. Específicamente, el trabajo de Acemoglu & Restrepo (2018a) emplea un modelo de análisis que enfatiza el efecto de desplazamiento desde el trabajo humano al automatizado, lo que reduce la demanda por trabajo y los salarios, pero tiene como contrapartida un efecto de productividad, resultante del ahorro de costo por automatización, el que incrementa la demanda por trabajo en tareas no automatizadas. El efecto de productividad es complementado por una acumulación adicional de capital y la profundización de la automatización por medio de la mejora en la maquinaria existente, resultando en un mayor incremento de la demanda por trabajo. Pero a pesar de estos efectos, la automatización incrementa la producción individual en mayor proporción que los salarios y reduce la participación del trabajo en el ingreso nacional.

El enfoque usual parte por establecer funciones de producción que consideran el capital y el trabajo como las variables fundamentales. En este caso los autores optan por una aproximación diferente, donde la unidad productiva básica es la “tarea” y cada tarea requiere ya sea solamente trabajo o bien trabajo y capital. Las variables trabajo y capital presentan, además, ventajas comparativas para la ejecución de las tareas, por lo que la productividad del trabajo es variable según las diferentes tareas. A partir de este enfoque, se conceptualiza la automatización como la ampliación del conjunto de tareas que se ejecutan con una componente de capital. Según si el precio y la productividad marginal del capital son los adecuados, se podrá observar la sustitución de trabajo por capital en esas tareas, originando el efecto de desplazamiento.

Dentro de un marco de análisis en que el proceso productivo se descompone en tareas, Acemoglu & Restrepo (2018b) muestran cómo se puede observar empíricamente el rol que desempeñan los cambios en el contenido de tareas de un proceso, debido a la automatización. Un proceso de producción conlleva varias tareas que pueden ser realizadas tanto por trabajo humano como por una máquina o un *software*, es decir, por capital. La automatización permite que aquellas labores realizadas por humanos ahora sean efectuadas por medio de capital, reduciendo la demanda por trabajo. Esta distribución de tareas a los factores productivos lo denominan “contenido de tareas de un proceso” para una actividad específica.

Con los años, este efecto es contrabalanceado a raíz de la aparición de nuevas tareas que surgen como necesarias, como el caso de personal especializado para mantención de los robots. De esta manera los procesos de automatización y avances en las industrias han dado paso a la creación de nuevas ocupaciones y al incremento de la demanda por trabajo humano. Un claro ejemplo lo podemos ver en la era digital que irrumpió a finales del siglo XX, la que ha impulsado la creación de nuevos trabajos, como creadores de sitios y aplicaciones *web*, programadores (y *hackers*), controladores de seguridad de redes, analistas de redes sociales, optimización *web* y *marketing* digital, todos ellos especializándose en una amplia gama de tareas que antes eran inexistentes. Acemoglu & Restrepo (2018b) lo denominan “efecto

de reincorporación”, es decir, se reincorpora el factor trabajo a un rango de tareas más amplio, cambiando el contenido de tareas de producción a favor del empleo y con esto aumentando la participación del trabajo y la demanda laboral. Esta distinción de tareas también permite levantar un supuesto respecto de las tecnologías aumentadoras de capital o de trabajo en la función de producción $Y_t = F(A^k K, A^L L)$, ya que supone un aumento uniforme de productividad en todas las tareas y no se distingue por tareas específicas.

Una metodología conveniente ha sido la creación de medidores o índices que permitan conocer el grado de automatización por industria. Este ha sido el trabajo de Acemoglu & Restrepo (2017). Utilizando un modelo en el que los robots compiten contra el trabajo humano en la ejecución de tareas, los autores muestran que los avances en tecnología robótica pueden reducir el empleo y los salarios y que el impacto en el mercado local de empleo puede estimarse haciendo una regresión de las variaciones de estos factores utilizando un índice de exposición a robots en ese mercado.

La ecuación de exposición a robots está compuesto por una participación del empleo base multiplicado por un índice ajustado de penetración a robots (APR) para una industria determinada i . Esto hace que la medida de exposición a robots sea parecido a un instrumento Bartik. Este instrumento se utiliza originalmente para medir la tasa de crecimiento del empleo local, interactuando la participación del empleo a nivel de industria local con las tasas de crecimiento del empleo a nivel de industria nacional. La data utilizada por Acemoglu y Restrepo pertenece a la International Federation of Robotics (IFR) para 50 países desde 1993 a 2014, el que incluye *stock* de robots por industria, país y año. Estos datos, de carácter reservado, se complementan con los obtenidos por EUKLEMS para la creación del índice.

Un marco de referencia alternativo, también elaborado por Acemoglu y Restrepo (2018d), consiste en diferenciar la automatización según el nivel de calificación laboral que requieren las tareas a las que sustituyen. La motivación para esto surge a partir del reconocimiento que las innovaciones más recientes de la Inteligencia Artificial generan tecnologías que automatizan tareas cada vez más complejas y de un nivel cognitivo en el rango de habilidades de alto nivel, que antes se encontraban circunscritas al trabajo humano, protegidas por un grado insuficiente de avance en las tecnologías de automatización y las capacidades de los robots.

El objetivo en este caso es plantear un modelo que permita estudiar diferenciadamente el efecto en el mercado laboral de los dos tipos de tecnología de automatización, extendiendo los modelos tradicionales de sustitución y estableciendo un esquema amplio de ventajas comparativas de productividad para tareas que puedan realizarse ventajosamente sea con trabajo o sea con capital (automatización) y que incluyen actividades que requieren un alto nivel de calificación. El modelo muestra que ambos tipos de automatización crean los dos tipos de impactos: el efecto de desplazamiento y el efecto de productividad. El efecto desplazamiento reasigna tareas desde el trabajo al capital, con la consiguiente reducción en la demanda y los salarios mientras el efecto de productividad tiende a incrementar la demanda y la renta de ambos factores.

El efecto neto producido depende de cuál es el efecto dominante, el que en el largo plazo resulta ser el efecto productividad. La razón intuitiva de esto es debido a que en el corto plazo la demanda de capital que se ve incrementada por las potenciales ventajas de usarlo para sustituir trabajo –capital que al inicio es más barato en términos relativos– termina por encarecerse por efecto del incremento en la demanda, lo que echa a perder los potenciales incrementos de productividad que se esperaban, en cambio en el largo plazo el precio del capital es estable, teniendo efecto los incrementos esperados en la productividad.

Una investigación específica en el ámbito de las tareas que requieren calificación elevada fue elaborada por Frey & Osborne (2017), quienes investigan qué tan susceptibles son los trabajos a la computarización. Existen diversas dificultades que las máquinas aún no pueden superar a la hora de desarrollar labores humanas y son divididas en tres categorías o tareas: las de percepción o manipulación, de inteligencia social y de inteligencia creativa. A medida que estas habilidades pueden ser sujetas a algoritmos y estandarizaciones, más cercano estará el capital robótico de reemplazar el trabajo no rutinario humano.

Utilizando la base de datos laboral norteamericana O*NET les permitió *rankear* las ocupaciones basadas en las habilidades y conocimientos requeridos. Con la información descriptiva pudieron clasificar 70 ocupaciones asignando 1 si es automatizable y 0 de caso contrario. Luego, mediante un modelo de clasificación probabilística la transforman a una variable continua. Con estos porcentajes, a mayor valor, mayor será la probabilidad de computarización. También se analizó funciones de probabilidad no paramétricas por medio de procesos gaussianos para lograr mayor precisión.

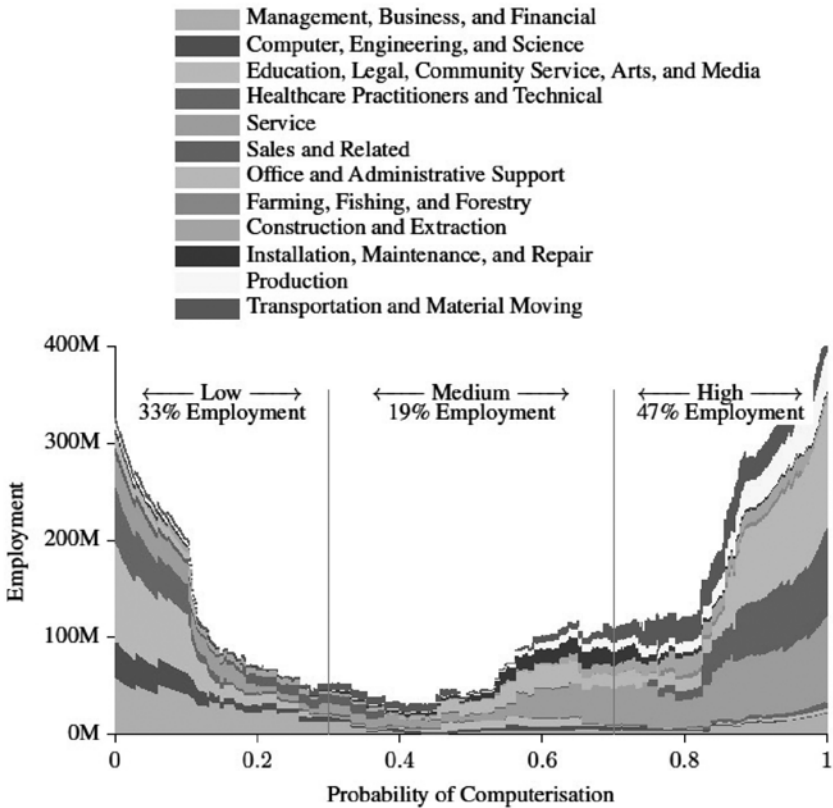
Los resultados nos llevan a la siguiente gráfica (Figura 2), el que separa las ocupaciones por su nivel de riesgo de ser computarizado en alta, media y baja. En el eje x tenemos las probabilidades de computarización, siendo 0.3 y 0.7 los umbrales.

Otros autores plantean modelos que introducen variaciones y efectos para tomar en cuenta aspectos que eran pasados por alto en estudios anteriores con el fin de refinar los resultados o ampliar el análisis de escenario. Berg *et al.* (2018) introducen dos supuestos claves: que el capital robótico es diferente al capital tradicional en cuanto al grado en que se sustituye trabajo humano y que el ahorro solamente se produce en los trabajadores de alta calificación y entre los dueños del capital. A partir de eso elaboran variantes que ratifican el impulso al ingreso derivado de la automatización y el efecto negativo para la equidad. Las rentas de los trabajadores tienden a reducirse en el corto plazo para recuperarse después en el largo, pero el tiempo transcurrido antes de la recuperación puede ser excesivamente extenso.

El rápido desarrollo de las tecnologías de Inteligencia Artificial introduce también otros potenciales impactos que requieren tomarse en cuenta en los estudios, introduciendo variaciones en los modelos. El crecimiento económico inducido por las nuevas tecnologías requiere ser proyectado introduciendo consideraciones a nivel de la organización de las empresas y la estructura de los mercados. Algunos consideran que el potencial disruptivo de estas nuevas tecnologías será mucho mayor que el

FIGURA 2

THE FUTURE OF EMPLOYMENT: HOW SUSCEPTIBLE ARE JOBS TO COMPUTERISATION?



Fuente: Frey & Osborne (2017).

previsto en los modelos, en tanto el propio proceso de generación de nuevas ideas y tecnologías se verá retroalimentado por ellas mismas, llegando potencialmente a crear singularidades tecnológicas (donde algunos sistemas superen las capacidades cognitivas humanas) que potencialmente generen cambios de magnitud sin precedentes en la evolución de la economía. Un estudio del National Bureau for Economic Research (Aghion *et al.*, 2017) especula a este respecto, mostrando el potencial de encontrar efectos inesperados y proponiendo diversos escenarios para futuros análisis.

Además de los efectos directos sobre el empleo y los beneficios en términos de mayor productividad, donde se focalizan la mayoría de los estudios, las tecnologías

de Inteligencia Artificial plantean beneficios y oportunidades que van mucho más allá. Las empresas, cada vez más, podrán ir mejorando la calidad y ajustando sus productos a la conveniencia y satisfacción de los consumidores. La IA puede reducir el tiempo que las personas gastan en tareas de bajo valor y hace más fluido el proceso de consumo, todo ello incrementa la demanda por los bienes y servicios producidos.

Un estudio de PwC (2018), al incorporar la perspectiva de los efectos en el consumo, pretendió presentar una imagen más clara del potencial económico global de las tecnologías de IA, explorando las consecuencias del incremento en el valor del trabajo y la productividad más allá de la sustitución del empleo por capital. El estudio también permitió diferenciar geográficamente y por sectores la distribución relativa de los impactos de la difusión de estas tecnologías. El modelo concluye que norteamérica y China son las regiones que obtendrán porcentualmente los mayores beneficios económicos provenientes de las tecnologías de Inteligencia Artificial, ambas en primer lugar por su liderazgo en investigación, y en el caso de China, por los incrementos en la productividad, mientras que en USA el impulso lo proporciona la notable disposición a innovar y la velocidad de difusión de nuevas tecnologías, sea por vía de reemplazo o de incremento.

Un estudio del FMI (Peralta-Alva & Agustin, 2018) efectúa un análisis focalizado en los factores de automatización y de caída en los precios de los bienes de capital, identificándolos como los factores claves que afectan el crecimiento futuro y la evolución de la desigualdad. El factor de automatización se define como un incremento en la elasticidad de sustitución entre capital y trabajo. Para ilustrar el impacto de ambos factores utilizan un modelo de equilibrio general dinámico estocástico (DSGE, en inglés). El modelo se basa en dos ingredientes claves: en primer lugar la economía produce tres bienes diferentes: manufactura, servicios de baja calificación y servicios de alta calificación (*low-skill* y *high-skill*). En segundo lugar, los consumidores tienen preferencias no homotéticas respecto de esos bienes, reflejando la participación creciente del gasto en servicios cuando crece el ingreso, característico de la información de USA.

El modelo asume que el capital es un sustituto del trabajo de media y baja calificación y que, en cambio, el capital y el trabajo de alta calificación son complementarios. También asume que la distribución de la calificación laboral en la economía es exógena y constante. El modelo es calibrado a base de los datos de USA y permite ilustrar los potenciales *trade off* entre el crecimiento y la desigualdad. Usando el modelo se analizan los impactos en el estado estacionario de dos fuentes posibles de cambio tecnológico, modelando *shocks* tecnológicos sea como un incremento en la elasticidad de sustitución entre el capital y el trabajo (automatización) o bien sea como una baja en el precio de los bienes de capital. En ambos casos el *shock* tecnológico impulsa la productividad y el ingreso mientras muestra un impacto no uniforme entre los distintos grupos de trabajadores dependiendo de su calificación, favoreciendo el trabajo de mayor evaluación y desfavoreciendo el de baja valoración. Posteriormente, el modelo es usado para evaluar el impacto relativo de políticas correctivas de los efectos identificados. Dependiendo de las preferencias de cada sociedad respecto del

ingreso versus la mitigación de la desigualdad, los gobiernos pueden querer distribuir las ganancias derivadas de la tecnología más uniformemente.

Ciertas políticas si son bien diseñadas pueden mitigar el *trade off* entre ambos objetivos. Por ejemplo, simulaciones ilustrativas muestran que un mayor gasto en educación no solo permite a los trabajadores menos calificados participar en las ganancias del cambio tecnológico sino también resultan en un incremento productivo. Esto es válido aun asumiendo que este mayor gasto requerirá tasas mayores de impuestos.

2.1. Evidencia para Chile

Los estudios realizados para Chile están basados en la polarización del empleo mediante el nivel de rutina de las tareas. Almeida *et al.* (2017) analizan específicamente los *softwares* complejos y su impacto en la polarización del empleo en el mediano plazo. Sus resultados indican un aumento en las tareas manuales y una reducción en las tareas abstractas o no rutinarias, lo que redistribuye un trabajador calificado a trabajos administrativos o de producción no calificada.

La Comisión Nacional de Productividad ha utilizado un Índice de Intensidad de Rutina (IIR) para desglosar el impacto de la automatización a nivel sectorial por medio de su informe “Formación de Competencias para el Trabajo en Chile” (Carrillo, 2018). Sobre la base de la encuesta PIACC 2015 y con datos de la Nueva Encuesta Nacional de Empleo (NENE) y CASEN han podido determinar que 61% del empleo tiene riesgo medio y alto de automatización, concentrándose a 24% con IIR alto. El sector de agricultura, silvicultura y pesca posee el índice más alto de rutina (3,07 puntos), sin embargo, el sector comercio tiene mayor participación en el empleo, lo que lo vuelve altamente susceptible a procesos de automatización por su rutina en los procesos. Los operadores de instalaciones y máquinas obtienen el puntaje más alto de intensidad de rutina (3,20 puntos), mientras que los directores y gerentes están dentro de los promedios más bajos (1,89 puntos).

A su vez, Álvarez (2016) analiza el impacto de las Tecnologías de Información y Comunicación (ICT) en las industrias de servicios gracias a su desarrollo en I+D y productividad, siendo más importante la inversión en ICT (Tecnologías de Información y Comunicación) que la de I+D (Investigación y Desarrollo) para dicho sector. Se considera ICT como un determinante de innovación a la hora de reducir costos y mejorar la producción. Otras versiones lo involucran directamente como insumo para el desarrollo de nuevos productos, obteniendo un impacto positivo en la productividad de las firmas. Estos resultados se vieron reflejados tanto a nivel de servicios como a nivel agregado.

2.2. Elasticidades de sustitución y costos de ajuste

Para medir el efecto de reemplazo de trabajadores por tecnología robótica, tendremos dos importantes elementos a considerar: la elasticidad de sustitución entre

TABLA 1

ELASTICIDADES DE SUSTITUCION ENTRE TRABAJO HUMANO Y CAPITAL ROBOTICO

Trabajo de investigación	Elasticidad de sustitución
(J. DeCanio, 2016)	2,798
(Acemoglu & Restrepo, 2017)	0,72
(Lin & Weise, 2018)	5,0
(Gallipoli & Makridis, 2018)	Manufatura: 1,72
	Servicios 1,24
	Valor base: 3,6
(Berg, F. Buffie, & Zanna, 2018)	Moderadamente baja: 2,5
	Moderadamente alta: 5
	Muy alta: 10, 20
Promedio	2.513

Fuente: Elaboración propia.

trabajador y capital robótico ϵ y los costos de ajuste. Los costos de ajuste se definen como el costo en reemplazar e implementar nueva maquinaria, o para estos efectos, en capital robótico. Para este trabajo se determinará que un valor pequeño implica mucho costo de ajuste, mientras que cantidades altas significarán poco costo de ajuste. Para elasticidades de sustitución bajas, es decir, poca sustitución entre capital robótico y trabajo y además altos costos de ajuste, no se produciría un efecto de caída de empleo y salarios, ya que no se deseará reemplazar maquinaria robótica por trabajadores. Por tanto, para reemplazar de forma rápida capital robótico por trabajadores se necesitaría reducir los costos de ajuste y aumentar la elasticidad de sustitución. Estos supuestos se verán sujetos a los *shocks* de precio y de TFP, de los que analizaremos sus efectos.

En la literatura es posible encontrar diversos valores utilizados para determinar las elasticidades de sustitución entre trabajo y capital robótico, detallados a continuación en la Tabla 1.

3. EL MODELO

Se desarrolla un modelo de equilibrio general estocástico dinámico (DSGE) para una economía pequeña y abierta como es el caso de Chile. La principal característica del modelo es que la economía no produce bienes robóticos sino que los importa directamente, es decir, es una economía dependiente de los desarrollos tecnológicos que ocurren en las economías desarrolladas. Así, esta economía demandará más robots solo si el precio internacional de estos productos cae.

La separación de la inversión en tecnología robótica (IT) y tradicional (non-IT) será de suma importancia a la hora de determinar el grado de susceptibilidad a

la automatización, estos se dividirán en capital robótico A_t y capital tradicional k_t . Se establecerá un supuesto de tipo de cambio real $e_t = 1.0$, considerando que la ley de un solo precio se cumple en el largo plazo, también se supone libre movilidad de capitales.

3.1. Familias

El hogar representativo maximiza la siguiente función de utilidad, sujeto a la restricción presupuestaria:

$$\begin{aligned} \max_{\{c_t, n_t, b_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}} \mathbb{E}_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{1}{1-\sigma} \left(c_t - \frac{\theta n_t^{1+\nu}}{1+\nu} \right)^{1-\sigma} - 1 \right) \right\} \\ s.t. \quad c_t = \tilde{w}_t n_t + b_t^F - \frac{b_{t+1}^F}{R_t} + \frac{b_{t+1}^{F*}}{R_t^* \Omega_t} - b_t^{F*} - T_t + r_t^z k_t + P_t^e A_t + \tilde{D}_t - I_t - M_t \cdot P_t^a \end{aligned}$$

Donde c_t es el consumo, $\tilde{w}_t$ es el salario real, n_t es el trabajo, representado por el número de horas, $\tilde{D}_t$ son los dividendos por tener la propiedad de las firmas, b_t es la deuda que mantienen las familias con el gobierno, I_t es la inversión tradicional o no robótica, M_t son las importaciones y el precio de compra internacional de la tecnología robótica se representa por P_t^a . Las tasas de interés reales locales y extranjeras se denominan R_t y R_t^* , respectivamente, es decir, son los retornos por los activos domésticos y extranjeros, en los que $R_t = (1+r_t)$ y $R_t^* = (1+r_t^*)$.

Al hablar de inversiones en economías emergentes se suelen considerar más riesgosas que en países desarrollados, pero, a su vez, con un retorno mayor. Existen diversas formas de medir el costo del capital invertido en economías emergentes, donde la regla general suele ser que el retorno sea la suma de todas las tasas libres de riesgo más la prima de riesgo país, la que es la recompensa del inversionista por colocar sus activos en un país emergente. En este modelo será representado por la variable Ω_t . Por tanto, la tasa de interés doméstica estará constituida por la tasa de interés internacional más una prima de riesgo $R_t = \Omega \cdot R_t^*$.

Además, en la restricción presupuestaria contamos con impuestos de suma fija (Lump sum) denominados por T_t y la descripción de capital tradicional k_t a su precio r_t^z a diferencia del capital robótico A_t con su precio de arriendo de P_t^e . Estos capitales tienen una tasa de depreciación δ^k y δ^A , respectivamente.

Las funciones de utilidad de un consumidor representativo suelen ser separables o no separables. Para el presente modelo utilizaremos la función no separable Greenwood-Hercowitz-Huffman (GHH). De acuerdo con Correia *et al.* (1995), este tipo de función replica de mejor manera la volatilidad de las pequeñas economías emergentes, pequeñas y abiertas, como el caso de la economía chilena, en comparación

con países desarrollados, como US, UK o EU, por citar algunos. En este caso los consumidores no restringidos (agentes optimizadores o ricardianos) pueden comprar o vender capital tradicional o robótico que acumulan y arriendan a las firmas.

$\mathbb{E}_0$ nos indica la expectativa que tenemos en el tiempo cero, que incluye tanto las variables actuales como las rezagadas. El parámetro θ nos indica la desutilidad de trabajar que será calibrado para ajustar que el trabajo en estado estacionario $n_{ss} = 1/4$. La variable empleo n_t tiene signo negativo precisamente para representar la desutilidad del agente frente al trabajo.

Finalmente, tendremos dos leyes de movimiento: las de capital tradicional $k_{t+1} = I_t \xi_t^k + (1 - \delta^k) k_t$ y las de capital robótico $A_{t+1} = \xi_t^A M_t + (1 - \delta^A) A_t$. Los *stocks* de capital serán de propiedad de las familias, por ese motivo se incluyen en la restricción presupuestaria como parte del ingreso. El *shock* ξ_t^k estará afectando la inversión de capital tradicional, mientras que ξ_t^A influirá en las importaciones de robots.

Reemplazando las leyes de movimiento en la restricción presupuestaria, el problema de las familias a maximizar es:

$$\begin{aligned} \max_{\{c_t, n_t, b_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}} \quad & \mathbb{E}_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{1}{1-\sigma} \left(c_t - \frac{\theta n_t^{1+\nu}}{1+\nu} \right)^{1-\sigma} - 1 \right) \right\} \\ \text{s.t.} \quad & c_t = \tilde{w}_t n_t + b_t^F - \frac{b_{t+1}^F}{R_t} + \frac{b_{t+1}^{F*}}{R_t^* \Omega} - b_t^{F*} - T_t + r_t^z k_t + P_t^e A_t + \tilde{D}_t - \frac{k_{t+1} + (1 - \delta^k) k_t}{\xi_t^k} \\ & - P_t^a \left(\frac{A_{t+1} + (1 - \delta^A) A_t}{\xi_t^A} \right) \end{aligned}$$

Condiciones de primer orden:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c_t} : \left(c_t - \frac{\theta n_t^{1+\nu}}{1+\nu} \right)^{-\sigma} - \lambda_t = 0 \quad (1)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial n_t} : - \left(c_t - \frac{\theta n_t^{1+\nu}}{1+\nu} \right)^{-\sigma} \cdot \theta n_t^\nu + \lambda_t \tilde{w}_t = 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial b_{t+1}^F} : -\beta^t \lambda_t \frac{1}{R_t} + \mathbb{E}_t [\beta^{t+1} \lambda_{t+1}] = 0 \quad (3)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial b_{t+1}^{*F}} : \beta^t \lambda_t \frac{1}{R_t^* \Omega} - \mathbb{E}_t [\beta^{t+1} \lambda_{t+1}] = 0 \quad (4)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial k_{t+1}} : -\beta^t \lambda_t \frac{1}{\xi_t^k} + \mathbb{E}_t \left[\beta^{t+1} \lambda_{t+1} \left(\frac{(1-\delta^k)}{\xi_{t+1}^k} + r_{t+1}^z \right) \right] = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial A_{t+1}} : -\beta^t \lambda_t \frac{P_t^a}{\xi_t^A} + \mathbb{E}_t \left[\beta^{t+1} \lambda_{t+1} \left(\frac{(1-\delta^A)}{\xi_{t+1}^A} + P_{t+1}^e \right) \right] = 0 \quad (6)$$

Oferta de trabajo:

De la primera y segunda condición, podremos obtener la oferta de trabajo por parte de las familias:

$$\left(c_t - \frac{\theta n_t^{1+\nu}}{1+\nu} \right)^{-\sigma} \theta N_t^\nu = w_t \left(c_t - \frac{\theta n_t^{1+\nu}}{1+\nu} \right)^{-\sigma}$$

Finalmente, la oferta de trabajo es:

$$\theta n_t^\nu = w_t$$

Como es posible observar, se ha eliminado el efecto del consumo c_t para dejarlo solo en función del salario. En otras palabras, se ha sustraído el efecto riqueza, para aumentar la volatilidad del empleo. Además la elasticidad de Frisch es el inverso del parámetro ν .

Condiciones de Euler:

De la misma tercera ecuación, podemos obtener el Euler de consumo:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_t &= \left[\beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} R_t \right] = 1 \\ \mathbb{E}_t &= \left[\beta \frac{u_{t+1}^c}{u_t^c} R_t \right] = 1 \\ \mathbb{E}_t &= \left[\beta \frac{\left(c_{t+1} - \frac{\theta n_{t+1}^{1+\nu}}{1+\nu} \right)^{-\sigma}}{\left(c_t - \frac{\theta n_t^{1+\nu}}{1+\nu} \right)^{-\sigma}} R_t \right] = 1 \end{aligned}$$

Donde la tasa estocástica de descuento corresponde a:

$$\Lambda_{t,t+1} = \beta \frac{u_{t+1}^c}{u_t^c}$$

Así la ecuación de Euler del consumo también se puede expresar de la forma:

$$\mathbb{E}_t = \begin{bmatrix} R_t & \Lambda_{t,t+1} \end{bmatrix} = 1$$

Luego, de la quinta condición de primer orden, podremos obtener la ecuación de Euler del capital tradicional.

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_t \left[\beta \left(\frac{u_{t+1}^c}{u_t^c} \right)^{-\sigma} \left(r_{t+1}^z \cdot \xi_t^k + (1-\delta^k) \frac{\xi_t^k}{\epsilon_{t+1}^k} \right) \right] &= 1 \\ \mathbb{E}_t \left[\Lambda_{t,t+1} \left(r_{t+1}^z \cdot \xi_t^k + (1-\delta^k) \frac{\xi_t^k}{\epsilon_{t+1}^k} \right) \right] &= 1 \end{aligned}$$

De igual forma, para la ecuación de Euler del capital robótico tenemos con la sexta condición que:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_t \left[\beta \left(\frac{u_{t+1}^c}{u_t^c} \right)^{-\sigma} \frac{\xi_t^A}{\xi_{t+1}^A} (1-\delta^A) + P_{t+1}^e \frac{\xi_t^A}{P_t^a} \right] &= 1 \\ \mathbb{E}_t \left[\Lambda_{t,t+1} \left(\frac{\xi_t^A}{\xi_{t+1}^A} (1-\delta^A) + P_{t+1}^e \frac{\xi_t^A}{P_t^a} \right) \right] &= 1 \end{aligned}$$

Con el objeto de ganar realismo en las simulaciones se introducen costos de ajuste para la inversión, aunque bajos, por el supuesto que estamos analizando solo el ajuste de largo plazo de la economía, estos costos de ajuste nos permiten tener una medida más precisa del impacto de la inversión robótica sobre la economía (ver anexo A.3). Como es natural, la introducción de costos de ajustes genera dos “q” de Tobin para cada capital, y por tanto las inversiones dependen de estas variables.

3.2. Firma de bienes y servicios

Para este modelo contaremos con dos funciones de producción. La primera la denominaremos “Función de Producción Total” y la segunda será una “Función de

Producción Compuesta” que estará incluida en la primera. De esta forma tendremos una visión general de los grados de sustitución o complementariedad de los factores de trabajo (humano), capital robótico, importaciones no robóticas y capital tradicional o no robótico.

En la primera función de producción total tendremos z_t que corresponde a un *shock* tecnológico que mide los *shocks* a la productividad total de los factores (TFP). A su vez, contamos con el capital físico tradicional k_t , las importaciones no robóticas M_t^{NR} y la función de producción compuesta también llamada “contribución del empleo y capital robótico a la producción” $\tilde{Y}_t$. El parámetro ψ muestra los niveles de participación de cada factor.

$$Y_t = z_t^1 k_t^{\psi_1} \tilde{Y}_t^{\psi_2} M_t^{NR^{1-\psi_1-\psi_2}}$$

El *shock* de TFP seguirá un proceso estocástico de tipo AR (1):

$$\ln z_t = \rho_z \ln z_{t-1} + \xi_z$$

Ahora, la segunda función de producción $\tilde{Y}_t$ estará compuesta por una función CES que analiza el nivel de sustitución entre trabajo N_t y capital robótico A_t , comprendiendo también un *shock* de productividad total de los factores (TFP) z^2 , básicamente suponemos que es constante, ayudándonos a calcular el estado estacionario (ver Anexo A.2). El parámetro ϵ es la elasticidad de sustitución entre trabajo y capital robótico dentro de una firma, que será clave para analizar qué sucede con el empleo cuando los grados de sustitución aumentan y se vuelve más efectivo el reemplazo por sistemas de automatización. Por último, el parámetro γ indica la participación de capital robótico y trabajo en la función de producción compuesta.

$$\tilde{Y}_t = z^2 \left(\gamma A_t^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} + (1-\gamma) N_t^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}$$

Condiciones de primer orden:

Mediante las primeras derivadas y derivadas cruzadas podremos obtener los efectos que existen entre las dos funciones de producción. En la primera derivada podemos ver cuál es el efecto de la contribución de empleo y capital robótico en la función de producción total:

$$\frac{\partial Y_t}{\partial \tilde{Y}_t} = \psi_2 \frac{Y_t}{\tilde{Y}_t}$$

La siguiente derivada nos permite ver el efecto del capital robótico en la función de producción compuesta:

$$\frac{\partial \tilde{Y}_t}{\partial A_t} = \gamma \tilde{Y}_t^{-1} A_t^{\frac{-1}{\epsilon}}$$

Por medio de las derivadas cruzadas (o regla de la cadena) podremos analizar el impacto del capital robótico sobre la función de producción compuesta $\tilde{Y}_t$ y esta a su vez sobre la función de producción total.

$$\begin{aligned} \frac{\partial Y_t}{\partial \tilde{Y}_t} \cdot \frac{\partial \tilde{Y}_t}{\partial A_t} &= \gamma \left(\frac{\tilde{Y}_t}{A_t} \right)^{\frac{1}{\epsilon}} \\ \frac{\partial Y_t}{\partial \tilde{Y}_t} \cdot \frac{\partial \tilde{Y}_t}{\partial Y_t} &= \psi_2 \gamma \frac{\tilde{Y}_t^{\frac{1-\epsilon}{\epsilon}}}{A_t^{\epsilon}} Y_t \end{aligned}$$

Con lo que finalmente obtendremos que las demandas de capital robótico y trabajo:

$$\begin{aligned} A_t : \psi_2 \gamma \frac{Y_t}{\tilde{Y}_t} \cdot \left(\frac{\tilde{Y}_t}{A_t} \right)^{\frac{1}{\epsilon}} \\ N_t : \psi_2 (1 - \psi) \frac{Y_t}{\tilde{Y}_t} \cdot \left(\frac{\tilde{Y}_t}{N_t} \right)^{\frac{1}{\epsilon}} \end{aligned}$$

3.3. Restricción de la economía

Las familias en economía abierta son deudores netos en el exterior b_t^{F*} , mientras que ellas son acreedoras netas a nivel local b_t^F , ofreciendo préstamos al gobierno.

$$c_t = \tilde{w}_t n_t + b_t^F - \frac{b_{t+1}^F}{R_t} + \frac{B_{t+1}^{F*}}{R_t^* \Omega_t} - b_t^{F*} + \frac{S_t P_t^c}{P_t} Q_t - T_t + r_t^z k_t + P_t^e A_t + \tilde{D}_t - I_t - M_t \cdot P_t^a$$

Donde S_{t+1} es el tipo de cambio nominal, el precio doméstico es P_{t+1} y los *commodities* están definidos como Q_t .

El tipo de cambio real, que para nuestros efectos será de $e_t = 1.0$ está compuesto por el tipo de cambio nominal S_t , el precio internacional P_t^* y el precio doméstico P_t .

$$e_t = \frac{S_t P_t^*}{P_t}$$

Además, tendremos como definición que:

$$\begin{aligned} &\rightarrow \frac{B_{t+1} S_t}{\Omega_t R_t^*} \\ &\rightarrow \frac{B_{t+1} S_t}{\Omega_t R_t^*} \cdot \frac{1}{P_t} \cdot \frac{P_{t+1}}{P_{t+1}} \cdot \frac{S_{t+1}}{S_{t+1}} \\ &\rightarrow \frac{b_{t+1}}{\Omega_t R_t^*} \cdot \frac{S_t}{P_t} \cdot \frac{P_{t+1}}{S_{t+1}} \end{aligned}$$

Por tanto

$$b_t = \frac{B_t}{P_t} \text{ además: } b_{t+1} = \frac{B_{t+1}}{S_{t+1} P_{t+1}}$$

Con estas definiciones obtenemos:

$$c_t = \tilde{w}_t n_t + b_t^F - \frac{b_{t+1}^F}{R_t} + \frac{b_{t+1}^{F*}}{R_t^* \Omega} - b_t^{F*} - T_t + r_t^z k_t + P_t^e A_t + \tilde{D}_t - I_t - P_t^a M_t$$

Por parte del gobierno:

$$g_t + b_t^G + b_t^{G*} = T_t + \frac{b_{t+1}^G}{R_t} + \frac{b_{t+1}^{G*}}{R_t \Omega_t}$$

A nivel agregado sabremos que:

$$\begin{aligned} b_t^* &= b_t^{F*} + b_t^{G*} \\ b_t^F &= b_t^G \end{aligned}$$

Los dividendos, por su parte, estarán compuestos por los beneficios recibidos de la firma de bienes, los de capital tradicional y capital robótico:

$$\begin{aligned} \tilde{D}_t &= \Pi_t^B + \Pi_t^K + \Pi_t^A \\ \tilde{D}_t &= \left(y_t - \frac{W_t N_t}{p_t} - \frac{r_t^z K_t}{p_t} - \frac{P_t^e A_t}{p_t} \right) + \left(\frac{r_t^z K_t}{p_t} \right) + \left(\frac{P_t^e A_t}{p_t} \right) \\ \tilde{D}_t &= y_t - \tilde{w}_t n_t \end{aligned}$$

Al eliminar términos obtendremos:

$$c_t + g_t + I_t = y_t + \frac{b_{t+1}^*}{\tilde{R}_t \Omega_t} - b_t^* - M_t \cdot P_t^a$$

$$PIB_t = y_t - M_t \cdot P_t^a$$

Finalmente el producto y estará compuesto por:

$$y_t = c_t + I_t + g_t + e_t x_t^B + e_t P_t^c Q_t$$

En donde $e_t x_t^B + e_t P_t^c Q_t$ son valores reales multiplicados por el tipo de cambio real. Si consideramos las exportaciones:

$$x_t^B = \left(\frac{P_{i,t}^*}{P_t} \right)^{-\epsilon} y_t^*$$

Al suponer que: $P_{i,t}^* = P_t^*$ la exportación de bienes será equivalente a la demanda externa:

$$x_t^B = y_t^*$$

3.4. Balanza de pagos

El equilibrio estaría compuesto por el consumo, el gasto público, la inversión, el PIB y la deuda extranjera.

$$c_t + g_t + I_t = PIB_t + \left(\frac{b_{t+1}^*}{\tilde{R}_t \Omega_t} - b_t^* \right)$$

De esta ecuación podemos obtener la balanza de pagos:

$$0 = \underbrace{\left(x_t - P_t^a \cdot M_t \right)}_{\text{Balanza Comercial}} + \underbrace{\frac{b_{t+1}^*}{\tilde{R}_t \Omega_t} - b_t^*}_{\text{Cuenta de Capitales}}$$

3.5. Datos para la calibración

Los datos utilizados para los parámetros han sido recopilados del Banco Central de Chile por medio de series empalmadas y desestacionalizadas y de la base de datos KLEMS para Latinoamérica <http://laklems.net/> entre 1995 y 2015.

Por intermedio del Banco Central hemos podido obtener los siguientes *ratios* de la Tabla 2:

TABLA 2

RATIOS DEL BANCO CENTRAL DE CHILE

Descripción	Ratio	Valor
Importaciones sobre PIB	$\frac{m_{ss}}{PIB}$	0,3092
Deuda externa sobre PIB	$\frac{b_{ss}}{PIB}$	0,43
Gasto Público sobre PIB	$\frac{g_{ss}}{PIB}$	0,1190
Precio commodity sobre PIB	$\frac{q_{ss}}{PIB}$	0,1581
Inversión total sobre PIB	$\frac{I_{ss}}{PIB}$	0,23

Fuente: Elaboración propia.

De la base de datos KLEMS hemos obtenido los siguientes parámetros de la Tabla 3:

TABLA 3

DATOS KLEMS PARA CHILE

Descripción	Valor
Participación del trabajo	0,5188
Inversión robótica sobre PIB	0,017299
Horas trabajadas sobre total	0,25

Fuente: Elaboración propia.

4. CALIBRACION Y RESULTADOS

4.1. Calibración

Considerando la naturaleza del problema, es decir, la introducción de una tecnología radicalmente nueva, no existe la posibilidad de obtener datos para hacer estimaciones econométricas de series de tiempo, por eso se optó por calibrar el modelo a base de la información disponible. Así, la modelación matemática aplicada en este estudio utiliza parámetros obtenidos de literatura además de los *ratios* calculados en el apartado anterior con datos del Banco Central de Chile y KLEMS. Cada periodo representa un trimestre realizando una simulación en Matlab y Dynare para un periodo total de 20 años.

Tasas de depreciación:

Definimos las tasas de depreciación para capital tradicional en $\delta^k = 0,0183$ y para capital robótico $\delta^A = 0,0515$. Eden & Gaggli (2015). Esta diferencia radica en el hecho que el capital robótico tiene un grado de obsolescencia más acelerada respecto del capital de maquinaria tradicional.

Proporción media de actividad laboral:

Utilizando datos para Chile, hemos definido la cantidad de horas trabajadas en estado estacionario como $n_{ss} = 1/4$. Se calculó como el promedio de horas trabajadas entre 1995 y 2015 dividido por el total de horas de un año utilizando la base de datos KLEMS.

Participación laboral (*Labour share*):

Obtenida a partir de datos KLEMS, se divide la remuneración por trabajador (*labour compensation*) dividida en el PIB, entre los años 1995 y 2015 alcanzando un valor de 0,5188.

Ratio inversión robótica sobre PIB:

El cálculo del *ratio* $\frac{I^R}{PIB}$ se realizó por medio de la base de datos LAKLEMS separando la variable de formación bruta de capital fijo en dos: el capital tradicional compuesto de equipo de transporte, otra maquinaria y equipos, inversión en construcción no residencial y residencial, mientras que para el capital robótico hemos considerado: equipos computacionales (IT), equipos comunicacionales (IC) y *software*. Estos tres últimos ítems divididos en el PIB trimestral desde 1995 al 2015 obtenidos por el Banco Central de Chile conforman la inversión de capital robótico sobre PIB.

Los demás parámetros utilizados en la literatura tradicional se describen a continuación en las Tablas 4 y 5:

TABLA 4
PARAMETRIZACION

Descripción	Parámetro	Valor
Tasa de descuento	β	0,99
Tasa de interés	r_{ss}	$\frac{1}{\beta} - 1$
Elasticidad intertemporal	σ	2,0
Tasa estocástica de descuento	Λ_{ss}	β
Elasticidad por prima de riesgo	δ	0,001
Inversa de elasticidad de oferta laboral de Frisch	ν	1,0
Elasticidad de sustitución entre capital robótico y humano	ϵ	(variable)

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 5
SHOCKS Y PERSISTENCIA

Descripción	Parámetro	Valor
Persistencia del <i>shock</i> fiscal	ρ_g	0,9
Persistencia del <i>shock</i> al precio de los <i>commodities</i>	ρ_{pc}	0,9
Persistencia del <i>shock</i> de producción de <i>commodities</i>	ρ_q	0,9
Persistencia del <i>shock</i> de tecnología (TFP)	ρ_z	0,9
Persistencia del <i>shock</i> al precio internacional de capital robótico	ρ_{pa}	0,9
Persistencia del <i>shock</i> de capital robótico	ρ_a	0,9
Persistencia del <i>shock</i> de capital no robótico	ρ_k	0,9
Persistencia del <i>shock</i> a la tasa de interés externa	ρ_r	0,9
Persistencia del <i>shock</i> de deuda externa	ρ_y	0,9

Fuente: Elaboración propia.

4.2. Funciones impulso respuesta

Con el modelo especificado en la sección anterior analizaremos los efectos de un *shock* de tecnología (TFP) y tanto la disminución como aumento en el precio del capital robótico que terminarán afectando el consumo, la inversión total (que incluye la inversión robótica y tradicional), la deuda externa , la balanza comercial, el trabajo, el salario, las importaciones, la tasa de interés doméstica y finalmente la producción o PIB.

Para los escenarios 1 y 2 veremos cómo afecta un *shock* de TFP y una caída en el precio internacional de capital robótico en 1% para muy bajos costos de ajuste que son consistentes con el supuesto que el análisis considerado en este estudio es de largo plazo. Considerando esto, cambiaremos las elasticidades de sustitución entre trabajo y capital robótico de acuerdo con los valores indicados en la literatura, comprendiendo elasticidades bajas, medias y altas. Es importante recordar que en este modelo los costos de ajuste con valores bajos indicarán bajos grados de esfuerzo en reemplazar e instalar maquinaria robótica, que mantendremos fijos en un valor arbitrariamente bajo. El objetivo de este ejercicio es muy simple, consiste en ilustrar las diferencias entre un *shock* estándar de productividad y uno asociado a la importación de robots.

En el escenario 3, contrario a la segunda simulación, se aumenta el precio de compra de capital robótico. El objetivo de este ejercicio es clave para el estudio: indicando qué pasaría si hoy es más difícil la adquisición de maquinaria robótica que en el futuro, cuyo costo cae permanentemente hasta un nuevo valor de equilibrio. Por eso, adicionalmente, se realiza un aumento de la inversión robótica sobre PIB en el estado estacionario $\frac{I^R}{PIB}$ simultáneamente con las diferentes alternativas respecto de

las elasticidades de sustitución entre trabajo y robots. Con esto, capturamos el aumento futuro y permanente de la demanda del insumo robótico mediante su elasticidad de sustitución. En otras palabras, supondremos que si cae el precio en 1%, la demanda por ese insumo aumentará ϵ veces. En resumen, en el escenario 3 se simula cómo la economía transita a un nuevo estado estacionario, en que los precios de los robots son más bajos y por tanto la inversión en robots sobre el PIB es más alta.

El eje x representa los periodos de los impulsos-respuestas para 20 años en trimestres. En el eje y veremos cómo un aumento de 1% del *shock* sobre su estado estacionario producirá variaciones porcentuales acumulativas en la variable de interés.

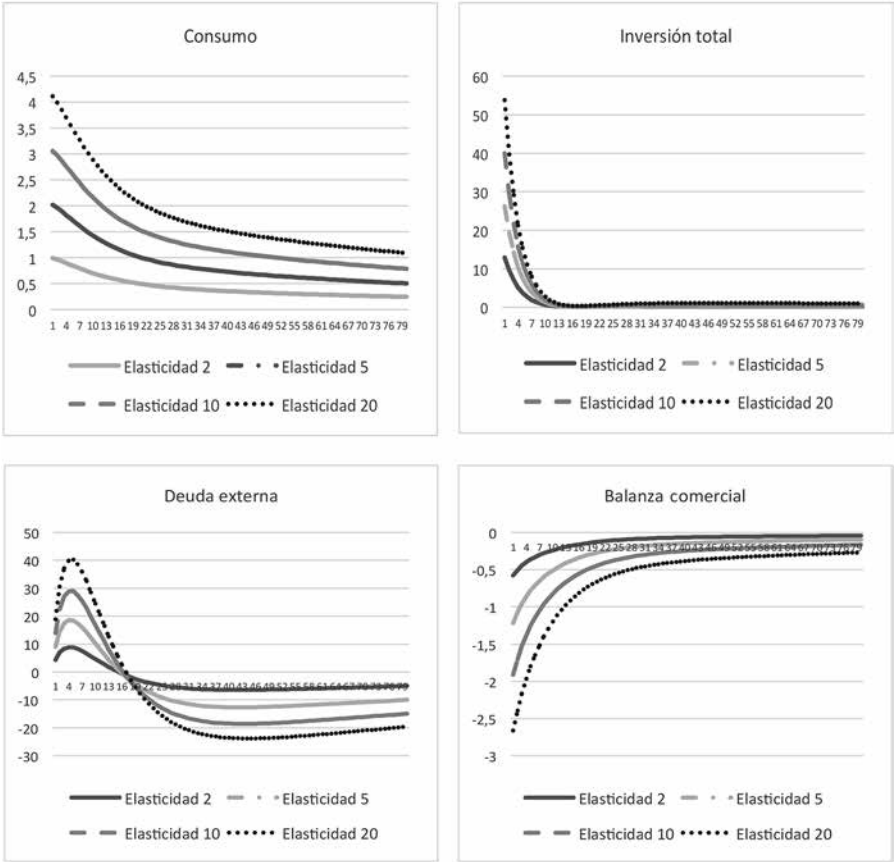
La productividad total de los factores TFP nos ayuda a medir qué tan eficiente y qué tan intensos son los factores de trabajo, capital (en nuestro caso tradicional y robótico) en la producción y crecimiento de un país. La literatura considera los *shocks* de TFP como exógenos al modelo, siendo la mayor causa de las fluctuaciones económicas. Otras investigaciones, como Comin & Gertler (2006), consideran el crecimiento de TFP como decisiones de innovación endógenas que afectan el modelo de ciclos reales.

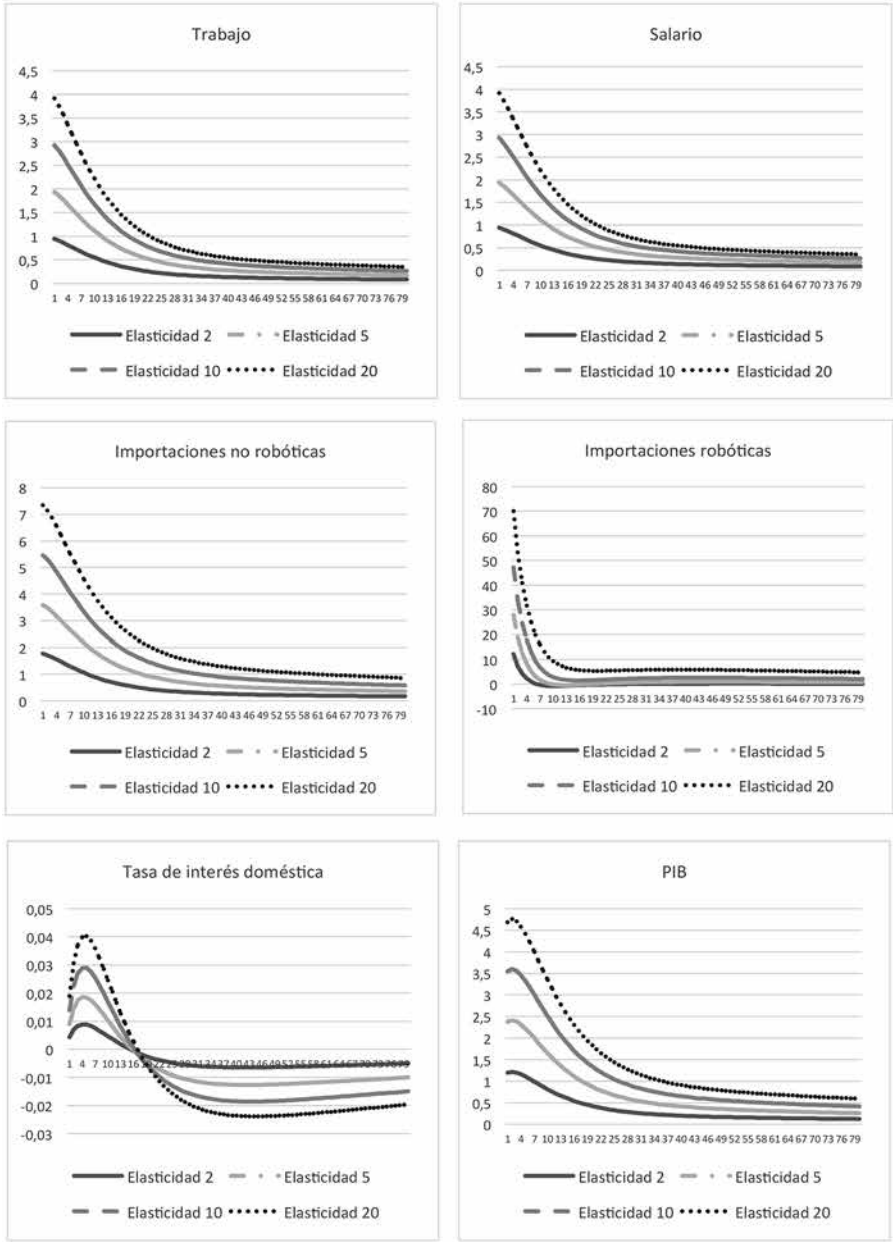
Como muestra la Figura 3, un alza de 1% en la productividad de los factores o TFP produce los efectos esperados de un *shock* tecnológico. Este produce un alza en el consumo con una tasa acumulativa de 4,7% por sobre el estado estacionario, mientras que acelera la inversión total dependiendo de los valores de la elasticidad de sustitución. Debemos recordar que la función de utilidad GHH elimina el efecto ingreso en la función de oferta laboral, es decir, se elimina la variable consumo c_t que suele contrarrestar las fluctuaciones en el empleo. Todo esto, para capturar el hecho que en economías pequeñas y abiertas los *shocks* producen más volatilidad en

FIGURA 3

IMPULSO-RESPUESTAS PARA ESCENARIO 1 CON *SHOCK* TFP DE 1%

Escenario 1: *Shock* tecnológico (TFP) de 1% con costos de ajuste bajos y elasticidades de sustitución de $\epsilon = 2$, $\epsilon = 5$, $\epsilon = 10$ y $\epsilon = 20$.





Fuente: Elaboración propia con base en el modelo del artículo.

el empleo que en economías cerradas. Además, al suponer un $\nu = 1,0$, la elasticidad de oferta laboral de Frisch es también unitaria, es decir, imponemos que los cambios del trabajo son iguales a los cambios en el salario $n_t = w_t$.

El alza en las importaciones tanto robóticas como no robóticas produce un aumento en la deuda externa, lo que termina con una balanza comercial neta negativa de hasta 2,7% para elasticidades altas. Las importaciones robóticas muestran un sustancial aumento comparado con las no robóticas, que solo suben a 7%. La tasa de interés se mantiene alta hasta en 0,04% para activar el consumo futuro. Este *shock* en la productividad local de los factores tiene un alto impacto en las importaciones robóticas llegando a una tasa acumulada de 70%, comparadas con las no robóticas que llegan a 7%. En definitiva, el alza del PIB se debe a la combinación de reacciones favorables en la economía, ya sea tanto por un aumento en el trabajo y el consumo como también un aumento considerable en la inversión total.

La figura 4 muestra una caída de 1% en el precio de importación de los robots, mostrando un escenario completamente distinto al primer *shock* de TFP dependiendo de las elasticidades de sustitución. La caída de 1% en el precio internacional del capital robótico produce importantes efectos en el empleo, corroborando la hipótesis planteada en este estudio dependiendo de la elasticidad de sustitución entre robots y trabajo. Primero, analicemos el consumo, el que comienza con una leve alza para elasticidades de sustitución bajas ($\epsilon = 2$), pero a medida que el grado de sustitución entre capital robótico respecto del trabajo humano aumenta, la caída en el consumo es más pronunciada llegando hasta -0,04% para elasticidades altas, diametralmente diferente al alza de 4,7% del escenario 1 con *shock* de TFP. Segundo, el alza en la tasa de interés doméstica produce una decisión intertemporal de postergar consumo inmediato para los periodos siguientes.

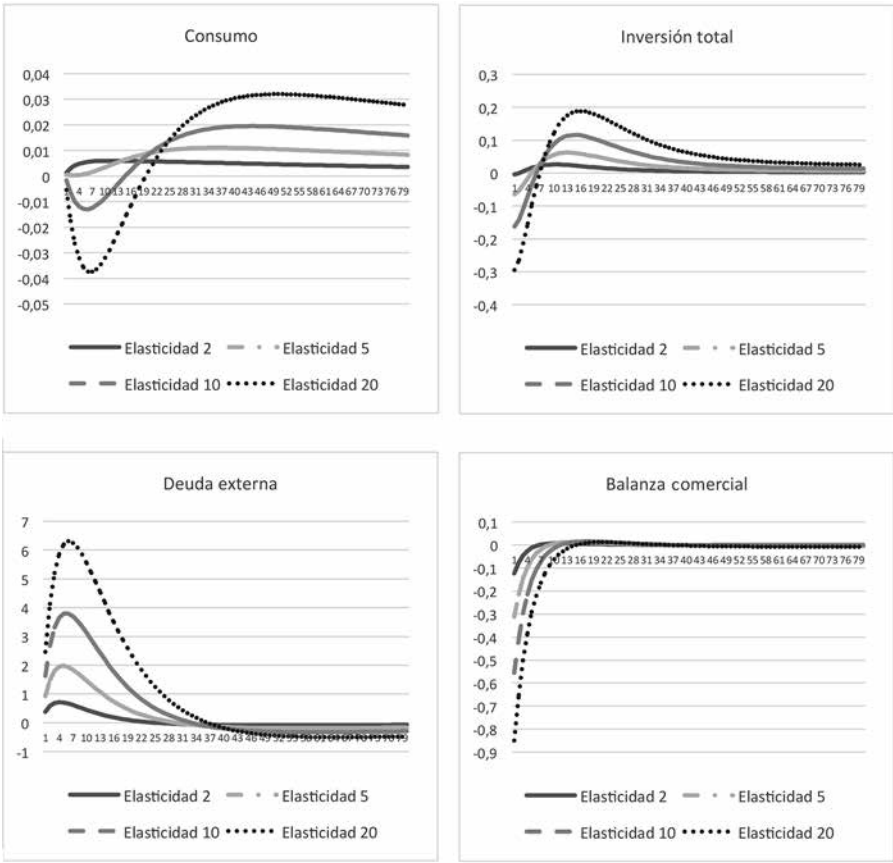
El permitir las importaciones de capital robótico, gracias a los bajos costos de ajuste y altas tasas de sustitución, provoca un alza en la deuda externa y una balanza comercial negativa, como es de esperar. Además de la entrada de capital robótico con alzas de hasta 70%, también se genera una caída en la inversión total de 0,3% que luego comienza a recuperarse en los periodos siguientes. Sin embargo, la caída en el consumo, en el trabajo y salarios termina por mostrar una baja en el PIB de la economía de 0,8%. Esto ocurre porque el PIB es una medida de producción doméstica, por tanto, si bien aumenta la producción hecha con insumos importados, la producción doméstica propiamente tal, descontando las importaciones, cae.

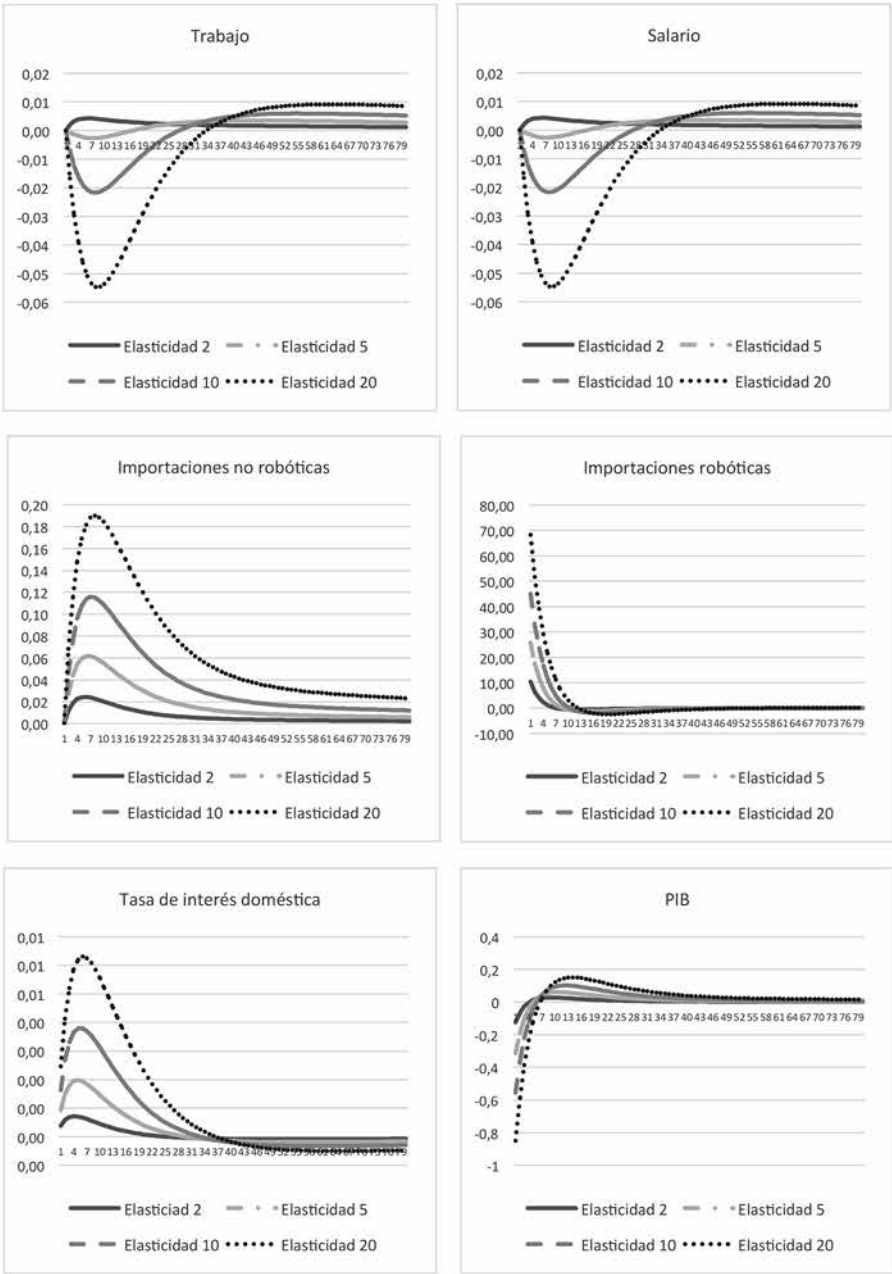
El aspecto más importante a considerar es el efecto en el trabajo, que muestra un comportamiento diferente a base de la elasticidad de sustitución aplicada y contraria a lo planteado en el escenario 1 (Figura 3). Para el caso de elasticidades bajas, es decir, poca capacidad de cambiar trabajo por tecnología robótica, el trabajo muestra una reacción positiva, permitiendo la entrada de más trabajadores al mercado laboral. Sin embargo, a medida que la elasticidad de sustitución crece $\epsilon = 5$ a $\epsilon = 20$ se comienza a observar una caída en el empleo de hasta 0,055% para un *shock* de disminución del precio internacional en 1%. Esta es directa consecuencia de la capacidad de sustituir

FIGURA 4

IMPULSO-RESPUESTAS PARA ESCENARIO 2, CON *SHOCK* DE DISMINUCION DEL PRECIO INTERNACIONAL DE COMPRA DE CAPITAL ROBOTICO DE 1%

Escenario 2: *Shock* de disminución del precio internacional de compra de capital robótico de 1% y elasticidades de sustitución de $\epsilon = 2$, $\epsilon = 5$, $\epsilon = 10$ y $\epsilon = 20$.





Fuente: Elaboración propia con base en el modelo del artículo.

capital robótico por trabajo, que sin embargo comienza a cambiar su tendencia a partir del segundo año (8° trimestre) para luego quedar estable en valores positivos bajo un nuevo estado estacionario permanente. Los bajos costos de ajuste permiten un rápido ingreso de capital robótico extranjero, produciendo estos efectos en el trabajo. Es interesante recordar que el salario muestra un comportamiento similar por aplicar una función GHH en las familias.

El análisis de la caída del PIB a 0,8% para altas elasticidades muestra en resumen los efectos provocados por la robotización. La caída en el empleo inicial produce a su vez una caída en el consumo con comportamiento cíclico en el PIB. No obstante, a partir del segundo año se genera un cambio de tendencia que genera un nuevo estado estacionario con una tasa de inversión sobre PIB más alta. Este escenario corrobora nuestra hipótesis de efectos adversos por la llegada masiva de material robótico que reemplace el trabajo humano, que expone a la fuerza laboral a procesos de adaptación en sus labores.

En este último escenario representado por la Figura 5 suponemos que el precio internacional por capital robótico es alto hoy, lo que dificulta la entrada al país de nueva tecnología robótica, pero que este caerá en el futuro hasta alcanzar un nuevo equilibrio permanente más bajo, situación contraria al ejercicio anterior. Como se mencionó anteriormente, para analizar este cambio permanente suponemos que en el largo plazo la inversión robótica va a aumentar con rapidez, convirtiéndose este valor en el nuevo estado estacionario.

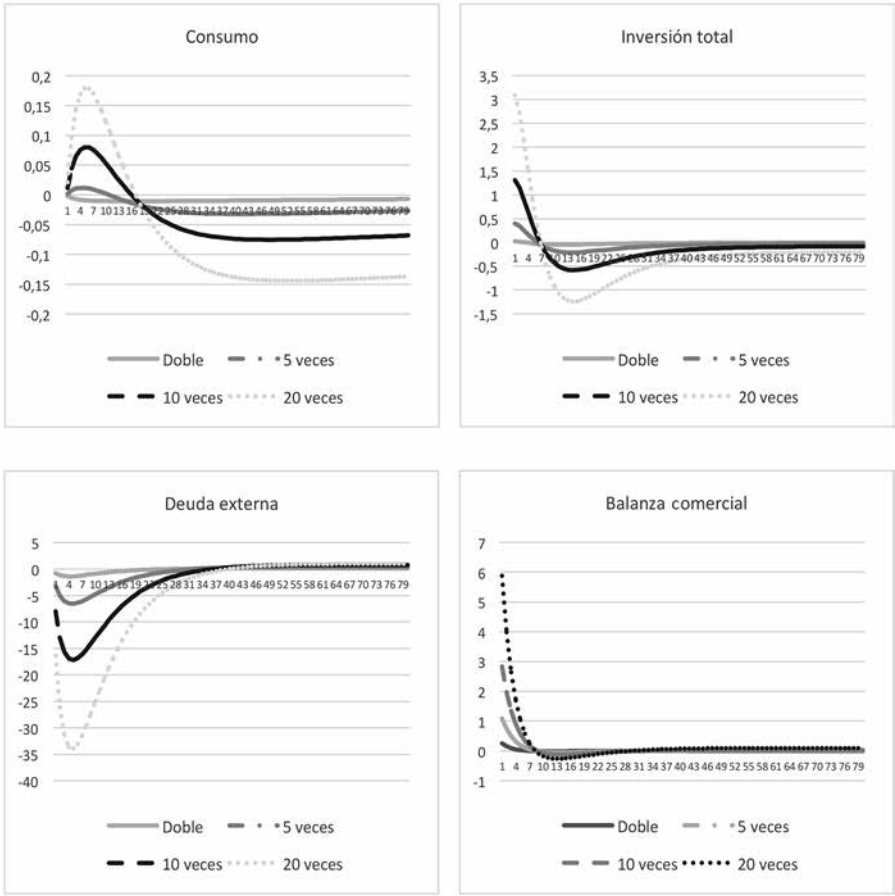
Observamos que antes que caigan los precios de los robots el PIB es 6% más alto que el equilibrio final, provocado por varios factores. Por un lado tenemos un consumo más alto, 0,18% para elasticidad alta, favorecido por una baja tasa de interés doméstica que a su vez incentiva la inversión total en 3% por sobre el estado estacionario final. La cantidad de importaciones no robóticas disminuye en 0,8%, sin embargo, las importaciones robóticas son bastante menores que el equilibrio final, hasta 50%, consecuentes con un precio internacional del capital robótico hoy más caro que el estado estacionario. Este efecto provoca una caída en la deuda externa de hasta 35%, por una balanza comercial con un saldo positivo de 6% por sobre el estado estacionario final.

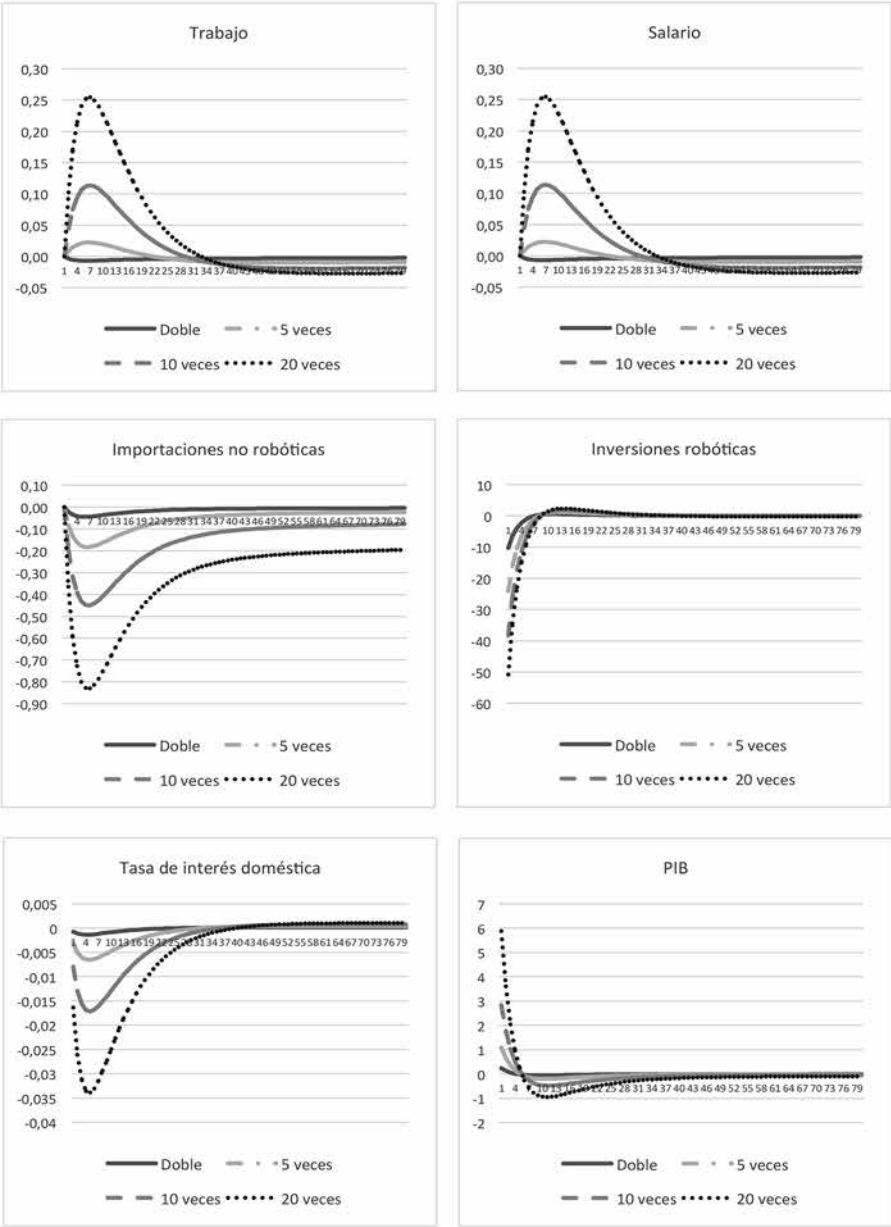
Finalmente, existe un considerable contraste en relación con el comportamiento del empleo. Cuando suponemos que los precios de los robots serán permanentemente más bajos en el futuro y con un aumento en forma constante de la inversión de robots sobre el PIB, el empleo es hasta 0,25% por sobre el nivel que alcanzará en el nuevo estado estacionario. En otras palabras, en la medida que el precio de los robots caiga en forma permanente en 1%, el empleo caerá también en 0,25%, resultado cinco veces más alto que si la caída en el precio de los robots es solo transitorio (escenario anterior). De manera congruente, los salarios se ajustarán a la baja en la medida que pasa el tiempo para asegurar el pleno empleo.

FIGURA 5

IMPULSO-RESPUESTAS PARA ESCENARIO 3, CON UN *SHOCK* POSITIVO DE 1%
EN EL PRECIO DE COMPRA INTERNACIONAL DE CAPITAL ROBOTICO
MAS ALZAS DE INVERSION ROBOTICA

Escenario 3: *Shock* de aumento en el precio internacional de capital robótico de 1% frente a un aumento de la inversión robótica sobre PIB y elasticidades de sustitución de $\epsilon = 2$, $\epsilon = 5$, $\epsilon = 10$ y $\epsilon = 20$.





Fuente: Elaboración propia con base en el modelo del artículo.

4.3. Conclusiones y limitaciones del estudio

El presente estudio tuvo por finalidad proyectar los efectos de una entrada masiva de capital robótico a la economía chilena, impulsada por una baja en el precio internacional de estas tecnologías. Esos efectos se manifiestan en alteraciones producidas en el mercado laboral a raíz de la inversión en sistemas automatizados que desplacen el trabajo humano a nivel local. Se elaboró un modelo macro de equilibrio general basado en Lin & Weise (2018) en el que se separó el capital en tradicional y robótico, mediante fuentes IT y non-IT de la base de datos KLEMS. Bajo tres simulaciones, se analizaron los efectos en la economía considerando un *shock* de productividad, de disminución y de aumento en el precio de compra de capital tecnológico.

La contribución del estudio es proponer un modelo macro de equilibrio general para una economía pequeña y abierta que no produce robots sino que los importa directamente del mercado internacional. Entonces, a diferencia de Lin & Weise (2018), la mayor demanda por robots ocurre por una caída del precio de este insumo productivo. Por tanto, los efectos dependen además de las elasticidades de sustitución entre trabajo y robots, de si el cambio en el precio de los robots es permanente, es decir, si este afecta o no el estado estacionario final de la economía por medio de la inversión de robots sobre el PIB.

Los ejercicios realizados en este estudio indican que una disminución en el precio internacional de capital robótico en 1%, en condiciones de altas tasas de sustitución, produce una caída en el empleo y los salarios de 0,05% si el cambio es transitorio y de 0,25% si es permanente, por un aumento en las importaciones de capital robótico.

Estos resultados pueden ser de gran interés a la hora de determinar políticas públicas para mitigar los efectos previstos, entre las que se encuentran programas de formación y capacitación laboral. También pueden derivarse orientaciones para el desarrollo profesional de los propios trabajadores, los que debieran tomar conciencia del nivel cognitivo que requieren y el grado de rutina que contienen las profesiones o actividades que eligen, y buscar alternativas para ampliar su espectro de competencias y ganar flexibilidad para enfrentar el mercado laboral en mejor forma, estando este marcado por la recurrente introducción de tecnologías que sustituyen o transforman las tareas que ejecutan.

Sin duda, todo este fenómeno será también un campo de nuevas oportunidades para las próximas generaciones, las que podrán desarrollar aplicaciones o servicios que den satisfacción a los requerimientos de estas tecnologías y así promuevan el surgimiento de nuevos negocios y empleos que impacten positivamente el crecimiento económico.

Finalmente, dentro de las limitaciones del modelo está el que no se encuentra segmentado por sectores ni tampoco distingue entre personal calificado y no calificado o por índice de rutina. Sin embargo, los resultados calibrados con datos para Chile sí muestran los efectos respecto del empleo y su importancia en políticas de regulación.

BIBLIOGRAFIA

- ALVAREZ, R. (2016). *The impact of R&D and ICT investment on innovation and productivity in Chilean firms*. Tech. rep., Inter-American Development Bank.
- ACEMOGLU, D., & RESTREPO, P. (2018). *Artificial Intelligence, Automation and Work*. Working Paper, National Bureau of Economic Research.
- ACEMOGLU, D., & RESTREPO, P. (11 de 2018). Automation and New Tasks: The Implications of the Task Content of Production for Labor Demand. *Journal of Economic Perspectives*.
- ACEMOGLU, D., & RESTREPO, P. (2018). *Demographics and automation*. Tech. rep., National Bureau of Economic Research.
- ACEMOGLU, D., & RESTREPO, P. (2018). Low-skill and high-skill automation. *Journal of Human Capital*, 12, 204-232.
- ACEMOGLU, D., & RESTREPO, P. (2017). Robots and jobs Evidence from US labor markets. *NBER Working Papers*.
- AGHION, P., JONES, B. F., & JONES, C. I. (2017). *Artificial intelligence and economic growth*. Tech. rep., National Bureau of Economic Research.
- ALMEIDA, R., FERNANDES, A. M., VIOLLAZ, M., & ALMEIDA, R. K. (2017). Does the adoption of complex software impact employment composition and the skill content of occupations? evidence from Chilean firms. *World Bank*.
- BENAVENTE, J. M., BRAVO, D., & MONTERO, R. (2011). Wages and workplace computer use in Chile. *The Developing Economies*, 49, 382-403.
- BERG, A., F. BUFFIE, E., & ZANNA, L.-F. (5 de 2018). Should We Fear the Robot Revolution? (The Correct Answer is Yes). *IMF Working Papers*.
- BRAVO, J., GARCIA, M. A., & SCHLECHTER, H. (2018). *Automatización e Inteligencia Artificial, desafíos del Mercado Laboral*. Tech. rep., CLAPES UC.
- BRUSSEVICH, M., DABLA-NORRIS, E., KAMUNGE, C., KARNANE, P., KHALID, S., & KOCHHAR, K. (10 de 2018). Gender, Technology and the Future of Work. *IMF Staff Discussion notes*.
- BRYNJOLFSSON, E., & MCAFEE, A. (2012). *Race against the machine: How the digital revolution is accelerating innovation, driving productivity, and irreversibly transforming employment and the economy*. Brynjolfsson and McAfee.
- BRYNJOLFSSON, E., MITCHELL, T., & ROCK, D. (2018). What Can Machines Learn, and What Does It Mean for Occupations and the Economy? *AEA Papers and Proceedings*, 108, págs. 43-47.
- CARRILLO, F. (2018). *Formación de Competencias para el Trabajo en Chile*. Tech. rep., Comisión Nacional de Productividad.
- COMIN, D., & GERTLER, M. (2006). Medium-term business cycles. *American Economic Review*, 96, 523-551.
- CORREIA, I., NEVES, J. C., & REBELO, S. (1995). Business cycles in a small open economy. *European Economic Review*, 39, 1089-1113.
- DAVID, H., & DORN, D. (2013). The growth of low-skill service jobs and the polarization of the US labor market. *American Economic Review*, 103, 1553-97.
- EDEN, M., & GAGGL, P. (2015). *On the welfare implications of automation*. The World Bank.
- FREY, C. B., & OSBORNE, M. A. (2017). The future of employment: how susceptible are jobs to computerisation? *Technological forecasting and social change*, 114, 254-280.
- GALLIPOLI, G., & MAKRIDIS, C. A. (2018). Structural Transformation and the Rise of Information Technology. *Journal of Monetary Economics*.
- J. DECANIO, S. (8 de 2016). Robots and Humans, Complements or Substitutes. *TJournal of Macroeconomics*.
- LIN, T. t., & WEISE, C. L. (2018). A New Keynesian Model with Robots Implications for Business Cycles and Monetary Policy. *Available at SSRN 3064229*.
- MANYIKA, J. (2017). A future that works: AI, automation, employment, and productivity. *McKinsey Global Institute Research, Tech. Rep.*
- MICCO, A., & others. (2019). The Impact of Automation in Developed Countries. *Santiago*.

- PAIVA, O. A., & PREVEDELLO, L. M. (2017). The potential impact of artificial intelligence in radiology. *Radiologia brasileira* , 50, V-VI.
- PERALTA-ALVA, A., & AGUSTIN, R. (9 de 2018). Technology and the Future of Work. *IMF Working Paper WP/18/207*.
- PwC. (2 de 2018). The macroeconomic impact of artificial intelligence. *PricewaterhouseCoopers reports*.
- ROJAS, A. (10 de 1997). Descomposicion del diferencial de tasas de interes entre Chile y el extranjero: 1992 a 1996. *Documentos de trabajo del Banco Central* , 1-13.
- SALEHI, H., & BURGUEÑO, R. (2018). Emerging artificial intelligence methods in structural engineering. *Engineering Structures* , 171, 170-189.
- ZEIRA, J. (1998). Workers, machines, and economic growth. *The Quarterly Journal of Economics* , 113, 1091-1117.

ANEXOS

Anexo A.1: Descripción de variables

TABLA 1

VARIABLES DEL MODELO

N°	Nombre	Variable
1	Consumo	c_t
2	Trabajo	n_t
3	Variable auxiliar	h_t
4	Tasa de interés real	r_t
5	Precio capital tradicional	r_t^z
6	Salario real	w_t
7	Producto	y_t
8	TFP	z_t
9	Capital tradicional	k_t
10	Capital robótico	A_t
11	Precio arriendo capital robótico	p_t^e
12	Inversión total	I_t
13	Gasto de gobierno	g_t
14	Exportaciones	x_t
15	Exportaciones de bienes	xb_t
16	Deuda externa	b_t
17	Tasa de interés internacional	r^*
18	Riesgo país	Ω
19	<i>Commodities</i>	q_t
20	Precio <i>commodity</i>	pc
21	Importaciones	m_t
22	Importaciones no robóticas	m_{nr}
23	Demanda externa	y^*
24	Precio de compra capital robótico	p_t^a
25	Contribución del trabajo y capital robótico a la producción	$\tilde{y}_t$
26	PIB	gdp
27	Q de Tobin robótico	qtb^r
28	Q de Tobin no robótico	qtb^{nr}
29	Balanza comercial	bot

Anexo A.2: Estados estacionarios en función de parámetros

Para resolver los estados estacionarios debemos tener en cuenta las dos ecuaciones correspondientes a los factores de producción:

$$Y_{ss} = z_{ss} k_{ss}^{\psi_1} \tilde{Y}_{ss}^{\psi_2} M_{ss}^{NR^{1-\psi_1-\psi_2}}$$

$$\bar{Y}_{ss}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} = \bar{z}_{ss}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \left(\gamma A_{ss}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} + (1-\gamma) N_{ss}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \right)$$

A.2.1) Capital robótico en estado estacionario:

Para comenzar, analizamos los datos que tenemos disponibles y vemos que mediante la base de datos KLEMS podemos realizar dos equivalencias, el primero es el capital robótico por su tasa de depreciación sobre PIB, que es lo mismo que inversión robótica sobre PIB:

$$\frac{\delta^A \cdot A_{ss}}{PIB_{ss}} = KLEMS = \frac{I_{ss}^R}{PIB_{ss}}$$

Con esta información podremos obtener el capital robótico en estado estacionario:

$$A_{ss} = \frac{I_{ss}^R}{PIB_{ss}} \cdot \frac{PIB_{ss}}{\delta^A}$$

A.2.2) θ en estado estacionario: El parámetro θ que captura la desutilidad de trabajar está presente tanto en la función de utilidad como en la oferta de trabajo, del que obtendremos un valor tal que nos permitirá que $n_{ss} = 1/4$. Pero antes definiremos un valor entregado por la base de datos KLEMS.

Labour Share:

$$LS = \frac{w_{ss} n_{ss}}{PIB_{ss}} = LabourShare$$

Con ello podremos crear la siguiente variable:

$$\tilde{L}S = w_{ss} w_{ss} = LS \cdot PIB$$

Además, esta modelación matemática incluye el supuesto que estamos eligiendo un z_{ss} tal que exista $y_{ss} = 1,0$, es decir, de una producción constante en estado estacionario. Con estas definiciones podremos comenzar a igualar la demanda con la oferta de empleo:

Demanda de empleo:

$$(1-\gamma) \cdot \psi_2 \cdot \tilde{Y}_{ss}^{\frac{1-\epsilon}{\epsilon}} \cdot n_{ss}^{\frac{-1}{\epsilon}} = w_{ss}$$

Si asumimos que la elasticidad de sustitución es $\epsilon = 10$ obtendremos:

$$(1-\gamma) \cdot \psi_2 \cdot n_{ss}^{-1} \cdot 1 = w_{ss}$$

$$(1-\gamma) \cdot \psi_2 \cdot \frac{1}{n_{ss}} = w_{ss}$$

$$(1-\gamma) \cdot \psi_2 \cdot \frac{Y_{ss}}{n_{ss}} = w_{ss}$$

Por otra parte, la oferta de empleo:

$$\theta_{ss} n_{ss}^{\nu} = w_{ss}$$

Pero de acuerdo con la definición de $w_{ss} = \frac{\tilde{L}S}{n_{ss}}$. Uniendo ambas:

$$\theta_{ss} n_{ss}^{\nu} = \frac{\tilde{L}S}{n_{ss}}$$

Podremos finalmente encontrar un θ_{ss} tal que $n_{ss} = 1/4$

$$\theta_{ss} = \frac{\tilde{L}S}{n_{ss}^{\nu+1}}$$

$$\theta_{ss} = \frac{\tilde{L}S}{\left(\frac{1}{4}\right)^{\nu+1}} \quad ; \nu = 1.0$$

A.2.3) Participación de capital robótico y trabajo γ :

Si igualamos las productividades marginales de trabajo y capital robótico con los precios:

$$\frac{(1-\gamma) \cdot \psi_2 \cdot \tilde{Y}_{ss}^{\frac{1-\epsilon}{\epsilon}} \cdot n_{ss}^{\frac{-1}{\epsilon}}}{\gamma \cdot \psi_2 \cdot \tilde{Y}_{ss}^{\frac{1-\epsilon}{\epsilon}} \cdot A_{ss}^{\frac{-1}{\epsilon}}} = \frac{w_{ss}}{r_{ss} + \delta^a}$$

Pero recordando que $w_{ss} = \frac{\tilde{L}S}{n_{ss}}$ podemos obtener la siguiente equivalencia:

$$\frac{(1-\gamma) \cdot \psi_2 \cdot \tilde{Y}_{ss}^{\frac{1-\epsilon}{\epsilon}} \cdot n_{ss}^{\frac{-1}{\epsilon}}}{\gamma \cdot \psi_2 \cdot \tilde{Y}_{ss}^{\frac{1-\epsilon}{\epsilon}} \cdot A_{ss}^{\frac{-1}{\epsilon}}} = \frac{\tilde{L}S}{r_{ss} + \delta^a} \cdot \frac{1}{n_{ss}}$$

Se eliminan términos y se simplifica n_{ss} :

$$\frac{(1-\gamma)}{\gamma} \cdot \frac{n_{ss}^{1-1/\epsilon}}{A_{ss}^{-1/\epsilon}} = \frac{\tilde{L}S}{r_{ss} + \delta^a}$$

Al redistribuir términos hacia la derecha tendremos que:

$$\frac{(1-\gamma)}{\gamma} = \frac{\tilde{L}S}{r_{ss} + \delta^a} \cdot \frac{A_{ss}^{1-1/\epsilon}}{n_{ss}^{-1/\epsilon}}$$

Si definimos ϕ como todos los valores conocidos numéricamente ya obtenidos previamente:

$$\frac{(1-\gamma)}{\gamma} = \underbrace{\frac{\tilde{L}S}{r_{ss} + \delta^a} \cdot \frac{A_{ss}^{1-1/\epsilon}}{n_{ss}^{-1/\epsilon}}}_{\phi}$$

Nos quedaría:

$$\frac{(1-\gamma)}{\gamma} = \phi$$

Al redistribuir términos podremos determinar que la participación del capital robótico y trabajo γ en estado estacionario corresponde a:

$$\gamma = \frac{1}{1+\phi}$$

A.2.4) Función de producción compuesta $\bar{Y}_{ss}$ y componente tecnológico $\bar{z}_{ss}$ en estado estacionario:

Si vemos la función de producción compuesta en estado estacionario nuevamente:

$$\bar{Y}_{ss}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} = \bar{z}_{ss}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \left(\gamma \bar{A}_{ss}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} + (1-\gamma) \bar{N}_{ss}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \right)$$

De la productividad marginal del capital robótico obtenida anteriormente tendremos suficientes datos para despejar $\bar{Y}_{ss}$, considerando que $\bar{z}_{ss}$ nos permitirá hacer el ajuste final para que se cumpla:

$$\bar{Y}_{ss} = \left[\frac{r_{ss} \delta^a}{\gamma \psi_2 \bar{A}_{ss}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}}} \right]^{\frac{\epsilon}{1-\epsilon}}$$

Por tanto, por medio de este $\bar{z}_{ss}$ tal podremos cumplir la condición anterior.

$$\bar{z}_{ss} = \left(\frac{\bar{Y}_{ss}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}}}{\gamma \cdot \bar{A}_{ss}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} + (1-\gamma) \cdot \bar{n}_{ss}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}}} \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}$$

A.2.5) Capital tradicional en estado estacionario k_{ss} :

Sabemos que el capital no robótico es:

$$\frac{\delta^k}{PIB} = \frac{I}{PIB} - \frac{I^R}{PIB}$$

$$k_{ss} = \left(\frac{I}{PIB} - \frac{I^R}{PIB} \right) \cdot PIB$$

A.2.6) Participaciones de capital tradicional, importaciones no robóticas y función de producción compuesta ψ_1 y ψ_2 :

Sabiendo los valores del capital no tradicional en estado estacionario podremos calcular ψ_1 :

$$\psi_1 \cdot \frac{Y_{ss}}{k_{ss}} = r_{ss} + \delta$$

$$\psi_1 = (r_{ss} + \delta^k) \cdot k_{ss}$$

Obtener ψ_2 :

Sabiendo que:

$$Y_{ss} = z_{ss} k_{ss}^{\psi_1} \tilde{Y}_{ss}^{\psi_2} M_{ss}^{NR^{1-\psi_1-\psi_2}}$$

Al momento de igualar las productividades marginales con sus precios de capital haremos dos supuestos, en donde tanto el tipo de cambio real y el precio del capital tendrán valores equivalentes a 1, reparando el hecho que en el largo plazo exista libre comercio de bienes y no existan aranceles.

$$(1 - \psi_1 - \psi_2) \cdot \frac{Y_{ss}}{M_{ss}^{NR}} = e_{ss} \cdot 1$$

Como tenemos el supuesto que el tipo de cambio real es $e_{ss} = 1,0$ y que $Y_{ss} = 1,0$

$$(1 - \psi_1 - \psi_2) \cdot Y_{ss} = M_{ss}^{NR}$$

$$(1 - \psi_1 - \psi_2) = M_{ss}^{NR}$$

Si lo dividimos por el PIB, tendremos las siguientes equivalencias:

$$\frac{(1 - \psi_1 - \psi_2)}{PIB} = \frac{M_{ss}^{NR}}{PIB} = \frac{M_{ss}}{PIB} - \frac{I_{ss}^R}{PIB}$$

$$(1 - \psi_1 - \psi_2) = \left(\frac{M_{ss}}{PIB} - \frac{I_{ss}^R}{PIB} \right) \cdot PIB$$

Por tanto, el valor de ψ_2 es:

$$\psi_2 = (1 - \psi_1) - \left(\frac{M_{ss}}{PIB} - \frac{I_{ss}^R}{PIB} \right) \cdot PIB$$

A.2.7) Obtener M_{ss} y $\frac{1}{PIB}$:

Si denominamos:

$$\phi_2 = \frac{M_{ss}}{PIB}$$

Veremos que este parámetro también corresponde a:

$$\phi_2 = \frac{M_{ss}}{Y_{ss} + M_{ss}}$$

Por simplicidad, al establecer que en estado estacionario $Y_{ss} = 1,0$

$$\phi_2 = \frac{M_{ss}}{1 + M_{ss}}$$

Con ello:

$$M_{ss} = \frac{\phi_2}{1 - \phi_2}$$

Con esto podremos establecer finalmente $\frac{1}{PIB}$ en estado estacionario:

$$\frac{1}{PIB} = \frac{1}{Y_{ss} + M_{ss}} = \frac{1}{1 + M_{ss}}$$

Anexo A.3: Resumen de Log linealizaciones

Para el desarrollo de estas log-linealizaciones, crearemos la siguiente variable auxiliar:

$$h_t = \left(c_t - \frac{\theta}{1 + \nu} n_t^{1+\nu} \right)$$

Euler de consumo:

$$1) \quad \hat{h}_t = \hat{h}_{t+1} - \frac{1}{\sigma} \hat{R}_t$$

Oferta de trabajo:

$$2) \quad v\hat{n}_t = \hat{w}_t$$

Oferta de capital no robótico y robótico (costos de ajuste representado por Φ)**No robótico:**

$$3) \quad \widehat{qtb}^{nr} = \beta E_t \left\{ \widehat{qtb}^{nr}_{t+1} \right\} + \left[1 - \beta(1 - \delta^k) \right] E_t \left\{ \hat{r}_{t+1}^z \right\} - \hat{r}_t$$

$$4) \quad \hat{i}_t - \hat{k}_t = \hat{\Phi}^{nr} \cdot \widehat{qtb}_t^{nr}$$

Robótico:

$$5) \quad \widehat{qtb}^r = \beta E_t \left\{ \widehat{qtb}^r_{t+1} \right\} + \left[1 - \beta(1 - \delta^A) \right] \cdot (P_{t+1}^e - P_t^a) - \hat{r}_t$$

$$6) \quad \hat{m}_t - \hat{A}_t = \hat{\Phi}^r \cdot \widehat{qtb}_t^r$$

Tasa de interés:

$$7) \quad \hat{r}_t = \left(\hat{r}_t^* + \hat{\Omega}_t \right)$$

Prima por riesgo:

$$8) \quad \hat{\Omega}_t = \delta \cdot \hat{b}_t$$

Funciones de producción:

$$9) \quad \hat{y}_t = \hat{z}_t + \psi_1 \cdot \hat{k}_t + \psi_2 \cdot \hat{\bar{Y}}_t + (1 - \psi_1 - \psi_2) \cdot \hat{M}_t^{NR}$$

$$10) \quad \hat{\bar{Y}}_t = \gamma \cdot \left(\frac{\hat{\bar{z}}_{ss}}{\hat{\bar{z}}_{ss}^{\epsilon}} \right) \cdot \left(\frac{\hat{A}_{ss}}{\hat{\bar{Y}}_{ss}} \right)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \cdot \hat{A}_t + (1 - \gamma) \cdot \left(\frac{\hat{\bar{z}}_{ss}}{\hat{\bar{z}}_{ss}^{\epsilon}} \right)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \cdot \left(\frac{\hat{n}_{ss}}{\hat{\bar{Y}}_{ss}} \right)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \cdot \hat{n}_t$$

Demanda de trabajo:

$$11) \quad \hat{w}_t = \left(\hat{y}_t - \hat{\bar{y}}_t \right) + \frac{1}{\epsilon} \cdot \left(\hat{\bar{y}}_t - \hat{n}_t \right)$$

Demanda de capital no robótico:

$$12) \hat{k}_t = \hat{y}_t - \hat{r}_t^z$$

Demanda de capital robótico:

$$13) P_t^a = \left(\hat{y}_t - \hat{\hat{y}}_t \right) + \frac{1}{\epsilon} \cdot \left(\hat{\hat{y}}_t - \hat{A}_t \right)$$

Demanda de importaciones no robóticas:

$$14) \hat{m}_t^{nr} = \hat{y}_t$$

Ley de movimiento de capital no robótico:

$$15) \hat{k}_{t+1} = \left(1 - \delta^k \right) \cdot \hat{k}_t + \delta^k \cdot \hat{i}$$

Ley de movimiento de capital robótico:

$$16) \hat{A}_{t+1} = \left(1 - \delta^A \right) \cdot \hat{A}_t + \delta^A \cdot \hat{m}$$

Restricción presupuestaria:

$$17) c_{ss} \cdot \hat{c} = \hat{y}_t - \hat{m}_{ss}^r \cdot \left(\hat{m}_t + \hat{P}_t^a - \hat{m}_{ss}^{nr} \cdot \hat{m}_{nr} - g_{ss} \cdot \hat{g}_t - \hat{i}_{ss}^k \cdot \hat{i}_t + \frac{b_{ss}}{r_{ss}} \cdot 1 \cdot \left(\hat{b}_t - \left(r^* + \hat{\Omega} \right) \right) \right)$$

PIB

$$18) gdp = \hat{y}_t - \hat{m}_{ss}^r \cdot \left(\hat{m}_t + \hat{P}_t^a \right) - \left(m_{ss}^{nr} \cdot \hat{m}^{nr} \right)$$

Balanza comercial:

$$19) bot = x_{ss}^b \cdot \hat{x}b + \left(pc_{ss} \cdot q_{ss} \right) \cdot \left(\hat{q}_t + \hat{p}c_t \right) - \left(m_{ss}^r \cdot \hat{m}_t + \hat{P}_t^a + m_{ss}^{nr} \cdot \hat{m}^{nr} \right)$$

Exportaciones totales:

$$20) \hat{x} = x_{ss}b \cdot \hat{x}b + \left(pc_{ss} \cdot q_{ss} \right) \cdot \left(\hat{q} + \hat{p}c \right)$$

Exportaciones de no commodities:

$$21) \hat{x}b = \hat{y}_t^*$$

Shock de demanda externa:

$$22) \hat{y}_t^* = \rho_y \cdot \hat{y}_{t-1}^* + \xi_y$$

Shock fiscal:

$$23) \hat{g}_t = \rho_g \cdot \hat{g}_{t-1} + \xi_g$$

Shock al precio de los commodities:

$$24) \hat{p}_c = \rho_{pc} \cdot \hat{p}_{c,t-1} + \xi_{pc}$$

Shock TFP:

$$25) \hat{z}_t = \rho_z \cdot \hat{z}_{t-1} + \xi_z$$

Shock al precio del capital robótico:

$$26) \hat{p}_t^a = \rho_{pa} \cdot \hat{p}_{t-1}^a - \xi_{pa}$$

Oferta de commodities:

$$27) \hat{q}_t = \rho_q \cdot \hat{q}_{t-1} + \xi_t^q$$

Shock a la tasa de interés externa:

$$28) \hat{r}_t^* = \rho_r \cdot \hat{r}_{t+1}^* + \xi_r^*$$

Variable auxiliar:

$$29) h_{ss} \cdot \hat{h}_t = c_{ss} \cdot \hat{c}_t - \theta \cdot n_{ss}^{1+\nu} \cdot n_{ss}$$

SOBREENEDUCACION EN EL MERCADO LABORAL CHILENO

OVEREDUCATION IN THE CHILEAN LABOR MARKET

DANIEL J. CASTRO RAMIREZ*

Universidad Alberto Hurtado

Abstract

The research investigates the impact of over-education in the Chilean workforce, using data from the PIAAC and CASEN surveys from 2003 to 2015. The results show that on average 37% of workers with higher education are classified as “over-educated” in the period 2003-2015. In addition, the majority of this “over-educated people” come from private universities and perform in technical, administrative and legislative jobs. I also use the 2015 CASEN survey to analyze the probability of being over-educated. The results show that workers with a technical or non-traditional degree in professional education institutes and private universities are those who are more likely to be considered “over-educated”. Moreover, I implemented a propensity score matching methodology using the CASEN survey 2015 to study the impact of over-education on wages and on-the-job training. The results suggest a negative impact of over-education on wages.

Keywords: *Overeducation, mismatch, Propensity Score Matching.*

JEL Classification: *J22, J24.*

* Master of Arts in Economics de Georgetown University y Magíster en Economía de la Universidad Alberto Hurtado. E-mail: castrocrossfit@gmail.com

Las opiniones expresadas en este documento y los errores subsistentes son de exclusiva responsabilidad del autor. El autor agradece los valiosos comentarios de Lucas Navarro y Mauricio Tejada.

Resumen

En esta investigación se aborda la incidencia de la sobreeducación en la fuerza laboral empleada chilena. Los resultados muestran que los trabajadores con estudios superiores catalogados como sobreeducados alcanzan en promedio el 37% del total de trabajadores ocupados con educación superior, en el período 2003-2015. Utilizando la metodología de evaluación de impacto Propensity Score Matching se estima el impacto en la brecha salarial y en la proporción de capacitados (trabajadores que han realizado capacitaciones laborales) entre los trabajadores sobreeducados en relación con los no sobreeducados. Se encuentra evidencia que los sobreeducados perciben menor sueldo.

Palabras clave: *Sobreeducación, desajuste, Propensity Score Matching.*

Clasificación: JEL: J22, J24.

1. INTRODUCCION

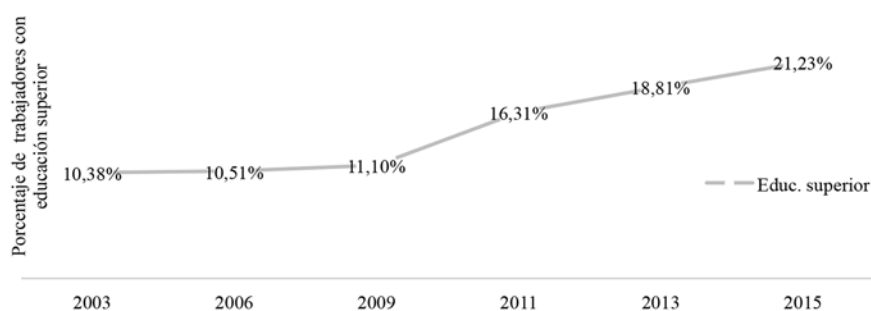
En el mercado laboral comúnmente se encuentran empleadores que buscan trabajadores y a su vez trabajadores que buscan empleos ofrecidos por estos empleadores. Dicho mecanismo de búsqueda por ambas partes asigna empleos a trabajadores que por sus elecciones y atributos aceptan dichos empleos y, por otro lado, empleadores que por sus necesidades productivas contratan a trabajadores para dichos empleos. Dicho mecanismo no nos asegura que tanto para el trabajador como para el empleador la elección sea la más apropiada. Dicho en otras palabras, existen empleos que podrían ser mejor elección para el trabajador o deben existir trabajadores que por sus cualidades son más idóneos para dicho empleo. Es en esta idea donde nace el concepto de sobreeducación, el que se define como trabajador que, por sus estudios, está excesivamente educado para la labor que desempeña o, de igual manera, la labor que desempeña requiere conocimientos inferiores a los alcanzados por el trabajador.

El concepto de sobreeducación cobra relevancia para la ciencia económica, ya que, por un lado, las empresas al no poder ajustar sus métodos productivos y así no poder aprovechar en su totalidad la productividad del trabajo a su disposición, estarán produciendo bajo su capacidad potencial y, de persistir este fenómeno a largo plazo, la economía no estará produciendo en su máxima capacidad (PIB potencial). Por otro lado, la sobreeducación es en especial perjudicial para los trabajadores, ya que la formación de capital humano es costosa para el trabajador, tanto en tiempo como en dinero. Brynin (2002), Korpi y Tählin (2009) consideran que la sobreeducación se asocia a sanciones salariales, malas expectativas laborales y estrés psicológico. Además, Ortiz (2010), Tsang y Levin (1985) asocian la sobreeducación a una menor productividad.

Por último, está uno de los aspectos más importantes para esta investigación: la importancia que tiene la sobreeducación también en las políticas educacionales. En Chile se han impulsado políticas como el crédito con aval del Estado (CAE), crédito CORFO a la educación superior y gratuidad en los estudios de educación superior para el 60% de los estudiantes más vulnerables. Dichas políticas tienen por objetivo aumentar el acceso a la educación superior. Como se observa en la Figura 1, el aumento en el porcentaje de la fuerza laboral con estudios superiores ha ascendido en más de diez puntos porcentuales en los últimos doce años, producto de dichas políticas. Este incremento supone entonces un aumento en el número de familias que deben invertir en gastos de educación superior. A su vez, aumenta el gasto para el Estado, ya que debe financiar las políticas de subvención para la educación superior. Es en este punto donde el concepto de sobreeducación cobra una real dimensión, porque es lícito cuestionar cuál es y ha sido la reacción de la demanda laboral frente a este aumento en la oferta laboral con estudios superiores y si ha sido capaz de aprovechar dicho aumento. Duncan y Hoffman (1981) advierten que la sobreeducación reflejaría una mala asignación de los recursos laborales. Dicho de otra manera, la demanda laboral no está aprovechando la total capacidad de la oferta laboral a su disposición por presencia de sobreeducación.

FIGURA 1

GRAFICO DE COMPOSICION EDUCACIONAL SUPERIOR DE LA FUERZA LABORAL



* Fuente: CASEN 2003-2015.

Teniendo estas premisas, es interesante mencionar las problemáticas que se abordarán en esta investigación. Una de ellas es cuantificar cuál ha sido la incidencia de la sobreeducación en la fuerza laboral empleada en Chile. Para ello se pretende medir la incidencia en porcentaje de la sobreeducación utilizando la encuesta PIAAC para

Chile, de la que obtendremos los requerimientos educacionales para cada ocupación, es decir, la educación o título profesional necesario para desempeñar dicha labor. Los resultados son extrapolados a las encuestas CASEN 2003 al 2015, para así poder contrastar la educación obtenida por el trabajador y la educación requerida para la labor que desempeña, y con ello obtener el porcentaje de sobreeducados por tipo de universidad (pertenecientes o no al CRUCH), tipo de ocupación y por edad entre los 21 a 55 años. De estos análisis se desprenderán los siguientes resultados: un mayor porcentaje de trabajadores sobreeducados que se titulan de universidades que no pertenecen al CRUCH; un mayor porcentaje de trabajadores sobreeducados que se desempeñan en labores de oficina, legislativas o técnicas; y un mejor porcentaje de trabajadores que pertenecen al tramo etario de 20 a 30 años y al tramo etario de 40 a 55 años. De la evidencia aportada del análisis anterior es que se plantea la segunda problemática a tratar, esta consiste en identificar qué factores inciden en la propensión a estar o no sobreeducado por medio de la edad. Para solucionar esa problemática es que se utilizará el modelo probabilístico PROBIT para poder capturar diferencias substanciales en los determinantes de estar o no sobreeducado (edad, sexo, universidad, ocupación, etc.), mediante tres tramos etarios (tramo de 20 a 30 años, de 30 a 40 años y de 40 a 50 años).

Finalmente, se proponen dos problemáticas a tratar. En primer lugar se plantea que los sobreeducados son en promedio menos remunerados, es decir, el empleo es el determinante del salario y no los estudios, por tanto el salario no dependería de la productividad potencial del trabajador. En segundo lugar se plantea que los trabajadores sobreeducados poseen menos capacitaciones laborales, por tanto, menos habilidades laborales. Entonces, para tratar dichas problemáticas es que se utiliza la metodología de *Propensity Score Matching* en sus siglas en inglés para testear diferencias salariales y la proporción de capacitaciones laborales consistentes que pudieran tener trabajadores sobreeducados versus trabajadores no sobreeducados.

Esta investigación se organiza en cuatro secciones. La primera sección titulada “Literatura Empírica y Teórica” recopilará la metodología, modelos teóricos y resultados empíricos y teóricos de los principales trabajos referentes a la sobreeducación.

En la segunda sección, titulada “Metodología y Dato”, se detallarán las metodologías y los datos a usar en esta investigación.

En la tercera sección, titulada “Resultados”, se expondrán los principales resultados obtenidos en esta investigación, los que corresponden a los porcentajes de trabajadores sobreeducados para Chile por tipo de universidad (CRUCH o privadas), por tramo etario (tramos de 20 a 30 años, de 30 a 40 años y de 40 a 50 años) y por tipo de ocupación u oficio. También se presentarán los principales resultados obtenidos del modelo PROBIT. Finalmente se expondrán los resultados referentes a las diferencias de los grupos de sobreeducados y no sobreeducados en ambos géneros para determinar la brecha salarial y proporción de capacitados entre sobreeducados y no sobreeducados, ambos grupos con estudios superiores.

Finalmente, en la última sección se presentarán las conclusiones de esta investigación.

2. LITERATURA EMPIRICA Y TEORICA

En la siguiente sección se abordará la literatura empírica y teórica referente a la sobreeducación que compete a esta investigación, teniendo como evidencia estudios previos.

2.1. Literatura empírica

La literatura empírica referente a la sobreeducación plantea dos problemas. El primer problema es cómo medir los requerimientos educacionales de las ocupaciones y oficios. Para ello se ahondará en la metodología de evaluaciones subjetivas de los requerimientos educacionales. El segundo problema es cómo comparar la educación obtenida por el trabajador y el requerimiento educacional de la labor que desempeña este. A continuación se detalla la literatura referente a estos dos problemas.

2.1.1. *Mediciones subjetivas del requerimiento educacional para cada ocupación*

Según Hartog (2000), Sloane (2003), McGuinness (2006) y Groot y Maassen Van den Brink (2000a), la literatura ofrece medidas subjetivas para la medición de los requerimientos educacionales para cada ocupación.

Las medidas subjetivas de los requerimientos educacionales para cada ocupación se realizan mediante la información proporcionada por encuestas hechas a trabajadores como cuando al entrevistado se le pregunta por el nivel mínimo requerido para postular a su puesto (autoevaluación indirecta) o directamente se le pregunta si está sobreeducado o no (autoevaluación directa). Algunos ejemplos de medición subjetiva de la sobreeducación son los siguientes: Sicherman (1991) utiliza respuestas a la pregunta “¿Cuánta educación formal se requiere para conseguir un trabajo como el tuyo?”, Alba-Ramírez (1993) utiliza la pregunta “¿Qué tipo de educación necesita una persona para realizar su trabajo?” y Galasi (2008) mide los requerimientos al trabajo por medio de la pregunta “Si alguien está aplicando hoy en día para el trabajo que haces ahora, ¿necesitarían alguna educación o educación vocacional más allá de la educación obligatoria? Y si es así, ¿cuántos años de educación o de educación profesional más allá de la educación obligatoria necesitarían?”. Es importante mencionar que Alba-Ramírez (1993) hace referencia a las habilidades o el contenido cognitivo de una labor, con ello trata de capturar habilidades informales y no la educación formal o parámetros de contratación.

Sin embargo, las medidas subjetivas de los requerimientos educacionales para cada ocupación han sido fuente de críticas. Sloane (2003) y Flisi *et al.* (2017) afirman que las personas excesivamente educadas son propensas a no contestar o a inflar la educación necesaria para elevar sus estatus, con lo que se podría estar sobreestimando la sobreeducación. Además, McGuinness (2006) advierte que hay problemas asociados con este tipo de medidas, ya que trabajadores pertenecientes a organizaciones

pequeñas o mal estructuradas suelen tener una mala o vaga comparativa respecto de requerimientos educacionales de sus puestos de trabajos. Además, los criterios con los que los trabajadores reportan los requerimientos educacionales pueden diferir, con ello se generará una amplia gama de respuestas, ocasionando un problema. También Dumont y Monso (2007) sugieren que estas medidas pueden tener sesgos debido a cómo se formula la pregunta y los autores sostienen que este tipo de medidas pueden ser afectadas por variables externas específicas de cada país. Por otro lado, Cattani *et al.* (2014) advierten que estas medidas pueden verse afectadas por las satisfacciones laborales, como las recompensas económicas por los títulos obtenidos. Además, los autores sostienen también que los trabajadores pueden percibir su trabajo como inadecuado para su nivel educativo, de hecho, podrían basar sus respuestas en malas recompensas salariales, incluso si el contenido cognitivo de las labores asignadas es acorde al nivel educativo, alterando así estas medidas.

No obstante, Green *et al.* (1999), utilizando una base de datos de antiguos alumnos de la Universidad de New Castle, Reino Unido, encuentran que hay bastantes similitudes entre el nivel educacional necesario para desempeñar un trabajo y el requerimiento educacional necesario para postular a este, lo que sugiere una consistencia en el enfoque subjetivo de la medición de la sobreeducación. Además, Van der Velden y Van Smoorenburg (1997) favorecen medidas subjetivas de los requerimientos educacionales para cada ocupación por sobre otro tipo de medidas, ya que estas no sobrestiman sistemáticamente el nivel de sobreeducación. También, McGuinness (2006), Groot y Van den Brink (2000b) postulan que, si bien estas medidas tienden a superar a otro tipo de medidas, ellas tienden a dar conclusiones consistentes.

2.1.2. Comparación de los requerimientos educacionales y la educación obtenida

Sala (2011) define como “coincidencias realizadas” a la equidad de la educación efectiva y terminada con los requerimientos educacionales del empleo que se realiza. Además, el autor sostiene que habrá desajuste en “coincidencias realizadas” cuando la educación del trabajador es una desviación mayor o menor al promedio del requerimiento educacional de la labor que desempeña dicho trabajador. Farooq (2016), Mendes de Oliveira *et al.* (2000) y Verdugo (1989) proponen comparar la moda de los requerimientos para cada ocupación con la educación alcanzada por el trabajador. Sin embargo, estos autores señalan que este método no está exento de problemas como, por ejemplo, cuando se asume que todos los empleos dentro de una misma ocupación poseen los mismos requerimientos o los reportes de los requerimientos pueden pertenecer a tiempos muy dispares, con lo que habría efectos de cohorte.

Groeneveld y Hartog (2004) advierten que en la medida que los reportes de los requerimientos educacionales para cada labor reflejen los estándares de contratación de las empresas, estos no logran descubrir los requisitos educacionales y tecnológicos de una labor. Además, Leuven y Oosterbeek (2011) precisan que los requerimientos

educacionales miden la real asignación de habilidades a cada labor. Dicha asignación es determinada por las normas de contratación y las condiciones del mercado laboral. Sin embargo, los autores advierten que dicha asignación es endógena, por tanto, los requerimientos educacionales deben interpretarse como el resultado o equilibrio en un mercado de trabajo y no un parámetro de cambio de demanda.

2.2. Evidencia empírica

Los principales aportes se pueden observar en la Tabla 1, donde se detalla la incidencia de la sobreeducación como porcentaje de la fuerza laboral activa.

TABLA 1

TABLA DE INCIDENCIA DE SOBREEDUCADOS EN LA FUERZA LABORAL ACTIVA

Autor	Año	País	Data	Incidencia (%)
Dolton <i>et al.</i>	2000	UK	1986	30
Chevalier, A.	2003	UK	1996	17
Sloane <i>et al.</i>	1999	UK	1986-1987	30,63
Daly <i>et al.</i>	2000	US	1976 1976	37,65
Duncan y Hoffman	1981	US	1976	42
Sicherman	1981	US	1976 y 1978	40,8
Verdugo y Verdugo	1989	US	1980	10,9
Buchel <i>et al.</i>	2002	US	1998	15,8
McGuinness	2003	Irlanda del Norte	1999	24
Green <i>et al.</i>	2016	Austria	2013	28,6
Green <i>et al.</i>	2016	Irlanda	2013	37,1
Green <i>et al.</i>	2016	Japón	2013	48,5
Green <i>et al.</i>	2016	Canadá	2013	37,2
Green <i>et al.</i>	2016	R. Checa	2013	37,3
Leuven y Oosterbeek	2011	América Latina	–	24

* Elaboración propia.

2.3. Literatura teórica

La literatura teórica ofrece tres grandes modelos en los que se sitúa el concepto de sobreeducación: Teoría del Capital Humano, Modelo de Competencia de Empleos y Modelo de Asignación de Empleo. Sloane (2003) estipula que el aporte principal de esta literatura y, por tanto, de los tres modelos ya mencionados, es ampliar el debate acerca de la importancia de las características del empleo como determinante de salario.

2.3.1. *Teoría del Capital Humano (TCH)*

El Capital Humano de Becker (1964), Heckman *et al.* (2003) y el modelo de ingresos de Mincer (1974) nos aportan el marco teórico fundamental y empírico en donde se desarrollan y miden las principales predicciones de los modelos de TCH. En cuanto a este tipo de modelos, los autores sostienen que las empresas ajustan sus mecanismos productivos frente al cambio en la oferta relativa de la mano de obra con el fin de utilizar plenamente las capacidades de la mano de obra disponible. Además, Becker (1964) postula que, en este tipo de modelos, al trabajo se le pagará siempre su productividad marginal, por tanto, los salarios son el reflejo de sus productividades marginales individuales, las que serán determinadas por la acumulación de capital humano (estudios). Sin embargo, McGuinness (2006) advierte que la sobreeducación está relacionada con la subutilización de capital humano y, por este motivo, con salarios que están por debajo de la productividad marginal, por tanto esta sería incompatible con este tipo de modelos, ya que la educación o acumulación de capital humano como señalización de productividad no funciona.

McGuinness (2006) plantea que la sobreeducación, vista como un fenómeno a corto plazo y provocada por la tardía de los ajustes en los mecanismos de producción de las firmas para utilizar plenamente su capacidad laboral, es completamente plausible en el enfoque de los modelos TCH. Caso contrario: si la sobreeducación es un fenómeno a largo plazo, esta sería completamente incompatible con este tipo de modelos.

En el marco empírico, McGuinness (2006) postula que la comprobación empírica para la TCH puede aportar una explicación completamente coherente con la visión neoclásica. El modelo es desarrollado por Mincer (1974) basado en una regresión que explica los retornos monetarios de los años de educación. Entonces, la sobreeducación observada como menores pagos a trabajadores más educados sería explicada por una o más variables omitidas, la clave se centra en medidas de educación menos formales como las capacitaciones laborales no observadas. Además, Becker (1964) sostiene que estas son sustitutos a los medios de educación más formales, de modo que se observarían individuos con menor educación formal que compensarían la falta de esta por educación menos formal. Por otro lado, McGuinness (2006) sostiene que si se observan individuos con más años de educación y menores salarios es debido a un fenómeno de variable omitida, en tanto no se controle por medidas de educación menos formales.

Por último, McGuinness (2006) considera que las medidas de habilidades o capacidades productivas pueden explicar diferencias salariales entre individuos homológamente educados, en tanto los individuos con menores habilidades recibirían salarios menores. Por ello, el autor advierte que si los modelos empíricos no son capaces de controlarse por dichas habilidades, se generaría un sesgo en la estimación de los efectos salariales para los trabajadores sobreeducados.

En conclusión, la sobreeducación sigue que la TCH es incompatible con los datos observados, en la medida que esta persista en controles como los de las habilidades

productivas y medidas de educación menos formales. Otro aspecto a tener en cuenta es que la sobreeducación será incompatible con los modelos TCH si esta es un fenómeno a largo plazo.

2.3.2. Modelo de competencia laboral

Duncan y Hoffman (1981), y Hartog y Oosterbeek (1988) sostienen que las empresas no logran ajustar sus técnicas de producción frente a variaciones en el costo de los factores, en especial si las empresas cuentan con tecnología orientada al trabajo en equipo o agrupan trabajos heterogéneos. Además, los autores consideran que pueden existir rigideces en el costo de los factores, como en el salario (acuerdos colectivos, contratos anuales, etc.), con esto los factores productivos no se ajustarían al cien por ciento como lo sugiere la TCH. Además, los autores concluyen que si las empresas no pueden adaptarse a cambios en los precios de los factores, los salarios y la productividad quedarán determinados por el empleo. En esta misma línea, Thurow (1975) surge que en el modelo de competencia laboral el tipo de empleo es el único factor determinante en la productividad y salario del individuo, de manera que el salario y la productividad no necesariamente deben coincidir.

En el modelo de Thurow (1975), el autor indica que los individuos compiten por puestos de trabajos basándose en los costos relativos de capacitación. El concepto central en las observaciones de Thurow (se cita de las encuestas de EE.UU.) es que la mayoría de las habilidades necesarias para un trabajo se aprenden en este, en consecuencia, el mercado de trabajo es más similar a la visión de mercado de formación de habilidades que a una visión de mercado de oferta y demanda de habilidades, donde dichas formaciones se deben asignar a determinados trabajadores. Además, McGuinness (2006) sostiene que la manera de asignar las formaciones de empleos es mediante factores que ordenan (generan una cola) a los trabajadores y a la distribución de puestos de trabajos (oportunidades de formación) disponibles en una economía. Una vez asignada la “oportunidad de formación” a un trabajador, su productividad y su salario quedarán determinados por las características del empleo en cuestión y, más importante aún, la productividad no quedará determinada por las habilidades del trabajador.

2.3.3. Modelos de asignación

McGuinness (2006) postula que, en este tipo de modelos, la característica principal es que todos los trabajos, las diferencias pertinentes entre trabajadores, las tecnologías que relacionan a los trabajadores con la producción y los mecanismos que asignan a los trabajadores al empleo están a disposición de los trabajadores.

McGuinness (2006) también sostiene que, a diferencia de los modelos de competencia laboral, la elección de empleos no es meramente determinada por factores

económicos o por las características del individuo, es decir, hay un paso intermedio entre las características de un individuo y su salario. Dicho paso intermedio hace referencia a trabajadores que observan empleos y eligen lo que maximiza su utilidad o ganancias. En consecuencia, la elección de empleo que maximiza dicha utilidad asigna trabajadores a determinados puestos. Además, McGuinness (2006) sostiene que la principal contribución de este tipo de modelos es que la distribución salarial tiene que tener en cuenta no solo las características del empleo, sino también las del individuo. En consecuencia, la sobreeducación es coherente en este tipo de modelos, ya que los salarios y la productividad no irán de la mano, los estudios u otros atributos individuales no estarán totalmente relacionados con la productividad (modelos de capital humano) y las tasas salariales no se relacionarán del todo con las características del empleo (modelo de competencia de empleo).

2.4. Evidencia teórica

McGuinness (2006) sostiene que la mayoría de la evidencia empírica emanada de ecuaciones para calcular los beneficios de los años de educación sugiere que los rendimientos a la educación de los años que exceden los años requeridos por un empleo son positivos y significativos, pero tienden a ser inferiores a los beneficios de los años de educación requeridos. Esta evidencia es considerada en contra de los modelos de capital humano. Sin embargo, Rumberger (1987) no encontró beneficios adicionales a los años excedentes de escolaridad en ciertas ocupaciones, lo que sugiere que quizás los modelos de competencia laboral pueden explicar mejor los comportamientos dentro de una ocupación en particular.

Hartog y Oosterbeek (1988) concluyen que la participación y las horas trabajadas para la oferta laboral femenina en Holanda poseen elasticidades sustancialmente más altas que la de los hombres. Esto explicaría por qué a las mujeres se les pagaría el rendimiento escolar real inclusive en empleos en donde se reporte sobreeducación. Los autores también sugieren que las elasticidades de oferta femenina son decrecientes con el nivel educativo, lo que permite que exista una corrección total entre salarios, inclusive para puestos de trabajo donde la mujer no tiene educación. Además, Vahey (2000) no reportó menores retornos a los años de sobreeducación para mujeres canadienses, pero sí observó menores retornos para años de sobreeducación en hombres canadienses.

Battu y Sloane (2000) examinaron las predicciones de la TCH, las que expresan que las empresas mejoran las tareas de los empleados sobreeducados, probando así la hipótesis de que la sobreeducación es un fenómeno de corto plazo. Los autores no encuentran evidencia de que los trabajadores sobreeducados convergen a labores acordes a su nivel educacional, lo que sugiere que la sobreeducación puede ser un fenómeno de largo plazo. Por último, McGuinness (2003a) rechaza la hipótesis de que los coeficientes de capital humano y las variables que describen el empleo son cero conjuntamente en un modelo de ecuación salarial, lo cual refutaría las conclusiones

del modelo de asignación respecto de la asignación de capital humano y características del empleo como determinantes del salario y de la productividad.

Groot (1996) encontró evidencia de que los trabajadores más jóvenes y de mayor educación trabajan relativamente en menos puestos de trabajo que requieran sus estudios versus los trabajadores de mayor edad. Los autores sostienen que este fenómeno de sobreeducación en los más jóvenes puede ser debido a que los trabajadores más experimentados entraron al mercado laboral cuando había una mayor cantidad de vacantes por empleos de alta calificación, evidenciando un efecto cohorte etario y no de edad. Idea similar sostiene Farooq (2016), quien sugiere que la alta sobreeducación en jóvenes es debido a la falta de habilidades adquiridas por la experiencia, además, que los trabajadores próximos a la edad de jubilación también presentarían una mayor sobreeducación, debido a la desvalorización de dichas habilidades.

Groot (1996) examina la premisa de que los trabajadores sobreeducados son menos capaces que sus pares bien emparejados, reportando que los efectos negativos de los salarios en hombres sobreeducados aumentan con el tiempo. Esto apoya la hipótesis de que los empleadores pagan menos al descubrir las menores habilidades de los trabajadores sobreeducados. En esta misma línea, Sloane *et al.* (1999) sugieren que los trabajadores sobreeducados son menos productivos.

Dolado *et al.* (2009) postulan para España que lo esencial para explicar la sobreeducación es la movilidad de empleo a empleo (*on-the-job*). Los autores sostienen que los buscadores de empleo estarían dispuestos a aceptar ofertas laborales que requieran menos habilidades que las ya obtenidas, si una vez empleados existen expectativas de poder encontrar un mejor trabajo. Además, Alba-Ramírez (1993) postula ideas similares, pero atribuye además que los trabajadores buscarían experiencia laboral, con el fin de mejorar sus habilidades laborales, y así poder optar a mejores empleos.

3. DATOS Y METODOLOGIAS

A continuación se detallarán los datos a usar y la metodología.

3.1. Datos

En esta sección se detallan los datos a usar, las encuestas de dónde provienen y cómo fueron tratados estos datos.

La encuesta de evaluación de competencia para adultos PIAAC para Chile es realizada por la OCDE para los países miembros. Esta encuesta fue realizada desde el 1 de agosto del 2011 hasta el 31 de marzo del 2012 a individuos que van de los 16 a los 65 años de edad, la que consta de 2.559 observaciones, de estas 1.269 observaciones son hombres y 1.290 son mujeres. Además, en esta encuesta se caracteriza el nivel educacional y título necesario para desempeñar las labores que van de sin educación hasta doctorado.

La encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) año 2015 es una encuesta que busca representar la condición socioeconómica de los hogares chilenos. Para esta encuesta se utilizará una muestra de 14.678 observaciones, estas corresponden a trabajadores asalariados dependientes. Del total de dicha muestra, 93,9% posee contrato de trabajo escrito, 32,74% es empleado u obrero del sector público, 67,26% es empleado u obrero del sector privado, 88,32% es trabajador permanente, 6,19% es trabajador a plazo o a tiempo determinado, 2,99% es trabajador de temporada o estacional, 44,73% es trabajador hombre y 55,27% es trabajador mujer. También, del total de trabajadores con contrato de trabajo escrito, 85,59% es a jornada completa y 8,9% es a jornada parcial, 4,06% es a jornada prolongada, 74,9% posee un contrato indefinido y 25,10% posee un contrato a plazo fijo. Además, en esta encuesta solo se consideraron observaciones que reportaran la edad del individuo (entre 20 y 50 años), educación superior (educación técnica, universitaria o postgrado), sexo (masculino o femenino), sindicalización (pertenecer o no a un sindicato), nacionalidad (nacional o extranjera), salario, región de residencia, tipo de empresa en la que trabaja (empresa pública o privada) y en qué tipo de institución realizó los estudios superiores (CFT, instituto profesional, universidades privada o perteneciente al CRUCH). Finalmente se utilizarán las encuestas CASEN desde el 2003 hasta el 2015 con el fin de poder cuantificar la evolución del porcentaje de sobreeducados en dicho período.

3.2. Metodología

En esta sección se explicará la metodología a usar, la que se organiza en tres objetivos: medir el requerimiento educacional para cada ocupación, medir el porcentaje de trabajadores sobreeducados, y obtener diferencias consistentes en salarios y capacitaciones entre sobreeducados y no sobreeducados. Para esto último se plantea el método de *Propensity Score Matching* (PSM).

3.2.1. Los requerimientos educacionales para las diversas ocupaciones

De la encuesta PIAAC para Chile se obtendrá una aproximación a los requerimientos educacionales para cada ocupación por medio de la pregunta “Todavía estamos hablando sobre su trabajo actual, si estuviera postulando hoy, ¿cuál sería el nivel educacional que alguien necesitaría para obtener este tipo de trabajo?”. En dicha pregunta, el encuestado responde el nivel educacional que cree necesario tener un postulante para poder obtener dicho trabajo. Para determinar un único requerimiento educacional, Farooq (2016) sugiere aplicar el siguiente criterio: obtener la moda para la distribución de respuestas para cada ocupación. Si esta moda es mayor o igual al 50% de las respuestas totales, se considerará como el requerimiento educacional para dicha ocupación. Si la moda no supera el 50% del total de respuestas, se calcula la segunda mayoría de respuestas. Y si la moda supera en 5% a la segunda mayoría,

se considera como el requerimiento educacional (en caso contrario, se consideran ambas).

3.2.2. *La medición de la sobreeducación*

La información de los requerimientos educacionales para cada labor obtenidos de la encuesta PIAAC es extrapolada a la encuesta CASEN, dicho en otras palabras, para cada ocupación en la encuesta CASEN obtenemos el requerimiento educacional de la encuesta PIAAC para dichas ocupaciones. Esto fue posible, ya que ambas encuestas categorizan cada ocupación en grupos homólogos, lo que hace a las encuestas comparables entre sí. Estas categorías para ambas encuestas se presentan en la Tabla 2.

Finalmente, es necesario tener una definición formal de trabajador sobreeducado. Para ello se utilizará la definición aportada por Farooq (2016), la que representa al trabajador sobreeducado como aquel con estudios superiores y que desempeña labores en el trabajo que no requieren de dichos estudios.

TABLA 2

TABLA DE CATEGORIAS DE LAS OCUPACIONES PARA LAS ENCUESTAS CASEN Y PIAAC¹

Numeración	Encuesta PIAAC	Encuesta CASEN
1	Gerentes	Miembros del poder legislativo y ejecutivo y gerentes
2	Profesionales	Profesionales científicos e intelectuales
3	Técnicos y profesionales asociados	Técnicos y profesionales de nivel medio
4	Trabajadores de apoyo en oficina	Empleados de oficina
5	Trabajadores de servicio y ventas	T. de servicio, venta de comercio y mercados
6	Agricultura, silvicultura y pesca	Agricultores, agropecuarios y pesqueros
7	Oficios y relacionados	Oficios
8	Operarios de maquinaria y planta	Operarios de instalaciones, maquinaria y planta
9	No calificados	No calificados

* Fuente: Elaboración propia.

¹ El detalle del enlace por medio de las ocupaciones entre las bases PIAAC y CASEN está en el Anexo Tabla A.3.

3.2.3. Medición de las diferencias salariales en sobreeducados y no sobreeducados, método de Propensity Score Matching (PSM)

En esta sección se abordará la metodología de PSM, para ello se definirá la condición de independencia o *unconfoundedness*, el modelo PROBIT necesario para calcular el *propensity score* (PS), el problema del vecino más cercano y el *Average Treatment effect on Treatment* (ATT).

PSM es una técnica de estimación no paramétrica que permite estimar ATT consistentemente, ya que dicho método reducirá el sesgo por variable omitida generado al comparar el grupo de controles (sobreeducados) y de tratamientos (no sobreeducados) que no son homólogos entre sí. Entonces, el objetivo del método es emular la asignación aleatoria del tratamiento en la muestra y para ello es necesario crear un contrafactual para cada tratado con un PS similar. Dicho en otras palabras, se seleccionará un grupo de control ideal, de tal manera que para cada tratado existe un control que es homólogo a este.

La condición de independencia o *unconfoundedness* es definida como la ortogonalidad entre la asignación de tratamiento y los grupos de control y tratados dado el PS. Esto se escribe como:

$$T \perp Y(0), Y(1) \mid p(X)$$

Donde $Y(0)$ e $Y(1)$ son los grupos de control y de tratados, respectivamente.

El PS es definido como la probabilidad de ser tratado dado un set de características. Esto se escribe como:

$$p(x) = \Pr(T = 1 \mid X = x)$$

Los modelos de probabilidad no lineales clásicos pueden ser usados para calcular el PS. En esta investigación utilizamos el modelo PROBIT, según esta la probabilidad de estar sobreeducado es la siguiente:

$$\Pr(D_i = 1 \mid X_i) = y_i = \int_{-\infty}^{h(X_i)} \frac{1}{(2\pi)^{\frac{1}{2}}} e^{-\frac{s^2}{2}} ds + \varepsilon_i$$

Donde $h(X_i) = \beta_0 + \beta X_i$ representa la función valuada en el vector X_i . Dicho vector es definido en el espacio de características del individuo, las que determinarían la probabilidad de estar sobreeducado para el individuo i . Además, el modelo probit o modelo PS es calculado usando soporte común en las variables.

Para esta investigación se seleccionarán las características utilizadas por McGuinness (2008), las que conformarán el vector X_i . Dichas características son agrupadas en

dos tipos de variables: el primer grupo conformado por las variables dicotómicas y el segundo grupo conformado por variables discretas. Dichas variables quedan descritas en la Tabla 3.

TABLA 3

TABLA DE TIPO Y DESCRIPCION DE LAS VARIABLES DEL MODELO PROBIT

Variables dicotómicas	
Variable	Descripción
Casado	Igual a uno si es casado e igual a 0 si es soltero cero cualquier otro tipo de relación
Urbano	Igual a uno si vive en sector urbano e igual a cero si vive en sector rural
Santiago	Igual a uno si vive en Santiago e igual a cero si viven en cualquier otro lugar
Mujer	Igual a uno si es mujer e igual a cero cualquier otro caso
Pública	Igual a uno si trabaja en una empresa pública e igual a cero si trabaja de una empresa privada
Educación técnica	Igual a uno si el trabajador posee estudios de nivel técnico e igual a cero si reporta estudios universitarios o de postgrado
Sindicato	Igual a uno si pertenece a un sindicato e igual a cero si no pertenece
Extranjero	Igual a uno si no posee nacionalidad chilena e igual a cero si la posee
Carreras no tradicionales	Igual a cero si no reporta estudios referentes a las siguientes áreas: medicina, educación, ciencias económicas, ciencias, matemáticas, ingenierías tradicionales, derecho e igual uno si pertenece a dichas carreras
CRUCH	Igual a uno si el estudiante estudió en alguna universidad perteneciente al consejo de rectores e igual a cero si estudió en alguna universidad privada
Variables discretas	
Variable	Descripción
Edad	Edad del encuestado
Experiencia	Años de experiencia del encuestado en su último trabajo

El método del vecino más cercano será usado como criterio con el que se seleccionará el grupo de control ideal. Dicho método plantea encontrar dos vectores, cuya norma sea la menor en un espacio o conjunto métrico. Para ello se utilizará el PS como indicador que nos señalará qué tan cerca o similares son dos o más vectores entre sí. Esto quiere decir que, si dos vectores son muy parecidos, sus PS lo serán también. Como norma vectorial, se usará la norma o distancia Euclidiana, la que se define como:

$$N(x_p, x_t) = \left(\sum_{i=1}^n (x_{p,i} - x_{t,i})^2 \right)^{\frac{1}{2}}$$

Además se definirá para cada uno de los tratados una vecindad en torno a estos, en la que se congregan los tres controles cuya norma o distancia euclidiana es la menor respecto del tratado perteneciente a esta.

Finalmente se calculan las diferencias de salarios y de porcentajes de trabajadores con capacitación laboral entre sobreeducados y no sobreeducados. Para ello es utilizado el efecto del tratamiento en los tratados, ATT, como medida consistente para dichas diferencias. El ATT es definido como:

$$\begin{aligned} ATT &= E[Y(1) - Y(0) | T = 1, p(X)] \\ &= E[Y(1) | T = 1, p(X)] - E[Y(0) | T = 1, p(X)] \end{aligned}$$

Donde, $E[Y(1) | T = 1, p(X)]$ es el promedio de los promedios de los salarios o capacitaciones de los controles pertenecientes a cada una de las vecindades y $E[Y(0) | T = 1, p(X)]$ es el promedio de los salarios o capacitaciones de los tratados pertenecientes a cada una de las vecindades.

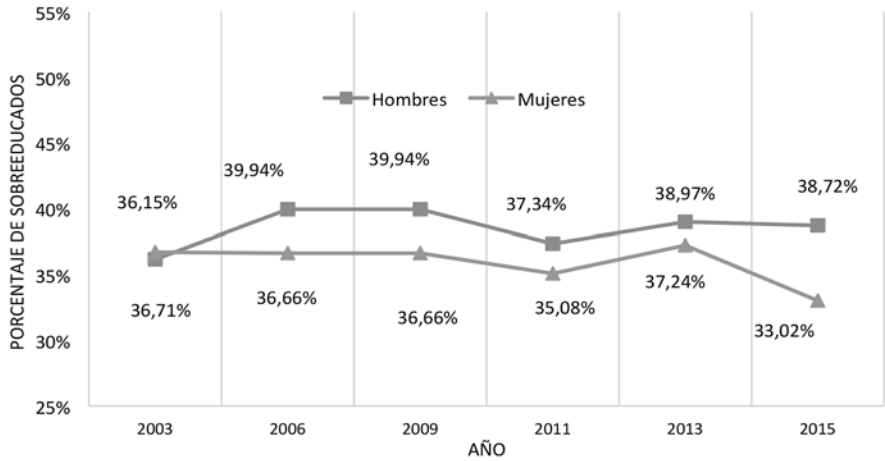
4. RESULTADOS

En la siguiente sección se detallarán los principales resultados de esta investigación. Dichos resultados se dividirán en tres apartados. En el primer apartado se detallarán los porcentajes de trabajadores sobreeducados con estudios superiores del total de trabajadores con estudios superiores divididos por año y género, cohorte etaria, ocupación u oficio y tipo de universidad. En el segundo apartado se detallará el modelo PROBIT obtenido, mostrando los efectos marginales de las variables a destacar. En el tercer apartado se mostrarán los resultados de las diferencias salariales y de capacitación entre sobreeducados y adecuadamente educados.

Los resultados de la incidencia de la sobreeducación por año y género se pueden observar en la Figura 2, la que muestra que del total de trabajadores hombres con estudios superiores, 38% se consideran sobreeducados y del total de trabajadoras con estudios superiores 33% se consideran sobreeducadas. Es importante destacar que entre el 2003 y 2015 los resultados son bastante estables, ya que del total de trabajadores hombres con estudios superiores, el porcentaje de sobreeducados oscila entre 36% y 39%, y del total de trabajadoras con estudios superiores el porcentaje de sobreeducadas oscila entre 33% y 37%.

FIGURA 2

GRAFICO DE SOBREEDUCACION POR GENERO Y AÑO



* Fuente: CASEN 2003-2015.

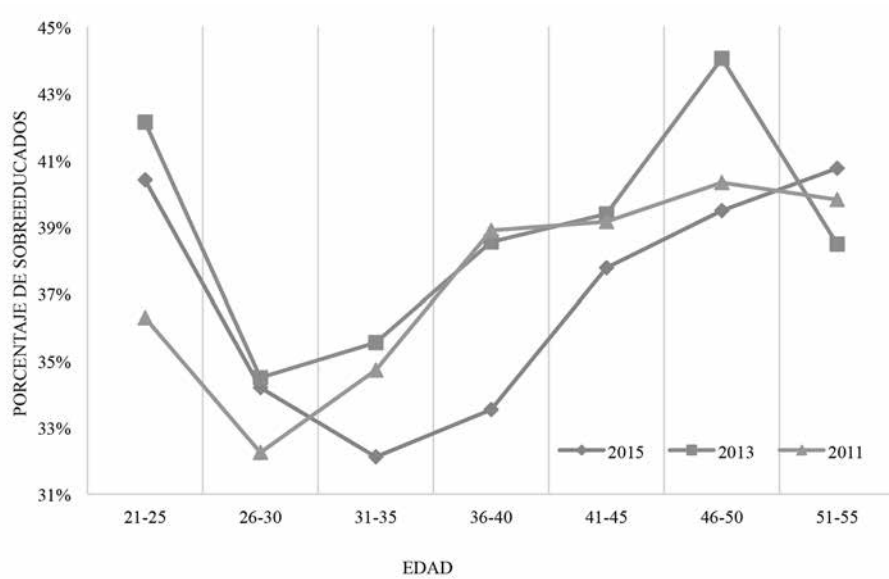
La incidencia de la sobreeducación por tramo etario se puede observar en la Figura 3, esta evidencia un descenso en el porcentaje de sobreeducados del total de trabajadores con estudios superiores entre los 20 y 30 años, una relativa estabilidad en este porcentaje entre los 30 y 40 años y un ascenso de este porcentaje entre los 40 y 50 años. Estos resultados son similares cualitativamente a los expuestos por Farooq (2016) usando datos para Estados Unidos. En efecto, el autor encuentra que la sobreeducación de los trabajadores es decreciente en los primeros años de vida laboral, ya que en estos años la acumulación de habilidades laborales adquiridas por parte del trabajador por medio de la experiencia o capacitaciones en el trabajo harían que este encuentre empleos acordes a sus estudios. Por otro lado, que el porcentaje de sobreeducados sea creciente en los últimos años de vida laboral refleja que dichas habilidades laborales se deprecian con la edad. En conclusión, el comportamiento de la sobreeducación por la edad adquiere una forma de “U”.

La incidencia de la sobreeducación por tipo de ocupación u oficio más elevada del 2015 es para trabajadores que desempeñan labores de poder ejecutivo, técnicas y de oficina. Dichos porcentajes se pueden observar en la Figura 4, los que son los siguientes: del total de trabajadores con estudios superiores que desempeñan labores en el poder ejecutivo, 37% son sobreeducados; del total de trabajadores con estudios superiores que desempeñan labores técnicas, 17% son sobreeducados; y del total de trabajadores con estudios superiores que desempeñan labores de oficina, 21% son

sobreeducados. Además, para las ocupaciones técnicas y de oficina este mayor porcentaje se explicaría por los trabajadores con títulos universitarios que preferirían este tipo de ocupaciones u oficios que requieren menos calificaciones que las ya obtenidas, en contraste a otro tipo de ocupaciones que requieran aún menos calificaciones que las ya mencionadas.

FIGURA 3

GRAFICO DE SOBREENEDUCACION POR TRAMO ETARIO



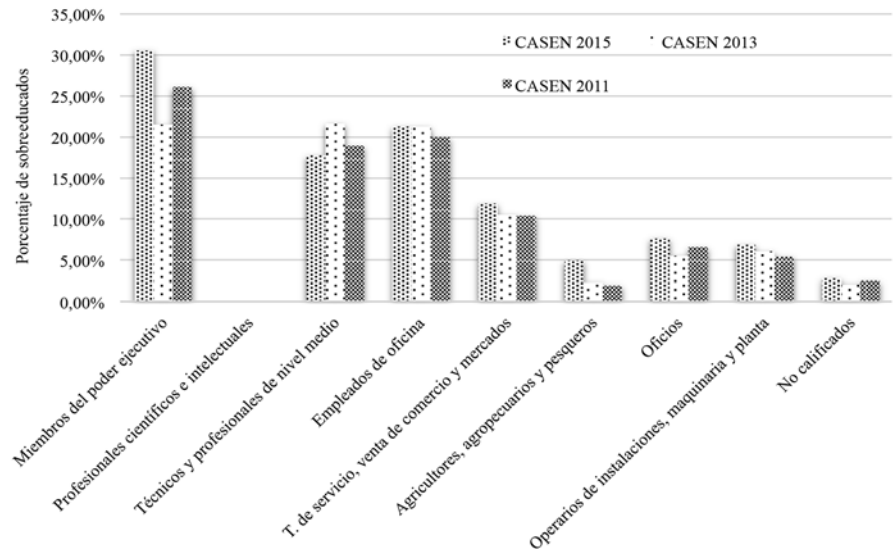
* Fuente: CASEN 2011-2015.

Como se observa en la Figura 5, las incidencias de sobreeducación por tipo de universidad de egreso en Chile para el 2015 son las siguientes: 16% del total de trabajadores egresados de universidades privadas se consideran sobreeducados y 10% para el total de trabajadores egresados de universidades pertenecientes al CRUCH. Para el 2013 el 28% del total de trabajadores egresados de universidades privadas se considera sobreeducado y 14% para el total trabajadores egresados de universidades pertenecientes al CRUCH. Dichas cifras nos dan a entender que quienes están más propensos a estar sobreeducados son quienes estudian en universidades privadas. Esto da a entender que la calidad de la institución educacional puede jugar un rol importante en la correcta inserción laboral de quienes estudian en dichas instituciones. Además,

como se logra observar en la Figura 6, las incidencias de sobreeducación por tipo de universidad de egreso en Santiago para el 2015 son las siguientes: 15% del total de trabajadores sobreeducados egresados de universidades privadas se consideran sobreeducados y 9% para trabajadores egresados de universidades pertenecientes al CRUCH, y en el 2013 son 34% del total de trabajadores egresados de universidades privadas los que se consideran sobreeducados y 9% para trabajadores egresados de universidades pertenecientes al CRUCH. Finalmente, es posible señalar que en total de trabajadores con ocupaciones científicas o intelectuales estudiado, el porcentaje de sobreeducados es cero, ya que todas estas ocupaciones reportaron requerimientos de educación universitaria.

FIGURA 4

GRAFICO DE SOBREEDUCACION POR TIPO DE OCUPACION

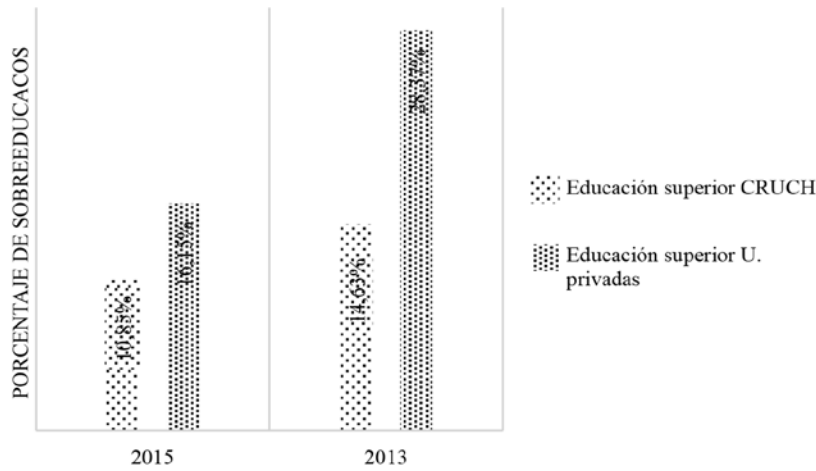


* Fuente: CASEN 2011 al 2015.

La evidencia aportada por el modelo PROBIT se expondrá dividida en tres cohortes etarias: 20 a 30 años, 30 a 40 años y 40 a 50 años. Concretamente para esta investigación, es de interés saber cuáles son los determinantes que explicarían la probabilidad de estar sobreeducado y cómo estos determinantes cambian con las cohortes etarias. Los resultados del modelo PROBIT para las tres cohortes se presentan en la Tabla 4,

FIGURA 5

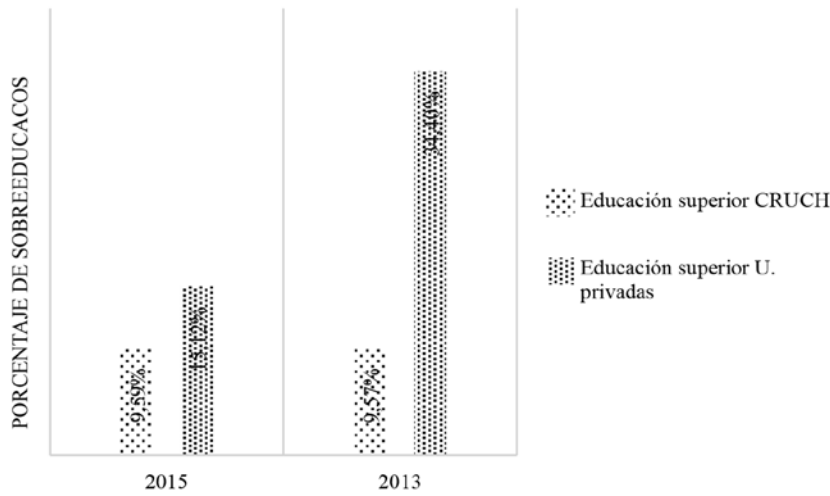
GRAFICO DE SOBREENEDUCACION POR TIPO DE UNIVERSIDAD PARA CHILE



* Fuente: CASEN 2013-2015.

FIGURA 6

GRAFICO DE SOBREENEDUCACION POR TIPO DE UNIVERSIDAD PARA SANTIAGO



* Fuente: CASEN 2013-2015.

TABLA 4

RESULTADOS DEL MODELO PROBIT PARA LA MUESTRA CASEN 2015

	20 a 30 años	30 a 40 años	40 a 50 años
Carrera no tradicionales	0,4989*** (0,0049)	0,4867*** (0,0048)	0,4850*** (0,0055)
CRUCH	-0,2054*** (0,0061)	-0,2924*** (0,0058)	-0,3751*** (0,0071)
Casado	0,0810*** (0,0080)	-0,0125** (0,0050)	-0,1148*** (0,0056)
Urbano	0,0576*** (0,0134)	-0,2800*** (0,0129)	-0,0821*** (0,0174)
Educación técnica	0,4625*** (0,0055)	0,5016*** (0,0057)	0,4593*** (0,0066)
Santiago	0,0294*** (0,0051)	0,0374*** (0,0051)	0,0844*** (0,0057)
Edad	-0,0114*** (0,0011)	0,0050*** (0,0009)	0,0158*** (0,0009)
Mujer	-0,2271*** (0,0048)	-0,2141*** (0,0048)	-0,1287*** (0,0056)
Público	-0,5301*** (0,0064)	-0,4285*** (0,0059)	-0,3424*** (0,0066)
Experiencia	0,0001 (0,0011)	-0,0104*** (0,0005)	-0,0046*** (0,0004)
Sindicato	0,2726*** (0,0087)	0,1263*** (0,0071)	0,1100*** (0,0076)
Extranjero	0,3854*** (0,0128)	0,2729*** (0,0119)	0,3181*** (0,0191)
Constante	-0,3206*** (0,0323)	-0,4869*** (0,0324)	-1,1242*** (0,0457)
N	326.889	343.445	253.912
r2			
F			
chi2	46.921,9374	44.907,1339	39.163,1511
p	0,0000	0,0000	0,0000

Desviación estándar en paréntesis.

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

de estos es importante destacar que quienes están más propensos a estar sobreeducados, según programa educativo para todos los tramos etarios, son los titulados de carreras no tradicionales y carreras técnicas. También, quienes están más propensos a estar

sobreeducados por tipo de institución de egreso para todos los tramos etarios son titulados de institutos profesionales y titulados de universidades privadas. Estos resultados sugieren que lo que predispondría a estar sobreeducado es la calidad tanto de los programas educativos como de las instituciones educativas, ya que programas educativos o institutos educativos no reconocidos darían una mala señalización a los empleadores a la hora de contratar trabajadores pertenecientes a dichos programas o instituciones. Por otro lado, el efecto marginal según edad y experiencia en la probabilidad de estar sobreeducado por cohorte etario será negativo en las cohortes etarias de 20 a 30 años, casi nulo en las cohortes etarias de 30 a 40 años y positivo en las cohortes etarias de 40 a 50 años. Esto evidencia que la experiencia y otros tipos de atributos adquiridos en el trabajo adquieren una relevancia importante en los jóvenes recién iniciados en el mundo laboral. Sin embargo, estos atributos sufrirían una desvalorización a medida que el trabajador envejece. Farooq (2016) explica esto como una depreciación de los atributos adquiridos en el trabajo por parte del trabajador. En cuanto a trabajadores pertenecientes a empresas públicas, los resultados señalan una menor propensión a estar sobreeducado en comparación a sus homólogos pertenecientes a empresas privadas, lo que evidenciaría la mejor asignación de empleo de la mano de obra calificada en empresas de carácter público. Respecto de los trabajadores que reportaron pertenecer a un sindicato, estos evidenciaron ser más propensos a estar sobreeducados que sus pares que no pertenecen a un sindicato, esto evidencia que el ajuste en los mecanismos de producción por parte de la empresa para poder aprovechar de mejor manera su mano de obra calificada se vería perjudicado en presencia de sindicatos. Además, un resultado evidenciado en esta investigación y acorde con lo expuesto en la literatura referente a sobreeducación, es la menor propensión a la sobreeducación en mujeres que en hombres, lo que evidenciaría un mejor calce en la asignación de empleos en mujeres con estudios superiores que en hombres con el mismo nivel de estudio. Dicho fenómeno podría ser explicado por una mayor elasticidad salario-hora en la oferta laboral femenina calificada, la que haría un mejor calce entre estudios alcanzados y estudios requeridos por la labor que se desempeña. También, otro resultado a destacar es la mayor propensión a estar sobreeducado de los trabajadores extranjeros con estudios superiores en contraste a sus pares nacionales. Esto puede ser explicado en parte a un mal reconocimiento de los estudios extranjeros por parte de los empleadores. Sin embargo, esta mayor propensión a estar sobreeducado cae a mayor edad: este fenómeno puede ser explicado por la acumulación de experiencias o formación laboral con la edad por parte de los trabajadores extranjeros, generando así una correcta asignación laboral. Finalmente, los efectos en las propensiones a estar sobreeducado si los trabajadores son casados para cada una de las cohortes son los siguientes: positivo para la cohorte etaria de 20 a 30 años y negativo para las cohortes etarias de 30 a 40 años y de 40 a 50 años. Esto evidencia una asignación mejor de empleos en trabajadores casados en los tramos etarios de 30 a 40 años y de 40 a 50 años que en la cohorte etaria de 20 a 30 años.

Como se observa en la Tabla 5 para hombres y en la Tabla 6 para mujeres, el salario promedio obtenido por los trabajadores sobreeducados tanto para hombres como mujeres, ambos con estudios superiores, es menor que el salario promedio percibido por los trabajadores no sobreeducados del mismo género para todas las cohortes etarias. Esto es evidenciado en una diferencia negativa para el salario promedio percibido por los trabajadores con estudios superiores sobreeducados menos el salario promedio percibido por los trabajadores con estudios superiores no sobreeducados. En consecuencia, la menor retribución salarial para los sobreeducados evidenciaría al empleo como el determinante principal del salario y no la productividad. Además, dicha diferencia salarial en ambos grupos sugiere que las empresas no serían capaces, a lo menos en el corto plazo, de adaptar sus métodos productivos con el fin de aprovechar la capacidad total de la mano de obra calificada a su disposición. Este fenómeno puede ser explicado por la rigidez salarial (contratos colectivos y negociaciones colectivas) e imperfecciones en el mercado laboral (información asimétrica, entre otras), las que impedirían a lo menos en el corto plazo realizar ajustes al factor trabajo. Además, es oportuno destacar que la evolución de la variación porcentual masculina de la diferencia salarial ya mencionada como porcentaje del salario promedio en los hombres con estudios superiores y sobreeducados, experimenta un abrupto aumento en las cohortes de 30 a 40 años y de 40 a 50 años respecto de la cohorte etaria de 20 a 30 años. Esto podría explicar una convergencia en los salarios, lo que podría evidenciar una mejor asignación por edad para los hombres. Sin embargo, la evolución de la variación porcentual femenina de la diferencia salarial ya mencionada como porcentaje del salario promedio de las mujeres con estudios superiores y sobreeducadas se mantiene constante en las cohortes, fenómeno que evidenciaría una mala asignación del empleo a pesar de la edad en mujeres. Esto es explicado en parte por la mala señalización de la experiencia o habilidades adquiridas en el empleo para las mujeres. También, otro resultado a destacar es que solo las mujeres en las cohortes de 20 a 30 años y 30 a 40 años mostraron diferencias significativas en la proporción de capacitación laboral de trabajadoras sobreeducadas con estudios superiores, ya que las cohortes mostraron que dichas trabajadoras son menos capacitadas que sus homólogas no sobreeducadas, lo que apoya la hipótesis que postula que la sobreeducación va inversamente ligada a la experiencia y capacitación laboral, refutando la visión de los modelos de competencia laboral². Además, es importante destacar que los resultados son disímiles entre hombres y mujeres, ello refuta que la estrategia de identificación al dividir por género la muestra CASEN 2015 fue la adecuada.

² En el Anexo se realiza un test de robustez, el que consiste en realizar el método de PSM a 5 vecinos más cercanos. Los resultados de este test son similares a los resultados del PSM a 3 vecinos.

TABLA 5

RESULTADOS DE LA METODOLOGIA PSM PARA LA MUESTRA DE HOMBRES
DIVIDIDA EN TRAMOS ETARIOS, CASEN 2015

Vecinos (3)	20 a 30 años	30 a 40 años	40 a 50 años
Tratados salario hora	3.079,596	4.693,063	5.711,513
Tratados - controles, <i>Unmatched</i>	-1.707,51 (-5,37)	-1.857,66 (-8,08)	-1.972,14 (-3,81)
Tratados - controles, ATT	-1.448,45 (-2,86)	-887,306 (-3,35)	-796,584 (-1,21)
Variación porcentual	-47,03%	-18,91%	-13,95%
Tratados capacitación	0,26	0,32	0,34
Tratados - controles, <i>Unmatched</i>	0,06 (-2,76)	0,05 (-6,15)	-0,07 (-2,87)
Tratados - controles, ATT	-0,04 (-1,46)	-0,01 (-0,23)	-0,05 (-1,62)

Estadístico T en paréntesis.

TABLA 6

RESULTADOS DE LA METODOLOGIA PSM PARA LA MUESTRA DE MUJERES
DIVIDIDA EN TRAMOS ETARIOS, CASEN 2015

Vecinos (3)	20 a 30 años	30 a 40 años	40 a 50 años
Tratados salario hora	2.690,62	3.579,48	3.609,64
Tratados - controles, <i>Unmatched</i>	-886,95 (-8,17)	-1.219,79 (-5,18)	-1.365,57 (-7,05)
Tratados - controles, ATT	-724,22 (-5,73)	-1.255,38 (-3,98)	-1.191,87 (-4,89)
Variación porcentual	-26,92%	-35,07%	-33,02%
Tratados capacitación	0,24	0,29	0,30
Tratados - controles, <i>Unmatched</i>	0,12 (-6,15)	0,12 (-5,90)	-0,14 (-6,04)
Tratados - controles, ATT	-0,09 (-3,67)	-0,08 (-3,04)	-0,05 (-1,50)

Estadístico T en paréntesis.

5. CONCLUSION

La incidencia de trabajadores con estudios superiores sobreeducados para el 2015 es aproximadamente de 38% del total de la población masculina y 33% del total de la población femenina. Dichos resultados nos dan a entender que más de un tercio del total de trabajadores con estudios superiores trabajan en empleos que requieren un nivel educacional inferior al adquirido. Dichas cifras nos deben preocupar, pero más aún nos debe preocupar qué es lo que hay detrás de ellas.

La evidencia aportada en esta investigación sugiere que el fenómeno de la sobreeducación puede ser explicado por la calidad en los programas o tipo de universidades, ya que los resultados indican que del total de trabajadores con estudios universitarios, 16% son trabajadores sobreeducados titulados de universidades privadas y 10% son titulados de universidades pertenecientes al CRUCH. Además, quienes están más propensos a estar sobreeducados son quienes estudian carreras técnicas o carreras no tradicionales o trabajadores titulados de universidades privadas o institutos profesionales. Otro resultado importante es la forma de “U” de la sobreeducación mediante la edad obtenida en esta investigación. Dicho fenómeno es acorde a lo expuesto por Farooq (2016) y la explicación a esto sería que atributos como las habilidades en el trabajo (capacitaciones y experiencia laboral) harían que los trabajadores jóvenes de 20 a 30 años encuentren trabajos acordes a sus estudios, observando así un menor número de sobreeducados a medida que estos avanzan en edad. Sin embargo, para trabajadores adultos entre 40 y 50 años dichos atributos se desvalorizan, observando así un mayor número de sobreeducados a medida que avanzan en edad. Dicho fenómeno es evidenciado en los resultados aportados por el modelo PROBIT realizado en esta investigación, ya que la variación en la propensión a estar sobreeducado para un año adicional de edad y la experiencia para las cohortes son negativas en la cohorte de 20 a 30 años, casi nulas en la cohorte de 30 a 40 años y positivo en la cohorte de 40 a 50 años.

Finalmente, los sobreeducados exhiben menores remuneraciones que los no sobreeducados, lo que refuta la idea de que la remuneración queda determinada por el empleo y no por la capacidad o productividad potencial de dicho trabajador. Más aún, la productividad o las capacidades de los trabajadores quedarían determinadas por el tipo de empleo. En conclusión, los resultados expuestos refutarían la idea de que el comportamiento de la sobreeducación y el mercado laboral chileno se ajusta más a la visión de los modelos de competencia laboral. Además, solo el grupo de trabajadoras con estudios superiores, no sobreeducadas y pertenecientes a las cohortes femeninas de 20 a 30 años y 30 a 40 años, demostró tener una mayor proporción de integrantes capacitadas en comparación a sus homólogas sobreeducadas respectivas, refutando así la idea de que las trabajadoras capacitadas serían las que están menos sobreeducadas.

Los resultados expuestos en el presente trabajo sugieren que la calidad de la educación es fundamental para la correcta inserción laboral de los trabajadores. Las

reformas y futuras políticas en materia educacional debiesen velar por la equidad en la calidad de las instituciones de educación superior. En conclusión, generar políticas que faciliten la adquisición de capacidades laborales es primordial.

6. BIBLIOGRAFIA

- ALBA-RAMIREZ, A. (1993). "Mismatch in the Spanish labor market". *Journal of Human Resources* 28 (2): 259-278.
- BATTU, H. y SLOANE, P. (2000). "Overeducation and crowding out in Britain. In Borghans and de Grip (eds), *The Overeducated Worker*". Cheltenham: Edward Elgar: 157-175.
- BECKER, G. "Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education". New York: Columbia University Press.
- BRYNIN, M. (2002). "Overqualification in Employment". *Work, Employment & Society* 16 (4): 637-54.
- BUCHEL, F. y VAN HAM, M. (2002). "Overeducation, Regional Labour Markets and Spatial Flexibility". IZA Discussion Paper N° 424.
- CATTANI, L.; GUIDETTI, G.; PREDRINI, G. (2014). "Assessing the incidence and wage effects of overeducation among Italian graduates using a new measure for educational requirements". Working Papers wp939, Dipartimento Scienze Economiche, Università di Bologna.
- CHEVALIER, A. (2003). "Measuring overeducation". *Economica* 70: 509-531.
- DALY, M., DUCHEL, F. y DUNCAN, G. (2000). "Premiums and penalties for surplus and deficit education: evidence from the United States and Germany". *Economics of Education Review* 19: 169-178.
- DOLADO, J., JANSEN, M., y JIMENO, J. (2009). "On the job-search in a matching model with heterogeneous jobs and workers". *Economic Journal*, 119: 200-228.
- DOLTON, P. y VIGNOLES, A. (2000). "The incidence and effects of overeducation in the UK graduate labour market". *Economics of Education Review* 19: 179-198.
- DUMONT, J.-C. y O. MONSO (2007), "Matching Educational Background and Employment: a Challenge for Immigrants in Host Countries", *International Migration Outlook*: 131-159.
- DUNCAN, G. y HOFFMAN, S. (1981). "The incidence and wage effects of overeducation". *Economics of Education Review*, 1 (1): 75-86.
- FAROOQ, A. (2016). "The U-shape of Over-education? Human Capital Dynamics & Occupational Mobility over the Life Cycle". 2016 Papers pfa484, Job Market Papers.
- FLISI, S.; GOGGIO, V.; MERONI, E.C. *et al.* Soc Indic Res (2017) 131: 1211.
- GALASI, P. (2008). "The effect of educational mismatch on wages for 25 countries". Budapest Working Papers on the Labour Market BWP - 2008/8.
- GREEN, F.; MCLINTOSH, S. y VIGNOLOSM, A. (1999). "Overeducation and skills-clarifying the concepts". Technical report.
- GREEN, F. y HENSEKE, G. (2016). "Should governments of OECD countries worry about graduate over-education?". *Oxford Review of Economic Policy*, Volume 32 (4): 514-537.
- GROENEVELD, S. y HARTOG, J. (2004). "Overeducation, wages and promotions within the firm". *Labour Economics* 11: 701-714.
- GROOT, W. (1996). "The incidence and returns to overeducation in the UK". *Applied Economics* 28: 1345-1350.
- GROOT, W. y VAN DEN BRINK, H. (2000a). "Skill mismatches in the Dutch labor market". *International Journal of Manpower* 21 (8): 584-595.
- GROOT, W. y MAASEEN VAN DEN BRINK, H. (2000a). "Overeducation in the labor market: A meta-analysis". *Economics of Education Review*, 19 (2): 149-158.
- HARTOG, J. y OOSTERBEEK, H. (1988). "Education, allocation and earnings in the Netherlands: overschooling?". *Economics of Education Review* 7 (2): 185-194.
- HARTOG, J. (2000). "Over-education and earnings: where are we, where should we go?". *Economics of Education Review*, 19 (2): 131-147.

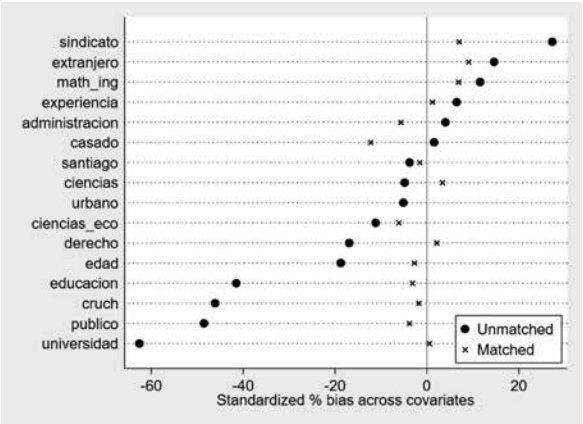
- HECKMAN, J.; LOCHNER, J. y TODD, P. (2003). "Fifty Years of Mincer Regressions". IZA DP, N° 775.
- KORPI, T. y TAHLIN, M. (2009). "Educational mismatch, wages, and wage growth: overeducation in Sweden, 1974-2000". *Labour Economics*, 16 (2): 183-93.
- LEUVEN, E. y OOTERBEEK, H. "Overeducation and Mismatch in the Labor Market". *Handbook of the Economics of Education* 4: 283-326.
- MCGUINNESS, S. (2003a). "Graduate overeducation as a sheepskin effect: evidence from Northern Ireland". *Applied Economics* 35: 597-608.
- MCGUINNESS, S. (2006). "Overeducation in the labour market". *Journal of Economic Surveys*, 20 (3): 387-418.
- MENDES DE OLIVEIRA, M.; SANTOS, M.C. y KIKER, B. (2000). "The role of human capital and technological change in overeducation". *Economics of Education Review* 19: 199-206.
- MINCERM, J. (1974). "Schooling, Experience and Earnings". New York: Columbia University Press.
- ORTIZ, L. (2010). "Not the Right Job, but a Secure One Over-Education and Temporary Employment in France, Italy and Spain". *Work, Employment & Society* 24 (1): 47-64.
- RUMBERGER, R. (1987). "The impact of surplus education on productivity and earnings". *Journal of Human Resources* 22 (1): 24-50.
- SALA, G. (2011). "Approaches to Skills Mismatch in the Labour Market: A Literature Review". Papers. *Revista de Sociología*, 96 (4): 1025-1045.
- SICHERMAN, N. (1991). "Overeducation" in the labour market". *Journal of Labor Economics* 9 (2): 101-122.
- SLOANE, P.; BATTU, H. y SEAMAN, P. (1999). "Overeducation, undereducation and the British Labour market". *Applied Economics* 31: 1437-1453.
- SLOANE, P. (2003). "Much ado About Nothing? What does the Overeducation Literature Really tell us". In Buchel, F.; De Grip, A., and Mertens, A., editors, *Overeducation in Europe: Current issues in theory and policy*, pp. 11-45. Edward Elgar.
- TSANG, M. y LEVIN, H. (1985). "The Economics of Overeducation". *Economics of Education Review* 4 (2): 93-104.
- THUROW, L. (1975). *Generating Inequality*. New York: Basic Books.
- VAHEY, S. (2000). "The great Canadian training robbery: evidence on the returns to educational mismatch". *Economics of Education Review* 19: 219-227.
- VAN DER VELDEN, R. y VAN SOORENBIRG, M. (2000). "The measurement of overeducation and undereducation: self-report vs job-analyst method". Les Cahiers de Lamas.
- VERDUGO, R y VERDUGO, N. (1989). "The impact of surplus schooling on earnings". *Journal of Human Resources* 24 (4): 629-643.

APENDICE

REDUCCION DE SESGO MEDIANTE EL METODO PSM

FIGURA A.1

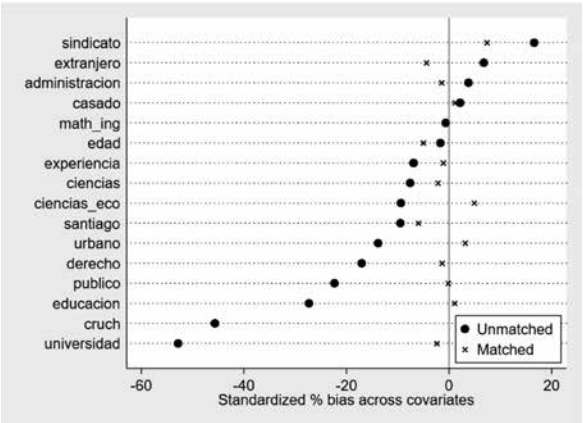
GRAFICO DE REDUCCION DE SESGO MEDIANTE EL METODO PSM
PARA LA MUESTRA DE HOMBRES DE 20 A 30 AÑOS



* Muestra CASEN 2015.

FIGURA A.2

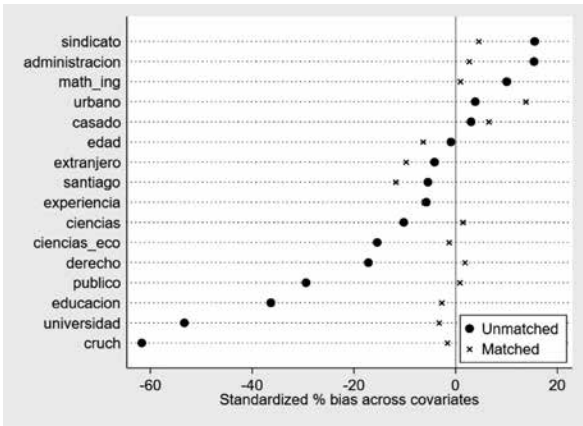
GRAFICO DE REDUCCION DE SESGO MEDIANTE EL METODO PSM
PARA LA MUESTRA DE HOMBRES DE 30 A 40 AÑOS



* Muestra CASEN 2015.

FIGURA A.3

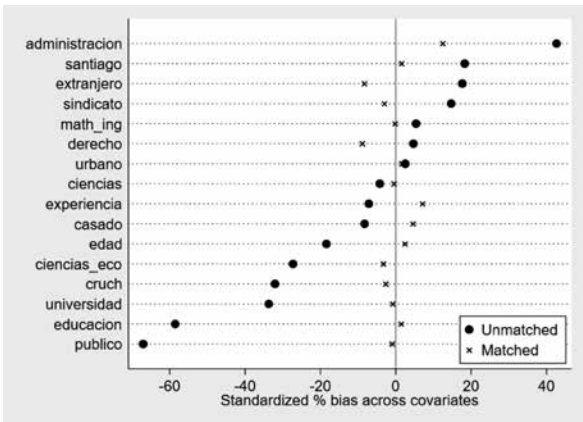
GRAFICO DE REDUCCION DE SESGO MEDIANTE EL METODO PSM
PARA LA MUESTRA DE HOMBRES DE 40 A 50 AÑOS



* Muestra CASEN 2015.

FIGURA A.4

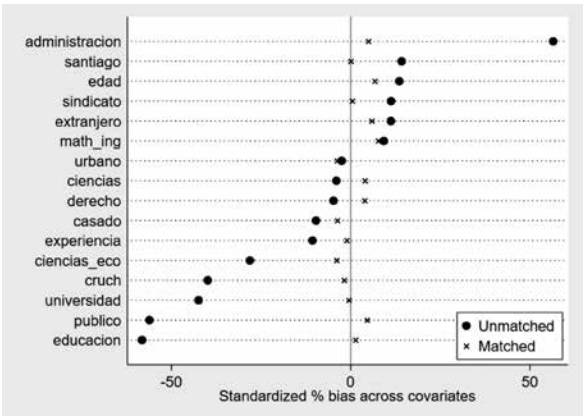
GRAFICO DE REDUCCION DE SESGO MEDIANTE EL METODO PSM
PARA LA MUESTRA DE MUJERES DE 20 A 30 AÑOS



* Muestra CASEN 2015.

FIGURA A.5

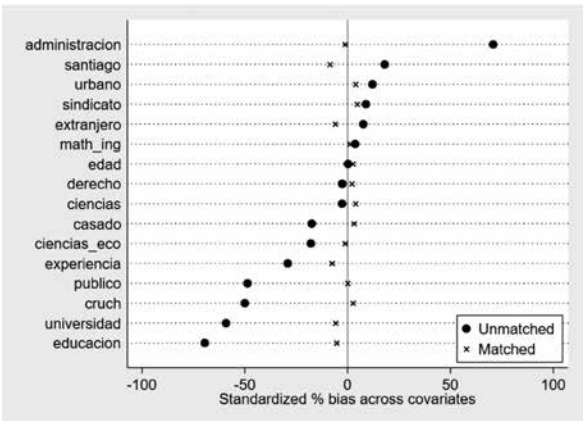
GRAFICO DE REDUCCION DE SESGO MEDIANTE EL METODO PSM
PARA LA MUESTRA DE MUJERES DE 30 A 40 AÑOS



* Muestra CASEN 2015.

FIGURA A.6

GRAFICO DE REDUCCION DE SESGO MEDIANTE EL METODO PSM
PARA LA MUESTRA DE MUJERES DE 40 A 50 AÑOS



* Muestra CASEN 2015.

RESULTADOS DE PSM A CINCO VECINOS MAS CERCANOS

TABLA A.1

RESULTADOS PSM A CINCO VECINOS, PARA LA MUESTRA DE HOMBRES
DIVIDIDA POR TRAMOS ETARIOS, CASEN 2015

Vecinos (5)	20 a 30 años	30 a 40 años	40 a 50 años
Tratados salario hora	3.079,60	4.693,06	5.711,51
Tratados - controles, <i>Unmatched</i>	-1.707,51 (-5,37)	-1.857,66 (-8,08)	-1.972,14 (-3,81)
Tratados - controles, ATT	-1.262,18 (-2,85)	-865,80 (-3,45)	-780,98 (-1,22)
Variación porcentual	-40,99%	-18,45%	-13,67%
Tratados capacitación	0,26	0,32	0,34
Tratados - controles, <i>Unmatched</i>	-0,06 (-2,76)	-0,05 (-6,15)	-0,07 (-2,87)
Tratados - controles, ATT	-0,03 (-1,01)	0,00 (-0,15)	-0,03 (-1,05)

Estadístico T en paréntesis.

TABLA A.2

RESULTADOS PSM A CINCO VECINOS, PARA LA MUESTRA DE MUJERES
DIVIDIDA POR TRAMOS ETARIOS, CASEN 2015

Vecinos (5)	20 a 30 años	30 a 40 años	40 a 50 años
Tratados salario hora	2.690,62	3.579,48	3.609,64
Tratados - controles, <i>Unmatched</i>	-886,95 (-8,17)	-1.219,79 (-5,18)	-1.365,57 (-7,05)
Tratados - controles, ATT	-728,63 (-5,78)	-1.315,17 (-4,82)	-1.285,62 (-5,31)
Variación porcentual	-27,08%	-36,74%	-35,62%
Tratados capacitación	0,24	0,29	0,3
Tratados - controles, <i>Unmatched</i>	0,12 -6,15	0,12 -5,9	-0,14 (-6,04)
Tratados - controles, ATT	-0,08 (-3,67)	-0,06 (-2,55)	-0,05 (-1,58)

Estadístico T en paréntesis.

TABLA A.3

TABLA DE AGRUPACION Y COGIDOS DE LAS OCUPACIONES
DE LAS ENCUESTAS PIAAC Y CASEN 2015

Grupo	Código PIAAC	Código CASEN	Ocupación
1. Gerentes	11	1100 al 1200	Ejecutivos, altos funcionarios y legisladores.
	12	1200 al 1300	Gerentes administrativos y comerciales.
	13	1300 al 1314	Gerentes de producción y servicios especializados
	14	1314 al 1400	Gerentes de hotelería, venta al por menor y otro servicio.
2. Profesionales	21	2100 al 2200	Profesionales de la ciencia y la ingeniería.
	22	2200 al 2300	Profesionales de la salud.
	23	2300 al 2400	Profesionales docentes.
	24	2400 al 2420	Profesionales en la administración de empresas y otros.
	25	2450 al 2460	Profesionales de la información y comunicaciones.
	26	2420 al 2450	Profesionales legales, sociales y culturales.
3. Técnicos y profesionales asociados	31	3100 al 3200	Profesionales Asociados en Ciencia e Ingeniería.
	32	3200 al 3300	Profesionales asociados de la salud.
	33	3300 al 3400	Profesionales asociados de negocios y administración.
	34	3400 al 3500	Profesionales legales, sociales, culturales y afines.
	35	3131 y 3132	Técnicos de información y comunicaciones.
4. Trabajadores de oficina	41	4100 al 4200	Oficinistas y secretarios.
	42	4200 al 4300	Empleados de servicio al cliente.
	43	—	Secretarios de recopilación de información.
	44	—	Otros trabajadores.

Grupo	Código PIAAC	Código CASEN	Ocupación
5. Trabajadores de servicio y ventas	51	5100 al 5130 y 5170 al 5200	Trabajadores de servicios personales.
	52	5200 al 5300	Trabajadores de ventas.
	53	5130 al 5150	Trabajadores de cuidado personal.
	54	5150 al 5170	Trabajadores de los servicios de protección.
6. Trabajadores especializados en agricultura, silvicultura y pesca	61	6100 al 6151	Trabajadores especializados en agricultura, silvicultura y pesca.
	62	6152 al 6209	Trabajadores forestales, pesqueros y cazadores orientados hacia el mercado
	63	6210	Agricultores de subsistencia, pescadores, cazadores y recolectores.
7. Trabajadores de oficios y trabajadores relacionados	71	7100 al 7200	Trabajadores de construcciones y oficios conexos, excepto electricistas.
	72	7200 al 7240	Trabajadores de metales, maquinaria y oficios relacionados.
	73	7300 al 7400	Trabajadores manuales e impresores.
	74	7240 al 7300	Trabajadores de la industria el eléctrica y electrónica.
	75	7400 al 7500	Trabajadores de la industria alimentaria, de la madera, de la confección y de otras artesanías.
8. Operadores de plantas y máquinas y ensambladores	81	8100 al 8200	Operadores de máquinas estacionarias.
	82	8200 al 8300	Ensambladores.
	83	8300 al 8400	Conductores y operadores de instalaciones móviles.
9. Ocupaciones básicas	91	9100 al 9200	Limpiadores y ayudantes.
	92	9200 al 9300	Trabajadores agrícolas, forestales y pesqueros.
	93	9300 al 9400	Trabajadores en minería, construcción, fabricación y transporte.
	94	–	Asistentes de preparación de alimentos.
	95	–	Trabajadores de las calles y de las ventas y servicios relacionados.
	96	–	Rechazo de trabajadores y otros trabajadores básicos.

LA FUNCION DE EMPAREJAMIENTO AGREGADA DEL MERCADO LABORAL CHILENO

THE AGGREGATE MATCHING FUNCTION FOR THE CHILEAN LABOR MARKET

ROLANDO EINAR PAZ RODRIGUEZ*

Universidad Alberto Hurtado

Abstract

The aggregate matching function is estimated for the Chilean labor market with time varying efficiency and correcting for endogeneity bias for the period 1986-2015. The results found are consistent, statistically significant and show the existence of a structural break around the year 2002 and a job market tightness elasticity of 11,68% before the break and 12,53% afterwards.

Keywords: *Matching function, unemployment, vacancies, job finding probability, job market tightness.*

JEL Classification: *C13, J6, J63, J64, E24.*

Resumen

Se estima la función de emparejamiento para el mercado laboral chileno con eficiencia variante en el tiempo y corrigiendo por sesgo de endogeneidad para el período 1986-2015. Los resultados encontrados son consistentes, significativos y muestran la existencia de un quiebre estructural alrededor

* Magíster en Economía. E-mail: einarpaz@gmail.com.

Trabajo basado en la Tesis realizada por el autor para optar al grado de Master of Arts in Economics otorgado por Georgetown University y al grado de Magíster en Economía de la Universidad Alberto Hurtado.

El autor agradece los comentarios de Mauricio Tejada, Pablo Gonzales y Carlos García.

del 2002 y una elasticidad de la rigidez del mercado laboral de 11,68% antes del quiebre y de 12,53% después del mismo.

Palabras clave: Función de emparejamiento; desempleo; vacantes; probabilidad de encontrar trabajo; rigidez del mercado laboral.

Clasificación JEL: C13, J6, J63, J64, E24.

1. INTRODUCCION

La función de emparejamiento, mejor conocida como *matching function*, es una herramienta de modelización que dentro de la literatura de economía laboral posee una importancia comparable con la función de producción en macroeconomía. En términos simples, es un instrumento de análisis del funcionamiento del mercado de trabajo y las fricciones existentes en él. En efecto, la función de emparejamiento permite modelar y capturar el proceso, por medio de esta la oferta y demanda de trabajo se encuentran en un mercado, por lo que recogen las consecuencias de las heterogeneidades y fricciones existentes en él, del mismo modo que modelos convencionales, pero en términos de pocas variables y de una forma relativamente simple.

En términos generales y de forma análoga a una función de producción típica que combina un conjunto de *inputs* con un nivel de conocimientos o tecnología para obtener un determinado bien, la función de emparejamiento formaliza la relación entre los *inputs* del mercado laboral, vacantes y desocupados, a partir de este se obtiene un resultado u *output* que corresponde al emparejamiento o *match*, entendido como el flujo de salida del desempleo. Por su parte, la variable equivalente al nivel tecnológico en el contexto de la función de emparejamiento capturará además las potenciales heterogeneidades, fricciones y eficiencia del mercado de trabajo.

Como señalan Petrongolo y Pissarides (2001), las fricciones dentro del mercado laboral pueden surgir por diferentes factores, así como problemas de información, heterogeneidad de los agentes, ausencia de mercados de seguros, congestión, movilidad lenta de los flujos de entrada y salida del empleo, entre otros. Modelar cada uno de estos aspectos sería una tarea compleja, sin embargo, mediante la función de emparejamiento es posible capturar, en una relación de equilibrio, los efectos de dichas fricciones sin incluirlas de forma explícita.

En la literatura empírica, la función de emparejamiento habitualmente es utilizada como un insumo en distintos tipos de modelos, cumpliendo el papel de herramienta de modelización que recoge las consecuencias de las particularidades del mercado de trabajo. Asimismo, también es utilizada como una herramienta independiente cuya estimación permite el estudio *per se* de las heterogeneidades, fricciones y externalidades presentes en el mercado laboral. En este sentido, la estimación de la función de emparejamiento es de gran importancia para entender el funcionamiento

del mencionado mercado y a su vez permitir la elaboración de recomendaciones de política económica adecuadas y oportunas.

Aunque a partir del trabajo seminal de Pissarides (1986) es posible encontrar un gran número de estimaciones de esta función para diversas economías, no existen muchas investigaciones empíricas aplicadas a países latinoamericanos. Esto se debe fundamentalmente a la poca disponibilidad o inexistencia de series temporales confiables acerca de las variables a ser utilizadas, en particular respecto del *stock* de vacantes y al flujo de salida del desempleo o emparejamientos.

Para el caso chileno, si bien no se cuenta con una serie correspondiente al flujo de emparejamientos, existe una *proxy* para el *stock* de vacantes en la forma de un índice de vacantes, que sigue la metodología establecida en el trabajo de Belani, García y Pastén (2002) y que es publicado y actualizado por el Banco Central de Chile. La mencionada investigación utiliza el índice de vacantes para estimar la curva de Beveridge¹ y deja claro la imposibilidad de estimar de forma directa la función de emparejamiento para Chile, a causa de la falta de información del flujo de salida del desempleo. Sin embargo, los autores estiman una aproximación a la función de emparejamiento para el período 1986-2002, de forma que su trabajo se convierte en el único referente al respecto.

En este sentido, el presente trabajo pretende atender a la necesidad de contar con una estimación apropiada de la función de emparejamiento del mercado laboral chileno que aporte en el entendimiento de su funcionamiento, características y la evaluación de su eficiencia, fricciones y externalidades. Para tal efecto y debido a la limitación en los datos disponibles, se propone la estimación de una transformación equivalente de la función de emparejamiento, misma que utiliza como insumos una variable entendida como la probabilidad de que un desempleado encuentre trabajo (*job finding probability*), construida siguiendo la metodología propuesta por Shimer (2012), y el *ratio* entre el índice de vacantes mencionado anteriormente y el *stock* de desocupados publicado por el Instituto Nacional de Estadística de Chile (INE).

Asimismo, considerando la literatura reciente en términos de aportes teóricos y nuevas aproximaciones empíricas, el presente trabajo estima la función de emparejamiento siguiendo la metodología propuesta por Borowczyk-Martins, Jolivet y Postel-Vinay (2013), quienes utilizan un modelo que corrige un sesgo de endogeneidad habitual en este tipo de investigaciones y toman la eficiencia del emparejamiento como un componente endógeno al modelo. De esta forma se espera contribuir a la literatura empírica con resultados que correspondan a un reflejo fidedigno de la realidad actual del mercado de trabajo chileno y sirvan como insumo en futuras modelizaciones del mismo.

¹ La curva de Beveridge, desarrollada en 1958, muestra la relación entre las tasas de desempleo y de vacancias laborales.

El presente documento está organizado de la siguiente manera: la sección 2 presenta una revisión de la literatura relacionada, la sección 3 describe el marco conceptual detrás de la función de emparejamiento y de su estimación, la sección 4 describe los datos y presenta los resultados de estimación. Finalmente, la sección 5 concluye.

2. REVISION DE LA LITERATURA

En la literatura empírica, la función de emparejamiento suele ser estimada como una función agregada para el estudio de heterogeneidades, fricciones y externalidades presentes en el mercado laboral o también es utilizada como una herramienta de modelización simple a manera de insumo en diferentes tipos de modelos. En este sentido, esta sección presenta una revisión de los trabajos de investigación que estiman la función de emparejamiento desde la primera perspectiva señalada anteriormente.

Pissarides (1986), uno de los pioneros en esta literatura, estima una función de emparejamiento agregada para el Reino Unido en el marco de un modelo *search and matching*. Para ello utiliza los métodos de Mínimos Cuadrados Ordinarios y Variables Instrumentales y asumiendo rendimientos constantes a escala encuentra que la elasticidad del *stock* de desocupados sobre el flujo de emparejamientos alcanza 70%. En esta misma línea, Blanchard y Diamond (1989) estiman una función de emparejamiento agregada para Estados Unidos siguiendo la misma metodología, pero también añadiendo estimaciones por Mínimos Cuadrados No Lineales. En dicho trabajo se resalta la analogía entre la función de producción y la función de emparejamiento, así como la existencia de fricciones provocadas por la situación geográfica, heterogeneidades entre trabajadores y trabajos, y que cambios en el parámetro correspondiente a la eficiencia del emparejamiento capturan variaciones en dichas fricciones. En las diferentes especificaciones estimadas, estos autores encontraron evidencia que respalda la presencia de rendimientos constantes y ligeramente crecientes a escala, con elasticidades de desocupados y vacantes sobre el flujo de emparejamientos que fluctúan entre 35 a 67% y 54 a 70%, respectivamente.

Por su parte, Anderson y Burgess (1995) realizan una estimación de la función de emparejamiento para Estados Unidos usando datos desagregados a nivel estatal e industrial. Utilizando Datos de Panel con Efectos Fijos, los resultados de los autores respaldan la hipótesis de rendimientos ligeramente crecientes a escala, con elasticidades de desocupados y vacantes de alrededor de 45 y 80%, respectivamente. Adicionalmente, argumentan que resultados encontrados anteriormente por otros autores respecto de funciones de emparejamiento agregadas tenían problemas de especificación como resultado de las aproximaciones empleadas en la construcción de las series de tiempo agregadas que utilizaron.

Posteriormente, otro de los grandes aportes a la estimación empírica de la función de emparejamiento fue realizado por Coles y Smith (1998), quienes estiman la función para Gran Bretaña. Estos autores argumentan que, si los desocupados cuentan con información perfecta acerca de las vacantes disponibles, entonces todos ellos se

postularán a las vacantes que ellos crean convenientes. De esta forma, la existencia de desempleados y vacantes que no pudieron emparejarse se deberá únicamente a que no encontraron a su par apropiado. Así, estas vacantes y desocupados, al inicio del siguiente período, no intentarán emparejarse entre sí, de modo que en ambos casos se tratarán de emparejar con el nuevo flujo de entrada de desocupados y vacantes, respectivamente.

Este supuesto, denominado emparejamiento *stock-flow*, se ve reflejado en la inclusión de variables flujo para vacantes y desocupados como variables explicativas adicionales en la función de emparejamiento. En este contexto no rechazan la existencia de rendimientos constantes a escala y determinan que la elasticidad de desocupados alcanza 34%. En esta misma línea, Coles y Petrongolo (2008) también realizan una estimación para Gran Bretaña bajo el enfoque *stock-flow*, con resultados similares respecto de los retornos a escala de la función, pero con una elasticidad de desocupados de alrededor del 50%. Algunas investigaciones posteriores que siguen esta misma línea son las de Galuscak y Münich (2007) para República Checa, y Alvarez, Núñez y Usabiaga (2008) para España.

Es importante destacar que la gran mayoría de las investigaciones empíricas consideran a la eficiencia del proceso de emparejamiento como una constante con el paso del tiempo. Sin embargo, intuitivamente es natural pensar que la eficiencia del emparejamiento en el mercado laboral de una economía puede sufrir cambios como consecuencia de diferentes sucesos coyunturales o estructurales que puedan ocurrir, como la implementación de políticas o la utilización de tecnologías que modifiquen las heterogeneidades y fricciones en dicho mercado.

Al respecto, se revisaron algunas investigaciones que sí consideran a la eficiencia del emparejamiento como un componente endógeno o variante con el tiempo. Por ejemplo, tanto Kano y Otha (2005), como Sasaki (2011), estiman funciones de emparejamiento para Japón identificando a la eficiencia del emparejamiento como un componente variante entre regiones, por lo que asumen que hay una eficiencia distinta en cada una de las prefecturas de Japón. Sin embargo, asumen que dicha eficiencia se mantiene constante con el tiempo, por lo que estiman la función con datos de panel y efectos fijos.

Por su parte, Barnichon y Figura (2015) estiman una función de emparejamiento para Estados Unidos, considerando la eficiencia del emparejamiento como un componente endógeno al modelo, por lo que modelan explícitamente heterogeneidades de los trabajadores y segmentación de mercado. En este contexto, los autores identifican un comportamiento procíclico en la eficiencia del emparejamiento con el tiempo y una importante pérdida de eficiencia después del 2007. La elasticidad para la rigidez del mercado laboral, o *job market tightness*, cae de 33% a 18% después del mencionado año.

Finalmente, Borowczyk-Martins *et al.* (2013) estiman una función de emparejamiento también para Estados Unidos considerando una eficiencia del emparejamiento variante en el tiempo. Estos autores argumentan que levantar el supuesto de eficiencia constante en el tiempo genera un potencial sesgo de endogeneidad en la estimación de funciones

de emparejamiento agregadas. Este sesgo es provocado por el comportamiento optimizador de las firmas bajo el supuesto de libre entrada y salida de firmas en el mercado laboral, el que es un supuesto habitual en este tipo de investigaciones. La solución propuesta por los autores consiste en considerar a la eficiencia del emparejamiento como un componente inobservado, para este se establece una estructura temporal a ser determinada y estimar la función por MGM instrumentalizando las variables endógenas del modelo. Siguiendo dicha metodología y tomando el supuesto de rendimientos constantes a escala, encuentran que la elasticidad de la rigidez del mercado laboral americano es de 70,6%.

Como se adelantaba en la sección introductoria, la literatura empírica correspondiente a la estimación de la función de emparejamiento del mercado laboral chileno se ve representada únicamente por el trabajo de Belani *et al.* (2002). Aunque el objetivo principal de su investigación es presentar un índice de vacantes a nivel nacional para Chile y estimar una curva de Beveridge, también efectúan una aproximación de la función de emparejamiento para el período 1986-2002 usando un modelo de vectores de corrección de errores. Al respecto, los autores suponen rendimientos constantes a escala en la función y sus resultados indican que la elasticidad de vacantes en el flujo de emparejamientos alcanza a 16%.

En este sentido, considerando la literatura revisada, los distintos avances y aportes en lo referente a la estimación empírica de la función de emparejamiento, en la presente investigación se decidió seguir el procedimiento utilizado por Borowczyk-Martins *et al.* (2013), debido a que es el que más se aproxima al objetivo del presente trabajo.

3. MARCO CONCEPTUAL

Tomando en cuenta la definición de la función de emparejamiento:

$$M = A m(U, V) \quad (1)$$

Donde la interacción de las vacantes V , los desempleados U y el factor tecnológico, heterogeneidades, fricciones y eficiencia del mercado de trabajo A , da como resultado el flujo de salida del desempleo, emparejamiento o *match* M . Al respecto, es posible identificar algunos aspectos importantes directamente relacionados con la estimación empírica de la función de emparejamiento, como ser la forma funcional y el tipo de rendimientos.

Respecto de la forma funcional, generalmente se asume que la función de emparejamiento toma la forma de una función Cobb Douglas, como se observa a continuación:

$$M_t = AU_t^{\beta_1} V_t^{\beta_2} \quad (2)$$

A partir de dicha expresión es posible identificar fácilmente las externalidades que pueden producirse en el mercado laboral. Es decir, que las acciones que toman las firmas para llenar sus vacantes influirán en el tiempo que tarda un desempleado en encontrar trabajo, dando lugar a externalidades positivas de vacantes en desempleados. Por otra parte, el hecho que una vacante sea ocupada no solo dependerá del empleador, sino también de las acciones que tomen los desempleados por encontrar trabajo, dando lugar a externalidades positivas de desempleados en vacantes. Sin embargo, las acciones de los desempleados también podrían influir de forma negativa en la búsqueda de trabajo de otros desempleados y algo similar sucede con las vacantes de las firmas.

En este sentido, podemos interpretar a β_1 como una medida de la externalidad positiva de desempleados en vacantes y $\beta_1 - 1$ como la externalidad negativa o congestión entre los desempleados. Asimismo, β_2 será la externalidad positiva de vacantes en desempleados, mejor conocida como *thick market effect* y $\beta_2 - 1$ será la externalidad negativa de unas vacantes en otras.

Aplicando logaritmos a (2) tendremos una expresión linealizada fácil de estimar empíricamente:

$$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln U_t + \beta_2 \ln V_t \quad (3)$$

Siendo $\beta_0 = \ln A$. Es importante mencionar que algunos autores deciden utilizar alguna variante de la función de emparejamiento Cobb Douglas linealizada, como por ejemplo la función conocida como Trasnlog, como en el caso de Yashiv (2000):

$$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln U_t + \beta_2 \ln V_t + \left(\frac{1}{2}\right)\beta_3 (\ln U_t)^2 + \beta_4 (\ln V_t)^2 + \beta_5 (\ln U_t)(\ln V_t) \quad (4)$$

Por otra parte, otro aspecto fundamental a tomar en cuenta en la estimación empírica será el tipo de rendimientos a escala de la función. En particular, Si $\beta_1 + \beta_2 = 1$ la función muestra rendimientos constantes a escala, si $\beta_1 + \beta_2 > 1$ los rendimientos serán crecientes a escala y finalmente si $\beta_1 + \beta_2 < 1$ serán rendimientos decrecientes a escala. En la literatura empírica es posible encontrar estudios que respaldan uno u otro tipo de rendimientos a escala, variando incluso para un mismo país.

En general, la importancia respecto de los rendimientos a escala surge en situaciones en las que la función de emparejamiento es utilizada como herramienta de modelización. Por ejemplo, en el contexto de una versión simplificada del modelo de desempleo de equilibrio de Pissarides (2000), estando la función de emparejamiento contenida en dicho modelo y asumiendo rendimientos constantes a escala, el equilibrio resultante es único, estable y óptimo, por lo que no hay la necesidad de intervención estatal en el proceso de emparejamiento. Sin embargo, en presencia de rendimientos crecientes a escala, el equilibrio no es único, por lo que podría justificarse la intervención estatal con el objetivo de llevar a la economía al equilibrio con más bajo nivel de desempleo.

De las investigaciones revisadas, la gran mayoría de ellas utiliza para la estimación de la función de emparejamiento la forma funcional Cobb Douglas linealizada con rendimientos constantes a escala. Esta investigación sigue esta misma línea, utilizando las mencionadas características, y siguiendo a Borowczyk-Martins *et al.* (2013) se considera a la eficiencia del emparejamiento como un componente que potencialmente puede variar en el tiempo, por lo que la función a estimar es la siguiente:

$$M_t = A_t V_t^\alpha U_t^{1-\alpha} \quad (5)$$

Donde M_t corresponde al flujo de emparejamientos, A_t será la eficiencia del emparejamiento variante con el tiempo, V_t las vacantes y finalmente U_t el stock de desempleados.

Siguiendo nuevamente a Borowczyk-Martins *et al.* (2013) y tomando en cuenta que en Chile no se cuenta con información acerca del flujo de emparejamientos M_t , es necesario hacer una transformación en la función propuesta, de forma que se pueda utilizar otra variable alternativa que sí esté disponible o que se pueda construir. En este sentido, dividiendo (5) entre U_t tendremos:

$$\underbrace{\frac{M_t}{U_t}}_{F_t} = A_t \underbrace{\left(\frac{V_t}{U_t} \right)^\alpha}_{\Theta_t^\alpha} \quad (6)$$

Donde el cociente $(M_t / U_t) = F_t$ se entiende como la probabilidad de salida del desempleo o la probabilidad que tiene un desempleado de encontrar trabajo; Θ_t a su vez, es una medida de rigidez del mercado laboral y finalmente A_t continúa siendo la eficiencia del emparejamiento. Nótese que para realizar esta transformación es necesario suponer que la función de emparejamiento presenta rendimientos constantes a escala.

La nueva función de emparejamiento transformada (6) está conformada por variables disponibles o de cálculo relativamente sencillo, haciendo viable su implementación empírica. Más aún, aplicando logaritmos se tiene la especificación habitual de la literatura. Sin embargo, como Borowczyk-Martins *et al.* (2013) destacan, suponer que la eficiencia del emparejamiento puede cambiar en el tiempo como respuesta a *shocks* introduce un problema de sesgo de endogeneidad en la estimación.

En particular, la endogeneidad surge por el comportamiento optimizador de las firmas en el proceso de búsqueda de trabajadores. Tomando el supuesto de libre entrada y salida de firmas en el mercado laboral, las mismas igualarán el costo marginal de buscar trabajadores para sus vacancias disponibles con el beneficio esperado de dicho puesto de trabajo ocupado, por lo que siempre que el costo sea menor o igual al beneficio esperado, las firmas seguirán buscando trabajadores. Dicha relación puede representarse de la siguiente forma:

$$C_t = \frac{M_t}{V_t} \Pi_t \quad (7)$$

Donde C_t es el costo marginal de publicar una vacancia para la firma, Π_t es el valor presente descontado del puesto de trabajo ocupado, multiplicado por la probabilidad de que un trabajo se ocupe, que desde la perspectiva de la firma es equivalente a M_t/V_t . Luego, tomando la función de emparejamiento original (5) y dividiéndola entre V_t tendremos la siguiente expresión:

$$\frac{M_t}{V_t} = A_t \Theta_t^{\alpha-1} \quad (8)$$

Reemplazando (8) en (7) y despejando Θ tendremos:

$$\Theta_t^{1-\alpha} = \frac{A_t \Pi_t}{C_t} \quad (9)$$

De la ecuación (9) se hace evidente que existe simultaneidad entre la rigidez del mercado laboral Θ_t y la eficiencia del emparejamiento A_t , estando ambas correlacionadas $Cov(\Theta_t, A_t) \neq 0$. En este contexto, cualquier shock sobre la eficiencia del emparejamiento generará un cambio en el número de emparejamientos y con ello (y de forma indirecta) el número de vacancias óptima. Esto implica que la rigidez de mercado (de la cual forma parte el número de vacancias) es una variable endógena. Por lo tanto, cualquier tipo de estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios de la elasticidad α correspondiente a la función (6) linealizada estará entonces sesgada.

La estrategia propuesta por Borowczyk-Martins *et al.* (2013) consiste en imponer cierta estructura a la eficiencia del emparejamiento y transformar el modelo en base a dicha estructura para luego estimarlo por el Método Generalizado de Momentos (MGM). Por lo tanto, tomando la función de emparejamiento (6), aplicando logaritmos y definiendo las variables logaritimizadas en minúsculas, la función resultante será:

$$f_t = a_t + \alpha \theta_t \quad (10)$$

Luego, se propone la siguiente estructura para la eficiencia del emparejamiento:

$$a_t = \mu + \epsilon_t \quad (11)$$

Donde μ corresponde a un componente constante de la eficiencia y ϵ_t será un componente estocástico inobservado. Reemplazando (11) en (10) se tiene:

$$f_t = \mu + \alpha \theta_t + \epsilon_t \quad (12)$$

A continuación, se asume que el componente inobservado de la eficiencia del emparejamiento ϵ_t sigue un proceso *ARMA* (p, q) estacionario que toma la siguiente forma:

$$\epsilon_t = \sum_{\ell=1}^p \rho_{\ell} \epsilon_{t-\ell} + \sum_{\ell=1}^q \alpha_{\ell} \omega_t \Leftrightarrow P(L) \epsilon_t = Q(L) \omega_t \quad (13)$$

Donde L es el operador rezago, ω_t es ruido blanco y $P(L) = 1 - \sum_{\ell=1}^p \rho_{\ell} L^{\ell}$. Aplicando la transformación $P(L)$ a (12) y tomando en cuenta lo definido para el proceso estocástico ϵ_t , se tiene:

$$f_t = \gamma + \sum_{\ell=1}^p \rho_{\ell} f_{t-\ell} + \alpha \theta_t - \sum_{\ell=1}^q \lambda_{\ell} \theta_{t-\ell} + Q(L) \omega_t \quad (14)$$

Con $\gamma = \left(1 - \sum_{\ell=1}^p \rho_{\ell}\right) \mu$ y para todo ℓ tendremos que $\lambda_{\ell} = \alpha \rho_{\ell}$. Por tanto, la ecuación (10) es la especificación final del modelo a estimar usando MGM. A causa del sesgo de endogeneidad identificado anteriormente, y debido a la persistencia del componente $MA(q)$ de ϵ_t , todos los regresores $(\theta_t, \dots, \theta_{t-\min\{p,q\}})$ y si $q \geq 1$, también $(f_{t-1}, \dots, f_{t-\min\{p,q\}})$ serán endógenos. En consecuencia, considerando α y los coeficientes autorregresivos ρ_{ℓ} , tenemos un total de $p+1$ parámetros a ser estimados (ignorando las variables exógenas como la constante o variables dicótomas que pueden ser utilizadas como instrumentos para sí mismas), que equivaldrá al número de condiciones de momento necesarias para la identificación.

En este sentido, rezagos tanto de θ_t y f_t superiores al orden del proceso $MA(q)$ pueden ser usados como instrumentos válidos, toda vez que la relación de simultaneidad entre la eficiencia del emparejamiento y la rigidez del mercado laboral estaría presente solamente hasta el rezago q en la función transformada (14). Así, la estimación estructural por MGM en este caso descansa sobre las condiciones de momentos $E(\omega_t, \theta_{t-\ell}) = 0$ y $E(\omega_t, f_{t-\ell}) = 0$ para todo $\ell \geq q+1$, siendo variables que no tendrían un efecto directo sobre f en el período t , pero que sin embargo están relacionadas con los regresores endógenos. Es interesante mencionar que bajo este precepto existe la posibilidad de sobreidentificar el modelo.

Para determinar el orden del proceso *ARMA* correspondiente al componente inobservado de la eficiencia del emparejamiento, Borowczyk-Martins *et al.* (2013) proponen una metodología de estimación, que, aunque informal, es bastante intuitiva y fácil de implementar en la práctica. Primero se estima el modelo definido por la ecuación (14) para un *grid* de valores de $p \in (1, \dots, \bar{p})$ correspondientes al componente autorregresivo. Para esta investigación se definió $\bar{p} = 6$ debido a que rezagos superiores no son significativos en ningún contexto. Luego se selecciona el valor más alto de

p para el que se estiman coeficientes autorregresivos estadísticamente significativos (ρ_ℓ). A continuación se estima nuevamente el modelo con el valor p seleccionado anteriormente, pero esta vez para un *grid* de valores similar $q \in (0, \dots, \bar{q})$, definiéndose el valor de q por la inspección del autocorrelograma de residuos. El modelo más adecuado será aquel que no muestre un nivel de autocorrelación estadísticamente significativo superior al orden q .

Como se mencionó anteriormente, los rezagos de θ_t o f_t mayores o iguales a $q + 1$, serán instrumentos válidos para $(\theta_t, \dots, \theta_{t-\min\{p, q\}})$ y $(f_t, \dots, f_{t-\min\{p, q\}})$, sin mencionar a la constante que es exógena y funciona como instrumento para sí misma. Esta metodología también permite verificar la sensibilidad de la estimación de la elasticidad α a diferentes niveles de persistencia de *shocks* a la eficiencia del emparejamiento, así como verificar la robustez de los resultados.

4. RESULTADOS

4.1. Datos

Para la información referente a las vacantes se utilizó el índice trimestral de vacantes de trabajo publicado por el Banco Central de Chile, el mismo que se encuentra disponible desde el primer trimestre de 1986 al cuarto de 2015². Este índice es elaborado basado en los avisos de ofertas de trabajo publicados los días domingos en los periódicos más importantes de las cinco zonas urbanas más pobladas del país: *El Mercurio* de Antofagasta, Valparaíso y Santiago; *El Sur* de Concepción y *El Diario Austral* de La Araucanía. La serie total ponderada corresponde a las cifras ajustadas según la información de ocupación por grupo ocupacional y región que entrega el Instituto Nacional de Estadística (INE), dicha metodología corresponde a Belani *et al.* (2002).

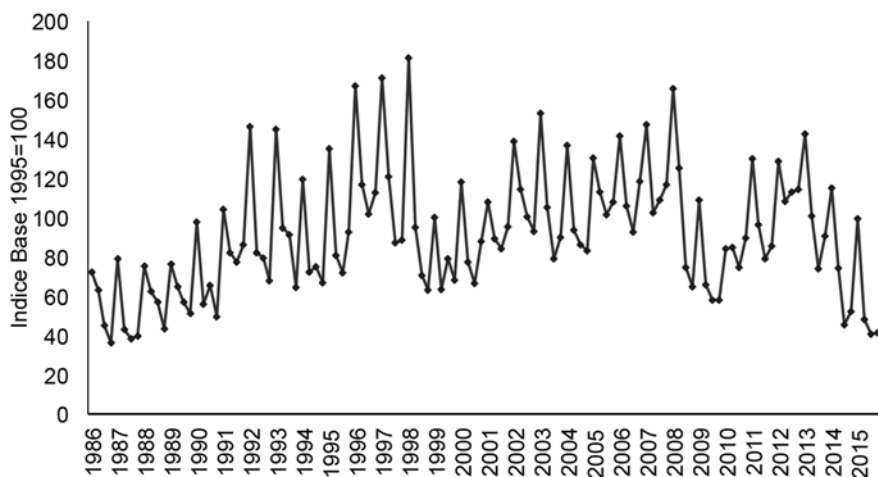
El comportamiento del índice tiene marcadas características estacionales y un comportamiento procíclico. En efecto, como se observa en la Figura 1, existe una tendencia creciente desde el inicio de la serie hasta la llegada de la crisis asiática, durante 1998-1999, y posteriormente se aprecia una recuperación para nuevamente caer durante la crisis *subprime* del 2008. Finalmente, pese a que en la actualidad la crisis ya fue superada, en los últimos años el índice muestra una clara tendencia decreciente, probablemente debido, entre otras cosas, al auge de otros medios de publicación de vacantes como ser el internet.

Es importante destacar que el índice de vacantes, aunque representa un *proxy* adecuado para la totalidad de vacantes disponibles, también adolece de algunos problemas que podrían afectar su adecuada cuantificación. Mujica (2007) destaca los dos principales problemas que posee el índice. Primero, el índice excluye las vacantes

² Más específicamente, se tomó en cuenta la serie original del índice total de vacantes ponderado.

FIGURA 1

INDICE DE VACANTES TRIMESTRAL PONDERADO, 1986-2015



Fuente: Banco Central de Chile.

de los sectores agrícola y construcción, esto debido a que las vacantes ofrecidas en esos sectores no son publicadas regularmente en los periódicos. Segundo, no incluye las vacantes correspondientes a otros medios alternativos de publicación, como las agencias de empleo y principalmente el Internet, medio que se consolida mundialmente como un sustituto de los anuncios en periódicos.

Respecto del *stock* de desempleados, se utilizó la información trimestral publicada por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Para 1986 a 2009 se utilizan las series empalmadas por el INE con base en Censo 2002 provenientes de la Encuesta Nacional de Empleo (ENE). Desde el primer trimestre de 2010 en adelante se usan las series obtenidas a partir de la Nueva Encuesta Nacional de Empleo (NENE).

La ENE vigente desde 1966 hasta 2009 y la NENE puesta en funcionamiento desde 2010 al presente, son encuestas continuas, que generan resultados para trimestres móviles, están diseñadas para entregar resultados a nivel nacional y regional y cuentan con representatividad para cada una de las 15 regiones de Chile.

La implementación de los cambios a la encuesta de empleo llevados a cabo a partir de la NENE siguieron las recomendaciones y exigencias realizadas por organismos internacionales como la Organización Internacional del Trabajo (OIT), la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico (OCDE) y la Oficina de Estadísticas Laborales de EE.UU. La NENE como encuesta a hogares de carácter continuo y basada en una muestra trimestral de aproximadamente 36.000 hogares en

todo el país, incorpora actualizaciones metodológicas y aporta nueva información respecto de las características del empleo y acerca de las personas inactivas o fuera de la fuerza de trabajo.

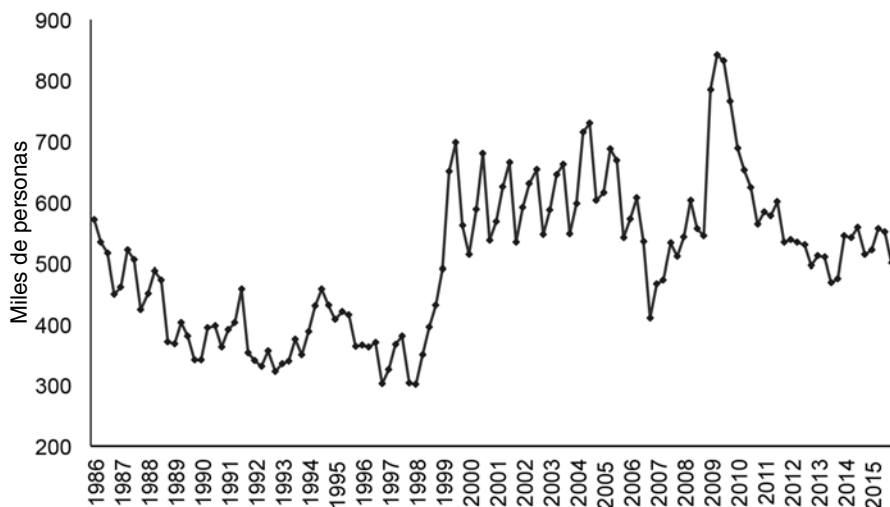
Como se observa en la Figura 2, la serie correspondiente al *stock* de desempleados presenta cierto componente estacional, pero lo que más destaca son algunos saltos significativos principalmente alrededor de 1997 y 2009, lo que concuerda con las recesiones más importantes que tuvo Chile en los últimos 30 años. Destaca también que la recuperación del mercado laboral, en forma de una reducción en el número de desempleados, después de la crisis asiática de 1998, es marcadamente diferente a lo observado después de la crisis *subprime* de 2008.

En efecto, el desempleo posterior a la crisis de 1998 empieza a caer de forma evidente solo a partir de 2004, seis años después de la recesión, mientras que en 2008 la recuperación es casi instantánea. Es probable que la marcada caída en el desempleo en 2010 y 2011 sea resultado de los efectos del terremoto de febrero 2010, no obstante, queda la duda de si efectivamente ha ocurrido un cambio en el ajuste del mercado laboral. Este elemento es considerado posteriormente en la estimación del modelo final.

Finalmente, el *ratio* correspondiente a $F_t = M_t / U_t$ entendido como la probabilidad que una persona desempleada encuentre trabajo, fue obtenida a base de la metodología propuesta por Shimer (2012). El autor reevalúa las entradas y salidas del desempleo para Estados Unidos sobre la base de la información correspondiente a número de

FIGURA 2

STOCK DE DESOCUPADOS TRIMESTRAL, 1986-2015



Fuente: INE.

desempleados, el número de empleados y la duración del desempleo. A continuación se describe brevemente dicha metodología.

Sea U_t el número total de desempleados en el período t y asumiendo que todos los trabajadores desempleados encuentran trabajo en el período t con probabilidad F_t (y suponiendo que ningún desempleado sale de la fuerza de trabajo), el número de desempleados del período siguiente, U_{t+1} será igual al número de desempleados en t que no pudieron encontrar trabajo, más los desempleados de corto plazo U_{t+1}^s , quienes serán aquellos que están desempleados en $t + 1$ pero que tuvieron trabajo en algún momento entre los períodos t y $t + 1$:

$$U_{t+1} = (1 - F_t)U_t + U_{t+1}^s \quad (15)$$

Despejando F_t de (15), tendremos una expresión para la probabilidad de encontrar trabajo en términos del *stock* de desempleados total y el de corto plazo:

$$F_t = 1 - \frac{U_{t+1} - U_{t+1}^s}{U_t} \quad (16)$$

Shimer (2012), al utilizar datos mensuales, define a U_t^s como el número de desempleados que buscaron trabajo entre 0 a 4 semanas. Para el caso chileno, es posible obtener U_t^s a partir de las ENE y NENE, pero definiendo como desempleo de corto plazo al número de desempleados que buscaron trabajo entre 0 a 3 meses. Esta restricción se impone debido a la construcción misma de las ENE y NENE, que están definidas en términos de trimestres móviles.

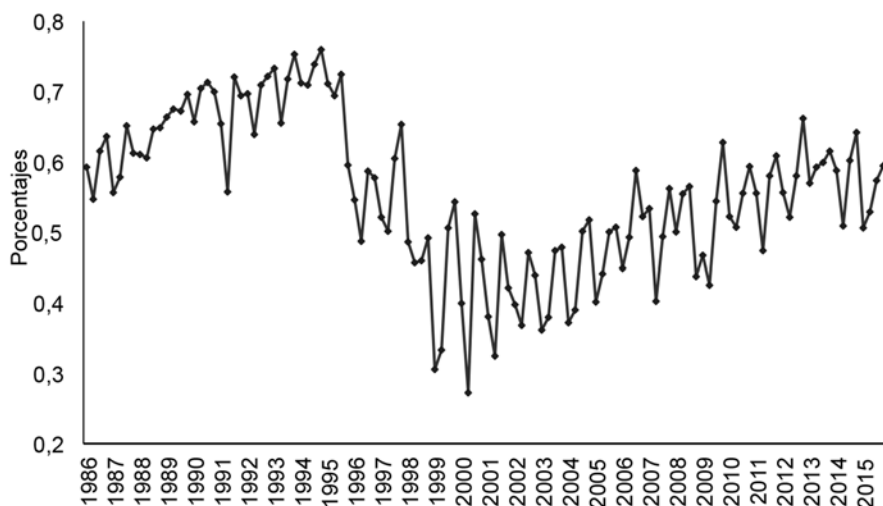
Para la identificación de los desempleados de corto plazo, en el caso de la ENE, se utilizó la pregunta referente al número de semanas que el desocupado busca trabajo. En el caso de la NENE, y debido a que esta eliminó dicha pregunta del cuestionario, fue necesario calcular el desempleo de corto plazo a partir la información del año y mes de levantamiento de la encuesta y la del año y mes desde el que el desocupado informó que empezó a buscar empleo. Generando la serie correspondiente a U_t^s y siguiendo la ecuación (16) se obtuvo la probabilidad de encontrar trabajo para el período de interés, como se aprecia en la Figura 3.

Un punto importante a destacar acerca de la metodología propuesta por Shimer (2012), para calcular la probabilidad de encontrar trabajo, es que la misma descansa sobre el supuesto que todos los trabajadores tienen la misma probabilidad de encontrar trabajo. Aunque este supuesto pueda parecer poco realista en la práctica, Shimer (2003) demuestra que en el caso en que los desocupados sean heterogéneos, la probabilidad propuesta siguiendo su metodología corresponde a la media de F_t del total de desocupados³.

³ Adicionalmente, Shimer (2003) compara su propia medida de F_t con otras medidas alternativas, evidenciando que las mismas no difieren de forma importante.

FIGURA 3

PROBABILIDAD DE ENCONTRAR TRABAJO TRIMESTRAL, 1986-2015



Fuente: Elaboración propia.

En la Tabla 1 se presentan algunas estadísticas descriptivas de las series temporales descritas anteriormente, y tomando en cuenta la función linealizada a ser reestimada (14), también se añade el *ratio* correspondiente a la rigidez del mercado laboral $\theta_t = V_t / U_t$ y sus equivalentes en logaritmos.

Contándose con 120 observaciones, la primera parte de la Tabla 1 corresponde a las estadísticas descriptivas del total de la muestra y adicionalmente se añaden las estadísticas correspondientes a dos submuestras obtenidas a partir de la división del total de observaciones en dos partes, teniéndose 60 observaciones en cada una, como una forma inicial de evidenciar la presencia de algún posible quiebre estructural en alguna de las variables. Al respecto, es posible destacar diferencias significativas en la mayoría de las estadísticas entre submuestras para el *stock* de desocupados, el índice de vacantes y la probabilidad de encontrar trabajo.

Asimismo, en la Tabla 2 se presentan las correlaciones entre las variables logaritimizadas. La correlación del logaritmo de la probabilidad de encontrar trabajo f_t respecto del logaritmo de la medida de rigidez del mercado laboral θ_t alcanza 0,052 respecto del logaritmo de desocupados $-0,542$ y $-0,306$ respecto de logaritmo de vacantes. Por su parte, la correlación del logaritmo de la rigidez del mercado laboral y los logaritmos de vacantes y desocupados es positiva en el primer caso y negativa en el segundo, con 0,833 y $-0,588$, respectivamente. Realizando un análisis extendido

TABLA 1
RESUMEN DE ESTADISTICAS DESCRIPTIVAS

	U_t	V_t	F_t	u_t	v_t	f_t	θ_t
Media	505,62	90,26	0,56	13,10	4,44	-0,61	-8,66
Mediana	514,88	86,79	0,56	13,15	4,46	-0,59	-8,68
Máximo	841,89	181,25	0,76	13,64	5,20	-0,27	-7,42
Mínimo	301,31	36,15	0,27	12,62	3,59	-1,30	-9,62
Desviación estándar	120,63	31,32	0,11	0,24	0,36	0,21	0,44
Submuestra 1 (1986-2000)							
Media	425,60	84,49	0,60	12,94	4,37	-0,53	-8,57
Mediana	397,66	77,50	0,64	12,89	4,35	-0,45	-8,63
Máximo	697,31	181,25	0,76	13,45	5,20	-0,27	-7,42
Mínimo	301,31	36,15	0,27	12,62	3,59	-1,30	-9,49
Desviación estándar	93,12	32,30	0,12	0,20	0,37	0,22	0,48
Submuestra 2 (2001-2015)							
Media	585,65	96,03	0,51	13,27	4,51	-0,69	-8,76
Mediana	557,95	95,40	0,51	13,23	4,56	-0,68	-8,71
Máximo	841,89	165,70	0,66	13,64	5,11	-0,41	-8,06
Mínimo	409,94	39,48	0,32	12,92	3,68	-1,13	-9,62
Desviación estándar	87,49	29,45	0,08	0,14	0,34	0,16	0,39

Fuente: Elaboración propia.
Nota: Stock de desocupados U_t en miles de personas.
Variables en minúsculas corresponden a variables logaritmizadas.

TABLA 2
CORRELACIONES ENTRE VARIABLES LOGARITMIZADAS

	f_t	θ_t	u_t	v_t
f_t	1	0,052	-0,542	-0,306
θ_t	0,052	1	-0,588	0,833
u_t	-0,542	-0,588	1	-0,042
v_t	-0,306	0,833	-0,042	1
Submuestra 1 (1986-2000)				
	f_t	θ_t	u_t	v_t
f_t	1	0,052	-0,436	-0,172
θ_t	0,052	1	-0,716	0,923
u_t	-0,436	-0,716	1	-0,392
v_t	-0,172	0,923	-0,392	1
Submuestra 2 (2001-2015)				
	f_t	θ_t	u_t	v_t
f_t	1	-0,173	-0,308	-0,335
θ_t	-0,173	1	-0,505	0,924
u_t	-0,308	-0,505	1	-0,138
v_t	-0,335	0,924	-0,138	1

Fuente: Elaboración propia.

considerando las dos submuestras presentadas en la Tabla 1, observamos que en general los órdenes de magnitud y signos de las correlaciones son muy similares entre submuestras y respecto del total de observaciones.

4.2. Estacionalidad y raíces unitarias

A partir de una revisión gráfica de las variables presentadas en las Figuras 1, 2 y 3, es evidente que las mismas presentan un marcado componente estacional. En este sentido se decidió evaluar a qué clase de proceso generador de datos corresponde la estacionalidad de las variables (proceso estacional determinístico, proceso estacional estacionario o un proceso estacional integrado), con el objeto de aplicar un tratamiento adecuado en la especificación del modelo. Considerando la frecuencia trimestral de los datos, podrían encontrarse hasta dos raíces unitarias estacionales.

Para tal efecto, se utilizó el procedimiento propuesto por Hylleberg, Engle, Granger, y Yoo (1990), comúnmente conocido como test HEGY, cuyos resultados se aprecian en la Tabla 3. La especificación de los componentes determinísticos a ser incluidos en el test para cada variable fueron basados en el análisis gráfico de las mismas, de forma que se incluyeron un intercepto y *dummies* estacionales en todos los casos⁴.

De acuerdo con los resultados de la prueba HEGY (Tabla 3) aplicados en las series del índice de vacantes, *stock* de desocupados y la probabilidad de encontrar trabajo, con un nivel de significancia del 5% se rechaza la hipótesis nula de la presencia de raíces unitarias estacionales de dos y cuatro trimestres por ciclo, habiendo evidencia de que existe una raíz unitaria en la frecuencia cero o no estacional. Por tanto, la forma más adecuada de controlar los efectos estacionales en el modelo a estimar será por medio de la introducción de variables ficticias trimestrales⁵.

Finalmente, considerando la posibilidad de la presencia de raíces unitarias en las variables a ser utilizadas en la estimación de la ecuación (14), se llevó a cabo el test Dickey-Fuller aumentado sobre el logaritmo de la probabilidad de encontrar trabajo f_t y sobre el logaritmo de la rigidez del mercado de trabajo $\ln(V_t / U_t) = \theta_t$. En las pruebas de raíz unitaria se consideraron diferentes especificaciones respecto de los componentes en cada test. Como se observa en la Tabla 4 no se puede rechazar la hipótesis de una raíz unitaria para ambas variables respecto de los valores críticos al 1%. Así, la conclusión en ambos casos es consistente con un proceso $I(1)$, es decir no son estacionarias.

⁴ Los resultados son robustos a variantes en la especificación de los componentes determinísticos.

⁵ Borowczyk-Martins *et al.* (2013) controlan la estacionalidad con variables ficticias y no con series ajustadas por estacionalidad. Esto debido a que el ajuste estacional previo de los datos crearía una correlación serial artificial en todas las variables ajustadas que podría combinarse con el problema de endogeneidad que los autores abordan.

TABLA 3

TEST HEGY PARA RAICES UNITARIAS ESTACIONALES

Variable	Hipótesis nula	Estadístico	Valor crítico al 5%
Indice de vacantes V_t	Raíz unitaria no estacional (Frecuencia cero)	-3,47	-2,03
	Raíz unitaria estacional (2 trimestres por ciclo)	-1,95	-4,87
	Raíz unitaria estacional (4 trimestres por ciclo)	2,96	40,17
Stock de desocupados U_t	Raíz unitaria no estacional (Frecuencia cero)	-3,47	-2,04
	Raíz unitaria estacional (2 trimestres por ciclo)	-1,95	-8,08
	Raíz unitaria estacional (4 trimestres por ciclo)	2,96	33,44
Probabilidad de encontrar trabajo F_t	Raíz unitaria no estacional (Frecuencia cero)	-3,47	-1,34
	Raíz unitaria estacional (2 trimestres por ciclo)	-1,95	-4,89
	Raíz unitaria estacional (4 trimestres por ciclo)	2,96	27,24

Fuente: Elaboración propia.
Nota: Valores críticos correspondientes a Franses y Hobijn (1997).
Selección de rezagos a partir del criterio de Akaike.

TABLA 4

TEST DICKEY-FULLER AUMENTADO

Variable	Orden de integración	Componentes	Estadístico τ	Valor crítico al 1%
θ_t	Primeras diferencias $I(2)$	Intercepto y tendencia	-4,21	-4,04
		Intercepto	-3,92	-3,49
	Niveles $I(1)$	Intercepto y tendencia	-3,55	-4,04
		Intercepto	-3,06	-3,49
f_t	Primeras diferencias $I(2)$	Intercepto y tendencia	-15,49	-4,04
		Intercepto	-15,55	-3,49
	Niveles $I(1)$	Intercepto y tendencia	-1,12	-4,04
		Intercepto	-1,19	-3,49

Fuente: Elaboración propia.
Nota: Valores críticos correspondientes a MacKinnon (1996).

Aunque la presencia de no estacionariedad pueda sugerir la existencia de una relación espuria entre dichas variables, como señala Hsiao (1997), este problema no está presente en estimaciones realizadas por MGM y otros métodos basados en variables instrumentales, y por tanto dichos métodos generan estimaciones que son consistentes. Lo anterior es clave, ya que el objetivo de la presente investigación es encontrar una relación estructural entre f_t y θ_t , expresada mediante la elasticidad α .

4.3. Quiebre estructural

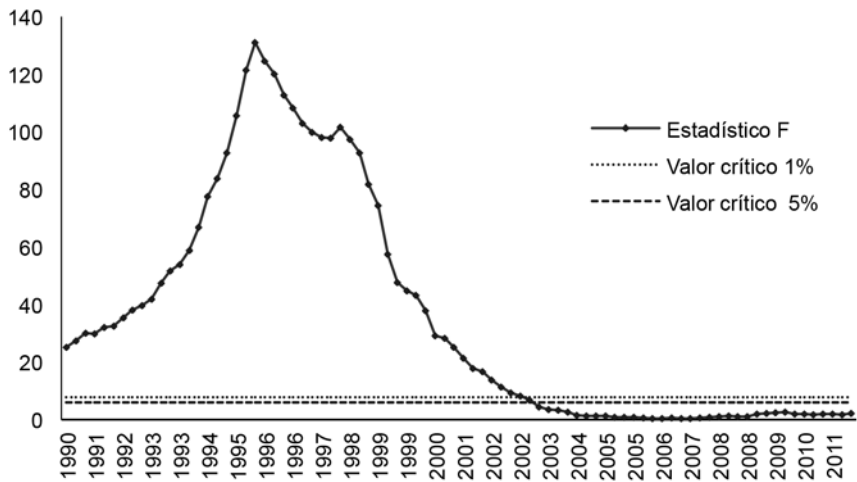
Considerando las características, comportamiento y diferencias observadas en las estadísticas descriptivas de las series utilizadas entre submuestras (Tabla 1), se realizó un test de quiebre estructural. En este sentido, y considerando que se desconoce la fecha del potencial quiebre, se utilizó la prueba del *Ratio* de Verosimilitud de Quandt en (12), ignorando el componente inobservado de la eficiencia del emparejamiento y añadiendo variables ficticias trimestrales $\tau_{i,t}$ para controlar por posibles efectos estacionales, teniéndose el siguiente modelo:

$$f_t = \mu + \alpha\theta_t + \sum_{i=1}^3 \beta_i \tau_{i,t} \tag{17}$$

Se realizó el test del *Ratio* de Verosimilitud de Quandt usando tres especificaciones para comprobar la existencia de quiebres en el intercepto, en la pendiente y en ambos simultáneamente. En todos los casos los resultados dan evidencia de la existencia de un quiebre estructural.

La Figura 4 muestra el estadístico correspondiente al test de quiebre en intercepto y pendiente simultáneamente. El estadístico supera desde un inicio los valores críticos

FIGURA 4
PRUEBA DEL *RATIO* DE VEROSIMILITUD DE QUANDT



Fuente: Elaboración propia.

para el modelo con dos restricciones (intercepto y pendiente) al 1 y 5% de nivel de significancia, alcanzando su valor máximo en el cuarto trimestre de 1995 y se mantiene por encima de los valores críticos hasta el segundo trimestre de 2002. Así, no se puede rechazar la existencia de un posible quiebre estructural.

4.4. Resultados de la estimación

Siguiendo la metodología propuesta por Borowczyk-Martins *et al.* (2013), se estimó el modelo presentado en la especificación (14). Se añadieron adicionalmente tres variables ficticias trimestrales ($\tau_{i,t}$) para controlar por efectos estacionales y una variable ficticia ξ_t correspondiente al quiebre estructural detectado anteriormente, que toma el valor de 1 para todos aquellos períodos anteriores al segundo trimestre de 2002 y 0 para los períodos posteriores. En consecuencia, el modelo a estimar por MGM es:

$$f_t = \gamma + \sum_{\ell=1}^p \rho_{\ell} f_{t-\ell} + \alpha \theta_t - \sum_{\ell=1}^p \lambda_{\ell} \theta_{t-\ell} + \sum_{i=1}^3 \beta_i \tau_{i,t} + \phi \xi_t + \kappa \xi_t \theta_t + Q(L) \omega_t \quad (18)$$

Aplicando la metodología iterativa expuesta en la sección 3, inicialmente se realizaron estimaciones con el objeto de definir el componente autorregresivo con los valores del *grid* $p \in (1, \dots, 6)$. Sin embargo, los estimadores correspondientes a valores de p superiores a 1 resultaron ser estadísticamente no significativos, por lo que se fijó el valor del componente autorregresivo en $p = 1$.

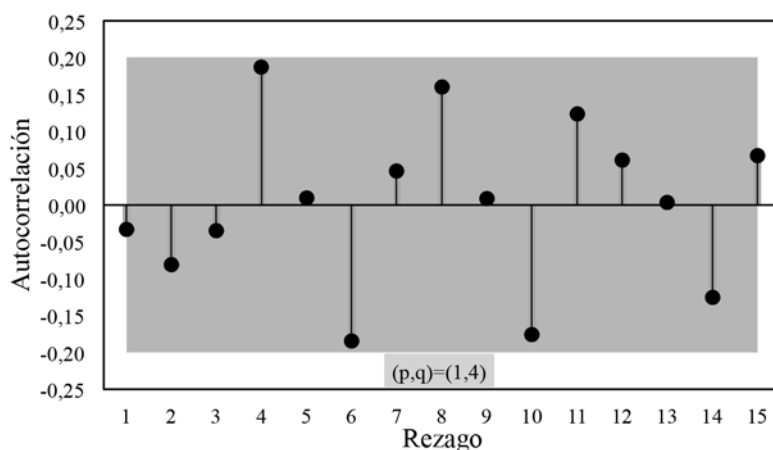
A continuación se estimó el modelo con p definido, considerando los valores del *grid* $q \in (0, \dots, 6)$. Mediante el análisis del autocorrelograma de residuos de cada estimación se concluyó que el valor más adecuado para el componente de medias móviles es $q = 4$. Por tanto, la especificación más adecuada corresponde a un componente *ARMA*(1,4). Como se aprecia a la Figura 5, los residuos bajo este modelo muestran un comportamiento puramente aleatorio.

De esta forma, al haber definido la estructura del componente inobservado de la eficiencia del emparejamiento ϵ_t como un proceso *ARMA*(1,4), la estimación estructural por MGM en este caso descansa sobre los instrumentos con un rezago mayor al proceso q , como θ_{t-5} , f_{t-5} y rezagos superiores; mientras que el intercepto y las variables ficticias trimestrales, al ser exógenas, sirven como instrumentos para sí mismas.

En la Tabla 5 se presentan los resultados de estimación de diferentes especificaciones de la función de emparejamiento. En la columna 1 se incluyen los resultados encontrados por Belani *et al.* (2002), simplemente para fines comparativos. En dicha investigación por medio de un modelo Vectorial de Corrección de Errores (VCE) se determina que la elasticidad de la rigidez del mercado laboral α es del 16%, es decir, que al incrementarse Θ_t en 1%, la probabilidad de encontrar trabajo se incrementa en 16%.

FIGURA 5

AUTOCORRELOGRAMA DE RESIDUOS



Fuente: Elaboración propia.

Nota: Áreas sombreadas corresponden a intervalos de confianza al 90%.

En la columna 2 de la Tabla 5 se observan los resultados de la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), la que como se mencionó anteriormente sufre de sesgos de endogeneidad y problemas de especificación. De nuevo, su inclusión se debió a fines comparativos y evidencia que la elasticidad en este caso es claramente inferior y alcanza 5,49%.

La columna 3 corresponde a la estimación final del modelo propuesto con una identificación exacta, es decir, con un conjunto de instrumentos equivalente al número de variables del modelo. En este caso se registra una elasticidad de la rigidez del mercado laboral de 10,63% antes del quiebre (segundo trimestre de 2002) y de 11,94% después del mismo. De acuerdo con el modelo estimado, existe una mayor eficiencia en el emparejamiento en el tercer trimestre de cada año.

Finalmente, la columna 4 muestra los resultados del modelo final sobreidentificado, incluyendo un instrumento adicional al modelo anterior. De acuerdo con esta especificación, la elasticidad de la rigidez del mercado laboral es de 11,68% en trimestres anteriores al quiebre y de 12,53% para períodos posteriores. El resto de resultados guardan concordancia con lo obtenido en el modelo anterior. Aunque las estimaciones para ambos modelos demuestran ser robustas, consistentes, así como estadística y económicamente significativas, es evidente que la última especificación gana cierta precisión.

Con el objeto de definir cuál de los modelos propuestos es el más apropiado se considera a continuación los resultados de una prueba de exogeneidad y el diagnóstico

TABLA 5

RESULTADOS DE ESTIMACION

	1 VCE Belani (2002)	2 MCO	3 MGM ARMA(1,4)	4 MGM ARMA(1,4)
γ	—	−0,1514 (0,3309)	0,0893 (0,1311)	0,0623 (0,1311)
α	0,1600**	0,0549 (0,0379)	0,1194*** (0,0335)	0,1253*** (0,0343)
ρ_1	—	—	1,0180*** (0,0139)	1,0390*** (0,0130)
β_1	—	−0,1515*** (0,0379)	−0,1967*** (0,0238)	−0,1876*** (0,0256)
β_2	—	−0,1659*** (0,0356)	−0,0001 (0,0296)	0,0031 (0,0269)
β_3	—	0,0077 (0,0359)	0,1127*** (0,0253)	0,1225*** (0,0275)
ϕ	—	1,0368* (0,5389)	−0,1278 (0,1640)	−0,0609* (0,0348)
κ	—	0,0857 (0,0622)	−0,0131 (0,0187)	−0,0085* (0,0048)
Moment Selection Criteria (MSC)				
MGM-Schwarz		—	−65,0092	−65,5619
MGM-Hannan Quinn		—	−39,2464	−39,7991
MGM-MSC Relevante		—	−36,0963	−45,8797
Estadístico J de Hansen		—	—	0,2567
Valor Probabilidad (Estadístico J)		—	—	0,6123

Nota: Los instrumentos incluidos en la columna 3 son los rezagos $\theta_{t-\ell}$ para $\ell = q+1=5$ hasta $\ell = q+p+1=6$. Los instrumentos de la columna 4 son iguales a los de la columna 3 añadiéndose θ_{t-7} .

Errores estándar en paréntesis.

* Significancia al 10%.

** Significancia al 5%.

*** Significancia al 1%.

de instrumentos débiles a partir de criterios de selección para modelos estimados por MGM. En el primer caso se considera la prueba de sobreidentificación J de Hansen (1982) (en el caso en que se disponen de más instrumentos que variables explicativas endógenas), que evalúa que los instrumentos cumplan con las condiciones de ortogonalidad necesarias para su empleo. En efecto, la prueba propone la hipótesis nula de que los instrumentos no están correlacionados con el término de error y por esta razón su exogeneidad versus la alternativa de que al menos uno de los instrumentos no es exógeno.

De acuerdo con lo observado en la Tabla 5, el estadístico J de Hansen para el modelo propuesto en la columna 4, junto con su valor de probabilidad asociado, indica que no se rechaza la hipótesis nula de que los instrumentos utilizados no están correlacionados con el término de error. Es importante mencionar que también se estimaron modelos alternativos, no reportados en el presente documento, que incluían instrumentos adicionales de los rezagos θ_t y f_t . Sin embargo, dichas estimaciones resultaron ser muy similares a las expuestas en la Tabla 5 (columnas 3 y 4), con estadísticos J significativamente inferiores a aquellos obtenidos en dicha tabla y en la mayoría de los casos se redujo la significancia estadística de los estimadores. Al respecto, Borowczyk-Martins *et al.* (2013) indican que debido a la persistencia de θ_t y la correlación entre f_t y θ_t , instrumentos adicionales no resultan muy informativos y la inclusión de demasiados contribuye a sesgar los resultados.

Por su parte, es importante evaluar la fortaleza de los instrumentos utilizados en un contexto de estimación por variables instrumentales y su generalización por MGM, debido a que instrumentos débiles o marginalmente válidos pueden derivar en una pobre identificación de los parámetros, distribuciones no normales aun en muestras largas, de forma que la inferencia convencional por MGM no es adecuada.

En este sentido, se realiza el diagnóstico de instrumentos débiles a partir de los criterios de selección conocidos como *Moment Selection Criteria* (MSC), utilizados en las estimaciones por MGM. Se consideran los criterios de Schwarz y Hannan-Quinn para MGM introducidos por Andrews (1999), análogos a los típicos criterios de selección homónimos. También se considera un tercer criterio conocido como MSC Relevante, introducido por Hall, Inoue, Jana and Shin (2007) de características similares a los anteriores. Al respecto, en la parte inferior de la Tabla 5 se observan los valores de los criterios de selección para los modelos estimados por MGM, donde se aprecia que aquellos correspondientes al modelo de la columna 4 son mucho menores respecto del modelo alternativo, lo que es un indicativo de que el modelo sobreidentificado cuenta con instrumentos más fuertes y por tanto puede brindar una mejor identificación e inferencia. En este sentido el modelo de la columna 4 será considerado como la especificación preferida.

A efectos de interpretación de los resultados, recuérdese que α no solo corresponde a la elasticidad de la rigidez del mercado laboral, sino también a la elasticidad de las vacantes en el flujo de emparejamientos, la que a su vez es entendida como la externalidad positiva de vacantes en desempleados o *thick market effect*, por lo que los resultados nos indican que, al relajarse la rigidez del mercado laboral en 1%, o equivalentemente, al incrementarse el *stock* de vacantes en 1%, la probabilidad de encontrar trabajo para un desocupado así como el flujo de emparejamientos se incrementaba en 11,68% antes del quiebre y en 12,53% después del mismo.

En este sentido, la reacción de la externalidad positiva de vacantes en desempleados a cambios en el número de vacantes parece haberse incrementado desde inicios del nuevo milenio. Lo mismo se observa en el caso de la eficiencia del emparejamiento. Intuitivamente, se puede deducir que con el tiempo y con el surgimiento y mejora de

nuevas tecnologías, tanto la externalidad positiva de vacantes en desempleados y la eficiencia del proceso de emparejamiento podrían verse mejoradas, aspecto que se evidencia en los resultados encontrados.

La significancia estadística de casi todos los estimadores para el modelo final es bastante buena, siendo que la elasticidad α , los estimadores de los parámetros de los rezagos (f_{t-1} y θ_{t-1}), las variables ficticias del primer y tercer trimestre son significativas al 1%. A su vez, los estimadores de los parámetros correspondientes a la variable ficticia de quiebre y su interacción son significativos al 10%.

Como se mencionó anteriormente, los problemas de regresión espuria por temas de no estacionariedad no afectan a la estimación estructural por el Método Generalizado de Momentos. De todas formas, y como prueba de que la relación encontrada no es espuria, se realizó el test de cointegración aumentado de Engle-Granger en los residuos de las distintas especificaciones estimadas. Como se observa en la Tabla 6, para la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios, aunque el orden de integración de las variables era el mismo, no se puede rechazar la hipótesis de que los residuos sean no estacionarios, incluso considerando el valor crítico al 10%, por lo que dicho modelo no solo sufre del sesgo de endogeneidad, sino que también se trata de una relación espuria y no de cointegración. Sin embargo, en el caso de las dos especificaciones estimadas por MGM, el test muestra que los residuos en ambos modelos son estacionarios.

TABLA 6

TEST ENGLE-GRANGER AUMENTADO

Modelo	Estadístico	Valor crítico 5%	Valor crítico 10%
(2) MCO	-1,79	-4,70	-4,42
(3) MGM ARMA (1,4)	-12,19	-4,70	-4,42
(4) MGM ARMA (1,4)	-10,93	-4,70	-4,42

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Valores críticos correspondientes a Mac Kinnon (1994).

5. CONCLUSIONES

Debido a la necesidad de contar con una estimación actualizada de la función de emparejamiento o *matching function* para el mercado laboral chileno y considerando los más recientes avances dentro de la literatura empírica relacionada con dicha estimación, el presente trabajo se constituye en un avance importante al respecto. Aunque en principio la estimación se ve impedida debido a la ausencia de información que sí está disponible en otras economías, como ser el flujo de emparejamientos, las transformaciones llevadas a cabo y los procedimientos utilizados para calcular las

variables alternativas, como la rigidez del mercado laboral (*job market tightness*) y la probabilidad de encontrar trabajo (*job finding probability*), siguiendo a Shimer (2012), permitieron llevar a cabo la estimación de la función de emparejamiento.

Asimismo, los lineamientos tomados en cuenta para realizar la estimación, basados principalmente en el trabajo de Borowczyk-Martins *et al.* (2013), no solo son importantes debido a la solución del sesgo de endogeneidad presente en este tipo de estimaciones y a la estimación estructural de las elasticidades de interés por medio del Método Generalizado de Momentos, sino también por la consideración de la eficiencia del emparejamiento como un componente variante en el tiempo y sujeto a *shocks*, algo que resulta intuitivo, pero que se encuentra ausente en la mayoría de las estimaciones de la función de emparejamiento.

Siguiendo al mencionado trabajo, pero considerando también las características propias de los datos utilizados, los mismos que se reflejan en la presencia de un quiebre estructural en el modelo alrededor del 2002, se obtuvo una estimación para la elasticidad de la rigidez del mercado laboral sobre la probabilidad de encontrar trabajo, que a su vez corresponde con la elasticidad del *stock* de vacantes en el flujo de emparejamientos. Se encuentra que dicha elasticidad alcanza un valor de 11,68% antes del quiebre y de 12,53% después del mismo.

Los resultados demuestran ser consistentes, robustos, así como estadística y económicamente significativos y pueden evidenciar que la externalidad positiva de vacantes en desempleados y la eficiencia del proceso de emparejamiento se vieron mejoradas con el tiempo, probablemente debido al surgimiento y mejora de nuevas tecnologías.

6. BIBLIOGRAFIA

- ALVAREZ P.; F. NUÑEZ y C. USABIAGA (2008). "La Función de Emparejamiento en el Mercado de Trabajo Español", *Revista de Economía Aplicada*, Número 48 (Vol. XVI), pp. 5-35.
- ANDERSON, P. y S. BURGESS (1995). "Empirical Matching Functions, Estimation and Interpretation using disaggregate data", *NBER Working Papers #5001*.
- ANDREWS, D. (1999), "Consistent Moment Selection Procedures for Generalized Method of Moments Estimation", *Econometrica*, Vol. 67, pp. 543-563.
- BARNICHON, R. y A. FIGURA (2015). "Labor Market Heterogeneity and the Aggregate Matching Function", *American Economic Journal: Macroeconomics* 7 (4), pp. 222-249.
- BELANI D.; P. GARCIA y E. PASTEN (2002). "Curva de Beveridge, Vacantes y Desempleo: Chile 1986-2002.II", *Revista Economía Chilena*, Vol. 5 (3), pp. 105-119.
- BLANCHARD, O. y P. DIAMOND (1989). "The Aggregate Matching Function", *NBER Working Paper #3175*.
- BOROWCZYK-MARTINS D.; G. JOLIVET, y F. POSTEL-VINAY (2013). "Accounting for endogeneity in matching function estimation", *Review of Economic Dynamics* 16, pp. 440-451.
- COLES, M. y B. PETRONGOLO (2008). "A Test Between Stock-Flow Matching and The Random Matching Function Approach", *International Economic Review*, Vol. 49 N° 4, pp. 1113-1141.
- COLES, M. y E. SMITH (1998). "Marketplaces and Matching", *International Economic Review*, Vol. 39, N° 1, pp. 239-254.
- FRANSES, P. y B. HOBIJN (1997). "Critical values for unit root tests in seasonal time series", *Journal of Applied Statistics*, 24 (1), pp. 25-48.

- GALUSCAK, K. y D. MÜNICH (2007). "Structural and Cyclical Unemployment: What Can Be Derived from the Matching Function?", *Czech Journal of Economics and Finance* 57, pp. 102-125.
- HALL A.; A. INOUE, K. JANA y C. SHIN (2007). "Information in generalized method of moments estimation and entropy-based moment selection", *Journal of Econometrics*, Vol. 138 (2), pp. 488-512.
- HANSEN, L. (1982). "Large sample properties of generalized method of moments estimators", *Econometrica* 50 (3), pp. 1029-1054.
- HSIAO, C. (1997). "Statistical Properties of the Two-Stage Least Squares Estimator Under Cointegration", *Review of Economic Studies* 64, pp. 385-398.
- HYLLEBERG S.; R. ENGLE, C. GRANGER y B. YOO (1990). "Seasonal integration and cointegration", *Journal of Econometrics*, 44 (1), pp. 215-238.
- KANO, S. y M. OHTA (2005). "Estimating a matching function and regional matching efficiencies: Japanese panel data for 1973-1999", *Japan and the World Economy* 17, pp. 25-41.
- MACKINNON, J. (1994). "Approximate asymptotic distribution functions for unit-root and cointegration tests", *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, pp. 167-176.
- MACKINNON, J. (1996). "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests", *Journal of Applied Econometrics*, 11, pp. 601-618.
- MUJICA, R. (2007). "Descripción crítica de los fundamentos de la Curva de Beveridge y de su uso como herramienta de análisis mercado laboral", *Tesis de Magíster*, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, <http://economia.uc.cl/docs/tesis_rmujica.pdf>.
- PETRONGOLO, B. y C. PISSARIDES (2001). "Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function", *Journal of Economic Literature* Vol. XXXIX, pp. 390-431.
- PISSARIDES, C.A. (1986). "Unemployment and Vacancies in Britain", *Economic Policy*, Vol. 1, Nº 3, pp. 499-559.
- PISSARIDES, C.A. (2000). "Equilibrium Unemployment Theory", Segunda Edición. The MIT Press, Cambridge, MA.
- SASAKI, M. (2011). "Measuring Matching Efficiency using the public employment service in Japan", *Japan Labor Review*, Vol. 8, Nº 3, pp. 78-94.
- SHIMER, R. (2003). "The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies: Evidence and Theory", *NBER Working Papers* #9536.
- SHIMER, R. (2012). "Reassessing the ins and outs of unemployment", *Review of Economic Dynamics* 15, pp. 127-148.
- YASHIV, E. (2000). "The Determinants of Equilibrium Unemployment", *American Economic Review* December 2000, pp. 1297-1322.

UN MODELO MICROECONOMETRICO PARA EL ANALISIS DE INTEGRACIONES EMPRESARIALES: EL CASO DEL MERCADO DE BEBIDAS ISOTONICAS

A MICROECONOMETRIC MODEL FOR THE ANALYSIS OF BUSINESS INTEGRATIONS: THE CASE OF THE ISOTONIC BEVERAGE MARKET

JACOBO CAMPO ROBLEDO¹,
JUAN PABLO HERRERA SAAVEDRA²,
AURA GARCIA PABON³, DENNIS SANCHEZ NAVARRO⁴

Abstract

This document presents an analysis of the effect of mergers on competition and prices, in the framework of a merger between two representative isotonic drinks producers. In particular, between Brand 3 and Brand 4. Given the descriptive analysis and the econometric exercise presented, it is possible to conclude that there is no evidence of a possible exploitative effect in the market as no price-increasing pressures were found as a result of the merger. This documents constitutes a relevant microeconomic tool to be used for the analysis of mergers in Colombia.

Keywords: *Merge, competencia, efecto explotativo, logit model.*

JEL Classification: *C23, C26, D40.*

Resumen

En este documento se lleva a cabo un análisis del efecto sobre la competencia y los precios que pueden derivarse de una integración empresarial, en el marco de la integración empresarial propuesta entre dos grandes productoras de bebidas isotónicas en el año. En particular, se evalúa el posible impacto que pudiera derivarse de la integración en el mercado en mención, particularmente entre los productos Marca 3 y Marca 4. Tras el

1 Universidad Católica de Colombia, Superintendencia de Industria y Comercio, Colombia

2 Superintendencia de Industria y Comercio, Colombia

3 Superintendencia de Industria y Comercio, Colombia

4 Banco Interamericano de Desarrollo, Colombia

análisis descriptivo y el ejercicio econométrico, es posible concluir que no se encuentran indicios respecto de un posible efecto explotativo explicando la inexistencia de presiones al alza en precios como resultado de la posible integración. El documento se constituye en una herramienta microeconómica en el análisis de integraciones empresariales en Colombia.

Palabras clave: *integración empresarial, competencia, efecto explotativo, modelo logit.*

Clasificación JEL: *C23, C26, D40.*

1. INTRODUCCION

La integración empresarial ha sido un mecanismo ampliamente utilizado a nivel mundial por las empresas cuando quieren adquirir el control de una o varias empresas con el objetivo de desarrollar actividades en conjunto. En definitiva, una integración es una combinación de una o más actividades que desempeñan las empresas intervinientes en el proceso, entre estas cesa cualquier mecanismo de competencia.

El artículo 9 acerca del control de Integraciones Empresariales de la Ley 1340 del 24 de julio de 2009 que modificó el artículo 4° de la Ley 155 de 1959 sostiene que

“Las empresas que se dediquen a la misma actividad económica o participen en la misma cadena de valor, y que cumplan con las siguientes condiciones, estarán obligadas a informar a la Superintendencia de Industria y Comercio sobre las operaciones que proyecten llevar a cabo para efectos de fusionarse, consolidarse, adquirir el control o integrarse cualquiera sea la forma jurídica de la operación proyectada:

1. Cuando, en conjunto o individualmente consideradas, hayan tenido durante el año fiscal anterior a la operación proyectada ingresos operacionales superiores al monto que, en salarios mínimos legales mensuales vigentes, haya establecido la Superintendencia de Industria y Comercio, o

2. Cuando al finalizar el año fiscal anterior a la operación proyectada tuviesen, en conjunto o individualmente consideradas, activos totales superiores al monto que, en salarios mínimos legales mensuales vigentes, haya establecido la Superintendencia de Industria y Comercio.

...

En los eventos en que los interesados cumplan con alguna de las dos condiciones anteriores, pero en conjunto cuenten con menos del 20% mercado relevante, se entenderá autorizada la operación. Para este último caso se deberá únicamente notificar a la Superintendencia de Industria y Comercio de esta operación”.

En resumen, cuando dos o más empresas se encuentran considerando la posibilidad de integrarse, ya sea vertical u horizontalmente, deben consultar a la Superintendencia de Industria y Comercio para que esta entidad autorice dicha integración.

Debido a la importancia de esta práctica, tanto para los productores y los diseñadores de política económica como para los consumidores, las simulaciones pertinentes a integraciones empresariales han servido como una herramienta guía que permite evaluar los efectos unilaterales de una integración en la competencia. Algunos autores han mostrado la importancia de esta herramienta, y el rápido crecimiento que su implementación ha tenido a nivel mundial. Entre otros, Epstein y Rubinfeld (2001) presentan una descripción simple de los principios que debe tener una simulación de integración.

En este orden de ideas, en el presente documento se lleva a cabo un análisis del efecto en la competencia y los precios que pueden derivarse de una integración empresarial, en el marco de la integración propuesta entre dos importantes empresas en el 2014 en torno al mercado de bebidas isotónicas¹. En particular, el presente documento evalúa el posible impacto que pudiera derivarse de la integración en el mercado en mención, particularmente entre los productos Marca 3 y Marca 4, producidos por las Firmas 3 y 4, respectivamente.

La valoración del posible efecto en la competencia y las principales variables del mercado de bebidas isotónicas se llevó a cabo a partir de dos componentes. El primero corresponde a un análisis descriptivo del comportamiento de las variables de precios y cantidades vendidas como variables indicativas de la dinámica y contestabilidad del mercado. En segundo lugar se realiza un ejercicio econométrico, a partir de este se estima la elasticidad de la demanda (propia y cruzada), así como el efecto esperado en los precios por mililitro ante la posible integración.

Con el fin de tener una presentación comparable entre las diferentes marcas que fuera representativa de la dinámica de cada firma, se tomó como referencia del ejercicio la presentación PET de 500 ml.

Este documento se encuentra organizado de la siguiente manera: en la segunda sección se presenta una revisión de literatura respecto de metodologías que miden los efectos de las integraciones empresariales. En la tercera sección se presenta un breve

¹ Con el fin de prevenir revelar información sensible, se anonimizó la información de las empresas activas en el mercado analizado, por lo que se asignó un número de identificación aleatoriamente tanto a las empresas como a sus marcas.

análisis de los hechos estilizados del mercado de bebidas isotónicas, la metodología econométrica empleada en el análisis, así como los datos utilizados y su fuente. En la cuarta sección se presentan las estimaciones y los resultados. Finalmente, en la quinta sección se presentan las conclusiones del ejercicio.

2. REVISION DE LITERATURA

La literatura económica concerniente a los efectos en materia de competencia de las operaciones de integración empresarial incluye análisis tanto teórico como empírico y enfatiza en la necesidad de cuantificar sus efectos en los niveles de precio, bienestar y concentración de los mercados. Budzinski y Ruhmer (2009) proponen un esquema de clasificación de los mecanismos de análisis propuestos en la literatura que los agrupa en dos etapas. La primera etapa de clasificación corresponde a la forma en la que los agentes interactúan en el mercado y la variable a determinar por las firmas, y la segunda se refiere a la forma de la función de demanda del mercado a considerar. En este sentido, dos grupos de modelos son de especial relevancia para el presente documento: los modelos de competencia en cantidades (Cournot) que son un referente teórico de los efectos de las integraciones empresariales en los niveles de precios y bienestar, y los modelos de competencia en cantidades que permiten usar herramientas econométricas robustas para realizar estimaciones de demanda.

Farrell y Shapiro (1990) analizan el efecto de integraciones empresariales horizontales en los niveles de precio y de bienestar total de la economía. Para esto desarrollan un modelo de oligopolio de Cournot y encuentran condiciones en donde las firmas integradas tienen incentivos para aumentar sus precios en función de las sinergias creadas en la estructura de costos. El primer resultado del documento mencionado es que el margen entre el nivel de precios y los costos de la firma integrada debe ser alto para que el nivel de precios en el mercado baje. Esto sucede porque la firma integrada debe tener costos marginales lo suficientemente bajos para que superen el incentivo extra de reducir su producción después de realizada la operación de integración. En este sentido, los autores encuentran que no es suficiente para la firma relocalizar su producción a la facilidad más eficiente, sino que, postintegración, los costos marginales de la firma deben reducirse. En cuanto a los cambios en el bienestar total de la economía, Farrell y Shapiro encuentran que estos dependen netamente en el cambio en las cantidades producidas por las firmas involucradas en la operación, y que el efecto total será positivo si las firmas rivales son muy sensibles a los cambios en las cantidades de las firmas integradas o si estas últimas no tenían una participación de mercado muy grande en un principio.

Otro documento que analiza teóricamente los efectos de las integraciones empresariales en el bienestar de los consumidores es De Bettignies y Ross (2014).

En este documento los autores presentan un modelo de duopolio de Cournot en donde los gerentes de las empresas realizan inversiones para reducir costos. El principal resultado del documento consiste en que, cuando no existen costos de agencia, la integración empresarial en este escenario llevaría a mayores niveles de inversión y a una reducción en los costos de producción y, en este sentido, a mayores niveles de bienestar social.

Por otro lado, Ivaldi y Verboven (2005) desarrollan un modelo oligopolístico con bienes diferenciados en el que se basan para realizar un estudio comparativo de medidas de poder de mercado: un test de poder de mercado hipotético, un test de poder de mercado actual y un test de poder de mercado comparativo. Según los autores, este último test muestra que, en una evaluación de integraciones empresariales, un escenario alternativo relevante a considerar es aquel que sucedería si la operación no es aprobada.

Froeb y Werden (1994) y Froeb *et al.* (2003) utilizan modelos de competencia en precios con formas específicas de demanda para realizar estimaciones de elasticidades de la demanda respecto de los precios y poder simular los posibles efectos de las integraciones empresariales sobre los precios y los niveles de competencia en los mercados. En el primer ejercicio, los autores asumen un escenario de equilibrio en precios en un mercado de productos diferenciados y costos marginales constantes y utilizan un modelo *logit* para predecir efectos en los precios y bienestar de integraciones empresariales en el sector de telecomunicaciones de larga distancia en Estados Unidos. El resultado principal de la simulación es que solo aquellas operaciones que involucran a la firma AT&T disminuirían significativamente el bienestar en la economía. Para el segundo documento mencionado, los autores simulan la integración de agentes en el mercado de parqueaderos para autos con el fin de analizar los efectos de dicha integración en un mercado en el que las firmas enfrentan restricciones de capacidad. Para tal fin utilizan un modelo *logit* con bienes diferenciados por la distancia de viaje entre el parqueadero y el destino final de los consumidores. El resultado del ejercicio sugiere que las restricciones de capacidad que enfrentan los espacios de estacionamiento son más relevantes en las empresas que se pretenden integrar que en sus rivales para la determinación de los efectos de competencia de la operación.

Nevo (2000) discute una alternativa para el análisis de las integraciones empresariales cuando la integración ocurre entre empresas de industrias con productos diferenciados, que consiste en emplear la estimación de la demanda y un modelo de conducta después de la integración que recogen los efectos respecto de la competencia del mercado.

Finalmente, documentos como Björnerstedt, y Verboven (2016) analizan una gran integración en el mercado de los analgésicos empleando una simulación de integraciones propuesta en Björnerstedt, y Verboven (2013). Sus resultados muestran

que la simulación de la integración analizada predice un incremento de los precios de la empresa más pequeña, evidenciando un efecto después de la integración materializado en el aumento de los costos.

Resultados como los mencionados son de gran importancia en el ejercicio de la política de competencia y del análisis de los efectos de las integraciones empresariales, por lo que desarrollar una herramienta que cuantifique los efectos que en el mercado tendría una integración empresarial, se constituye como una prioridad para la autoridad de competencia.

3. METODO ECONOMETRICO Y DATOS

Con el fin de validar los efectos que se podrían derivar de la integración entre las Firmas 3 y 4, en esta sección se procede a realizar una estimación econométrica de las elasticidades (precio propio y cruzada) de la demanda de estos productos. Inicialmente se presenta un análisis descriptivo, seguido de la metodología empleada, y posteriormente una descripción de los datos empleados.

3.1. Análisis inicial

Si se estima el coeficiente de correlación entre los precios y los volúmenes de ventas (en mililitros), se encuentra que el comportamiento de las ventas del producto Marca 3 es el que muestra el menor nivel de correlación respecto de lo observado en los precios, con un nivel de correlación inferior al 10%, mientras que la demanda de otros productos como Marca 2 y Marca 4 resulta mucho más sensible a lo observado en la variable de precios al presentar niveles de correlación mayores al 98%. Estos resultados se presentan a continuación en el Tabla 1.

TABLA 1

COEFICIENTES DE CORRELACION

Marca 1	-31,7%
Marca 2	-98,3%
Marca 3	6,9%
Marca 4	-98,4%

Fuente: Cálculos GEE-SIC.

En resumen, la respuesta de la demanda de los productos Marca 1, Marca 2 y Marca 4, presenta una mayor correlación respecto de lo observado en la serie de precios que Marca 3, lo que de forma preliminar podría relacionarse con una elasticidad reducida de este último ante las variaciones en precios y un comportamiento aparentemente independiente a lo reportado en otros productos del mercado de bebidas isotónicas.

3.2. Metodología de simulación

Siguiendo a Björnerstedt y Verboven (2013), consideremos un mercado con J productos, la función de demanda del producto j es $q_j(\mathbf{p})$, siendo $\mathbf{p}$ un vector columna de precios de dimensión $J \times 1$, c_j representa su costo marginal constante

$$\Pi_f(\mathbf{p}) = \sum_{j \in F_f} (p_j - c_j) q_j(\mathbf{p}) + \phi \sum_{j \notin F_f} (p_j - c_j) q_j(\mathbf{p}) \quad (1)$$

Donde ϕ es un parámetro entre 0 y 1 que permite la posibilidad de que las firmas estén parcialmente coordinadas. Si $\phi = 0$, las firmas no cooperan y son tratadas como firmas independientes. Si $\phi = 1$, las firmas tienen una perfecta coordinación y actúan como un cartel que maximiza beneficios.

En este orden de ideas, el equilibrio de Bertrand-Nash está definido por las siguientes condiciones de primer orden

$$\frac{\partial \Pi_f(\mathbf{p})}{\partial p_j} = q_j(\mathbf{p}) + \sum_{k \in F_f} (p_k - c_k) \frac{\partial q_k(\mathbf{p})}{\partial p_j} + \phi \sum_{k \notin F_f} (p_k - c_k) \frac{\partial q_k(\mathbf{p})}{\partial p_j} = 0 \quad (2)$$

Ahora, si se denota a $\boldsymbol{\theta}$, como la matriz de producto de dimensiones $J \times J$, $\boldsymbol{\theta} = \mathbf{1}$ si los productos j y k son producidos por la misma firma y en cualquier otro caso $\boldsymbol{\theta} = \phi$. Si $\phi = 0$ entonces $\boldsymbol{\theta}$ es una matriz diagonal; si todas las firmas producen solamente un producto entonces $\boldsymbol{\theta}$ se vuelve la matriz identidad.

Si denotamos $\mathbf{q}(\mathbf{p})$ como el vector de demanda de dimensión $J \times 1$, el cambio en el precio ($\Delta \mathbf{p}$) será equivalente a matriz jacobiana $J \times J$ de la primera derivada $\frac{\partial \mathbf{q}(\mathbf{p})}{\partial \mathbf{p}'}$, y por último el costo marginal $\mathbf{c}$ es un vector $J \times 1$. En notación vectorial se tiene

$$\mathbf{q}(\mathbf{p}) + \{\boldsymbol{\theta} \square \Delta(\mathbf{p})\}(\mathbf{p} - \mathbf{c}) = 0 \quad (3)$$

Esta expresión puede invertirse para escribirla como

$$\mathbf{p} = \mathbf{c} - \{\boldsymbol{\theta} \square \Delta(\mathbf{p})\}^{-1} \mathbf{q}(\mathbf{p}) \quad (4)$$

Para una firma que produce solo un bien con ($\phi = 0$), el *markup* es igual al precio de mercado dividido su elasticidad precio de la demanda. En el caso de firmas multiproducto o en colusión, la elasticidad precio cruzada tiene mucha importancia en el *markup* ya que lo incrementa, suponiendo que los productos son sustitutos.

La ecuación (4) puede emplearse para dos finalidades, la primera consiste en reescribirla como el costo marginal preintegración basada en los precios antes de la integración, para estimar las elasticidades precio de la demanda

$$\mathbf{c}^{Pre} = \mathbf{p}^{Pre} + \left\{ \boldsymbol{\theta}^{Pre} \square \Delta(\mathbf{p}^{Pre}) \right\}^{-1} \mathbf{q}(\mathbf{p}^{Pre}) \quad (5)$$

Y segundo, puede ser empleada para predecir el equilibrio de Nash después de la integración. Esta operación de integración entre dos empresas implica dos posibles cambios en el mercado, el primero es un cambio en la matriz de producto, de $\boldsymbol{\theta}^{Pre}$ a $\boldsymbol{\theta}^{Post}$, y segundo en el caso de existir eficiencias, un cambio en el costo marginal de $\mathbf{c}^{Pre}$ a $\mathbf{c}^{Post}$.

Para simular el precio de equilibrio después de la integración se emplea una iteración del punto fijo de la ecuación (4).

3.3. Metodología

En esta sección se presentan tres modelos econométricos con el fin de analizar los posibles efectos que respecto del mercado de bebidas isotónicas pudieran derivarse de la integración asociada a los productos Marca 3 y Marca 4. La estimación de estos modelos sigue de cerca la metodología propuesta por Berry (1994), y mejorada por Björnerstedt y Verboven (2013).

En particular, como se indica en Sánchez (2013), la metodología de Berry resulta de gran utilidad en tanto permite obtener la estimación de las elasticidades, partiendo de una descripción del modelo de maximización de utilidad del agente representativo y transformando dicho problema en una descomposición de parámetro de gustos, que permite expresar el nivel medio de utilidad de forma lineal y adicionalmente trabajar con las participaciones de mercado para adelantar la estimación.

El modelo originalmente propuesto por Berry (1994) es el siguiente:

$$(1) \quad \ln\left(\frac{s_j}{s_0}\right) = x_j\beta - \alpha p_j + \xi_j$$

Donde s_j corresponde a la participación de mercado del bien j en relación con el mercado potencial del producto. s_0 corresponde a la participación de mercado del bien *outside good* en la literatura que permite incorporar la opción de no compra por parte del consumidor. Esta variable se expresa en términos de participación respecto del mercado potencial del producto. x_j es la matriz de elementos exógenos o características

propias del producto que inciden como factores diferenciadores para el consumidor. p_j es el vector de precios y ξ_j es el término de error del modelo a estimar.

De esa forma, los parámetros a estimar serían β y α . Siendo α el coeficiente de mayor interés para la estimación de las elasticidades precio propias y cruzadas. Berry (1994) estableció que a partir de los resultados del modelo descrito en la ecuación (1), se pueden construir las elasticidades precio-propia y precio-cruzada de la demanda, como se expone a continuación.

La elasticidad-precio del bien j sería:

$$(2) \quad \eta_j = \frac{\partial s_j}{\partial p_j} * \frac{P_j}{s_j} = -\alpha s_j (1 - s_j) * \frac{P_j}{s_j}$$

Mientras que la elasticidad precio-cruzada de la demanda corresponde a:

$$(3) \quad \eta_{jk} = \frac{\partial s_j}{\partial p_k} * \frac{P_k}{s_j} = -\alpha s_j s_k * \frac{P_k}{s_j}$$

Teniendo en cuenta lo anterior, y con el fin de estimar la elasticidad propia y elasticidad cruzada entre 4 marcas de bebidas isotónicas se propuso el siguiente modelo:

$$(4) \quad \ln\left(\frac{s_j}{s_0}\right) = \beta_0 - \alpha p_j + \xi_j$$

Sin embargo, debido a los problemas de endogeneidad que podrían presentarse si se realiza la estimación incorporando directamente la variable de precios, se optó por utilizar tres posibles instrumentos disponibles en la base de datos². Estos instrumentos, así como las variables empleadas, se describen a continuación. Nevo y Rosen (2012) demuestran que el método de emplear variables instrumentales que se suponen no están correlacionadas con las variables no observables, permite generar estimaciones útiles al utilizarse en funciones de demanda de mercados con productos diferenciados.

3.4. Datos empleados

A partir de la información suministrada por las firmas requeridas, y debido a la disponibilidad de la información, se decidió trabajar con las siguientes variables con periodicidad trimestral.

² Akerberg y Crawford (2009) muestran que el supuesto de exogeneidad en un modelo de demanda de bienes diferenciados no es necesario para obtener estimaciones de la elasticidad precio de la demanda consistentes, ya que esto va a depender de las propiedades de las variables instrumentales que se empleen en el análisis.

TABLA 2
VARIABLES EMPLEADAS

Variable	Nombre variable	Descripción	Fuente
Mercado potencial	<i>mkdopot</i>	Corresponde al promedio trimestral del volumen en mililitros que potencialmente se comprarían en Colombia.	Estimación del GIE a partir de Nielsen.
Precio por mililitro de la bebida isotónica	<i>pr_r</i>	Corresponde al promedio trimestral del precio por mililitro de la bebida isotónica de cada Marca objeto de análisis. Con el fin de tener una presentación de referencia y en función de la información reportada en las visitas, se tomó la presentación de 500 ml PET, para las diferentes firmas. Este precio se expresa en términos reales a diciembre de 2013.	Requerimiento solicitado a las firmas GIE-SIC
Ventas en volumen	<i>qu</i>	Cantidad vendida en mililitros de bebidas isotónicas por firma.	Requerimiento solicitado a las firmas GIE-SIC
<i>Outside good</i>	<i>s₀</i>	Se construyó como la diferencia entre el mercado potencial y las ventas totales en mililitros (trimestral), con el fin de representar el número de personas que toman la decisión de no comprar esas bebidas en dicho trimestre. Lo anterior se expresa en términos de participación del mercado, para ello se divide por el mercado potencial.	Elaboración GIE y GEE (SIC) a partir de la información entregada por las firmas
Participación de mercado	<i>s_j</i>	Corresponde al cociente entre las ventas anuales del vehículo (producto) <i>j</i> y el mercado potencial de ese año.	Cálculos propios a partir de la información entregada por las firmas
Instrumentos	<i>pr_botella_r</i>	Corresponde al precio unitario cancelado por cada firma para la adquisición del insumo (botella 500 ml PET)	Elaboración GIE y GEE (SIC) a partir de la información entregada por las firmas
	<i>q_botella</i>	Corresponde a la cantidad total de botellas (botella 500 ml PET) comprada en el trimestre analizado por cada firma.	
	<i>valor_botella_r</i>	Corresponde al valor total cancelado por concepto de compra de botellas (botella 500 ml PET) en el trimestre analizado por cada firma. Esta variable se expresa en términos reales a diciembre de 2013.	

* GEE: Grupo de Estudios Económicos y GIE: Grupo de Integraciones Empresariales. Superintendencia de Industria y Comercio.

Fuente: Elaboración GEE-SIC.

4. ESTIMACIONES Y RESULTADOS

Con el fin de estimar las elasticidades, así como el posible efecto en precios y en la concentración de mercado que pudiera derivarse de la integración empresarial entre la Firma 3 y la Firma 4 en el mercado de bebidas isotónicas, se propone el siguiente modelo econométrico:

(5) $\ln\left(\frac{s_j}{s_0}\right) = \beta_0 - \alpha p_j + \xi_j$

Sin embargo, para modelar lo expuesto en la ecuación anterior (5), no se puede tomar directamente la variable de precios, en tanto, como lo señala Berry (1994), podrían tenerse problemas de endogeneidad, que generarían estimadores sesgados e inconsistentes. Por lo anterior, se decide estimar el siguiente modelo econométrico con el uso de variables instrumentales:

(6) $\ln\left(\frac{s_j}{s_0}\right) = \beta_0 - \alpha \tilde{p}_j + \xi_j$

Donde, $\tilde{p}_j$ corresponde a la variable de precios estimada a partir de las variables instrumentales propuestas en la Tabla 1, una variable precio estimada por instrumento.

De esa forma, se tendrían tres posibles instrumentos a emplear para la estimación de la ecuación (6). Adicionalmente, es importante señalar que en la medida en que la base contempla seis trimestres para cuatro firmas diferentes, se está trabajando en una estructura de datos panel, por lo que para la estimación econométrica se emplean las técnicas de efectos fijos y efectos aleatorios con el fin de validar la existencia o no del componente idiosincrático no observado en el término de error.

Con el fin de validar qué tan adecuados podrían resultar los distintos instrumentos se realiza un análisis de correlación entre estos y la variable a instrumentar. Los resultados se presentan en la Tabla 3.

TABLA 3
CORRELACION ENTRE VARIABLE DE INTERES Y POSIBLES INSTRUMENTOS

	<i>pr</i>	<i>p_botella</i>	<i>valor_botella</i>	<i>q_botella</i>
<i>-pr</i>	1			
<i>pr_botella_r</i>	0,3660	1		
<i>valor_botella_r</i>	0,8472	0,1938	1	
<i>q_botella</i>	0,8396	0,1132	0,9948	1

Fuente: Cálculos GEE-SIC.

Como se observa en la Tabla 3, la correlación más fuerte respecto de la variable precio la presenta la variable *valor_botella_r* con el 0,8472, seguido por el instrumento *q_botella* con 0,8396 y finalmente por con el *p_botella_r* con el 0,3660. De esa forma, entendiendo los diferentes niveles de correlación con la variable a instrumentar, se procede a hacer la estimación descrita en (6), con lo que se tienen tres modelos a estimar.

Es decir, para validar la robustez del ejercicio, se replica el modelo econométrico tres veces, utilizando cada una de las variables instrumentales. Se presentan a continuación entonces los modelos estimados.

4.1. Modelo 1

El primer modelo propuesto corresponde a la estimación de la ecuación (6) empleando la variable *valor_botella_r* como instrumento. Los resultados de esta estimación se obtuvieron siguiendo la metodología propuesta por Björnerstedt y Verboven (2013) y se presentan en la Tabla 4.

(7) $\ln\left(\frac{s_j}{s_0}\right) = \beta_0 - \alpha \tilde{p}_j + \xi_j$

TABLA 4

RESULTADOS ECONOMETRICOS DEL MODELO 1

	Variables Instrumentales (Efectos Fijos - Within) Var Dep: <i>M_ls</i> Errores estándar entre ()
<i>Cons</i>	-2,5330 (1,0587)**
<i>pr_r</i>	-1,0056 (0,5066)**
Wald Chi2(1)	14.782,46
Prob	0,000
sigma_u	1,799
sigma_e	0,187
rho	0,989
Prueba F (u_i=0)	
F(3,19)	20,41
Prob > F	0,000
Variable instrumentada	<i>pr_r</i>
Instrumentos	<i>valor_botellas_r</i>

** Denota significancia al 5%.

Fuente: Cálculos GEE-SIC.

A partir de la anterior estimación, que revela que los parámetros estimados presentan el signo adecuado y que son independiente y conjuntamente significativos a un nivel de significancia del 5% ($\alpha = 0,05$), se procede a calcular el valor estimado de las elasticidades propias y cruzadas (Tabla 5) aplicando la metodología de Berry (1994) y cuyas ecuaciones se presentaron en las ecuaciones (2) y (3) de la subsección Metodología y Datos.

De esa forma, según los resultados de la Tabla 5, se encuentra que, ante variaciones en el precio propio, la demanda de las bebidas isotónicas analizadas en la muestra responde más que proporcionalmente al encontrarse una elasticidad propia mayor a 1 en términos absolutos, es decir, que es muy sensible a cambios en el precio. Por su parte, la elasticidad cruzada, que daría cuenta de la respuesta de la demanda del bien *j* ante variaciones del precio del bien *k*, se encuentra una variación reducida al hallar una elasticidad cruzada de 0,041, lo que indica una reacción inelástica, es decir, que es muy insensible a cambios en el precio del bien *k*. De esa forma, la elasticidad cruzada estimada en el modelo 1 estaría señalando la reducida presión competitiva que podría ejercer un productor al reducir los precios sobre la demanda de otro productor. En particular con el ejercicio, por cada 1% que se incrementa el precio de otras bebidas isotónicas, se estima que la demanda de la Marca 3 reaccionaría en 0,041%, mostrando de esta forma una notoria inelasticidad de este producto ante cambios en precios distintos al precio propio de esta bebida isotónica.

TABLA 5
ESTIMACION DE ELASTICIDADES – MODELO 1

Valor Alpha	-1,006			
	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Elasticidad precio M_ejj	-1,982	0,732	-3,121	-1,287
Elasticidad precio cruzada M_ejk	0,041	0,057	0,006	0,148

Fuente: Cálculos GEE-SIC.

A partir de los resultados de la Tabla 5, se procede a hacer una simulación de la integración entre la Firma 3 y la Firma 4. De esa forma, se puede hacer una estimación de la posible variación en precios derivada de la integración empresarial para la producción de los productos Marca 3 y Marca 4, y así, de su posible impacto.

TABLA 6

EFECTO ESPERADO SOBRE PRECIOS A PARTIR DEL MODELO 1

id_marca	Preintegración	Postintegración	<i>Relative change</i>
1	1,488	1,488	0,000
2	1,575	1,575	0,000
3	3,197	3,203	0,002
4	1,786	1,830	0,025

Fuente: Cálculos GEE-SIC.

Los resultados de la Tabla 6 indican que la variación del precio de la Firma 1 y la Firma 2, esto es las firmas de los productos de la Marca 1 y la Marca 2, respectivamente, no presentarían cambios en el nivel de precios. Mientras que las Firmas 3 y 4, con los productos Marca 3 y Marca 4, podrían incrementar los precios en 0,2% y 2,5%, respectivamente, como resultado de la integración.

De acuerdo con los resultados observados en el modelo 1, se podría concluir que el efecto de una posible integración en el mercado de bebidas isotónicas sería reducido en términos de incrementos en precios. No obstante, como ya se mencionó anteriormente, para validar la robustez de este primer resultado se replica el ejercicio utilizando cada uno de los dos instrumentos restantes.

4.2. Modelo 2

El segundo modelo propuesto hace referencia a la estimación empleando como variable instrumental la cantidad de botellas de 500 ml PET por cada firma, que como se observó en la Tabla 2, esta presenta una correlación de 0,8396 respecto de la variable de interés. Los resultados de este modelo se presentan en la siguiente Tabla 7.

Los resultados de este modelo señalan el signo esperado en el coeficiente de la variable de precios, así como su significancia con un nivel de significancia del 5% ($\alpha = 0,05$). El valor de $-1,021$ será el valor empleado en el cálculo tanto de la elasticidad propia como de la elasticidad cruzada de la demanda.

Los resultados de la Tabla 8 indican que la elasticidad precio de la demanda de las bebidas isotónicas analizadas en la muestra es alta en tanto la elasticidad es superior a 1 en términos absolutos. Esto indica que la demanda responde de forma importante ante las variaciones en precios del mismo bien. Sin embargo, la elasticidad cruzada de la demanda estimada en 0,042, sería indicativa de una respuesta casi nula de la demanda del bien j ante variaciones del bien k . En particular por cada 1% de cambio en precio de otros productos isotónicos diferentes a Marca 3, se estima un incremento de 0,042% en la cantidad de este último producto.

TABLA 7

RESULTADOS ECONOMETRICOS DEL MODELO 2

	Variables Instrumentales (Efectos Fijos - Within) Var Dep: M_ls Errores estándar entre ()
Cons	-2,50182 (1,0056)**
pr_r	-1,020586 (0,4811)**
Wald Chi2(1)	14.015,38
Prob	0,000
sigma_u	1,8100
sigma_e	0,1918
rho	0,9889
Prueba F (u_i=0)	
F(3,19)	20,56
Prob > F	0,000
Variable instrumentada	pr_r
Instrumentos	q_botellas

** Denota significancia al 5%.
Fuente: Cálculos GEE-SIC.

TABLA 8

ESTIMACION DE ELASTICIDADES – MODELO 2

Valor Alpha	-1,021			
	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Elasticidad precio M_ejj	-2,011	0,743	-3,167	-1,306
Elasticidad precio cruzada M_ejk	0,042	0,058	0,006	0,150

Fuente: Cálculos GEE-SIC.

Basándose en los resultados de la Tabla 8 se llevó a cabo la simulación de integración entre la Firma 3 y la Firma 4, para ver el posible efecto en términos de variaciones de precios. Los resultados de la Tabla 9 señalan el nivel medio de precio por mililitro de cada una de las firmas en la situación pre y postintegración. De esa forma, se encuentra que debido a la alta elasticidad precio propio de la demanda, las firmas no tendrían incentivos a incrementar de forma significativa los precios, y que de hecho, la variación positiva en precios se observaría en las firmas integradas; esto es, Firmas 3 y 4 pero en niveles inferiores al 3% como resultado de la integración objeto de análisis, dando en términos de magnitud, presiones de precios similares a los encontrados en el modelo 1 para los productos Marca 4 y Marca 3.

TABLA 9
EFECTO ESPERADO SOBRE PRECIOS A PARTIR DEL MODELO 2

id_marca	Preintegración	Postintegración	<i>Relative change</i>
1	1,488	1,488	0,000
2	1,575	1,575	0,000
3	3,197	3,203	0,002
4	1,786	1,829	0,025

Fuente: Cálculos GEE-SIC.

De esa forma, los resultados reportados para el modelo 2 señalan una mayor elasticidad precio propio de la demanda que la observada en el modelo 1, pero coinciden en una baja elasticidad precio cruzada y en una variación esperada en precios reducida como efecto derivado de la integración empresarial analizada.

4.3. Modelo 3

Por último, se realizó la estimación del modelo 3, empleando como variable instrumental el precio por unidad cancelado por cada firma por concepto de la adquisición del insumo denominado botellas PET 500 ml. Aunque este instrumento solo muestra un nivel de correlación del 34% con la variable de interés (Tabla 3), se presentan los resultados con el fin de validar la consistencia de los anteriores resultados en la siguiente Tabla 10.

En este modelo, de forma similar a los modelos anteriores, se encuentra significancia en los parámetros estimados. Sin embargo, el coeficiente del precio es de -0,63 lo

que resulta menor en términos absolutos al observado en los modelos 1 y 2. A partir, de este parámetro, se estima la elasticidad propia y precio cruzada de la demanda.

TABLA 10

RESULTADOS ECONOMETRICOS DEL MODELO 3

	Variables Instrumentales (Efectos Fijos - Within) Var Dep: <i>M_Is</i> Errores estándar entre ()
<i>Cons</i>	-3,304241 (0,1767)**
<i>pr_r</i>	-0,6363524 (0,0840)**
Wald Chi2(1)	44.629,09
Prob	0,000
sigma_u	1,5223
sigma_e	0,1075
rho	0,9950
Prueba F (u_i=0)	
F(3,19)	198,81
Prob > F	0,000
Variable instrumentada	<i>pr_r</i>
Instrumentos	<i>pr_botellas_r</i>

** Denota significancia al 5%.
Fuente: Cálculos GEE-SIC.

De esa forma, la Tabla 11 muestra que la demanda es elástica y responde más que proporcionalmente ante las variaciones del precio del mismo bien. En este caso, se encuentra una elasticidad propia menor a la de los modelos 1 y 2, pero sigue siendo mayor a 1, y de forma similar la elasticidad precio cruzada de la demanda resulta significativamente baja al ubicarse en 0,026, la menor de los tres modelos estimados. En particular, por cada 1% que se incremente el precio de las bebidas isotónicas distintas a Marca 3, se estima un incremento de 0,026% en la cantidad vendida de este último producto.

Ante estos niveles de elasticidad precio propia y cruzada de la demanda, el resultado esperado de la simulación de la integración entre la Firma 3 y la Firma 4 sería el que se presenta en la Tabla 12. De esa forma, se encuentra que las Firmas 1 y 2 no tendrían incentivos a incrementar los precios, mientras que la Firma 3 y Firma 4 podrían reportar incrementos en precios, pero que se ubicarían por debajo del 4%.

TABLA 11

ESTIMACION DE ELASTICIDADES – MODELO 3

Valor Alpha	-0,636			
	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Elasticidad precio M_ejj	-1,254	0,463	-1,975	-0,815
Elasticidad precio cruzada M_ejk	0,026	0,036	0,004	0,094

Fuente: Cálculos GEE-SIC.

TABLA 12

EFFECTO ESPERADO SOBRE PRECIOS A PARTIR DEL MODELO 3

id_marca	Preintegración	Postintegración	<i>Relative change</i>
1	1,488	1,488	0,000
2	1,575	1,575	0,000
3	3,197	3,207	0,003
4	1,786	1,855	0,040

Fuente: Cálculos GEE-SIC.

Lo anterior permitiría concluir que la integración no generaría una presión importante al alza en precios, como resultado de una elasticidad precio cruzada reducida y una alta elasticidad precio propio de la demanda.

5. CONSIDERACIONES FINALES Y CONCLUSIONES

Partiendo de la importancia que la herramienta de simulación de integraciones empresariales ha obtenido, y el rápido crecimiento que su implementación ha adquirido a nivel mundial, este documento sintetizó el análisis del mercado de bebidas isotónicas en torno a la integración empresarial propuesta en el año 2014 entre dos grandes empresas productoras de bebidas istónicas, mediante la estimación de un modelo microeconómico simulando la integración, y siguiendo la metodología propuesta

por Berry (1994) y Björnerstedt y Verboven (2013). En particular se evaluó el posible impacto en los precios y la competencia que pudiera derivarse de la integración en el mercado de bebidas isotónicas en Colombia, particularmente entre los productos de consumo de cada una de las intervinientes.

Tras el análisis descriptivo y el ejercicio econométrico planteado, es posible concluir que no se encuentran indicios de un posible efecto explotativo explicado por la inexistencia de presiones al alza en precios como resultado de la posible integración.

Lo anterior se explica en cuanto el producto Marca 3 parece presentar un comportamiento independiente a lo reportado por los otros productos analizados, puesto que mientras estos últimos mostraron importantes variaciones, el precio por mililitro de la Marca 3 se mantuvo estable.

Asimismo, se encontró de forma consistente en los tres modelos analizados que la elasticidad precio propio de la demanda es mayor a 1, lo que indica que la demanda de los productos analizados es sensible ante las variaciones de los precios. Sin embargo, la demanda del bien no responde de igual forma ante la variación de los precios de otro bien, ya que la elasticidad cruzada entre el bien j y el bien k en los 3 modelos fue cercana a 0.

Estos resultados entonces sugerirían que la integración no tendría un efecto significativo en el caso del mercado de bebidas isotónicas en Colombia, básicamente porque la integración no generaría una presión importante al alza en precios, como resultado de una elasticidad precio cruzada reducida y una alta elasticidad precio propio de la demanda.

El documento deja un precedente en Colombia a efectos de utilizar herramientas microeconómicas en el análisis de integraciones empresariales que realiza la Superintendencia de Industria y Comercio, autoridad de competencia colombiana. Nuevas aplicaciones de esta metodología contribuirán a futuro definir de manera objetiva el análisis de sustituibilidad en materia de definición de mercados relevantes en diferentes sectores.

BIBLIOGRAFIA

- ACKERBERG, D. y CRAWFORD, G. (2009). "Estimating Price Elasticities in Differentiated Product Demand Models with Endogenous Characteristics". *Working Paper*, pp. 22.
- BERRY, S. (1994). "Estimating Discrete-Choice Models of Product Differentiation". *The RAND Journal of Economics*, 25 (2), 242-262.
- DE BETTIGNIES, J. y ROSS, T. (2014). "Mergers, Agency Costs, and Social Welfare", *Journal of Law, Economics, and Organization*, Vol. 30 (2), pp. 401-436.
- BJÖRNERSTEDT, J. and VERBOVEN, F. (2016). "Does Merger Simulation Work? Evidence from the Swedish Analgesics Market". *American Economic Journal: Applied Economics*, 8 (3):125-64.
- BJÖRNERSTEDT, J. y VERBOVEN, F. (2013). Merger Simulation with Nested Logit Demand - Implementation using Stata, N° 2013:2, Konkurrensverket Working Paper Series in Law and Economics, Konkurrensverket (Swedish Competition Authority), http://EconPapers.repec.org/RePEc:hhs:kkveco:2013_002.

- BUDZINSKI, O. y RUHMER, I. "Merger Simulation in Competition Policy: A Survey", *Journal of Competition Law and Economics*, Vol. 6 (2), pp. 277-319, Septiembre 2009.
- FARRELL, J. y SHAPIRO, C. (1990) "Horizontal Mergers: An Equilibrium Analysis", *The American Economic Review*, Vol. 80 (1), pp. 107-126.
- FROEB, L.; TSCHANTZ, S. y WERDEN, G. (2003) "Bertrand Competition with Capacity Constraints: Mergers Among Parking Lots", *Journal of Econometrics*, Vol. 113, pp. 49-67.
- FROEB, L. y WERDEN, G. (1994). "The Effects of Mergers in Differentiated Products Industries: Logit Demand and Merger Policy", *Journal of Law, Economics, and Organization*, Vol. 10 (2), pp. 407-426. .
- IVALDI, M. y VERBOVEN, F. (2005). "Quantifying the effects from horizontal mergers in European competition policy", *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 23 (9), pp. 669-691.
- NEVO, A. (2000). "Mergers with Differentiated Products: the Case of the Ready-to-Eat Cereal Industry", *RAND Journal of Economics*, 31 (3), 395-421.
- NEVO, A. and ROSEN, A. (2012). "Identification with Imperfect Instruments", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 94, N° 3, pp. 659-671.
- EPSTEIN, R. and RUBINFELD, D. (2001). "Merger Simulation: A Simplified Approach with New Applications", Vol. 69, Antitrust L.J. 883. Available at: <http://scholarship.law.berkeley.edu/facpubs/1362>
- SANCHEZ NAVARRO, D. (2013). Análisis de Elasticidades en el Mercado Automotor Colombiano (2009-2011) Mediante Un Modelo Logit Anidado. Disponible en: <http://ssrn.com/abstract=2248003> o <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.224800312>

EXPLICANDO LA CONMUTACION LABORAL: EL CASO DE LA PATAGONIA CHILENA

**EXPLAINING LABOR COMMUTATION:
THE CASE OF CHILEAN PATAGONIA**

LUZ MARIA FERRADA

Universidad de Los Lagos

SERGIO SOZA-AMIGO

Universidad Austral de Chile

CLAUDIO MANCILLA

Universidad de Los Lagos

Abstract

This article evaluates labor commutation from different territories of Chilean Patagonia towards its Nodal Centers: Valdivia, Osorno, Puerto Montt, Coyhaique and Punta Arenas. Commutation is verified in low qualified jobs, with cost of transport and distance being clear determinants; furthermore, the greater population size of the Centers is a pull factor when distances are smaller. At the same time, although some common patterns are obtained between Valdivia, Osorno and Puerto Montt, others have a distinct impact. Finally, all these factors allow us to outline territorially differentiated proposals for public policies.

Keywords: *Commutation, labor mobility, regional labor market.*

JEL Classification: *R23, J62, J69.*

Resumen

En este artículo se evalúa la conmutación laboral desde distintos territorios de la Patagonia chilena hacia sus Centros Nodales: Valdivia, Osorno, Puerto

Montt, Coyhaique y Punta Arenas. Se verifica conmutación en empleos de baja cualificación. Son determinantes el costo de transporte y las distancias medias; además, el mayor tamaño de población de los Centros es un factor de atracción cuando las distancias son menores. A su vez, si bien se obtienen patrones comunes entre Valdivia, Osorno y Puerto Montt, hay otros que ejercen impacto distinto; todo ello permite finalmente esbozar propuestas de políticas públicas diferenciadas territorialmente.

Palabras clave: *Conmutación, movilidad laboral, mercado del trabajo regional.*

Clasificación JEL: *R23, J62, J69.*

I. INTRODUCCION

Este trabajo tiene como área de estudio al espacio geográfico localizado entre las regiones chilenas de Los Ríos y Magallanes (anexo). De acuerdo con la descripción de Said (2012), esta corresponde al territorio imaginario denominado Patagonia occidental, y en este caso Patagonia chilena. Se trata de un territorio que ha concitado un particular interés por los investigadores desde tiempos remotos, posiblemente por su localización espacial y diversidad geográfica, entre otras características.

No obstante, se ha observado que existen ciertas diferencias entre las que llamamos regiones de la Patagonia sur, donde se localizan las regiones de Aysén y Magallanes, y Patagonia norte, que comprenden a las regiones de Los Ríos y Los Lagos (Ferrada, Soza-Amigo y Mancilla, 2017).

En el sur existe un mayor nivel de accidentes geográficos y distancias entre comunas, en consecuencia, muchos de sus habitantes residen en localidades muy apartadas y cuando deciden trabajar en otro lugar deben asumir costos y tiempos de desplazamiento elevados. Al contrario, los habitantes de la Patagonia norte recorren menores distancias y asumen menos costos de transporte y, por tanto, en este caso trasladarse implica exigir un menor salario de reserva; lo anterior permite una mayor movilidad, logrando de esta forma mejores oportunidades de empleo. A su vez, en la Patagonia norte históricamente han existido mayores elementos que relacionan a los habitantes del territorio, por ejemplo aspectos culturales como pueblos originarios y colonizadores (Said, 2012), y antecedentes económicos como la matriz productiva (Soza-Amigo, 2016).

La literatura ha señalado a la conmutación como un comportamiento moderno, cada vez más frecuente, posiblemente explicado por la disminución del costo de traslado derivado de los avances tecnológicos asociados al mercado del transporte (Abalos y Paredes, 2016). Siguiendo este razonamiento, la distancia debiese ser un

factor con bajo impacto en la decisión de trabajar en un lugar distinto al de residencia. Sin embargo, la situación puede ser muy distinta en los territorios estudiados. Los costos de transporte están asociados a la distancia y a la disponibilidad de estos medios. En este trabajo nos proponemos dar algunas respuestas en esta dirección, explicando los movimientos espaciales con motivos laborales al interior de la Patagonia chilena.

En este espacio geográfico se observa cierto grado de concentración poblacional (INE, 2016) en 5 comunas: Valdivia, Puerto Montt, Osorno, Coyhaique y Punta Arenas, que denominamos Centros Nodales (Soza-Amigo, Rosales y Aroca, 2016). Estas áreas espaciales presentan algunas ventajas de localización, por lo que podrían ejercer ciertas fuerzas centrípetas (Fujita y Krugman, 2004) derivadas de economías de aglomeración y de urbanización que en ellas ocurren, lo que hace que tengan mayor actividad económica, y consecuentemente una mayor demanda relativa de trabajos. En consecuencia, son lugares que pueden especializarse en producción, resultando atractivas para trabajar, como lo señala Aroca y Atienza (2008) para el caso de la región de Antofagasta; al contrario, otras localidades pudiesen transformarse en centros de consumo potenciando nuevas formas de desarrollo, como se observa en el caso de la comuna de Puerto Varas de la región de Los Lagos.

A su vez, existen factores como las características sociodemográficas y aspectos del mercado laboral de los territorios que pueden afectar a la conmutación, es así como Jamett y Paredes (2013) prueban su impacto en la conmutación de larga distancia en Chile. Así, características del mercado del trabajo como el tamaño de la población económicamente activa, la demanda laboral, las posibilidades de salario y las condiciones laborales, entre otras, pudiesen influir en la decisión de trabajar en un territorio distinto del lugar de residencia. Además, como Asencio y Pino (2015) han verificado para la región del Biobío, la conmutación pudiese estar explicada también por factores asociados al género. En este trabajo se analizan estas variables, sin embargo, nos planteamos que es muy posible que existan ciertos factores que expliquen la conmutación a los Centros Nodales y que sean comunes entre ellos, por ejemplo algunos elementos de la estructura productiva o ciertas características socioculturales. En este sentido, se verificará si las variables explicativas de la conmutación tienen igual o distinto impacto en explicar los flujos de conmutación hacia los Centros Nodales del norte y sur de la Patagonia. Esto es particularmente novedoso, pues no se han realizado estudios de este tipo en la zona, lo que permitirá esbozar algunas propuestas de políticas públicas diferenciadas espacialmente.

Así, los objetivos a desarrollar son: (1) estimar el impacto de la distancia, los costos de transporte, la población y otros factores respecto de las decisiones de movilidad desde distintos territorios de la Patagonia chilena hacia sus Centros Nodales; (2) evaluar si existen otros factores que sean comunes para explicar la conmutación intra-Patagonia hacia los distintos Centros Nodales de ella; y (3) constatar si existen

diferencias significativas en el efecto de las variables que explican la conmutación entre Centros Nodales.

Con todo, en el estudio nos proponemos demostrar 4 hipótesis:

- *H₀₁: La Patagonia tiene un comportamiento moderno en el sentido que el costo de traslado y la distancia entre territorios de origen (residencia) y los Centros Nodales (lugar de trabajo) no impacta significativamente a la conmutación hacia ellos.*
- *H₀₂: Las características laborales de los territorios de residencia no impactan en conmutar hacia los Centros Nodales de la Patagonia chilena.*
- *H₀₃: La conmutación con motivos laborales desde distintos territorios de la Patagonia hacia los Centros Nodales está también impactada por factores comunes a toda la zona.*
- *H₀₄: Existen diferencias significativas en el efecto de las variables conocidas para explicar la conmutación hacia los distintos Centros Nodales de la Patagonia.*

En los siguientes apartados se explica la matriz de datos, la metodología utilizada, para posteriormente presentar los resultados y, finalmente, concluir respondiendo a cada una de las hipótesis, con base en las estimaciones realizadas.

II. DATOS

Para abordar esta investigación se ha construido una base de datos con los antecedentes de conmutación que provienen de la Encuesta Nacional de Empleo (ENE) en los trimestres móviles octubre a diciembre del 2010 al 2015. Esta encuesta tiene representatividad estadística a nivel regional, provincial y en las ciudades localizadas en las comunas consideradas aquí como Centros Nodales. Sin embargo, el número de observaciones en la mayoría de las comunas de la Patagonia es muy pequeño, sin representatividad estadística. Por tanto se utiliza la estrategia de agrupar las comunas de acuerdo con la cercanía e información disponible, construyendo así lo que denominamos *territorios de residencia*, así como se indica en el Tabla 1.

Luego se calcula la movilidad desde distintos territorios patagónicos hacia sus Centros Nodales. Así por ejemplo, la conmutación laboral hacia el Centro Nodal de Valdivia puede provenir de personas que residen en diferentes territorios de la Patagonia, 8 en total. Lo mismo sucede con los Centros de Coyhaique y Punta Arenas; y en el caso de Osorno y Puerto Montt, se calcula el número de trabajadores que provienen de 10 territorios de residencia en cada caso. Con todo, considerando que el análisis es para 6 años, se obtiene un panel de 264 observaciones en total.

TABLA 1

DEFINICION DE TERRITORIOS DE RESIDENCIA POR NODO

	Centro Nodal (Destino)				
	Valdivia	Osorno	P. Montt	Coyhaique	P. Arenas
Territorios de residencia (origen)	Osorno; Puerto Montt; Coyhaique; Punta Arenas; resto región Los Ríos; resto región Los Lagos; resto región Aysén; resto región Magallanes.	Valdivia; Puerto Montt; Coyhaique; Punta Arenas; resto región Los Ríos; comunas de provincia de Osorno (excluyendo la comuna de Osorno); comunas de la provincia de Llanquihue; resto región Los Lagos; resto región Aysén; resto región Magallanes	Valdivia; Osorno; Coyhaique; Punta Arenas; comunas de Maullín y Fresia; otras comunas de la provincia de Llanquihue; resto región Los Ríos; resto región Los Lagos; resto región Aysén; resto región Magallanes	Valdivia; Osorno; Puerto Montt; Punta Arenas; resto región Los Ríos; resto región Los Lagos; resto región Aysén; resto región Magallanes	Valdivia; Osorno; Puerto Montt; Coyhaique; resto región Los Ríos; resto región Los Lagos; resto región Aysén; resto región Magallanes
Número de territorios	8	10	10	8	8
Número observaciones	48	60	60	48	48

Fuente: Elaboración propia.

De este modo, la variable endógena es el número de trabajadores que conmutan desde un territorio a un Centro Nodal, en relación con el número total de trabajadores de la Patagonia que conmutan a ese Centro Nodal, en un período determinado expresado en logaritmo natural. Luego, la información se ordena como se indica en la Figura 1.

Así, el vector de variables endógenas de la matriz y corresponde a la proporción de conmutantes en el trimestre del año t , desde el territorio de origen (o residencia) i , a cada uno de los 5 Centros Nodales j (destino).

A su vez, X representa el vector de k variables explicativas asociadas que se definen a partir de un análisis correlacional entre distintos factores y la conmutación (Ferrada, Soza-Amigo y Mancilla, 2017), las que son incluidas según se describe en la Tabla 2.

FIGURA 1

MATRIZ DE DATOS

Territorio destino	Año	Territorio origen	Variables	
			Y	X
j = 1	t = 1	i = 1	Y _{jit}	X _{jit}
		..		
		i = 60		
	.			.
	.			
	t = 6	i = 1	Y _{jit}	X _{jit}
		.		
		i = 60		
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
j = 5	t = 1	i = 1	Y _{jit}	X _{jit}
		.		
		i = 60		
	.			.
	.			
	t = 6	i = 1	Y _{jit}	X _{jit}
		.		
		i = 60		
	.			
	.			

Fuente: Elaboración propia.

Como ya se ha indicado, la principal fuente de información corresponde a la ENE 2010 al 2015, de ellas se obtienen los datos de la variable endógena, los antecedentes para construir los indicadores de inactividad, fuerza de trabajo femenina, educación, inactividad y edad, señalados en la Tabla 2. El ingreso monetario se obtiene de las encuestas Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) disponibles para 2011, 2013 y 2015.

En cuanto a la distancia, esta se estima como el promedio de kilómetros entre las comunas de residencia, perteneciente a un territorio de un Centro Nodal (destino); por ejemplo, cuando analizamos la conmutación al Centro Nodal Osorno, un territorio de residencia son las comunas de la provincia de Osorno (excluyendo la comuna de Osorno), por tanto, la distancia aquí calculada corresponde al promedio de kilómetros que una persona debiese recorrer desde cada comuna hacia el Centro de comuna de Osorno. Los datos de distancia provienen del sitio *web* del Ministerio de Obras Públicas de Chile.

TABLA 2

DEFINICION DE VARIABLES

Variable	Definición	Media	Desv. Típica
Conmuta	Porcentaje de trabajadores que conmutan	0,33	0,88
FTrabajo_mujer	Proporción de fuerza de trabajo que es femenina	0,2362	0,0351
Educa_superior	Número de educados con nivel superior, dividido por el número total de trabajadores en el territorio	0,2017	0,0810
Inactividad	Número de personas inactivas en proporción al número de personas de 15 años y más en el territorio	0,3784	0,0522
Edad3	Proporción de fuerza de trabajo que tiene 45 o más años de edad	0,4851	0,0478
Ing_monetario	Ingreso monetario promedio obtenido por los hogares del territorio de residencia en \$ de 2015	254.171	70.466
Distancia	Cantidad de kilómetros promedio entre las distintas zonas y el Centro Nodal, según la ruta caminera más cercana	927,08	812,68
Costo	Costos medios en pesos chilenos de traslado entre los territorios de residencia a los Centros Nodales, en el medio de transporte más usado	36.494	30.093
Calidad_empleo	Indicador de calidad de empleo en el territorio	0,7985	0,0699
Ipoblacion	Índice de población	14,148	20,381
$Ipob * dist^{-1}$	Índice de población relativizado por la distancia	0,0592	0,1181

Fuente: Elaboración propia.

Los costos de traslado se obtienen por medio de consultas telefónicas, y corresponden al promedio del valor monetario (expresados en pesos de 2016) entre cada una de las comunas pertenecientes a la zona de residencia y un Centro Nodal; en ese sentido, se asume que el costo relativo de los pasajes se ha mantenido en el tiempo de análisis.

Como se observa en la Tabla 2, adicionalmente se calculan tres índices: de calidad de empleo, de población y de población relativo a la distancia, lo que se explica a continuación.

- Indicador de calidad de empleo: señala las condiciones laborales promedio en la zona de residencia considerando 4 aspectos: condiciones contractuales, seguridad social, derechos laborales. Se estima como un promedio simple entre las variables la proporción de trabajadores con derecho a vacaciones, con contrato laboral, con seguro de salud y con seguridad social. Los datos provienen de la ENE.
- El indicador de población: se trata de tener una medida que indique la fuerza de atracción que ejerce un Centro Nodal con relación al resto del territorio por el hecho de tener una concentración relativa de población. Con base en las estimaciones de población del INE se calcula como:

$$Ipoblacion = \frac{\text{Población del Centro Nodal de destino}}{\text{Promedio de población comunal del territorio de residencia}}$$

De esta forma se esperaría que mientras mayor sea el indicador, mayor es el peso de la concentración de población, lo que atraería a más conmutantes laborales hacia el Centro Nodal.

- Indicador combinado entre población y distancia: la idea es observar cómo impacta en la conmutación el peso de la concentración urbana dependiendo de la distancia, para ello se estima un indicador como:

$$Ipob * dist^{-1} = \left(\frac{\text{Población del Centro Nodal de destino}}{\text{Promedio de población comunal del territorio de residencia}} \right) * Distancia \text{ al CN}^{-1}$$

En este sentido se espera que el factor de atracción que produce la población sea menor en territorios más distantes.

III. METODOLOGIA

Para desarrollar cada objetivo específico (OE) se define una metodología de estimación, su aplicación permitirá luego verificar cada una de las hipótesis planteadas. A continuación se describen.

OE1: Estimar el impacto de la distancia, los costos de transporte, la población y otros factores sobre las decisiones de movilidad desde distintos territorios de la Patagonia chilena hacia sus Centros Nodales

El procedimiento en este caso es mediante una estimación por mínimos cuadrados generalizados (MCG) para todas las observaciones, como se indica en las siguientes ecuaciones:

$$\lnconmuta_{it} = \beta x_{ijt} + \mu_{tji} \quad [1]$$

$$\lnconmuta_{it} = \beta x_{ijt} + \varphi D_j + \mu_{tji} \quad [2]$$

De esta forma, en ambas ecuaciones la variable endógena se expresa en logaritmo natural y la matriz de variables X representa las características asociadas a antecedentes físicos (distancia, costo, población), del trabajo (inactivos, fuerza de trabajo de la mujer, calidad de empleo) y, de la población (edad, ingreso monetario). En la ecuación 2 se agregan variables *dummy*, D , que indican el Centro Nodal al que se desplaza la proporción de trabajadores que conmutan, desde el territorio i al Centro j en el trimestre octubre-diciembre del año t . A su vez, μ representa el término de perturbación con distribución normal, media cero y varianza constante. En estas condiciones se realizará la inferencia, donde β y φ son los parámetros estimados que señalan el impacto de las variables explicativas en la posibilidad de conmutar a un Centro Nodal de la Patagonia chilena. Por tanto, mediante esta modelación se verificarán las hipótesis 1 y 2.

OE2: Evaluar si existen otros factores que sean comunes para explicar la conmutación intra-Patagonia hacia los distintos Centros Nodales de ella

La decisión de trabajar en un lugar distinto al lugar de residencia depende de las variables incluidas en la ecuación 1 o 2, pero también de otras, y algunas de ellas posiblemente sean comunes a los distintos territorios; en estas circunstancias, si se intenta explicar la movilidad laboral mediante una única estimación, aunque se conozcan dichos factores, como son iguales entre los territorios, no pueden incluirse en la ecuación. En este caso, dicho efecto queda recogido en las perturbaciones de la estimación.

La propuesta metodológica para verificar si existen factores comunes consiste en estimar una ecuación por Centro Nodal, calculando 5 regresiones mediante MCG (como en la ecuación 1), para luego obtener los residuos de cada estimación, y finalmente, probar si hay correlación entre los distintos vectores de error, verificando la hipótesis nula de ausencia de correlación entre perturbaciones de distintas ecuaciones.

Para lo anterior se estima la matriz de correlación de Pearson entre los residuos de las ecuaciones señaladas. Sin embargo, es posible que los errores de algunas

ecuaciones, no necesariamente todas, estén asociados. En consecuencia, la idea es también evaluar si hay correlación entre un grupo de vectores residuales, para ello se utiliza el test de multiplicadores de Lagrange (Breusch y Pagan, 1980), a partir del contraste (Greene, 1999: 588), así como se señala en la ecuación 3.

$$\lambda_{LM} = N \sum_{m=2}^M \sum_{j=1}^{n-1} r_{mj}^2 \approx \chi^2_{\frac{M(M-1)}{2}} \quad [3]$$

Siendo N el número de observaciones, M el número de variables endógenas, r_{mj} el estimador del coeficiente de correlación lineal entre las perturbaciones de dos zonas:

$r_{ij} = \frac{\hat{\sigma}_{mj}}{\sqrt{\hat{\sigma}_{mm}\hat{\sigma}_{jj}}}$. A causa de que en esta investigación se tienen distintos números de observaciones en las ecuaciones, el estimador consistente que se utiliza para σ_{mj} es $\hat{\sigma}_{mj} = \frac{e'_m e_j}{\max(N_m, N_j)}$; esto es, para estimar el coeficiente de correlación se utiliza el máximo de los dos tamaños muestrales correspondientes a las dos zonas (Ferrada, 2008).

OE3: Constatar si existen diferencias significativas en el efecto de las variables que explican la conmutación entre Centros Nodales

Se trata de evaluar si el impacto de los coeficientes asociados a cada variable es significativamente distinto entre los centros nodales, para ello se modelará una ecuación por Centro.

Se debe precisar que entre aquellas zonas que se obtenga correlación significativa entre perturbaciones de distintas ecuaciones (según el procedimiento descrito en el punto anterior), el estimador que se calcula en cada ecuación por separado no es el más eficiente, ni siquiera asintóticamente. Además, en este caso, se estimarían incorrectamente las varianzas de los estimadores y se usarían indebidamente en la inferencia. Así pues, la forma adecuada de estimar el conjunto de ecuaciones que presenten correlación por medio de los errores es mediante un sistema de ecuaciones simultáneas, desde estas obtenemos el mejor estimador posible. Concretamente, se modeliza mediante un sistema de ecuaciones relacionada mediante los errores, SUR.

En el caso de un SUR el modelo econométrico se especifica mediante M ecuaciones, que se puede generalizar de la siguiente forma:

$$l_{conmuta_m} = X_m \beta_m + U_m \quad [4]$$

Siendo $m = 1, 2, \dots, M$, siendo M el número de ecuaciones, $l_{conmuta_m}$ es un vector de dimensión $N \times 1$; X_m es una matriz $N \times K_m$; β_m , un vector $K_m \times 1$ y U_m , un

vector $N \times 1$, siendo la matriz X diagonal en bloques donde cada bloque es la matriz X_m correspondiente a cada ecuación (Novales, 1996).

Los supuestos del modelo SUR establecen que no existe autocorrelación ni heterocedasticidad dentro de las ecuaciones, pero existe correlación entre las perturbaciones de distintas ecuaciones. Entonces la matriz de varianzas y covarianzas de cada ecuación es de la forma: $E[U_m U_m'] = \sigma_m^2 I_N$ $m = 1, 2, \dots, M$; donde I_N es la matriz identidad de orden N . Además las perturbaciones de la matriz de varianzas y covarianzas tienen media nula. De este modo, sucede que en cada ecuación la matriz de varianzas y covarianzas es el producto de un escalar por una matriz identidad.

Siguiendo a Novales (1996, pág. 278) y Greene (1999, pág. 44) el procedimiento de estimación de un modelo SUR, cuando son conocidos los elementos de la matriz Ω , es el de MCG, en este caso es posible obtener un estimador consistente, asintóticamente normal y el más eficiente asintóticamente.

Por tanto, se realizan dos tipos de modelación, dependiendo si las perturbaciones asociadas a las ecuaciones de distintas zonas están o no correlacionadas; para el primer caso se estimará por medio de un SUR; al contrario, si no hay correlación se modela cada ecuación por separado. No obstante, sea cual sea la forma de estimar, para verificar la cuarta hipótesis se utilizará el test de Wald.

IV. RESULTADOS

Conforme con la metodología expuesta anteriormente y siguiendo el mismo orden se exponen los resultados, esto es, en primer lugar se estima el impacto de ciertas variables en la conmutación intrapatagónica, para ello se realizan las estimaciones uniecuacionales por MCG incluyendo una *dummy* por Centro Nodal; luego se evalúa si hay otros factores que sean comunes para explicar la conmutación entre zonas, en este caso se verifica la existencia de correlación entre las perturbaciones de distintas ecuaciones, una por cada Centro Nodal; finalmente, se constata si hay diferencias entre los determinantes de la conmutación, para ello se estima una ecuación por Centro Nodal o mediante un SUR según corresponda, de modo de aplicar contrastes de igualdad de coeficiente entre las ecuaciones.

Efecto de los determinantes de la conmutación

El modelo uniecuacional se aprecia en la Tabla 3. Como se observa, en general en ambos modelos los efectos son consistentes. A continuación se describe el impacto de cada variable, para ello tendremos en cuenta que muchas de ellas están expresadas en términos logarítmicos, inclusive la dependiente.

Se obtiene que claramente un aumento en el costo de transporte reduce la proporción de conmutantes hacia los Centros Nodales de la Patagonia, lo que sin duda es de preocupación, pues en gran parte del territorio el costo de transporte se eleva por el

alto precio del petróleo entre la región de Valdivia y Coyhaique. Esta información es de interés para las políticas públicas, porque la reducción de estos costos puede tener alto impacto en el mercado laboral.

TABLA 3

ESTIMACIONES DE MCG; VARIABLE DEPENDIENTE *LNCONMUTA* Y
VARIABLE DE PONDERACION *F_TRABAJO_MUJER*

	Modelo 1		Modelo 2	
	Coeficiente	Desv. Típica	Coeficiente	Desv. Típica
Const	18,7945*	11,1266	18,0592*	10,7254
lnCosto	-1,2220***	0,3656	-1,7946***	0,3672
lnDistancia	-3,2408*	1,6891	-4,8442***	1,6196
lnDistancia ²	0,2679**	0,1250	0,4169***	0,1245
Inpoblac	-0,0238***	0,0090	-0,0177*	0,0090
Ipob*dist ⁻¹	5,6444***	2,0863	1,7820	2,0866
Educa_superior	-4,3490	2,7923	-7,9364***	2,7224
Calidad_empleo	-5,5025*	2,9827	-4,7536*	2,7800
F trabajo_mujer	-18,7983**	8,0912	-16,5997**	7,6255
Inactividad	-10,4418**	4,8422	-12,3533***	4,4968
Edad3 (>= 45 años)	-8,1439**	3,8414	-7,0335*	3,5900
lning_monetario	1,2617	0,8116	2,0116***	0,7681
Osorno			-0,0511	0,3645
Puerto Montt			1,4277***	0,3732
Coyhaique			2,3009***	0,4264
Punta Arenas			1,3146***	0,4463
	R2 = 0,5598	Akaike = 744,11	R2 = 0,6305	Akaike = 705,84
N = 264	R2 ajustado = 0,5461	Valor p (F) = 0,000	R2 ajustado = 0,6082	Valor p (F) = 0,00

Fuente: Elaboración propia.
***significación al 1%; **significación al 5%; *significación al 10%.

Otro efecto negativo y con mayor intensidad se aprecia en la distancia, esto quiere decir que para la población que reside en lugares más distantes a los Centros Nodales su posibilidad de conmutar es menor; no obstante, también se observa que el resultado de la misma variable elevada al cuadrado es positiva, lo que nos indica que existe una característica clave: esto es, que en territorios tanto cercanos como muy distantes el efecto es similar, dejando como más recurrente las distancias medias.

Por otro lado, un mayor peso demográfico en el Centro Nodal respecto del territorio de residencia tiene un efecto negativo en la variación de la proporción de conmutantes hacia ese Centro, lo que no es coherente con la idea de que la concentración de población en determinadas ciudades pueden incidir en la decisión de los trabajadores a laborar en un territorio distinto del lugar de residencia. Sin embargo, en general en la Patagonia los territorios menos poblados se encuentran muy lejanos de los Centros Nodales, por tanto el efecto del índice poblacional pudiese estar afectado por la distancia al Centro. Efectivamente, al revisar la variable que controla conjuntamente población con el inverso de la distancia se obtiene un efecto positivo; lo anterior es muy interesante, pues el resultado nos dice que variaciones positivas en el tamaño poblacional de territorios de origen cercanos tienen efectos claramente positivos en la variación de la proporción de trabajadores que conmuten así, en este caso, el efecto del peso de la población actúa como una fuerza de atracción de conmutantes, y a distancias mayores pierde su efecto.

A su vez, claramente la variación en la proporción de personas que conmutan a los Centros Nodales con motivos laborales disminuye en la medida que en los territorios de residencia se tenga mayor nivel educativo, calidad de trabajo, actividad laboral y exista una mayor proporción de fuerza de trabajo femenina o se tenga mayor proporción de adultos; sin embargo las variaciones positivas en el ingreso monetario del hogar motivan la movilidad.

Para el modelo 2, cuyos resultados están en la Tabla 3, se tiene como referencia el Centro Nodal de la comuna de Valdivia; se aprecia que, con excepción de Osorno, en todos los otros Centros Nodales su presencia genera efecto significativo y positivo. Sin embargo, estas estimaciones aún no nos permiten evaluar diferencias en el impacto de las variables entre Centros, para verificarlo en primer lugar se analiza si hay factores comunes entre los Centros Nodales que expliquen el comportamiento de la conmutación y que estén ocultas en las perturbaciones, lo que se revisa en el siguiente punto.

Factores comunes que expliquen la conmutación entre Centros Nodales de la Patagonia

Como se ha explicado, en la Patagonia chilena se podrían observar ciertas características comunes, las que quedarían recogidas en las perturbaciones si se estimara una ecuación por Centro Nodal. En la Tabla 4 se observa que la correlación entre las variables contenidas en los vectores de error de las ecuaciones que representan la conmutación hacia los Centros Nodales de Puerto Montt y Valdivia, y Puerto Montt y Osorno, son significativas; no obstante, la relación entre los otros Centros no es significativamente distinta de cero, lo que marca una diferencia importante en la conmutación hacia los Centros del norte y del sur de la Patagonia.

TABLA 4

CORRELACION ENTRE RESIDUOS DE ECUACIONES
PARA CADA CENTRO NODAL

	U Osorno	U P. Montt	U Coyhaique	U P. Arenas
U Valdivia	−0,103	0,4775***	−0,0358	0,1264
U Osorno		−0,2216*	0,2059	−0,039
U P. Montt			−0,2010	0,1538
U Coyhaique				−0,0392

Fuente: Elaboración propia.
***significación al 1%; *significación al 10%.

Por tanto, se verifica que la conmutación hacia Centros localizados en la parte norte de la Patagonia están siendo impactados por variables que no conocemos (y se encuentran en las perturbaciones) y que son comunes entre ellas, lo que no ocurre en el caso de la zona sur.

Por otro lado, se sospecha la existencia de variables explicativas comunes en espacios geográficos que agrupan a varios Centros Nodales. Para ello, a partir de la matriz de correlaciones de las perturbaciones (Tabla 4), se calcula el test de multiplicadores de Lagrange para tres grupos: los residuos asociados a todas las ecuaciones que explican la conmutación a los Centros Nodales de la Patagonia; los errores de las estimaciones asociadas a Valdivia, Osorno y Puerto Montt, y los de Puerto Montt, Coyhaique y Punta Arenas, resultados que se aprecian en la Tabla 5.

TABLA 5

TEST DE LAGRANGE, INCORRELACION ENTRE PERTURBACIONES
DE DISTINTAS ECUACIONES

Variables de la matriz de correlaciones	λ_{LM}	$\chi^2_{gl; 0,01}$	H ₀ = matriz de correlaciones diagonal
UValdivia, UOsorno, UP_Montt, U Coyhaique, UP_Arenas	19,89	23,21; gl = 10	No se rechazan
UValdivia, UOsorno, UP_Montt	13,81	11,34; gl = 3	Rechaza
UP_Montt, UCoyhaique, UP_Arenas	3,148	11,34; gl = 3	No se rechazan

Fuente: Elaboración propia.

De la Tabla 4 se obtuvo que no hay correlación entre los errores de las estimaciones asociadas a Coyhaique y Punta Arenas. En la Tabla 5 se agrega el Centro Nodal de Puerto Montt, al respecto los resultados son concluyentes, no existe correlación entre las perturbaciones de las distintas ecuaciones que representan la conmutación hacia los Centros ubicados en el sur de la Patagonia, es decir, los vectores son independientes, por tanto no se observan factores asociados entre ellos.

Por otro lado, la hipótesis para los errores de las ecuaciones que modelan la conmutación hacia los Centros Nodales del norte (Valdivia, Osorno y Puerto Montt) se rechaza; si bien en la evaluación de la Tabla 4 no se observó correlación entre Osorno y Valdivia, claramente si se considera toda la zona norte de la Patagonia se concluye que existe información común que explica la conmutación a sus Centros Nodales y que se encuentra en las perturbaciones.

Luego, los resultados permiten corroborar lo señalado en la introducción respecto de la existencia de evidencia de comportamientos distintos entre la zona norte y sur de la Patagonia, de tal manera que hay variables asociadas en la conmutación asociada hacia los Centros Nodales de la zona norte, posiblemente por estar más cercanos espacialmente por características culturales o económicas.

Diferencias en el efecto de los factores que explican la conmutación de cada Centro Nodal

El propósito aquí es evaluar si el efecto de las variables que explican la conmutación hacia los Centros Nodales impacta de forma distinta entre ellos.

Siguiendo lo planteado en la metodología, y de acuerdo con los resultados obtenidos en el punto anterior, se computan 5 ecuaciones de dos formas: (1) para explicar la conmutación hacia los Centros Nodales de Valdivia, Osorno y Puerto Montt se estima mediante un SUR, pues encontramos correlación entre los términos de perturbación de cada ecuación; (2) para modelar la conmutación hacia Coyhaique y Punta Arenas mediante MCG, una ecuación por Centro Nodal, porque como ya se ha señalado las perturbaciones en estos casos están incorrelacionadas.

Ahora bien, como se ha señalado, para probar la hipótesis en este caso, se realiza inferencia sobre los parámetros estimados, aplicando contrastes de significación conjunta para aquellos coeficientes obtenidos ya sea por medio de SUR o MCG; concretamente, mediante el test de Wald se evalúa la hipótesis de igualdad de coeficiente para los coeficientes de cada variable, los resultados se presentan en las Tablas 6 y 7.

Como se aprecia en la Tabla 6 el efecto, tanto de la distancia, el costo de transporte como el índice poblacional, para explicar la conmutación a los Centros Nodales de Valdivia, Osorno y Puerto Montt es significativamente diferente; sin embargo, las variables asociadas a características sociodemográficas y mercado laboral tienen impacto similar; ello es relevante, ya que indicaría que si se plantea dinamizar en este territorio el mercado laboral, las comunas debiesen abordar políticas individuales en el primer caso y conjuntas para el segundo.

TABLA 6

PRUEBA DE WALD POR VARIABLE PARA LAS ESTIMACIONES
DE LOS CENTROS NODALES DEL NORTE DE LA PATAGONIA

Variable	Hipótesis nula	χ^2	Pvalor	
lnDistancia	C(2) = C(14) = C (26)	19,25203	0,000066	Rechaza
lnCosto	C(3) = C(15) = C (27)	12,48898	0,001941	Rechaza
Distancia2	C(4) = C(16) = C (28)	15,86451	0,000359	Rechaza
lnPoblación	C(5) = C(17) = C (29)	1,759452	0,414897	No se rechazan
Ipob*dist ¹	C(6) = C(18) = C (30)	6,807586	0,033247	Rechaza
Educa_superior	C(7) = C(19) = C (31)	2,076990	0,353987	No se rechazan
Calidad_ empleo	C(8) = C(20) = C (32)	2,979602	0,225417	No se rechazan
F de trabajo_ mujer	C(9) = C(21) = C (33)	2,174204	0,337192	No se rechazan
Inactividad	C(10) = C(22) = C (34)	0,934894	0,626600	No se rechazan
Edad3 (>=45 años)	C(11) = C(23) = C (35)	3,299495	0,626600	No se rechazan
Ining_monetario	C(12) = C(24) = C (36)	3,707682	0,156634	No se rechazan

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 7

PRUEBA DE WALD POR VARIABLE PARA LAS ESTIMACIONES
DE LOS CENTROS NODALES DEL SUR DE LA PATAGONIA

Variable	Hipótesis nula	χ^2	Pvalor	
lnDistancia	C(38) = C(50)	0,011904	0,913119	No se rechazan
lnCosto	C(39) = C(51)	0,508899	0,475616	No se rechazan
Distancia2	C(40) = C(52)	0,049453	0,824018	No se rechazan
lnPoblación	C(41) = C(53)	0,700309	0,402680	No se rechazan
Ipob*dist ¹	C(42) = C(54)	2,301706	0,129232	No se rechazan
Educa_superior	C(43) = C(55)	4,427239	0,035370	Rechaza
Calidad_ empleo	C(44) = C(56)	2,283519	0,130755	No se rechazan
F de trabajo_ mujer	C(45) = C(57)	4,240294	0,039475	Rechaza
Inactividad	C(46) = C(58)	0,311946	0,576489	No se rechazan
Edad3 (>=45 años)	C(47) = C(59)	0,560081	0,454228	No se rechazan
Ining_monetario	C(48) = C(60)	6,437904	0,011171	Rechaza

Fuente: Elaboración propia.

En cambio en la modelación de la conmutación hacia los Centros Nodales de la zona sur de la Patagonia (Tabla 7) se verifica igualdad de los coeficientes en las variables que se había rechazado en el norte, y no se rechaza la hipótesis nula en la mayoría de los casos. Concretamente, el efecto del costo, la distancia y el indicador de población es el mismo para explicar la conmutación tanto hacia Coyhaique como a Punta Arenas. Ello se puede explicar porque las distancias a los Centros Nodales son grandes, además, hay pocos medios de transporte y son costosos.

Al contrario, se rechaza la hipótesis para las variables educación superior, fuerza de trabajo femenina e ingreso monetario, es decir, entre esos territorios existen diferencias significativas en el efecto que esas variables ejercen sobre la conmutación laboral a Coyhaique o Punta Arenas. Posiblemente, ello permitiría promover acciones de políticas públicas en estas materias de forma coordinada, porque su retorno tendría el mismo impacto.

CONCLUSIONES

En este trabajo hemos estimado el impacto de ciertas variables en las decisiones de movilidad de los trabajadores desde distintos territorios de la Patagonia chilena hacia los Centros Nodales de ella, como la distancia, los costos de transporte y la población. Además se analiza si existen factores comunes que explican la conmutación entre Centros Nodales y se evalúa si hay diferencias significativas en el efecto de las variables que explican la conmutación entre los Centros. Estos propósitos han requerido un despliegue metodológico que ha sido expuesto con detalle. A continuación, a partir de los resultados, se concluye sobre la base de las hipótesis inicialmente formuladas.

H₀₁: La Patagonia tiene un comportamiento moderno en el sentido que el costo de traslado y la distancia entre territorios de origen y destino no impactan significativamente a la conmutación

A partir de las estimaciones de las ecuaciones 1 y 2, se obtiene que una disminución porcentual, tanto del costo de traslado como de la distancia, impactará positivamente en la variación de la proporción de conmutantes a los Centros Nodales de la Patagonia; no obstante, cuando los trabajadores residen en zonas muy distantes el efecto es contrario, probablemente derivado de mayores alternativas de transporte de larga distancia. Por otro lado, la mayor concentración de población en Centros Nodales constituye un efecto de atracción para captar trabajadores que residen en territorios cercanos a ellos.

Con todo, se tienen aún grandes desafíos en esta materia, particularmente por las dificultades espaciales derivadas de la diversidad geográfica del territorio. Así, para residentes con distancias intermedias a los Centros Nodales sería deseable generar

incentivos que permitan reducir los costos de traslado. Es claro que los avances tecnológicos en materia de transporte y accesibilidad aún constituyen una elevada barrera para conmutar en esta parte del país.

H₀₂: Las características laborales de los territorios de residencia no impactan en conmutar hacia los Centros Nodales de la Patagonia chilena

Basados en las características laborales estudiadas en este trabajo, se obtiene que todas las variables son estadísticamente significativas; así, la variación en la proporción de conmutantes para trabajar en los Centros Nodales disminuye; si en territorios de residencia mejoran los niveles educativos y se incrementará si el índice de calidad del empleo y la proporción de fuerza de trabajo femenina aumentan. Por tanto, se aprecia que la conmutación está asociada principalmente a trabajos de menor cualificación, y ayuda a resolver las bajas tasas de participación laboral de muchos territorios que no son Centros Nodales, lo que posiblemente ocurre de forma diferenciada entre el norte y sur de la Patagonia. En el sur los costos de transporte son mayores, en consecuencia, el salario de reserva de la población económicamente activa es mayor, de esta forma, para participar en el mercado laboral exigirá un salario de mercado mucho mayor.

H₀₃: La conmutación con motivos laborales desde distintos territorios de la Patagonia hacia los Centros Nodales está también impactada por factores comunes a la zona

Como se ha señalado, es posible que además de las variables incluidas en las estimaciones existan otras que estén asociadas para explicar la conmutación en el territorio, o en parte de este. Los resultados permiten corroborar ciertos patrones comunes en la zona norte de la Patagonia chilena; lo que posiblemente se relaciona tanto a aspectos geográficos como a menor distancia relativa, a un mayor peso de la población en los Centros Nodales, estructura económica y aspectos culturales, entre otros. En cambio en el sur las estructuras se plantean como independientes, derivado de las grandes distancias entre ellas, de la dispersión geográfica y de diferencias importantes en la aplicación de políticas públicas en cada caso.

H₀₄: Existen diferencias significativas en el efecto de las variables conocidas para explicar la conmutación hacia los distintos Centros Nodales de la Patagonia

Finalmente, se ha probado que en el norte de la Patagonia las variables costo, distancia y población, tienen impacto significativamente distinto para explicar la conmutación a los Centros Nodales. Por el contrario, se ha encontrado que no existen diferencias en el impacto del costo de transporte para conmutar a Coyhaique o Punta

Arenas. En este sentido, en especial en períodos en baja en el ciclo económico regional, una forma de enfrentar estas dificultades de demanda laboral en algunos territorios podría estar vincula a generar incentivos para reducir los costos de transporte; claro está que en el norte de la Patagonia debe ser como una política diferenciada y en el sur como una estrategia zonal.

Por otro lado, las variables educación, fuerza de trabajo de la mujer e ingreso monetario del hogar, tienen efecto idéntico para explicar la conmutación hacia Valdivia, Osorno y Puerto Montt y diferente en explicar la conmutación hacia Punta Arenas y Coyhaique. De esta forma, para incentivar la movilidad se requieren políticas conjuntas con relación a estas variables en el norte y diferenciadas en el sur.

Este trabajo ofrece un conjunto de argumentos que permiten abrir un espacio de discusión para proponer políticas diferenciadas territorialmente, con el objetivo de mejorar oportunidades laborales a los residentes de la Patagonia chilena.

A su vez, indagar en el fortalecimiento de estos territorios mediante enfoques de desarrollo diferenciados, aplicando políticas públicas que permitan, por ejemplo, una oferta competitiva de servicios, esto es, haciendo que los trabajadores conmuten al Centro Nodal (centro productivo) pero demanden servicios en la zona de residencia, y mantengan las relaciones significativas del lugar de residencia. Un aspecto importante aquí es que conmutar, y por lo tanto no migrar, permite sostener otro tipo de relaciones en el territorio. No obstante, estos desafíos requieren de decisiones políticas que además mitiguen los impactos de una mayor oferta en los Centros, y en definitiva que den sostenibilidad al territorio en su conjunto.

Finalmente, el diseño metodológico aquí planteado constituye una contribución, pues no solo ha permitido resolver todos los desafíos inicialmente planteados, sino que puede extrapolarse a otros espacios territoriales.

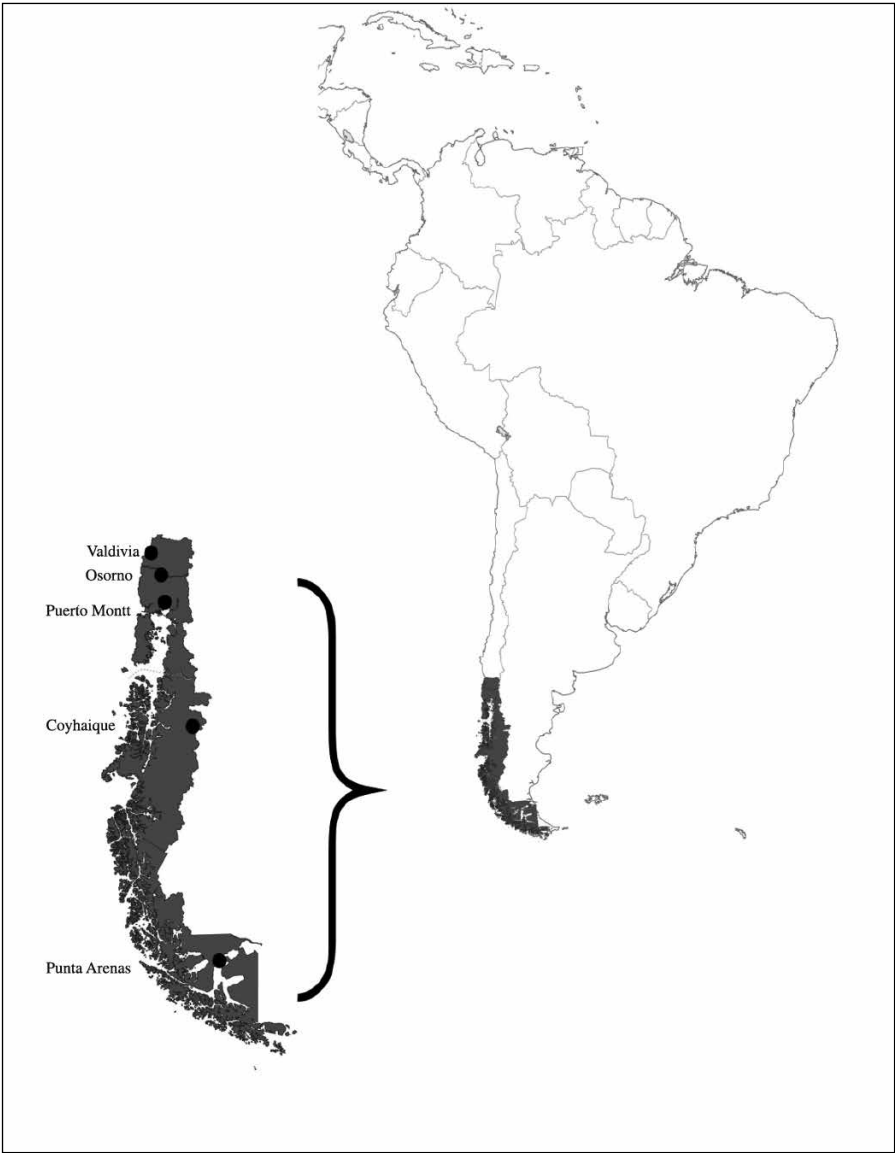
BIBLIOGRAFIA

- ABALOS, M. y D. PAREDES (2016). *Una metodología para delimitar regiones urbanas funcionales (RUF) usando la conmutación a larga distancia: Evidencia empírica para Chile*. Antofagasta, Chile: Universidad Católica del Norte.
- AROCA, P. y M. ATIENZA (2008). “La conmutación regional en Chile y su impacto en la Región de Antofagasta”, *EURE*, 102, pp. 97-120.
- ASCENCIO, M. y O. PINO (2015). “La conmutación laboral femenina en la Región del Biobío: un análisis exploratorio desde la perspectiva de género”, *Horizontes Empresariales*, 14 (1), pp. 20-29.
- FERRADA, L. M. (2008). *Comparaciones regionales en cuanto a participación laboral de la Mujer*. Valladolid, España: Universidad de Valladolid.
- FERRADA, L. M.; SOZA-AMIGO, S. y MANCILLA, C. (2007). “¿Son los Centros Nodales de la Patagonia Chile espacios funcionales al territorio? Un análisis desde la movilidad laboral”. (En revisión).
- FUJITA, M. y P. KRUGMAN (2004). “La nueva geografía económica: pasado, presente y futuro”, *Investigaciones Regionales*, primavera (4), pp. 177-206.
- GREENE, W. (1999). *Análisis Econométrico*. Tercera ed. Madrid, España: Prentice Hall.
- INE (2016). *Presentación Censo 2017*. Recuperado en junio de 2017, de http://www.censo2017.cl/wp-content/uploads/2016/12/pc2016_region-comuna-13122016.pdf

- JAMETT, I. y D. PAREDES (2013). "Conmutación de larga distancia en Chile: Estimando el premio por trabajar muy lejos de casa", *Estudios de Economía*, 40 (2), pp. 179-209.
- MANCILLA, C. y S. SOZA-AMIGO (2016). Conmutación intra e interregional, sectores económicos y niveles. *8vo Encuentro de la Sociedad Chilena de Estudios Regionales*. Santiago: Mimeo (SOCHER, 2016).
- NOVALES, A. (1996). *Econometria*. Segunda ed. Madrid: McGraw-Hill.
- SAID, J. (2012). *Patagonia*. Buenos Aires: Sudamericana.
- SOZA-AMIGO, S. (2016). "Conmutación centrípeta-centrífuga: ¿es la vocación productiva una motivación para conmutar?", *IDESIA*, 34 (1), pp. 55-67.
- SOZA-AMIGO, S.; C. ROSALES y P. AROCA (2016). "Análisis de los centros primados vinculados al turismo en el Parque Nacional Puyehue". *Revista de Geografía Norte Grande*, 65, pp. 179-195.

ANEXO

PATAGONIA CHILENA Y COMUNAS NODALES PRIMADAS



Fuente: Ferrada, Soza-Amigo y Mancilla, 2017.

ESTUDIOS DE ECONOMIA

VOLUMEN 46 • Nº 1 / JUNIO 2019

ARTÍCULOS

The impact of the global financial crisis on the efficiency and performance of Latin American stock markets

**Zhenzhen Zhu, Zhidong Bai, João Paulo Vieito,
Wing-Keung Wong**

Tolerance of noncompliance: Discretion rather than simple rules?

Álvaro Forteza, Cecilia Noboa

On the relationship between labor market policies and outcomes in Bolivia: A search and matching approach

Ricardo Nogales, Pamela Córdova, Manuel Urquidi

Examining spillover effect of US monetary policy to European stock markets: A Markov-Switching approach

Muhammad Zubair Mumtaz, Zachary Alexander Smith

Culture is a luxury in Latin America

Santiago Acerenza, Néstor Gandelman

SUSCRIPCIONES AÑO 2019

Suscripción anual	Subscriptions rates
Chile: Instituciones \$ 22.000 Individuo \$ 17.000 Estudiantes \$ 10.000* Números sueltos \$ 12.000 c/u (Incluido transporte aéreo)	All other countries: Institutions US\$ 42 Individuals US\$ 38 Single copy rate US\$ 22 (Includes postage)
*Se debe presentar certificado de matrícula. Toda correspondencia puede hacerse al Editor; en cuanto a pedido de publicaciones, puede hacerse mediante cheque o solicitarlas mediante factura proforma a: Facultad de Economía y Negocios Universidad de Chile, Campus Andrés Bello, Diagonal Paraguay 257, torre 26, casilla 3861, Santiago, Chile.	Correspondence should be addressed to Editor, Estudios de Economía. Make all remittances payable to: Facultad de Economía y Negocios, U. de Chile. P.O. Box 3861, Santiago, Chile.

**Suscripción y venta: Campus Andrés Bello: Diagonal Paraguay 257, Oficina 1606,
Piso 16 - Torre 26, Santiago, Chile. Teléfonos: 22 978 3411 - 22 978 3410**

**UNIVERSIDAD DE CHILE
FACULTAD DE ECONOMIA Y NEGOCIOS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**



GEORGETOWN UNIVERSITY
The Graduate School



UNIVERSIDAD
ALBERTO HURTADO
FACULTAD DE ECONOMÍA Y NEGOCIOS

MAGÍSTER EN ECONOMÍA

PROGRAMA ACREDITADO POR LA CNA DESDE DICIEMBRE 2015 HASTA DICIEMBRE 2022

- Dirigido a Profesionales o graduados universitarios, principalmente Economistas, Ingenieros Comerciales, Cíviles, Industriales o con formación similar.
- Su objetivo es desarrollar competencias para una sólida formación en economía para un desempeño destacado tanto en el campo académico como en ámbitos empresariales, sector público y organismos internacionales.

CIERRE POSTULACIONES

30 de abril de cada año
(para Becas a la Excelencia Académica)
30 de junio de cada año
(para el resto de las postulaciones)

INICIO DE CLASES

Agosto de cada Año

DURACIÓN DE ESTUDIOS

3 Semestres Académicos. Clases diurnas, dedicación a tiempo completo

INFORMACIONES Y POSTULACIONES

Erasmus Escala 1835, Metro Los Héroes

TELÉFONO

(56-2) 2889 7356

EMAIL

economia@uahurtado.cl



UNIVERSIDAD ACREDITADA / 5 AÑOS
Docencia de pregrado | Vinculación
con el medio | Gestión institucional
Docencia de postgrado | Investigación
Desde diciembre 2014 hasta diciembre 2019



UNIVERSIDAD
ALBERTO HURTADO
FACULTAD DE ECONOMÍA Y NEGOCIOS

FORDHAM
Graduate school of Arts and Sciences

MAGÍSTER EN ECONOMÍA APLICADA A POLÍTICAS PÚBLICAS

M.A. IN INTERNATIONAL POLITICAL ECONOMY AND DEVELOPMENT (IPED)

DOBLE GRADO CON FORDHAM UNIVERSITY

CIERRE DE POSTULACIONES:

Marzo de cada año

INICIO DE CLASES:

Abril de cada año

DURACIÓN Y RÉGIMEN

DE ESTUDIOS:

Cuatro semestres

Formato Ejecutivo, 8 sesiones
de viernes y sábado (de 8:30
a 18:00 hrs.) por semestre

PARA POSTULANTES
CON CONOCIMIENTOS
RELEVANTES PREVIOS:

CIERRE DE POSTULACIONES

Agosto de cada año

INICIO DE CLASES

Septiembre de cada año

DURACIÓN

3 semestres

MÁS INFORMACIÓN

mappe@uahurtado.cl

(56-2) 2889 7356

Erasmó Escala 1835, Santiago (Metro Los Héroes)

WWW.FEN.UAHURTADO.CL

Programa acreditado por Qualitas
desde enero 2016 hasta enero 2019



UNIVERSIDAD ACREDITADA / 6 AÑOS
Decencia de pregrado | Vinculación
con el medio | Gestión institucional
Decencia de postgrado | Investigación
Desde diciembre 2014 hasta diciembre 2019

CONTRIBUCIONES

Los autores que deseen enviar artículos para su publicación deben tener presente que:

- Los trabajos deben ser originales e inéditos.
- Se requiere una versión electrónica del mismo.
- Los trabajos deben ser escritos en castellano o en inglés, y aquellos seleccionados se publicarán en el idioma correspondiente.
- Cada manuscrito debe acompañarse de un resumen o “abstract” de no más de cien palabras en inglés y en español.
- La página de cubierta deberá incluir el nombre del autor, su afiliación institucional, su dirección y el nombre del trabajo.
- Los artículos serán revisados por árbitros externos. Este proceso será anónimo tanto para el autor como para los árbitros.
- Los manuscritos aceptados para su publicación deberán seguir las instrucciones de estilo que aparecen en la página web de la RAE: www.economia.uahurtado.cl/rae

SUBMISSION OF PAPERS

Author submitting articles for possible publication should know:

- *All papers should be original work.*
- *An electronic version of the article is required.*
- *Manuscripts should be written in Spanish or English and those accepted will be published in the corresponding language.*
- *All manuscripts should be accompanied by an abstract of no more than 100 words in English and Spanish.*
- *The cover page should include the author's name, institutional affiliation, and current address, as well as the paper's title.*
- *Articles will be reviewed by external referees. This process will be double-blinded.*
- *Accepted manuscripts must follow our style guidelines at RAE's web page: www.economia.uahurtado.cl/rae*

Los manuscritos, así como cualquier otra correspondencia, deben dirigirse a:
Manuscripts, as well as any other correspondence, should be addressed to:

Editor Revista de Análisis Económico
e-mail: rae@uahurtado.cl
ILADES/Georgetown University
Erasmus Escala 1835
Santiago
Chile

SUSCRIPCIONES

Los valores de suscripción para los dos números de 2018, incluyendo envío aéreo, son los siguientes:

	Chile (pesos chilenos)	Resto del Mundo (dólares)
Individuos	12.000	35.00
Instituciones	16.000	40.00
Números sueltos	6.000	20.00

El pago del resto del mundo debe hacerse en cheque en dólares de Estados Unidos o por medio de una “money order” internacional, pagadero a Universidad Alberto Hurtado.
Envíe toda correspondencia relativa a esta materia a: Editor, Revista de Análisis Económico, ILADES/Georgetown University, Erasmus Escala 1835, Santiago, Chile.

SUBSCRIPTIONS

The subscription rates for 2018 (Vol. 33, two issues) including air mail, are:

<i>Individuals</i>	<i>12.000</i>	<i>35.00</i>
<i>Institutions</i>	<i>16.000</i>	<i>40.00</i>
<i>Single copy rate</i>	<i>6.000</i>	<i>20.00</i>

Make all remittances payable to Universidad Alberto Hurtado, in United States Currency. Correspondence should be addressed to Editor, Revista de Análisis Económico, ILADES/Georgetown University, Erasmus Escala 1835, Santiago, Chile.

Erasmus Escala 1835
Teléfono: (56) 22 8897356
Santiago
Chile

ILADES / GEORGETOWN UNIVERSITY
UNIVERSIDAD ALBERTO HURTADO