R E V I S T A D E

ANALISIS ECONOMICO

VOLUMEN 34 - Nº 2 ISSN 0716-5927 OCTUBRE DE 2019

ARTICULOS / *ARTICLES*

Andrés E. Olivares-Collado, Karla Soria-Barreto
Propuesta de política óptima de compras para medicamentos en droguería del Departamento de Salud de Vicuña
Proposal of an optimal purchase policy for drugstore medication in the Vicuña Health Department

Andrés Luengo
Estimación del poder de mercado en la industria del cobre de Estados Unidos
Measuring market power in the US copper industry

Jorge A. Paz
Envejecimiento doméstico, corresidencia y oferta laboral de hombres y mujeres
Domestic aging, co-residence and labor supply

Joao Ribeiro
Inflación de alimentos en Perú: el rol de la política monetaria
Food inflation in Peru: The role for monetary policy

ECONOMIC ANALYSIS

R E V I E W

REVISTA DE
ANALISIS ECONOMICO
ECONOMIC ANALYSIS REVIEW

EDITOR
James Albrecht
Georgetown University

COEDITORES / CO-EDITORS
Raphael Galvão
Carlos J. Ponce
Universidad Alberto Hurtado

ASISTENTE EDITORIAL / EDITORIAL ASSISTANT
Carolina Bermeo

EDITORES ASOCIADOS / ASSOCIATE EDITORS
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 Ñopo, 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
Andrés Velasco, Independiente, Chile
Susan Vroman, Georgetown University, EE.UU.
Gustavo Yamada, Universidad del Pacífico, Perú

Indexed in: EconLit, RePEc, Latindex, EBSCOhost, SSRN, DOAJ, Scielo, Scopus.

REVISTA DE ANALISIS ECONOMICO es una publicación de carácter internacional y bilingüe del Departamento de Economía 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.

ECONOMIC ANALYSIS REVIEW *is an international bilingual journal edited at the Department of Economics, Universidad Alberto Hurtado. Published twice a year (April and October), the journal aims to disseminate theoretical and empirical research in economics.*

© 2014 Instituto Latinoamericano de Doctrina y Estudios Sociales, ILADES.
Erasmo Escala 1835, Santiago, Chile.
Representante Legal de la Revista: Eduardo Silva Arévalo, S.J.

R E V I S T A D E

ANALISIS ECONOMICO

VOLUMEN 34 - Nº 2 ISSN 0716-5927 OCTUBRE DE 2019

ARTICULOS / ***ARTICLES***

Andrés E. Olivares-Collado, Karla Soria-Barreto
Propuesta de política óptima de compras para medicamentos en droguería del Departamento de Salud de Vicuña
Proposal of an optimal purchase policy for drugstore medication in the Vicuña Health Department 3

Andrés Luengo
Estimación del poder de mercado en la industria del cobre de Estados Unidos
Measuring market power in the US copper industry 23

Jorge A. Paz
Envejecimiento doméstico, corresidencia y oferta laboral de hombres y mujeres
Domestic aging, co-residence and labor supply 53

Joao Ribeiro
Inflación de alimentos en Perú: el rol de la política monetaria
Food inflation in Peru: The role for monetary policy 81

ECONOMIC ANALYSIS

R E V I E W

Revista de Análisis Económico, Vol. 34, Nº 2, pp. 1-21 (Octubre 2019)

PROPUESTA DE POLITICA OPTIMA DE COMPRAS PARA MEDICAMENTOS EN DROGUERIA DEL DEPARTAMENTO DE SALUD DE VICUÑA

PROPOSAL OF AN OPTIMAL PURCHASE POLICY FOR DRUGSTORE MEDICATION IN THE VICUÑA HEALTH DEPARTMENT

ANDRES E. OLIVARES-COLLADO*
Universidad Católica del Norte

KARLA SORIA-BARRETO**
Universidad Católica del Norte

Abstract

This research proposes an optimal medication purchasing policy for the Drugstore of the Department of Health of Vicuña (DESAM) for patients with chronic diseases of higher prevalence. Harris-Wilson's economic order quantity model was used to find the optimal shopping point that minimizes storage and order costs. Of the 54 medications used for the pathologies of chronic patients, seven were analyzed, covering 71% of the demand. The results indicate that the costs of the proposed new policy for DESAM can save a little more than Ch$10 million (US$16.400).

Keywords: *Economic order quantity, primary healthcare, drugs purchase, chronic diseases.*

Jel Classification: *C69.*

* Facultad de Medicina, Universidad Católica del Norte, Larrondo 1281, Coquimbo. E-mail: andres.olivares@ucn.cl

** Escuela de Ciencias Empresariales, Universidad Católica del Norte, Larrondo 1281, Coquimbo. E-mail: ksoria@ucn.cl

Resumen

Esta investigación propone una política óptima de compras de medicamentos para la Droguería del Departamento de Salud de Vicuña (DESAM) para pacientes con enfermedades crónicas de mayor prevalencia. Se utilizó el modelo de lote económico de compras de Harris-Wilson para encontrar el punto óptimo de compras que minimiza los costos de almacenamiento y de pedido. De los 54 medicamentos que se usan para los pacientes crónicos, se analizaron siete que abarcan el 71% de la demanda. Los resultados señalan que los costos de la nueva política propuesta para el DESAM permiten ahorrar cerca de $ 10 millones anuales (US$ 16.400).

Palabras clave: *Lote económico de compra, atención primaria, compras de medicamentos, enfermedad crónica, Chile.*

Clasificación JEL: *C69.*

1. INTRODUCCION

Para Chile, en el año 2014, el gasto en medicamentos alcanzó 2.247.000 millones de pesos, representando un 1,5% del PIB (Minsal y Ministerio de Hacienda, 2017). Por lo tanto, el mercado de los fármacos en un sector relevante a nivel nacional. Dentro de los establecimientos de la red de salud pública están los departamentos de salud municipales que entregan medicamentos a su población. Este estudio analiza la Droguería del Departamento de Salud de Vicuña (DESAM). Este establecimiento entrega medicamentos a pacientes agudos y crónicos de la zona rural de la comuna a través de las Postas de Salud Rural (PSR) y Estaciones Médico Rurales (EMR). Para ello, debe abastecerse de los medicamentos a través de Chilecompra, teniendo como principal proveedor a la Central Nacional de Abastecimiento (CENABAST), con un 58% de total de las compras. El DESAM utiliza, mayoritariamente, dos mecanismos del sistema público para compras de medicamentos: licitaciones públicas y/o convenios marco, alternativas que posee el CENABAST

De acuerdo a Taha (2011), el manejo de inventarios es relevante en la medida que es un problema si los insumos son muy pocos, ya que pueden generar costosas interrupciones; mientras que por otro lado, si son demasiados, equivalen a tener un capital ocioso. Este problema no es ajeno al DESAM. En el caso que no se considere la verdadera demanda de medicamentos, puede ocurrir que los pacientes no reciban su tratamiento a tiempo, o en su defecto, exista un exceso de inventarios. En el primer caso, el departamento de salud no cumpliría su misión de mejorar la calidad de vida de estas personas en pos de administrar los bienes de atención primaria (DESAM, 2011). Y en el segundo caso, genera costos innecesarios por mantener *stock* de medicamentos

que podrían vencerse, perderse o mantener un capital que podría ser utilizado para otros menesteres municipales.

De acuerdo al Ministerio de Salud, las patologías crónicas como hipertensión y diabetes son las más prevalentes en la población chilena. Las enfermedades de condición crónica o patologías de larga duración han tenido una sostenida alza en Chile entre 2011 y 2014. Por citar algunos, los fallecimientos por diabetes tipo 2 subieron un 56%, de 1.490 a 2.322, mientras que por hipertensión el aumento fue de 3.488 a 5.676, es decir, un 63% (INE, 2016). Asimismo, según Fernández *et al.* (2017), los casos de diabetes e hipertensión en Chile, tomando como punto de partida el año 2014, aumentarán 40% para 2030. Es decir, más de un millón de casos nuevos por diabetes y casi tres millones más de personas con hipertensión. En consecuencia, resulta relevante analizar la realidad relacionada con la adquisición y gestión adecuada de los medicamentos para estas enfermedades crónicas.

El proceso de compra de medicamentos en el sector público posee cuatro etapas: origen del requerimiento, compra, gestión de existencias y utilización de los fármacos (Sugg, *et al.*, 2017). Esta investigación se enfoca en las dos etapas intermedias de dicho proceso. Es decir, el estudio busca entregar una propuesta óptima de compra a través del modelo de lote óptimo de compras (LEC), o *economic order quantity* (EOQ), para la droguería de la comuna de Vicuña, Chile. De esta forma se cumpliría con tener los medicamentos de manera oportuno y eficiente para el tratamiento de pacientes con enfermedades crónicas en dicha zona. El aporte de este estudio está en determinar una política de compras de medicamentos de manera de minimizar la suma de los costos por unidad de tiempo para el año 2017, en base a datos del año 2015-2016. En la medida que esta política de compras se aplique de manera planificada se puede lograr el uso eficiente de los recursos, es decir, tener los medicamentos en el momento requerido sin tener que hacer compras apresuradas o asumir costos en exceso por inventario de fármacos que pueden vencer.

Para desarrollar la investigación el estudio está presentado en cuatro acápites, el primero muestra un marco conceptual, el segundo la metodología y obtención de datos, en tercer lugar la entrega de los resultados, para finalizar con las conclusiones de la investigación.

2. MARCO CONCEPTUAL

2.1. Compras en el sector público de salud

La Red Pública de Salud, conformada por los servicios de salud, establecimientos de salud y Ministerio de Salud, debe realizar la contratación de servicios, productos u otros de acuerdo con la normativa vigente. Los procedimientos se encuentran detallados en la Ley Nº 19.866 de 2003. Ley de compras públicas y su normativa relacionada (Sugg *et al.*, 2017). Las formas de contratación son cuatro: Convenio Marco (CM), Licitación pública, Licitación privada y Trato directo.

El convenio marco es la primera modalidad de compra a través de catálogo electrónico, al cual pueden acceder los diferentes organismos demandantes. Los proveedores firman acuerdo con el demandante y se fijan las condiciones de compra, en especial precios. En caso que el producto no se encuentre en el catálogo, la entidad pública solicitante puede utilizar los otros mecanismos de compra. La licitación pública es la segunda alternativa. Tiene la característica que cada establecimiento y organismo comprador puede hacer su solicitud de manera autónoma y se acepta la mejor alternativa de acuerdo con las condiciones indicadas. Luego existen dos alternativas de compra (licitación privada y trato directo) que se usan de manera excepcional y descrita en la normativa antes indicada. La licitación privada requiere algunas condiciones y a lo menos se debe invitar a tres proveedores. La adjudicación también viene definida en las bases. Finalmente, la alternativa de trato directo se puede usar en casos bien concretos de acuerdo con el artículo 10 de la Ley Nº 19.866. Por citar algunos, el trato directo se puede usar cuando no se presentaron proveedores en la licitación pública, en casos de emergencia o imprevistos fundados, existencia de un solo proveedor.

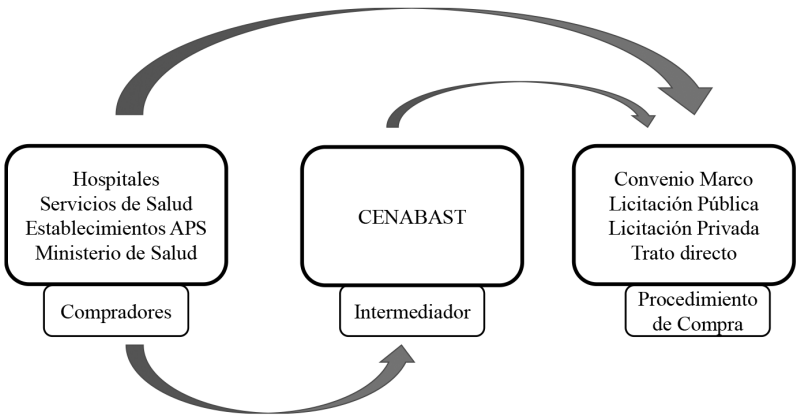
Del total de US$ 662 millones en medicamentos comprados durante el año 2015, un 68,9% correspondió a Licitaciones Públicas, un 28,6% a Trato Directo y el restante 2,5% a compras a través de Convenio Marco (Sugg, *et al.*, 2017).

El sector público posee una entidad intermediadora para ejercer la compra. Este organismo es la Central de Abastecimientos del Sistema Nacional de los Servicios de Salud (CENABAST). Desde 2012, la CENABAST solo se dedica al proceso de intermediación, como lo muestra la figura siguiente. Su labor está centrada en recibir las solicitudes de los diferentes establecimientos de la Red de Salud y buscar a los proveedores. Los vendedores son quienes distribuyen y facturan directamente a sus clientes que programaron sus compras con CENABAST. Por lo tanto, el cobro de CENABAST, actualmente, se restringe al servicio de intermediación, lo cual se traduce en el cobro de una comisión a los establecimientos de salud que usan el servicio de CENABAST para sus compras. Actualmente dicha comisión es del 7% para los establecimientos y entre 3% y 6% para los programas ministeriales (Sugg *et al.*, 2017).

CENABAST anualmente realiza un proceso de consolidación de la demanda de todos los establecimientos de salud; así que tiene una canasta de productos codificados en los cuales funciona como agente intermediador entre los compradores y proveedores. Este modelo de negocio se caracteriza por programas de compra en escala, como mecanismo de gran utilidad para asegurar el acceso de medicamentos esenciales. Los demandantes, establecimientos de la red de salud pública, deben decidir si actúan a través de CENABAST o si lo hacen directamente. Por otro lado, en caso que los productos no estén en dicho catálogo, los establecimientos de salud no tienen la posibilidad de considerar la intermediación por parte de CENABAST, es decir, desaparece del proceso de compra con la modalidad de un intermediador mayoritario. En este caso cada institución de la red de salud utiliza el mecanismo más adecuado para satisfacer sus demandas por medicamentos.

FIGURA 1

ESQUEMA DE COMPRA PARA PRODUCTOS EN EL CATALOGO
DE CENABAST (CON CODIGO)



Fuente: Figura 2, pg. 13, Sugg, *et al.* (2017).

Cabe mencionar que la existencia de un intermediador puede permitir la compra de grandes volúmenes y generar economías de escala con compra a precios bajos. Sin embargo, los establecimientos no tienen la obligación de informar todos los productos que formen parte de su arsenal farmacológico. En este línea, con la finalidad de impulsar la compra centralizada y aprovechar los beneficios, la ley de presupuestos del sector público para el año 2017 estableció que el 60% del gasto en medicamentos e insumos médicos, preferentemente los de alta rotación, deberían ser provistos por CENABAST. Por medio de una política de compras e inventarios debidamente planificada, se puede participar de la intermediación de CENABAST, para aprovechar sus menores precios por las economías de escala que logra al hacer grandes volúmenes de compras.

2.2. Modelo de inventario

El manejo de inventarios ha sido una preocupación permanente en el ámbito de la gestión logística y de producción dentro de las organizaciones. Este hecho no deja de ser cierto en el sector salud. Las primeras aproximaciones a los modelos de gestión de inventarios datan del año 1913, denominado modelo de lote económico, propuesto inicialmente por Ford Whitman Harris. Este modelo fue utilizado por el consultor R.H. Wilson a partir del año 1934. Por esta razón, este también suele ser conocido como el Modelo de Wilson o Harris-Wilson. El modelo de lote económico de compra indica que es posible encontrar un punto óptimo de inventarios producto

de minimizar el costo de ordenar/hacer pedido y el costo de mantener los productos en bodega (Hillier y Lieberman, 2010 y Schroeder, Meyer y Rungtusanatham, 2011).

Dentro de las ventajas del modelo están la simplicidad matemática y la facilidad de cálculo. Estos hechos contribuyeron a su popularidad. Daronco y Zucatto (2011) también aplican el modelo para un Hospital Municipal de Río Grande del Sur, Brasil. El modelo tiene críticas centradas en que sus supuestos no se cumplen: demanda constante, y reabastecimiento constante. Sin embargo el modelo mantiene su vigencia y ha incorporado versiones ampliadas. Por citar algunas, Goyal (1985) fue el primero en investigar el modelo LEC considerando posibles demoras en los pagos. Chang (2004) inicia estudios de LEC incorporando la inflación. Shah y Vaghela (2017) siguen esta línea de cambio de precios y sus efectos en el LEC. De y Goswami (2009) desarrollaron un modelo probabilístico de LEC para productos deteriorados con condiciones crediticias. Asimismo, se ha incorporado los costos de emisión del vehículo (Jabera, Bonney y Jawada, 2017). Se puede apreciar que el modelo LEC sigue vigente y con diversas aplicaciones en diferentes sectores económicos.

Para determinar el costo total por el manejo de los inventarios de medicamentos de acuerdo al modelo utilizado se debe considerar: 1) costos por ordenar o hacer pedido y 2) costo por almacenar. La ecuación que se detalla a continuación describe la forma de calcular el costo total. El modelo LEC se determina a partir de la minimización de esta función, con lo cual se puede calcular la cantidad óptima de inventarios a mantener en bodega.

$$CT = ac + \frac{hQ}{2} + \frac{aK}{Q} \qquad \text{ecuación 1}$$

El componente "ac" de la ecuación guarda relación con el monto que se gastará en adquirir los medicamentos. Los siguientes dos componentes reflejan las curvas de costo de almacenar y costo de ordenar o hacer el pedido de los productos (medicamentos). Cuando se encuentra el punto óptimo de compras (Q*), estos dos últimos componentes tienen el mismo valor, esto se explica porque en ese punto se intersectan ambas curvas. El modelo del lote económico tiene la siguiente forma de determinación que se deriva de la minimización de la función de costos antes descrita

$$Q^* = \sqrt{\frac{2aK}{h}} = \sqrt{\frac{2aK}{ic}} \qquad \text{ecuación 2}$$

Donde:

a: Demanda anual de cada medicamento
K: Costo de emitir una orden de compra
h: Costo de almacenar los medicamentos
i: Tasa social de descuento
c: Costo unitario de cada medicamento

2.3. Contexto institucional: Departamento de Salud Municipal de Vicuña

De acuerdo a la OMS (1978), la atención primaria es el primer nivel de contacto de los individuos, las familias y las comunidades con el sistema nacional de salud. Ella permite acercar la atención sanitaria al máximo posible al lugar donde las personas viven y trabajan. Por lo tanto, los servicios de salud de atención primaria constituyen el primer elemento del proceso de atención sanitaria. Este punto de partida resulta crucial dentro de la cadena de atención de salud de la población en su conjunto.

En la comuna de Vicuña, la atención primaria se divide en zona urbana y rural. Por una parte, la atención primaria urbana queda a cargo del Hospital San Juan de Dios de Vicuña, el que es administrado por la Dirección del Servicio de Salud a cargo de un Director. Mientras que la atención primaria rural está a cargo de la Ilustre Municipalidad a través del Departamento de Salud.

El Departamento de Salud de Vicuña administra 10 Postas de salud Rural (PR), 5 Estaciones Médico Rural y 3 lugares de atención de salud rural. La atención se compone mediante un sistema de rondas y la frecuencia depende de la cantidad de población adosada a cada uno de los establecimientos, que distribuidos en las zonas costa, centro y cordillera constituyen la red de salud del DESAM. De esta forma permite a la Droguería dispensar acorde a las necesidades de los usuarios los fármacos e insumos solicitados por cada posta y estación rural.

Las PR son unidades de atención ambulatoria básicas ubicadas en un área geográfica de 600 a 1.200 habitantes, con un área limitada para su influencia, que no excede los 20.000 habitantes. Estos establecimientos desarrollan fundamentalmente acciones de fomento, protección y atenciones sencillas de recuperación. Las situaciones que no pueden atender con sus medios son derivadas a establecimientos de mayor complejidad (Narbona, 2009). Las EMR son centros para la atención de salud ambulatoria básica, cuyo espacio físico es cedido por la comunidad. Estos no poseen auxiliar permanente, sino que son atendidos por un Equipo de Salud Rural que acude en rondas periódicas (Narbona, 2009). Finalmente, los Lugares de Atención Rural de Salud (LARS) se constituyen por la comunidad residente y son autogestionadas (DESAM Vicuña, 2016).

La entrada de los municipios en el sistema de compras de bienes y servicios se concretó el año 2005. En relación a las alternativas de compra que poseen los establecimientos de salud municipal, es importante destacar que los departamentos de salud municipal no se encuentran obligados por ley a participar de los Convenios Marco que ofrece la CENABAST, aunque pueden utilizarlos si así lo deciden (Ministerio de Hacienda, 2016).

3. DATOS Y METODOLOGIA

El estudio que se realizó es de tipo aplicada y utiliza un modelo clásico de investigación de operaciones para determinar el lote económico de compras de los

medicamentos de pacientes crónicos de la zona rural de la comuna de Vicuña inscritos en las respectivas postas y estaciones médico-rurales. La información necesaria para llevar a cabo esta investigación fue recopilada fundamentalmente desde archivos de control de pedidos y entrevistas con los encargados de la droguería.

3.1. Fuente de datos

Los medicamentos objetos del estudio primeramente fueron los que dispone la droguería para los pacientes con enfermedad crónica no transmisible. El total de medicamentos que cumplen con esta característica fueron 54 medicamentos (ver Tabla 1). Sin embargo se lograron reducir a siete en base al criterio de importancia relativa de Pareto.

Cada posta o estación médico-rural asociada al DESAM una vez al mes emite un documento llamado "Solicitudes mensuales de medicamentos para pacientes crónicos" (DESAM, 2011). Este documento contiene un detalle estándar de todos los medicamentos que históricamente han sido solicitados en las localidades. En este documento se registra la cantidad solicitada y luego en la droguería se indican los productos que han sido enviados. Para dar cumplimiento al propósito de esta investigación se tabuló los pedidos y envíos de cada medicamento por cada posta y estación rural para el periodo que incluye enero de 2015 hasta octubre de 2016. Dicha información histórica permitió realizar una clasificación ABC o Pareto.

El Principio de Pareto también se conoce como la regla del 80-20, dado que se basa en el concepto de: "el 80% de todos los problemas se debe al 20% de las causas" (Webster, 2000). Esta definición se aplica a los inventarios e indica que el 80% del inventario valorizado lo concentra el 20% de los artículos. Evidentemente estos valores forman parte del concepto general de Pareto y en la experiencia los porcentajes varían. Sin embargo se mantiene la premisa principal del principio, en el sentido de identificar aquellos medicamentos que representan una proporción importante de la demanda (mayor a 70%). Los productos categorizados como A fueron los sometidos a todos los análisis para la posterior definición de lote económico y costo total de la política.

3.2. Variables

El modelo del lote económico presentado en la ecuación 2 posee cinco variables que se detallan a continuación:

a: Demanda anual de cada medicamento
K: Costo de emitir una orden de compra
h: Costo de almacenar los medicamentos
i: Tasa social de descuento
c: Costo unitario de cada medicamento

TABLA 1

LISTADO 54 MEDICAMENTOS PACIENTES CRONICOS

	$ por compr./frasco					CLASE
	PEDIDO	ENVIADO	Año 2016	OTRO	PRECIPOND	
METFORMINA CLORHIDRATO 850 MG COMPRIMIDOS	565.331	560.725	10,43		5.896.402	19,4% A
PARACETAMOL 500 MG COMPRIMIDOS	889.219	753.894	5,098		4.533.238	14,9% A
LOSARTAN POTASICO 50 MG COMPRIMIDOS	523.435	516.383		6	3.140.610	10,3% A
GEMFIBROZILO 600 MG COMPRIMIDOS	112.698	100.667		26,2	2.952.688	9,7% A
OMEPRAZOL 20 MG CAPSULAS	167.565	156.651	11,77		1.972.240	6,5% A
NIFEDIPINO 20 MG COMPRIMIDOS	267.460	257.224		6,1	1.631.506	5,4% A
GLIBENCLAMIDA/METFORMINA (5/500) COMPRIMIDOS	56.475	55.215		23,8	1.344.105	4,4% A
LACTULOSA FRASCO 200 ML	494	480	1780		879.320	2,9% B
FAMOTIDINA 40 MG COMPRIMIDOS	69.510	68.305	12		834.120	2,7% B
LEVOTIROXINA 100 MCG COMPRIMIDOS	207.925	200.163		3,9	810.908	2,7% B
SERTRALINA 50 MG COMPRIMIDOS/ COMPRIMIDOS	52.665	49.130	13,23		696.934	2,3% B
RANITIDINA 300 MG COMPRIMIDOS	38.280	28.530	17,25		660.330	2,2% B
GEMFIBROZILO 300 MG COMPRIMIDOS	11.960	8.792	47,7		570.492	1,9% B
LACTULOSA FRASCO 60 ML	213	149	2150		457.950	1,5% B
NITRENDIPINO 20 MG COMPRIMIDOS	113.995	109.815	3,4		387.583	1,3% B
FUROSEMIDA 40 MG COMPRIMIDOS	41.131	41.194	7,9		324.935	1,1% B
RISPERIDONA 1 MG COMPRIMIDOS/ COMPRIMIDOS	5.415	4.555	58		314.070	1,0% B
TRAZODONA 100 MG COMPRIMIDOS	1.905	1.935		152,8	291.084	1,0% B
GLIBENCLAMIDA 5 MG COMPRIMIDOS	60.912	61.399	4,38		266.795	0,9% B
METOCLOPRAMIDA 10 MG COMPRIMIDOS	40.525	32.064	6,5		263.413	0,9% B
SACARINA 20 MG	126.801	3.150		1,75	221.902	0,7% B
FLUOXETINA 20 MG COMPRIMIDOS	19.405	17.235	10		194.050	0,6% B
LORATADINA 10 MG COMPRIMIDOS	18.603	18.152	9,76		181.689	0,6% B
IBUPROFENO 400 MG	15.100	15.050	11,45		172.895	0,6% B
ESPIRONOLACTONA 25 MG COMPRIMIDOS	7.680	7.645	19,9		152.832	0,5% C
PAROXETINA 20 MG COMPRIMIDOS/ COMPRIMIDOS	4.775	4.685		26,2	125.105	0,4% C
LOPERAMIDA 2 MG COMPRIMIDOS	6.879	6.499	14,92		102.650	0,3% C
FLUFENAZINA 250 MG/ 10 ML FRASCO (MODECATE)	10	13		9282	95.141	0,3% C
PREDNISONA 20 MG COMPRIMIDOS	4.070	3.980	23,2		94.424	0,3% C
PREDNISONA 5 MG COMPRIMIDOS	9.843	9.746		8,89	87.504	0,3% C
NITROFURANTOINA 100 MG CAPSULAS	2.670	1.820		31,5	84.105	0,3% C
ISOSORBIDE DINITRATO 10 MG COMPRIMIDOS	15.128	14.881		5,4	81.691	0,3% C
PROPANOLOL 40 MG COMPRIMIDOS	24.490	24.569		3,2	78.368	0,3% C
LORATADINA 5 MG/5 ML FRASCO	160	160	455		72.800	0,2% C
METILDOPA 250 MG COMPRIMIDOS	2.270	2.100	30,9		70.143	0,2% C
FERROSO SULFATO 200 MG COMPRIMIDOS	6.155	5.600		9,4	57.857	0,2% C
HALOPERIDOL 5 MG COMPRIMIDOS	645	645	71,5		46.118	0,2% C
LOVASTATINA 20 MG	7.568	7.620		6	45.408	0,1% C
HALOPERIDOL 1 MG COMPRIMIDOS	2.335	2.345	15		35.025	0,1% C
METAMIZOL 300MG	3.090	2.990	10,5		32.445	0,1% C
IMIPRAMINA 25 MG COMPRIMIDOS/ COMPRIMIDOS	2.036	2.066	14,3		29.115	0,1% C
DOMPERIDONA 10 MG/ML FRASCO 20ML	45	38		392,7	17.672	0,1% C

	$ por compr./frasco					CLASE
	PEDIDO	ENVIADO	Año 2016	OTRO	PRECIPOND	
DOMPERIDONA 10 MG COMPRIMIDOS	1.330	1.295	11,9		15.827	0,1% C
HIDRALAZINA 50 MG	420	420		37,5	15.750	0,1% C
ZOPICLONA 7,5 MG COMPRIMIDOS/ COMPRIMIDOS	900	600	17		15.300	0,1% C
PROPANOLOL 10 MG COMPRIMIDOS	1.844	789		5,07	9.349	0,0% C
LORATADINA 5MG/5ML JARABE	17	17	455		7.735	0,0% C
RISPERIDONA 3 MG COMPRIMIDOS/ COMPRIMIDOS	2.565	2.475	2,4		6.156	0,0% C
VENLAFAXINA CLORHIDRATO 75 MG COMPRIMIDOS	240	180		23,8	5.712	0,0% C
HIDRORONOL T 25/50 MG	300	300			–	0,0% C
NITROGLICERINA 0.6 MG COMPRIMIDOS SUBLINGUAL	1.150	50			–	0,0% C
POLIVITAMINICO COMPRIMIDOS	4.760	3.410			–	0,0% C
SUCRALOSA	12.450	600			–	0,0% C
				Totales	**30.404.710**	

3.2.1. *Demanda anual de cada medicamento*

Para determinar la *demanda anual* (“a” en la ecuación 2) se realizó un análisis de pronóstico de futuras demandas para los últimos 3 meses de 2016 y todo el 2017 a través de la utilización de la función *Previsión* incorporada a Excel que permite pronosticar con información histórica las demandas futuras considerando las estacionalidades y tendencias típicas de series de tiempo.

3.2.2. *Costo de emitir una orden de compra*

Para determinar el *costo de emitir una orden de compra* (“K” en la ecuación 2) se realizó un análisis de los procesos relativos a la adquisición de medicamentos que llevó a estimar el costo de ordenar considerando los sueldos de las personas que forman parte del proceso y el porcentaje de tiempo que dedican a realizar dicha tarea.

3.2.3. *Costo de almacenar los medicamentos*

El *costo de almacenar* los medicamentos (“h” de la ecuación 2) se determinó mediante el costo unitario de los medicamentos multiplicado por la tasa social de descuento (Hillier y Lieberman, 2010 y Schroeder *et al.*, 2011).

3.2.4. *Tasa social de descuento*

Esta variable, *la tasa social de descuento* (“i” en la ecuación 2), que implica el costo alternativo de utilizar los recursos en otras tareas para proyectos de salud, se consideró como *proxy* de la variable costo de oportunidad. En este caso, la tasa de descuento social que se usó es del 6% (Ministerio de Desarrollo Social, 2011 y 2013).

3.2.5. *Costo unitario de cada medicamento*

Por último, el costo de cada medicamento es el precio que se paga por ellos ("c" en la ecuación 2).

Con los valores identificados de todas las variables se reemplazaron en la ecuación 2 y se pudo calcular el lote económico de compras para cada uno de los medicamentos categorizados como "A" de acuerdo al análisis de Pareto. Asimismo, con todas las variables identificadas se procedió a calcular los valores del costo de la política de compras utilizando la ecuación 1.

Se calculó el punto de reposición o reorden a partir del modelo LEC. Para ello se utilizó la siguiente ecuación:

$$R = \bar{d} * L + z * \sigma * \sqrt{L} \qquad \text{ecuación 3}$$

Donde
$\bar{d}$: Demanda promedio diaria
L: Tiempo de entrega por parte del proveedor
σ: Desviación estándar de la demanda diaria
z: Número de desviaciones estándar

Para determinar el pronóstico de la *demanda* se utilizó la *suite* Previsión incorporada en Excel que permite pronosticar con información histórica las demandas futuras considerando las estacionalidades y tendencias típicas de series de tiempo. A partir de la base de datos de la demanda, se obtuvo la *desviación estándar*. Se utilizó un *tiempo de entrega* de L = 7 días. El valor de "*z*", en la industria, normalmente se manejan cifras que van desde 90% a 95% y se puede obtener de cualquier tabla de distribución normal; con lo cual, z (95%) = 1,644.

Finalmente, para verificar si la aplicación del modelo LEC entrega beneficios a la gestión de abastecimiento de los medicamentos del DESAM, se realizó una comparación respecto de los costos de la política de compras utilizada durante el 2016 y su comparación si es que se hubiera utilizado la política óptima de compras del modelo de LEC.

4. RESULTADOS

4.1. Principales medicamentos

Los medicamentos solicitados por las distintas postas y estaciones médico-rurales fueron tabulados. Se contabilizaron 138 medicamentos para las distintas patologías de los pacientes crónicos del sector rural de la comuna de Vicuña. De este listado se eliminaron aquellos medicamentos que forman parte de los programas Fondo de

Farmacia (FOFAR) que cubre las enfermedades Diabetes Tipo 2, Hipertensión y Colesterol Alto y Programas ministeriales que cubren Artrosis, cardiovascular, Epilepsia, IRA, Parkinson, Hipotiroidismo, antialérgicos, de la mujer y climaterio (Minsal, 2016). Ambos programas benefician a las municipalidades con el abastecimiento de medicamentos que no tienen costo alguno para la municipalidad.

Luego de estos filtros, los medicamentos se redujeron a 54, los cuales se presentan en la Tabla 1. Estos medicamentos fueron clasificados en categorías A, B y C según importancia relativa considerando consumo y costo del medicamento.

De los 54 medicamentos estudiados, los productos categorizados como "A" son un total de siete y concentran el mayor porcentaje del inventario valorizado (71% del gasto en inventario). Los productos clasificados como "B" son 17, y concentran solo el 25% del inventario valorizado. Los productos tipo "C" son 30 y representan el 55,5% en consumo, pero solo representan el 5% del inventario valorizado. Los siete medicamentos clasificados como "A" son los que se trabajan en el estudio para poder determinar su LEC y sus valores de reposición.

4.2. Determinación de la demanda (a)

El grupo de medicamentos categorizados como A fueron analizados para generar pronósticos y cantidades óptimas de compra. Las compras anuales de estos medicamentos y su pronóstico para 2017 se indican a continuación en la Tabla 2.

4.3. Determinación costo de ordenar (K)

Para determinar el costo de ordenar o emitir una orden de compra se basó en el cuadro siguiente. Cada uno de los pasos pertinentes a un funcionario de la municipalidad

TABLA 2

DEMANDAS HISTORICAS Y PRONOSTICO PARA 2017

	Históricos		Pronóstico
	2015	2016	2017
PARACETAMOL 500 MG COMPRIMIDOS	471.795	556.612	662.287
LOSARTAN POTASICO 50 MG COMPRIMIDOS	289.615	307.597	325.433
METFORMINA CLORHIDRATO 850 MG COMPRIMIDOS	321.951	318.428	317.026
NIFEDIPINO 20 MG COMPRIMIDOS	136.040	177.869	218.897
OMEPRAZOL 20 MG CAPSULAS	82.605	115.377	150.196
GEMFIBROZILO 600 MG COMPRIMIDOS	67.746	60.970	62.089
GLIBENCLAMIDA/METFORMINA (5/500) COMPRIMIDOS	33.045	29.373	23.984

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 3

TIEMPO INVERTIDO EN PROCESOS DE EMISION DE ORDEN DE COMPRA

	Funcionario Encargado	Remuneación $/min	Tiempo Estimado (min)	Subtotales ($/orden)
Determinar Necesidades de Compra	QF	$ 446,47	15	$ 6.697
Emitir Orden de Compra y envío a aprobación	TENS	$ 170,97	15	$ 2.565
Aprobación de Adquisiciones de Orden de Compra	EA	$ 256,87	20	$ 5.137
Aprobación de Finanzas de Orden de Compra	EF	$ 263,80	20	$ 5.276
Revisa Orden de Compra	AF	$ 256,87	10	$ 2.150
Recibe informes de Recepción de Droguería	EA	$ 256,87	5	$ 1.284
Prepara Remesas	EF	$ 263,80	5	$ 1.319

Costo de Emitir Una Orden de Compra $ 24.428

QF: Químico Farmacéutico; TENS: Técnico de Nivel Superior en Salud; AF: Auxiliar de Farmacia.
EA: Encargado de Adquisiciones, EF: Encargado de Finanzas.

Fuente: Elaboración propia.

de Vicuña para la compra de medicamentos fue analizado respecto al tiempo que se dedica en cada uno de ellos, información que se puede ver en la siguiente Tabla 3.

Finalmente, como se puede apreciar en la tabla anterior, emitir una orden de compra tiene un costo de $ 24.428 (US$ 40), tomando en cuenta todos los pasos realizados tanto por el personal de la droguería como de Finanzas y Adquisiciones.

4.4. Determinación del tamaño del pedido (Q^*)

Con todos los datos necesarios para aplicar en la ecuación 2 del modelo de lote económico se puede determinar la cantidad óptima a pedir para cada uno de los siete medicamentos analizados ($Q^{*)}$, que es una de las principales incógnitas. Con ella, luego, determinar el costo de mantener inventarios en la droguería de Vicuña. En la Tabla 4 se indican para cada uno de los medicamentos objetos del estudio el lote económico de compras Q^* y el punto de Reposición (R).

De la tabla se desprende la política óptima de compra que para los medicamentos del grupo A es la que se detalla a continuación. Se debe destacar que es posible que debido a las características del empaque propio del medicamento se deba redondear el valor a pedir.

TABLA 4

DETERMINACION DE LOTE ECONOMICO DE COMPRAS

	i c	6% h = i*c	a	σ (día)	K	Q=√(2*a*K/h)	R
PARACETAMOL 500 MG COMPRIMIDOS	$ 5,0980	0,3059	662.287	207,07	$ 24.428	325.242	10.648
LOSARTAN POTASICO 50 MG COMPRIMIDOS	$ 6,0000	0,3600	325.433	82,879	$ 24.428	210.154	6.121
METFORMINA CLORHIDRATO 850 MG COMPRIMIDOS	$ 10,4300	0,6258	317.026	137,21	$ 24.428	157.322	6.829
NIFEDIPINO 20 MG COMPRIMIDOS	$ 6,1000	0,3660	218.897	83,747	$ 24.428	170.938	3.318
OMEPRAZOL 20 MG CÁPSULAS	$ 11,7700	0,7062	150.196	60,715	$ 24.428	101.935	2.106
GEMFIBROZILO 600 MG COMPRIMIDOS	$ 26,2000	1,5720	62.089	47,064	$ 24.428	43.928	1.454
GLIBENCLAMIDA/ METFORMINA (5/500) COMPRIMIDOS	$ 23,8000	1,4280	23.984	28	$ 24.428	28.646	739

i: tasa Social de descuento
c: costo unitario de medicamentos
a: Demanda Anual
K: Costo de Comprar
Q: lote económico
σ (dia): Desviación estándar
Z95% = 1,96.
L : Lead Time (7)
R: Punto de Reposición
a*L/365 + s(dia)*1,64*√L

Fuente: Elaboración propia.

1. **Paracetamol 500 mg (comprimidos)**: Pedir 325.242 comprimidos, cada vez que el inventario llegue al punto de reposición de 10.648 comprimidos.
2. **Losartán potásico 50 mg (comprimidos)**: Pedir 210.154 comprimidos, cada vez que el inventario llegue al punto de reposición de 6.121 comprimidos.
3. **Metformina clorhidrato 850 mg (comprimidos)**: Pedir 157.322 comprimidos, cada vez que el inventario llegue al punto de reposición de 6.829 comprimidos.
4. **Nifedipino 20 mg (comprimidos)**: Pedir 170.938 comprimidos, cada vez que el inventario llegue al punto de reposición de 3.318 comprimidos.
5. **Omeprazol 20 mg (cápsulas)**: Pedir 101.935 comprimidos, cada vez que el inventario llegue al punto de reposición de 2.106 comprimidos.

6. **Gemfibrozilo 600 mg (comprimidos)**: Pedir 43.928 comprimidos, cada vez que el inventario llegue al punto de reposición de 1.454 comprimidos.
7. **Glibenclamida/metformina (5/500) (comprimidos)**: Pedir 28.646 comprimidos, cada vez que el inventario llegue al punto de reposición de 739 comprimidos.

4.5. Cálculo de los costos (almacenar y hacer el pedido)

Anteriormente fueron calculadas las variables, a, K y h. Estas variables dieron origen al lote económico de compra utilizando la ecuación 2. El valor de Q, junto a los anteriores, da origen a la ecuación de costo total (ecuación 1). Como ya se mencionó con anterioridad, en el punto óptimo (Q^*) los costos de almacenar y hacer el pedido son idénticos. El costo de aplicar la política óptima de compras se detalla en la Tabla 5. Para el grupo de medicamentos de estudio (los categorizados como A según Pareto) el costo total al año asciende a $ 14.454.257 (US$ 23.845). Cada medicamento tiene asociado un costo específico de seguir la política. Se puede apreciar que el paracetamol junto a la metmorfina representan cerca del 50% del gasto total por concepto de mantenimiento de inventarios en la Droguería del DESAM de la comuna de Vicuña.

De manera de verificar si la política óptima recién descrita realmente permite mejorar la eficiencia económica de la entrega de medicamentos, se realizó una

TABLA 5

COSTOS DE LA POLITICA DE COMPRAS

Medicamentos	Costos			Costo Total
	de factura	de Ordenar	de Almacenar	
	ac	aK/Q	hQ/2	
PARACETAMOL 500 MG COMPRIMIDOS	$ 3.376.338	$ 49.742	$ 49.742	$ 3.475.823
LOSARTAN POTASICO 50 MG COMPRIMIDOS	$ 1.952.598	$ 37.828	$ 37.828	$ 2.028.254
METFORMINA CLORHIDRATO 850 MG COMPRIMIDOS	$ 3.306.584	$ 49.226	$ 49.226	$ 3.405.036
NIFEDIPINO 20 MG COMPRIMIDOS	$ 1.335.275	$ 31.282	$ 31.282	$ 1.397.838
OMEPRAZOL 20 MG CAPSULAS	$ 1.767.811	$ 35.993	$ 35.993	$ 1.839.798
GEMFIBROZILO 600 MG COMPRIMIDOS	$ 1.626.724	$ 34.527	$ 34.527	$ 1.695.779
GLIBENCLAMIDA/METFORMINA (5/500) COMPRIMIDOS	$ 570.823	$ 20.453	$ 20.453	$ 611.729
			Costo Total	**$ 14.454.257**

Fuente: Elaboración propia.

comparación entre la gestión de compra de medicamentos realizada en 2016 versus el costo asociado a una política óptima de compras determinada en esta investigación.

En la Tabla 6 se observa el proceso de compras de la gestión 2016 versus haber implementado el modelo de LEC durante el año 2016. Los resultados muestran que seguir una política óptima tiene un diferencial de más de 10 millones de pesos (US$ 16.400). Queda entonces demostrado la importancia que tiene el manejo eficiente de los recursos para el manejo de inventarios. Si es que se agrega incluso el programa de compras para controlar los artículos categorizados como B en el diagrama de Pareto, esta cifra aumenta. El exceso de gastos por concepto de inventarios se deriva de la compra de medicamentos por sobre lo requerido por las Postas Rurales y Estaciones Médico-Rurales de la comuna. Es decir, la cantidad de fármacos adquiridos (Q) es mayor a la demanda (a). Este sobrestock, se puede apreciar, para el caso de gemfibrozilo, glibenclamida y metmorfina, las compras realizadas por la Droguería de DESAM de Vicuña, más que duplicaron la cantidad requerida o demandada por parte de la PR y EMR. Por ello, se aprecia que el exceso de dinero gastado se explica por el desembolso en las compras, es decir, la compra de medicamentos por sobre lo realmente solicitado por la población. El recurso ahorrado se puede utilizar en otras políticas de salud, las aplicaciones de las ciencias de la ingeniería tienen mucho que decir de la gestión en salud.

TABLA 6

COMPARACION DE COSTOS DE POLITICAS DE COMPRAS PARA EL AÑO 2016

	Q	c	h = i*c	a	K	CT 2016	CT óptimo
PARACETAMOL 500 MG COMPRIMIDOS	678.407	$ 5,10	0,3059	556.612	$ 24.428	$ 3.586.701	$ 2.929.154
LOSARTAN POTASICO 50 MG COMPRIMIDOS	597.212	$ 6,00	0,3600	307.597	$ 24.428	$ 3.715.200	$ 1.919.166
METFORMINA CLORHIDRATO 850 MG COMPRIMIDOS	635.379	$ 10,43	0,6258	318.428	$ 24.428	$ 6.850.237	$ 3.419.870
NIFEDIPINO 20 MG COMPRIMIDOS	313.909	$ 6,10	0,3660	177.869	$ 24.428	$ 1.996.716	$ 1.141.699
OMEPRAZOL 20 MG CAPSULAS	177.982	$ 11,77	0,7062	115.377	$ 24.428	$ 2.182.119	$ 1.421.627
GEMFIBROZILO 600 MG COMPRIMIDOS	128.716	$ 26,20	1,5720	60.970	$ 24.428	$ 3.497.963	$ 1.665.852
GLIBENCLAMIDA/ METFORMINA (5/500) COMPRIMIDOS	62.418	$ 23,80	1,4280	29.373	$ 24.428	$ 1.554.533	$ 744.569
					Costo Total	**$ 23.383.469**	**$ 13.241.937**

Fuente: Elaboración propia.

5. DISCUSION - CONCLUSIONES

Una política óptima de inventarios está directamente relacionada con una gestión eficiente de los recursos, una mejor asignación permitirá mejorar la salud de la población al asegurar atención y ahorrar para otras actividades.

El 10% de las postas rurales de la Región de Coquimbo se encuentran en la comuna de Vicuña (año 2015). Según datos del año 2012, la población inscrita en servicio de salud municipal de Vicuña era de 16.306 personas; lo cual representa el 3% de la población inscrita en la región de Coquimbo. En base a estos indicadores, se desprende que se trata de una comuna relativamente pequeña con una población objetivo que no pasa las 20 mil personas. Por lo tanto, los beneficios a nivel de compras con economías de escala pueden ser bajos, pero de acuerdo a su presupuesto, sí pueden ser relevantes de optimizar. Sin embargo, sí es relevante poder organizar y planificar bien los requerimientos de medicamentos, de manera de poder hacer las compras de acuerdo a la demanda y en los tiempos adecuados sin caer en problemas de desabastecimiento u obsolescencia de los mismos. Los resultados muestran que se logra un ahorro de diez millones de pesos por año. Ideal sería que, el DESAM, en la medida de lo posible, pudiera participar del mecanismo de Convenio Marco, siempre que hayan solicitado a la CENABAST que incluya sus medicamentos dentro de la canasta que la central ofrece y puede centralizar la compra con mejores condiciones de precio y ahorro. Vasallo (2010) indica que las compras centralizadas logran un ahorro del 26-28% en los precios finales de los medicamentos.

La gestión de inventarios 2016 para la DESAM de Vicuña por los medicamentos que influyen con mayor importancia en el gasto en drogas debido a precio y demanda se estima en $ 23.383.468. Esta cifra por sí sola no indica mucho, pero si se compara con la política de compras más eficiente, es posible ahorrar más de 10 millones de pesos. Es decir, la presente investigación determinó el lote económico de compras para siete medicamentos que representan el 71% de la demanda del DESAM de Vicuña. El costo de inventarios de dicha política es de $ 13.241.936 (ver Tabla 5). Esto significa reducir el presupuesto de compras de medicamentos para enfermedades crónicas del departamento de salud pública de la comuna de Vicuña en un 43% (más de $ 10 millones, equivalente a US$ 16.400). La razón principal de esta diferencia es que la compra no se está realizando en base al verdadero consumo o requerimiento de medicamentos. De acuerdo a los resultados obtenidos, para 2017 el gasto estimado por esta metodología es de $ 14.454.257.

Como ya se ha mencionado, la política de manejo de inventarios para el DESAM de Vicuña es considerando solo los medicamentos categorizados como A según la clasificación ABC de Pareto. Por otra parte, la droguería no mantiene un control estricto de sus inventarios debido a que no disponía de un *software* que permitiera despachar los productos considerando las fechas de vencimiento, ni el inventario actual. Por este motivo, producto del acompañamiento, se construyó un *software* que permite agregar partidas y fechas de vencimiento que conllevará a mantener un control estricto de las

existencias, además de obtener información respecto a pedidos, llegadas y salidas, mucho más rápido de lo que se puede con el actual modo operatorio.

Es importante destacar que la descentralización en los consultorios y hospitales hacia los municipios han permitido que negocien la compra de medicamentos de manera independiente, y de acuerdo a sus condiciones. Este hecho reduce el poder que generaría una compra consolidada a través de CENABAST.

Adicionalmente, otro aspecto a tener en cuenta está dado por el hecho de que los municipios tienen una deuda con la CENABAST. Como se mencionó anteriormente, la central intermediadora no tiene presupuesto propio para comprar sino que lo hace por cuenta y orden de los organismos que requieren los medicamentos. Por lo tanto, un atraso en el pago de los mismos repercute en forma directa sobre los proveedores y le quitan credibilidad al organismo. Y como consecuencia de ello los proveedores elevan los precios de los medicamentos y disminuye el poder de negociación de la CENABAST (Vasallo, 2010).

Finalmente, otro aspecto importante de destacar dentro del DESAM de Vicuña guarda relación con el uso de las tecnologías, no existía un sistema de control de los inventarios adecuado al manejo de medicamentos en una droguería. Por lo tanto resulta relevante proveer a los establecimientos de salud pública herramientas necesarias para poder hacer uso de *softwares* que optimicen su gestión y que los sistemas de información sean similares a lo largo de todo Chile. Se requiere reforzar estos aspectos en las comunas pequeñas y mayoritariamente rurales como es el caso de la Droguería de la Comuna de Vicuña.

6. REFERENCIAS

DARONCO, V y LC. ZUCATO (2011). "Proposição de Lote Econômico como Estratégia de Compra de Compra para Farmácia Hospitalar Municipal". Universidade Federal De Santa Maria; *Contexto*, 11(20), pp. 73-84.

De, L.N., y A. GOSWAMI (2009). "Probabilistic EOQ Model for Deteriorating Items Under Trade Credit Financing", *International Journal of Systems Science*, 40, pp. 335-346.

BOUCHERYA, Y.; G. GHAFFARI; Z. JEMAI y T. TAND (2017). "Impact of coordination on costs and carbon emissions for atwo-echelon serial economic order quantity",*European Journal of Operational Research*, 260(2), pp. 520-533.

CHANG, C.T. (2004). "An EOQ Model with Deteriorating Items Under Inflation when Supplier Credits Linked to Order", *Quantity, International Journal of Production Economics*, 88, pp. 307-316.

DEPARTAMENTO DE SALUD DE VICUÑA (2016). *Plan de Salud Rural Comuna de Vicuña*. Vicuña, Chile.

DEPARTAMENTO DE SALUD DE VICUÑA (2011). *Manual de Procedimientos Droguería Vicuña*. Vicuña, Chile.

FERNANDEZ, A.; R. MARTINEZ; R. CARRASCO y A. PALMA (2017). *El costo de la doble carga de la malnutrición: Impacto social y económico en Chile, Ecuador y México*, CEPAL, Santiago,Chile.

GOYAL, S.K. (1985). "Economic Order Quantity Under Conditions of Permissible Delay in Payments", *Journal of Operational research Society*, 36, pp. 35-38.

HILLIER F.S. y G.J. LIEBERMAN (2010). *Introduction to Operations Research*. 9th edition. McGraw-Hill. EEUU.

JABERA, M.; M. BONNEY y H. JAWADA (2017). "Comparison between economic order/manufacture quantity and just-in-time models from a thermodynamics point of view", *Computers & Industrial Engineering,* 112, pp. 503-510.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICAS (2016). *Anuario de Estadística Vitales*, Santiago, Chile.

MINISTERIO DE DESARROLLO SOCIAL (2015). *Precios sociales vigentes*. Santiago, Chile.

MINISTERIO DE DESARROLLO SOCIAL (2013). *Metodología de Preparación, evaluación y priorización de proyectos de atención primaria del sector salud*. Santiago, Chile.

MINISTERIO DE SALUD (2016). *Fondo de Farmacias*. Santiago, Chile. Disponible en: http://ssms.cl/?page_id=5050

MINISTERIO DE HACIENDA (2016). *Chile Evaluación del Sistema de Compras Públicas Metodología Maps 2016,* Informe Final, Santiago,Chile.

MINISTERIO DE SALUD Y MINISTERIO DE HACIENDA (2017). *Diagnóstico del Mercado de Medicamentos en Chile* - AÑO 2015, Santiago, Chile.

MINISTERIO DE SALUD (2014). *Indicadores Básicos de Salud*, DEIS, Santiago,Chile.

NARBONA K. y G. DURAN (2009). "Caracterización del Sistema de Salud Chileno: Enfoque Laboral, sindical e institucional. Fundación Sol", *Cuadernos de Investigación*, 11. Disponible en: file:///C:/Users/Karla%20Soria/Downloads/Cuaderno-11-Salud-y-enfoque-laboral.pdf

ORGANIZACION MUNDIAL DE LA SALUD (2014). *Estadísticas Sanitarias Mundiales*, Ediciones OMS, Ginebra,Suiza.

ORGANIZACION MUNDIAL DE LA SALUD (1978). *Conferencia Internacional de Atención Primaria de Salud* ALMA-ATA, URSS.

SCHROEDER R.; S. MEYER GOLDSTEIN S. y MJ. RUNGTUSANATHAM (2011). *Administración de operaciones: Conceptos y casos contemporáneos*. McGraw-Hill. EEUU.

SHAN, N.H. y C. VAGHELA (2017). "Economic order quantity for deteriorating items under inflation with time and advertisement dependent demand",*C.R. OPSEARCH*, 54(1), pp. 168-180. https://doi.org/10.1007/s12597-016-0274-5.

SOTO GONZALEZ, NI. (2009). *Lineamiento base para la Gestión de Inventarios de Medicamentos e Insumos a partir de la Evaluación Comparativa de Sistemas de Salud Público y Privado en Puerto Montt*. Universidad Austral de Chile, Puerto Montt, Chile.

SUGG, D.; C. CASTILLO; B. AHUMADA y M. LAGOS (2017). *Diagnóstico del mercado de medicamentos en Chile, año 2015,* Ministerio de Hacienda ISBN: 978-956-9931-13-0 Santiago, Chile.

TAHA, HA. (2011). *Operation Research an Introduction*. Eigth Edit. Pearson Prentice Hall, New Jersey, EEUU.

VASALLO, C. (2010). El mercado de medicamentos en Chile: caracterización y recomendaciones para la regulación económica. Informe Final.

VIELMA GAZZANA, IA. (2013). *Mejoramiento de la Gestión de Insumos del Pabellón del Hospital Exequiel González Cortés*. Universidad de Chile. Santiago, Chile.

WEBSTER, A. (2000). *Estadística aplicada a los negocios y a la economía*. Tercera Ed. McGraw-Hill, EEUU.

Revista de Análisis Económico, Vol. 34, Nº 2, pp. 23-52 (Octubre 2019)

ESTIMACION DEL PODER DE MERCADO EN LA INDUSTRIA DEL COBRE DE ESTADOS UNIDOS

MEASURING MARKET POWER IN THE US COPPER INDUSTRY

ANDRES LUENGO*
Departamento de Administración
Pontificia Universidad Javeriana

Abstract

The study of the relationship between the structure of the industry and market power has been one of the most discussed topics in microeconomic literature. In this research, we focus on the "New Empirical Industrial Organization" (NEIO) approach and particularly on the models developed by Bresnahan (1982) and Lau (1982), and Porter (1983) to analyse the effect of several mergers and acquisitions that took place in the US copper Industry during the period 1994-2009 on market power. We found that although the industry was highly concentrated, the results suggest that mergers and acquisitions had no effect on market power and the industry remained competitive during this period.

Keywords: *Market power, new empirical industrial organization, copper industry.*

JEL Classification: *D40, D43, L13, L61, L72.*

Resumen

El estudio de la relación entre la estructura de la industria y el poder de mercado ha sido uno de los temas más discutidos en la literatura microeconómica. En esta investigación se adopta el enfoque de la "Nueva Organización

* Departamento de Administración de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Pontificia Universidad Javeriana. Cra.7 No. 40B-36, Piso 4, Edificio No. 20 Jorge Hoyos Vásquez, S.J. Bogotá, Colombia. E-mail: andres.luengo@javeriana.edu.co

Industrial Empírica" (NOIE) y se siguen los modelos desarrollados por Bresnahan (1982) y Lau (1982), y Porter (1983) para analizar el efecto de varias fusiones y adquisiciones sobre el poder de mercado de la industria del cobre en Estados Unidos durante el período 1994-2009. Se destaca que, aunque el análisis de la industria muestra una mayor concentración, los resultados sugieren que las fusiones y adquisiciones no tuvieron efecto sobre el poder de mercado y que la industria mantuvo una conducta competitiva durante el período analizado.

Palabras clave: *Poder de mercado, nueva organización industrial empírica, industria del cobre.*

Clasificación JEL: *D40, D43, L13, L61, L72.*

1. INTRODUCCION

La estimación empírica de la conducta de las industrias ha sido ampliamente debatida en la literatura de la organización industrial. La principal discusión se ha centrado en la observabilidad de los costos marginales, lo que ha derivado en dos grandes enfoques de investigación: primero, el tradicional enfoque "Estructura-Conducta-Resultado" (ECR), que se ha caracterizado por el análisis del poder de mercado a partir de la relación entre las medidas de beneficio e indicadores de concentración de la industria. En segundo lugar, debido a la dificultad de observar directamente las medidas de beneficio o los costos marginales surge la Nueva Organización Industrial Empírica (NOIE), que se caracteriza por inferir la conducta de mercado a través de la respuesta de los precios a cambios en las elasticidades de la demanda y a variaciones en los componentes de los costos.

La estimación de la conducta competitiva en la industria de *commodities* ha sido ampliamente debatida en la literatura, por ejemplo, Suslow (1986) estimó un modelo estructural para medir el poder de mercado en la industria del aluminio en el período entre las dos guerras mundiales. Graddy (1995) estimó el poder de mercado y diferencias de precios pagadas por diferentes tipos de consumidores en el mercado de pescados al por mayor de Fulton. Por otra parte, Igami (2015) utiliza un modelo de oligopolio para evaluar el impacto del cartel internacional del café sobre los precios y el bienestar global.

Sin embargo, como la mayoría de los modelos empíricos, este enfoque no ha estado exento de críticas. En primer lugar, Corts (1999) muestra que niveles intermedios de conducta anticompetitiva medidos por el parámetro de conducta pueden subestimar el verdadero poder de mercado si este resultado no es un equilibrio de una variación conjetural. Como consecuencia, el método del parámetro de conducta solo podría ser utilizado para identificar si la industria presenta una conducta competitiva, monopolística o a la Cournot (Zeidan y Rosende, 2009). Algunos estudios empíricos

que han validado la metodología del parámetro de conducta son, Genesove y Mullin (1998) y Wolfram (1999) para la industria del azúcar en Estados Unidos y el mercado *spot* de la electricidad en el Reino Unido, respectivamente.

Aunque reconocemos la importancia de estas críticas, en este artículo seguimos a Igami (2015) e interpretamos el parámetro de conducta como el grado promedio de colusión en la industria, lo que puede ser interpretado como un análisis de forma reducida de todas las posibles interacciones estratégicas de la industria, lo que nos permite distinguir entre los distintos equilibrios de precios observados en los datos. De acuerdo a esto, en esta investigación se considerará la propuesta teórica de la NOIE, y específicamente las contribuciones seminales de los modelos de oligopolio desarrollados por Bresnahan (1982) y Lau (1982) y Porter (1983), para estimar el poder de mercado en la industria del cobre en Estados Unidos y analizar si la ola de fusiones y adquisiciones que ha experimentado esta industria durante los últimos años ha dado lugar a algún efecto sobre la estructura competitiva del mercado en un contexto en el cual los costos marginales de la industria no están disponibles.

En particular, se considera la industria del cobre de Estados Unidos debido a que esta industria aparentemente presenta una alta concentración y se caracteriza por la presencia de grandes empresas especializadas en la extracción de recursos naturales. Guzmán (2007) plantea que la acción de las grandes empresas debería estar asociada a un comportamiento no competitivo y que la competencia perfecta no es una teoría realista para explicar la estructura competitiva de la industria global del cobre. Por su parte, Tilton *et al.* (1997) y Agostini (2006) señalan que la industria del cobre en Estados Unidos ha sido competitiva al menos desde 1980. Con todo esto, y dada la ola de fusiones y adquisiciones en esta industria, desde finales de los años noventa, y el *boom* del cobre a partir de la primera mitad del 2000, la industria del cobre de Estados Unidos se convierte en un atractivo objeto de estudio para la teoría de la organización industrial.

Metodológicamente, la propuesta de esta investigación plantea un modelo econométrico estructural biecuacional, demanda y relación de oferta, estimado por mínimos cuadrados en dos y tres etapas. Se utilizan datos mensuales para el período comprendido entre 1994 y 2009; los datos incluyen el consumo de cobre, precios del cobre y de sus substitutos, y medidas de ingreso por la parte de la demanda. Los datos que se consideran en la relación de oferta incluyen principalmente precios de los *inputs* y subproductos del cobre. En general, la información para esta industria es de difícil obtención dado que suele estar disponible solo para las empresas que componen la industria así como para algunas agencias internacionales que la compilan para investigación privada y confidencial. No obstante, la información sobre los precios de los minerales y del consumo del cobre fue obtenida gracias a la colaboración del International Copper Study Group (ICSG) y del U.S. Geological Survey (USGS)[1].

[1] El autor agradece a Daniel Elstein (especialista del cobre) del U.S. Geological Survey (USGS) y a Joseph C. Pickard (economista) del International Copper Study Group (ICSG) por facilitar la información estadística necesaria para la realización de esta investigación.

El resto de las estadísticas fueron obtenidas por medio de varias fuentes y agencias gubernamentales de Estados Unidos, como el Bureau of Labor Statistics (BLS), el U.S. Energy Information Administration (EIA), el U.S Securities and Exchange Commission (SEC) y la Reserva Federal de Estados Unidos.

Los resultados de esta investigación sugieren que a pesar de la alta concentración de la industria, los precios han sido muy cercanos a los precios bajo competencia perfecta. Esto puede ser interpretado como que las empresas no han ejercido poder de mercado en el período analizado, por lo que la ola de fusiones podría no haber alterado la conducta competitiva de la industria.

Esta investigación se compone de cinco secciones incluyendo esta introducción. La sección dos presenta una caracterización de la industria del cobre, en la cual se describe su proceso productivo, así como la tendencia de los últimos años en la estructura de la industria. En la sección tres se presenta el planteamiento metodológico. En esta sección se definen las relaciones y ecuaciones que serán estimadas e interpretadas más adelante. La sección cuatro presenta los resultados empíricos de la estimación de los modelos estructurales y finalmente en la sección cinco se detallan las principales conclusiones.

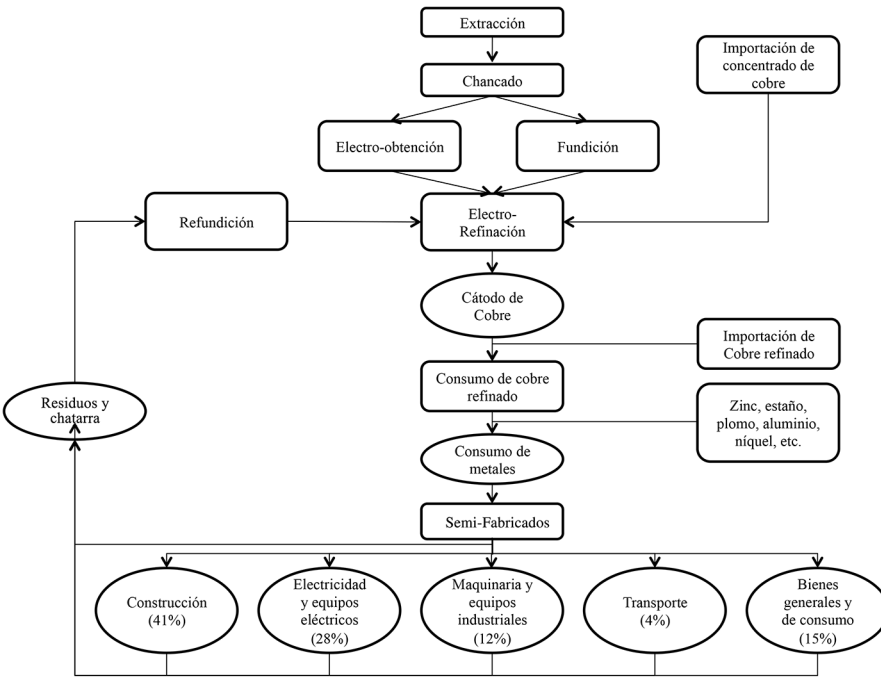
2. LA INDUSTRIA DEL COBRE

El cobre refinado para uso industrial puede ser obtenido a través de dos procesos de acuerdo a las características propias de cada yacimiento: electroobtención (SX-EW) o flotación, representados en la Figura 1. Como se describe en Agostini (2006), estos procesos se pueden explicar en cuatro pasos: producción de mina, concentración, fundición y refinado. En el proceso de producción de mina se extrae la parte mineralizada y otros elementos del macizo rocoso de la mina por medio de los subprocesos de perforación y tronadura, carguío y transporte y el posterior chancado (trituración). El tratamiento del material chancado depende de si se trata de mineral oxidado (electroobtención) o mineral sulfurado (flotación), para el primero el material chancado es almacenado en una planta de lixiviación que separa los residuos y otros minerales del cobre para obtener un ánodo de cobre concentrado y purificado, mientras que para el segundo el material chancado es nuevamente molido y el cobre es separado de otros minerales e impurezas por medio de un proceso de flotación para obtener concentrado de cobre. Este último es posteriormente fundido para remover otros minerales como fierro o azufre, de lo cual se obtiene un ánodo de cobre 99,5% puro. Finalmente, en la etapa de refinación los ánodos de cobre en forma de láminas son sumergidos en piscinas con una solución de agua y ácido sulfúrico y por medio de electrolisis se obtiene un cátodo de cobre con una pureza del 99,9%, el cual es el producto final para el consumo industrial.

Hasta finales de los años setenta las empresas productoras de cobre primario se extendían hasta la industria de productos semifabricados. Sin embargo, la reestructuración

FIGURA 1

EL PROCESO DE PRODUCCION DEL COBRE



Fuente: Elaboración propia con base en CDA, Codelco.

de la industria de los años posteriores llevó a las empresas a especializarse en la producción. En cuanto al proceso productivo se destaca que este ha estado siempre verticalmente integrado debido principalmente a los altos costos de transporte del material rocoso que contiene aproximadamente solo un 1% en promedio de cobre, mientras el 99% restante son residuos y otros minerales (Agostini, 2006). Las fases de electroobtención y electrorrefinación requieren grandes cantidades de electricidad, que equivalen a alrededor del 12% del costo de producción de una libra de cobre refinado. Otros costos variables importantes en el proceso de producción son los costos laborales, 15%; el petróleo, 7%; el acero, 4%; y otros insumos, 28% (Cochilco, 2008). Los costos unitarios totales incluyen costos fijos tales como impuestos y seguros, los cuales se aplican ya sea que la empresa opere o no.

La producción de cobre de mina de Estados Unidos durante el período de estudio (1994-2009) presenta una tendencia a la baja, pasando de 1,81 millones de toneladas en 1994 a 1,31 millones de toneladas en 2008. Sin embargo, durante ese período

Estados Unidos se mantuvo como segundo productor mundial con un 8,5% de la producción en 2008[2], solo superado por Chile que concentra el 35% de la producción en el mismo año (USGS, 2008).

A pesar de mantener una posición estable a nivel internacional, la industria de cobre en Estados Unidos ha sufrido grandes transformaciones a nivel doméstico siguiendo la tendencia de reestructuración internacional de la industria, denominada la era de la súper consolidación (PricewaterhouseCoopers, 2007). En la primera columna del Cuadro 1 se puede observar el cambio de propiedad de las mayores minas productoras de cobre y de las cinco mayores empresas operadoras desde 1994 hasta el año 2008, año en el que las grandes empresas productoras mundiales han tomado el control de la producción doméstica en Estados Unidos. Una de las mayores y más citadas megacompras en la industria del cobre americano fue la de Phelps Dodge Corp. por parte de Freeport-McMoRan Copper & Gold Inc. (FCX), por la suma de 26 billones de dólares (USGS, 2006), transformándose así en el principal productor de cobre en Estados Unidos y segundo a nivel mundial. Previo a esta adquisición, durante junio de 1999, Cyprus Amax y ASARCO Inc. anunciaron la fusión de ambas empresas, lo que las transformaría en el segundo productor mundial. Sin embargo, en agosto del mismo año ambas empresas anunciaron el rechazo al intento de compra hostil por parte de Phelps Dodge Corp. apelando a las leyes antimonopólicas del gobierno norteamericano. En septiembre de 1999 el Grupo México (GM) entra en una disputa con Sterlite Industries (India) por hacerse con el 100% de la propiedad de ASARCO Inc., lo que tuvo como consecuencia la disolución de la fusión entre ASARCO Inc. y el Cyprus Amax Corp., las que finalmente fueron adquiridas en el tercer trimestre de 1999 por GM y Phelps Dodge Corp., respectivamente (USGS, 1999).

Por otra parte, la empresa Magma Copper Co. fue adquirida en enero de 1996 por la empresa australiana Broken Hill Propietary Co. Ltd. (BHP) en una transacción que significó 1,8 billones de dólares, transformando a BHP en el segundo mayor productor de cobre mundial en ese momento. En los años posteriores, BHP decide cerrar varios de sus yacimientos en Estados Unidos debido a los altos costos de explotación y a las bajas leyes de los yacimientos, por lo que la mayor parte de su producción se originó en sus yacimientos de Australia y Sudamérica.

Como consecuencia de lo anterior y producto de las desnacionalizaciones de los años noventa la industria del cobre ha tendido en forma creciente a concentrarse durante los últimos años (O'Ryan, 2002). Es así como los cinco mayores productores de Estados Unidos concentraron más del 97% de la producción en 1994 y más del 90% en 2008; y de la misma manera concentraban la propiedad de 13 minas en 1994 y 14 de las 18 principales minas productoras del *ranking* del USGS para 2008.

---

[2] Estados Unidos perdió a manos de Perú el segundo lugar de la producción mundial en el año 2007 retomándolo en 2008. Sin embargo Perú se ha consolidado como el segundo productor mundial de cobre por detrás de Chile durante el año 2009, con una creciente alza en la producción y en las inversiones, por lo que se prevé que esta posición se mantendrá invariante por los próximos años.

CUADRO 1

ESTRUCTURA DE LA INDUSTRIA DEL COBRE 1994 Y 2008

Industria del cobre de Estados Unidos en 1994					
Empresa	Capacidad*	Producción*	% Cu	% de Mercado	HHI
Phelps Dodge Corp.	630	640	0.66	0.35	0.1250
Morenci (1)	400	407.4	0.65	0.23	0.0507
Chino (4)	160	159.5	0.69	0.09	0.0078
Tyrone (10)	70	73.1	0.69	0.04	0.0016
Kennecott. Utah Copper Corp.	350	348.5	0.59	0.19	0.0371
Bingham (2)	310	308.0	0.59	0.17	0.0290
Flambeau (14)	40	40.5	–	0.02	0.0005
Cyprus Minerals Co.	325	261.7	0.35	0.14	0.0209
Bagdad (5)	130	93.0	0.37	0.05	0.0026
Sierrita (6)	135	114.8	0.28	0.06	0.0040
Inspiration (11)	60	54.0	0.46	0.03	0.0009
Magma Copper Co.	292	260.4	0.88	0.14	0.0207
San Manuel (3)	170	156.0	0.69	0.09	0.0074
Pinto Valley (8)	90	74.7	0.36	0.04	0.0017
Superior (17)	20	18.6	4.90	0.01	0.0001
Miami (18)	12	11.1	0.87	0.01	0.0000
ASARCO Incorporated	275	254	0.65	0.14	0.0197
Ray (7)	150	139.3	0.63	0.08	0.0059
Mission Complex (9)	90	114.7	0.67	0.06	0.0040
Total empresas seleccionadas	1872	1764.6	0.63	0.97	0.2234
Otras (3)	136	45.4	–	0.03	0.0002
Total Industria	2008	1810	–	100%	0.22

Industria del cobre de Estados Unidos en 2008					
Empresa	Capacidad*	Producción*	% Cu	% de Mercado	HHI
Freeport–McMoRan C&G Inc.	955	648.6	0.46	0.50	0.2452
Morenci (1)	400	283.9	0.56	0.22	0.0470
Bagdad (3)	150	103.0	0.32	0.08	0.0062
Sierrita (5)	90	85.3	0.26	0.07	0.0042
Chino (7)	135	70.3	0.53	0.05	0.0029
Safford (8)	80	60.3	0.46	0.05	0.0021
Tyrone (11)	50	34.5	0.30	0.03	0.0007
Miami (15)	50	8.6	0.44	0.01	0.0000
Otras	–	2.7	0.40	0.00	0.0000
ASARCO Incorporated	212	166.3	0.41	0.13	0.0161
Ray (4)	120	94.1	0.39	0.07	0.0052
Mission Complex (9)	70	54.9	0.47	0.04	0.0018
Silver Bell (13)	22	17.3	0.33	0.01	0.0002
Kennecott Utah Copper Corp.	280	238.0	0.52	0.18	0.0330
Bingham Canyon (2)	280	238.0	0.52	0.18	0.033
Quadra Mining Ltd.	73	72.4	0.54	0.06	0.0031
Robinson (6)	73	72.4	0.54	0.06	0.0031
BHP Billiton	55	57.2	0.14	0.04	0.0019
Pinto Valley (10)	55	57.2	0.14	0.04	0.0019
Total empresas seleccionadas	1575	1182.6	0.46	0.90	0.2993
Otras (5)	95	127.4	–	0.10	0.0019
Total Industria	1670	1310	–	100%	0.30

Fuente: Elaboración propia con base en USGS, SEC (10–k), FCX, BHP Billiton, GM, Quadra Mining.

Notas: Entre paréntesis la posición en el *ranking* de las mayores minas productoras del USGS para el año respectivo. Desde 2005 ASARCO Inc. Opera bajo la ley de quiebras por lo que no reporta sus datos de operación. Para superar esta limitación, las cifras de producción corresponden al promedio de utilización de la capacidad de producción de la industria. La ley de cobre (% Cu) refleja el porcentaje de cobre del mineral. * En miles de toneladas métricas.

Al calcular el índice de Herfindahl-Hirschman (HHI)[3] en el mercado del cobre en Estados Unidos para el año 1994 y 2008, se observa que es superior a 1.800 puntos, el límite fijado por las autoridades reguladoras de la competencia en Estados Unidos y a partir del cual el poder de mercado podría ser preocupante, este índice apoya la hipótesis de concentración de O'Ryan (2002), pasando de 22% (2.200 puntos) en 1994 a 30% (3.000 puntos) en 2008. Sin embargo, el poder de mercado no está determinado solo por la participación de mercado de las empresas sino también por la elasticidad precio de la demanda, la posibilidad de nuevos entrantes, las acciones estratégicas de las empresas y el comercio multilateral (Alvarado *et al.*, 1998), por lo que considerar solo el índice de Herfindahl-Hirschman en el análisis podría conducir a conclusiones erróneas acerca del poder de mercado de la industria.

El análisis anterior muestra que la industria del cobre en Estados Unidos ha sido dominada por pocas empresas de gran tamaño. Guzmán (2007) plantea que la acción de las grandes empresas debería estar asociada con un comportamiento no competitivo y que la competencia perfecta no es una teoría realista para explicar la estructura competitiva global en esta industria. Sin embargo, Agostini (2006) y Tilton *et al.* (1997) señalan que la industria en Estados Unidos ha sido competitiva al menos desde el año 1980. Por lo tanto, es posible que estas grandes empresas también sean tomadoras de precios y que, como sugiere el mismo Guzmán (2007), han debido sortear las dificultades del mercado por medio de recortes de producción y además a través de fusiones y adquisiciones.

3. MODELOS

A partir de finales de los años setenta es posible identificar un importante cambio en la orientación del trabajo empírico de la economía industrial. Los economistas de este campo, insatisfechos con las hipótesis fundamentales del paradigma clásico ECR, desarrollaron un nuevo concepto denominado por Bresnahan (1989) como la "Nueva Organización Industrial Empírica" (NOIE). De acuerdo a este autor el enfoque de la NOIE está basado en modelos de competencia imperfecta, el supuesto de maximización de beneficios y en la estimación de la conducta de la industria a través de modelos econométricos estructurales de series de tiempo.

De acuerdo a Perloff *et al.* (2007), el nuevo enfoque tiene dos ventajas claves frente al paradigma clásico ECR: primero, en el nuevo enfoque los costos marginales y el poder de mercado pueden ser estimados simultáneamente usando modelos estructurales. Y segundo, es posible determinar cómo los costos u otros factores exógenos que determinan a estos modelos afectan a la conducta de la industria. Un estudio típico de

---

[3] El índice de Herfindahl-Hirschman (HHI) es la herramienta mas utilizada para medir la concentración de mercado. Este índice se define como la sumatoria del cuadrado de las participaciones de mercado (expresadas como porcentaje) de cada una de las empresas en la industria (Perloff *et al.*, 2007).

la NOIE que intente identificar el parámetro de conducta en un mercado oligopólico, se basa en la respuesta de los precios a cambios en la elasticidad de la demanda y los componentes de los costos (Zeidan y Rosende, 2009).

Considerando la propuesta teórica de la NOIE, en esta investigación se seguirán las contribuciones seminales de los modelos de oligopolio desarrollados por Bresnahan (1982) y Lau (1982); y Porter (1983).

3.1. Modelo de oligopolio de Bresnahan (1982) y Lau (1982)

Un punto de partida de un modelo característico de la NOIE es suponer que una industria está compuesta por n empresas que producen un bien homogéneo con la misma tecnología. En este modelo la función de demanda de mercado puede ser escrita como:

$$Q = Q(P, Z) \tag{1}$$

donde P es el precio, Q la cantidad de producción o consumo y Z es un vector de variables exógenas tales como ingreso o precio de los substitutos que afectan la curva de demanda, pero no al costo marginal. La función inversa de demanda asociada queda como:

$$P = P(Q, Z) \tag{2}$$

La curva de costo marginal puede ser escrita como:

$$MC = C(Q, W) \tag{3}$$

donde W es un vector de variables exógenas, tales como el precio de los factores de producción que afectan al costo marginal de la industria, pero no a la función de demanda.

El ingreso total se define como el producto del precio y la cantidad demandada, por lo que la función de ingreso marginal queda como:

$$MR = P(Q, Z) + Q\left[\frac{\partial P(Q, Z)}{\partial Q}\right] \tag{4}$$

De acuerdo a Bresnahan (1982) y Lau (1982), es posible utilizar un parámetro de conducta, λ, que represente la estructura del mercado. Por lo que la ecuación (4) puede ser reescrita como una función de ingreso marginal percibido, de la forma:

$$MR(\lambda) = P(Q,Z) + \lambda Q\left[\frac{\partial P(Q,Z)}{\partial Q}\right] \tag{5}$$

donde $\partial P(Q,Z)/\partial Q$ es la pendiente de la curva de demanda. Por lo tanto, λ es un nuevo parámetro que mide el poder de mercado: si $\lambda = 0$, el ingreso marginal es igual al precio por lo que la industria es competitiva; si $\lambda = 1$, la industria actúa como monopolio o cartel perfecto; mientras que valores intermedios de λ corresponden a otros conceptos de solución de oligopolio, como por ejemplo el equilibrio de Cournot, donde $\lambda = 1/n$, cada empresa tiene la misma participación de mercado en condiciones de equilibrio.

La condición de equilibrio de la industria se logra cuando el ingreso marginal percibido, ecuación (5), es igual al costo marginal, ecuación (3), lo que adopta la forma:

$$MR(\lambda) = P(Q,Z) + \lambda Q\left[\frac{\partial P(Q,Z)}{\partial Q}\right] = MC(Q,W) \tag{6}$$

reescribiendo esta ecuación es posible obtener la denominada "relación de oferta" (Bresnahan, 1982), que engloba la posibilidad de una conducta "no tomadora de precios", es decir, mantener el precio sobre el costo marginal.

No obstante, Bresnahan (1982) y Lau (1982) plantean que en la práctica, si la forma funcional de la demanda está mal especificada, el modelo presenta un severo problema de identificación del parámetro λ. Para ilustrar este problema se utiliza una función de demanda lineal, similar a la planteada por Bresnahan (1982), de la forma:

$$Q = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 Z + \mu_d \tag{7}$$

Y una función de costo marginal como:

$$MC = \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W + \mu_c \tag{8}$$

donde μ_d y μ_c son los términos de error con media cero y varianza constante. Por lo tanto la relación de oferta que corresponde a las ecuaciones (7) y (8) queda como:

$$P = -\frac{\lambda}{\alpha_1} Q + \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W + \varepsilon \tag{9}$$

Al observar el sistema generado por las ecuaciones (7) y (9), se aprecia que ambas ecuaciones están identificadas, debido a que por una parte la ecuación de demanda (7) incluye solo una variable endógena, *P*, y excluye una variable exógena, *W*. Y del mismo modo, la relación de oferta (9) incluye una variable endógena, *Q*, y excluye una

variable exógena, *Z*. Sin embargo, el parámetro de conducta, λ, no está identificado, lo cual se puede explicar al reescribir la ecuación (9) como:

$$P = \beta_0 + \gamma Q + \beta_2 W + \varepsilon \tag{10}$$

donde

$$\gamma = \beta_1 - \frac{\lambda}{\alpha_1} \tag{11}$$

La ecuación (10) está claramente identificada dado que incluye una variable endógena, *Q*, y excluye una variable exógena, *Z*. No obstante, aún no es posible determinar la conducta de la industria debido a que no es posible determinar si el costo marginal es igual al precio o al ingreso marginal. Al despejar λ de la ecuación (11) se observa que su identificación requiere la estimación de los parámetros β_1, α_1 y γ, pero las ecuaciones (7) y (10) solo proveen información de los parámetros α_1 y γ, por lo que λ no podría ser estimado.

Dada la limitación señalada anteriormente, Bresnahan (1982) propone una solución mediante la modificación de la función de demanda. La modificación permite que alguna variable exógena sea capaz no solo de desplazar la curva de demanda sino también de cambiar su pendiente. Teniendo esto en cuenta, la ecuación de demanda (7) puede ser reescrita como:

$$Q = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 Z + \alpha_3 PY + \alpha_4 Y + \mu_d \tag{12}$$

La que puede ser reescrita como:

$$Q = \left(\alpha_0 + \alpha_2 Z + \alpha_4 Y\right) + \left(\alpha_1 + \alpha_3 Y\right) P + \mu_d \tag{12a}$$

donde *Y* es una nueva variable exógena de la demanda como por ejemplo el ingreso o el precio de los substitutos. La primera parte del lado derecho de la ecuación (12a) puede ser interpretada como un intercepto vertical, mientras que la segunda parte como la pendiente. De acuerdo a Bresnahan (1982), la clave de la solución al problema de identificación es que *Y* interactúa con *P* de tal forma que cambios en *Z* e *Y* generan desplazamientos y rotación de la curva de demanda.

La modificación de la curva de demanda altera la relación de oferta (debido al problema de optimización), quedando de la forma:

$$P = \frac{\lambda}{\alpha_1 + \alpha_3 Y} Q + \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W + \varepsilon \tag{13}$$

En este caso es posible estimar λ. Al definir $Q^* = -Q/(\alpha_1 + \alpha_3 Y)$, la ecuación (13) puede reescribirse como

$$P = \lambda Q^* + \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W + \varepsilon \tag{14}$$

Si se considera a los parámetros α_1 y α_3 como conocidos ($\hat{\alpha}_1$ y $\hat{\alpha}_3$, al estimar primero la ecuación de demanda) es posible estimar λ y β_1 en la ecuación (13). Por lo tanto, λ puede ser estimado en la ecuación (14).

3.2. El modelo de Porter

El modelo de Porter (1983) fue desarrollado para estudiar la interacción estratégica de la industria de ferrocarriles utilizando datos de series temporales de precios y niveles de producción agregados entre 1880-1886, posteriormente fue utilizado por Agostini (2006) para estudiar la conducta colusiva de la industrial del cobre en Estados Unidos antes de 1978. La principal diferencia con el modelo BL radica en la especificación de la ecuación de demanda y en que el modelo de Porter supone a la conducta de la industria como conocida en un período determinado. A continuación se presenta brevemente el desarrollo del modelo de Porter (1983), siguiendo a Agostini (2006), en adelante modelo AP.

Se sigue una función de demanda *log*-lineal como:

$$\log Q_t = \omega_0 + \omega_1 \log P_t + \omega_2 \log Z_t + \mu_{dt} \tag{15}$$

donde Q_t y P_t son la cantidad total demandada y el precio en el período t, respectivamente. Z_t es una variable exógena tal como en el modelo anterior y μ_{dt} es el término de error. El parámetro ω_1 es la elasticidad precio de la demanda que se supone negativa.

Utilizando datos agregados de la industria, la función de costo total queda como:

$$TC_t = C(Q_t, W_t, \Gamma_t, \gamma_i, \mu_{ct}) \tag{16}$$

donde W_t es el vector de precios de los factores pagado por las empresas en el período t, Γ_t son otras variables que cambian los costos, γ_i son los parámetros desconocidos de la función de costo total y μ_{ct} es el término de error. La definición del costo marginal queda entonces como:

$$MC_t = C_1(Q_t, W_t, \Gamma_t, \gamma_i, \mu_{ct}) \tag{17}$$

Dado que las empresas ofrecen un bien homogéneo, todas tendrán el mismo precio en equilibrio, por lo que bajo el supuesto de maximización de beneficios, el problema de optimización queda como:

$$\max_{p_t} \pi_t = P(Q_t, \omega_i, \mu_{dt})Q_t - C\ (Q_t, W_t, \Gamma_t, \gamma_i, \mu_{ct}) \tag{18}$$

La condición de primer orden para este problema está dado por:

$$Q_t + \frac{\partial Q_t}{\partial P(Q_t, \omega_i, \mu_{dt})} P(Q_t, \omega_i, \mu_{dt}) - \frac{\partial C(Q_t, W_t, \Gamma_t, \gamma_i, \mu_{ct})}{\partial Q_t} \frac{\partial Q_t}{\partial P(Q_t, \omega_i, \mu_{dt})} = 0 \tag{19}$$

La cual puede ser reescrita como:

$$P(Q_t, w_i, \mu_{dt})\left(1 + \frac{1}{\eta}\right) = MC_t \tag{20}$$

donde η es la elasticidad precio de la demanda (parámetro ω_1 de la ecuación (15)) y MC_t es el costo marginal de la industria en el período t. El lado izquierdo de la ecuación (20) es el ingreso marginal del monopolio, el cual podría ser igual al precio en un modelo perfectamente competitivo. Por lo tanto, la ecuación (20) describe la oferta de monopolio, la cual se convierte en una función de oferta en el caso de competencia perfecta ($\eta = -\infty$). Las acciones de las empresas bajo diferentes supuestos de conducta pueden ser definidas como:

$$P(Q_t, w_i, \mu_{dt})\left(1 + \frac{\theta}{\eta}\right) = MC_t \tag{21}$$

donde θ es un parámetro que mide la conducta del mercado. Reescribiendo la función de demanda en forma inversa como $P_t = P(Q_t, \omega_i, \mu_{dt})$ y tomando logaritmos de las ecuaciones (17) y (15), la ecuación (21) puede ser reescrita como:

$$\log P_t = \gamma_0 + \gamma_1 \log W_t + \gamma_2 \log \Gamma_t - \log\left(1 + \frac{\theta}{\omega_1}\right) + \varepsilon \tag{22}$$

Como en Agostini (2006), un cambio de conducta en la industria permitirá identificar el parámetro de interés θ. Así, si se define una variable *dummy*, I_t, igual a uno cuando la industria se encuentra bajo cualquier régimen cooperativo e igual a cero cuando la industria es perfectamente competitiva, y utilizando I_t en la ecuación (22), la relación de oferta puede ser escrita como:

$$\log P_t = \gamma_0 + \gamma_1 \log W_t + \gamma_2 \log \Gamma_t + \gamma_3 I_t + \varepsilon \tag{23}$$

Por lo tanto los precios deberían ser mayores bajo un régimen cooperativo que en competencia perfecta, γ_3 debería ser positivo pero menor o igual que $\log\left[1 + (1/\omega_1)\right]$.

Por lo tanto si la secuencia $\{I_1,...,I_t\}$ es conocida, entonces las ecuaciones (15) y (23) pueden ser estimadas consistentemente utilizando mínimos cuadrados en dos etapas (Porter, 1983; y Agostini, 2006).

4. MODELACION EMPIRICA Y RESULTADOS DE LA ESTIMACION

4.1. Análisis preliminar de datos

La mayor parte de los datos de la industria del cobre en Estados Unidos se encuentran disponibles solo en fuentes privadas, sin embargo, luego de un intenso proceso de escrutinio de las fuentes de datos públicas, fue posible obtener información de la industria a nivel agregado en el U.S. Geological Survey (USGS) y en el International Copper Study Group (ICSG). La información que compilan el USGS y el ICSG proviene principalmente de los reportes de las empresas, asociaciones de productores, artículos de prensa y agencias privadas, entre otras fuentes[4]. Otras variables utilizadas en la investigación tales como variables de ingreso, salarios y precio de otros *commodities* se obtuvieron a través de agencias gubernamentales como la Bureau of Labor Statistics (BLS), el U.S. Energy Information Administration (EIA) y la Reserva Federal de Estados Unidos. La Tabla 1, muestra un resumen estadístico de los datos utilizados.

Los datos sobre el precio LME del cobre y del aluminio, en centavos de dólar por libra, fueron suministrados por el USGS para el período comprendido entre 1970-2009; el precio de la plata, en dólares por onza, fue suministrado desde 1990 hasta 2009. La información sobre consumo y producción de cobre, medida en miles de toneladas, fue suministrada por el ICSG para el período 1994-2009. Por su parte, el precio del petróleo, en dólares por barril WTI, y el de la electricidad, en centavos por kWh del sector industrial, fueron obtenidos desde la EIA, a partir de enero de 1986 y enero de 1976, respectivamente[5]. Como medida de la actividad económica se utiliza el índice de producción industrial (G.17) y para el costo de capital se usa la tasa de crédito corporativo (G.19), las cuales son publicadas por la Reserva Federal de Estados Unidos. Finalmente, el salario es medido como el ingreso promedio en dólares por hora de los trabajadores del sector primario publicados por el BLS. Todas las series estadísticas son de periodicidad mensual; ninguna ha sido ajustada estacionalmente; y todos los precios fueron deflactados por el índice de precios al productor del sector de *commodities* (año base 2002) publicado por el BLS.

---

[4] Amparado en la legislación norteamericana, el USGS recibe también directamente de las empresas productoras información financiera y de producción. No obstante, esta información no está disponible públicamente.

[5] El precio de la electricidad del sector industrial no se encuentra disponible, con una periodicidad mensual entre 1984 y 1990.

TABLA 1

RESUMEN ESTADISTICO

Variable	Nombre Variable	Fuente	Promedio	Dev. Est.	Max.	Min.
Q	Consumo de cobre en miles de toneladas	ICSG	205.2895	34.3340	275.1324	115.0000
Ql	Consumo de cobre en millones de libras	ICSG	452.5782	75.6922	606.5528	253.5273
Z	Precio del aluminio LME	USGS	65.1467	7.7319	85.7939	40.4483
ZUS	Precio del aluminio US Market	USGS	68.6077	7.8530	91.5164	42.1616
P	Precio del cobre LME	USGS	113.4129	46.4566	237.6767	63.2718
PP	Precio del cobre productor	USGS	117.9763	46.4756	248.6279	66.9757
PRO	Producción de cobre	ICSG	123.0697	27.8978	176.8502	83.4970
W	Salarios de la industria del cobre	BLS	14.6646	1.9373	18.0286	10.0979
E	Precios de la electricidad	EIA	4.3952	0.4327	5.5652	3.4899
CPI	Índice de producción de la construcción	RF	90.6596	8.6096	107.9249	70.2399
OIL	Precio del petróleo	EIA	29.8191	12.7637	68.2966	11.2829
K	Costo de capital (Moody's AAA)	RF	6.4733	0.9663	8.6800	4.9600
IPI	Índice de producción industrial	BLS	98.2139	8.1262	111.4722	79.2525
IPE	Índice de precios de la electricidad	BLS	33.1752	3.6570	43.5578	21.4852
IOP	Índice de precios del petróleo	BLS	146.4043	85.6289	464.0269	51.1225
IAP	Índice de precios del aluminio	BLS	126.5362	29.5155	201.8178	79.9814
IPLAS	Índice de precios del Plástico	BLS	125.8898	35.4125	205.4824	85.5959

Aunque la mayoría de los datos están disponibles para un amplio margen temporal, el período de estudio de esta investigación se limita al comprendido entre 1994 y 2009. Esto último debido a que las variables de consumo y producción, que son utilizadas como variables dependientes en la ecuación de demanda, solo se encuentran disponibles para este período. Sin embargo, como plantea O'Ryan (2002), el período de fusiones y adquisiciones de la industria, idea central de esta investigación, se intensifica desde finales de los años noventa, con lo cual se justifica la validez teórica del período utilizado.

4.2. Estimación empírica

En cuanto a los procedimientos econométricos, se utilizaron mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E) y tres etapas (MC3E) para estimar las ecuaciones de demanda y las relaciones de oferta, esta metodología permite asegurar la validez de los estadísticos usuales (t, F, R^2). Para corregir los potenciales problemas de autocorrelación se utilizó un proceso AR(p); y con el fin de evitar cualquier error en la medición del parámetro de poder de mercado se siguió, tanto para la ecuación de demanda como la relación de oferta, una especificación general basada en los modelos estructurales.

4.2.1. *Estimación de la demanda*

La especificación de la demanda se basa en la teoría tradicional de la demanda, donde la cantidad demandada es afectada por su propio precio y por variables tales como

medidas de ingreso y precios de los substitutos, que pueden desplazarla o modificar su pendiente tal como se presentó en la sección 3. Adicionalmente, la demanda del cobre se considera como una demanda derivada y sin ninguna identificación del productor, dado que el cobre es un producto homogéneo, que es utilizado principalmente en la fabricación de bienes intermedios que posteriormente son usados como insumos en la fabricación de bienes finales.

Considerando estos antecedentes, se especificó una función de demanda para el cobre como una función de su propio precio, el precio de un bien substituto y un indicador de la actividad económica. De acuerdo a García y Leuthold (1997), cualquier modelación de la función de demanda de un *commodity* debiera incluir estas tres variables. Por lo tanto, con base en la discusión anterior y siguiendo las ecuaciones (12) y (15) la función de demanda del modelo BL puede ser escrita como:

$$\log Q_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log P_t + \alpha_2 \left[\log P_t \times \log Z_t\right] + \alpha_3 \log Z_t + \alpha_4 \log IP_t + \mu_{BLt} \qquad (24)$$

Mientras que para el modelo AP, la función de demanda puede ser especificada como:

$$\log Q_t = \omega_0 + \omega_1 \log P_t + \omega_2 \log Z_t + \omega_3 \log IP_t + \mu_{APt} \qquad (25)$$

donde Q_t es el consumo de cobre, P_t es el precio del cobre, Z_t es el precio del aluminio, IP_t es el índice de producción industrial y $[P_tZ_t]$ es el término de interacción de la función de demanda en el modelo BL.

Los resultados de la estimación de ambas ecuaciones de demanda se presentan en la Tabla 2. Se debe destacar que dado que uno de los parámetros claves en la estimación del poder de mercado en una industria es la elasticidad precio de la demanda, una estimación sesgada o inconsistente de sus coeficientes conducirá a conclusiones erróneas sobre la conducta de la industria (Agostini, 2006). Para resolver el posible problema de simultaneidad entre el precio y la cantidad demandada se utilizan como instrumentos del precio del cobre las variables de salario y el precio del petróleo.

En el modelo AP la elasticidad precio es el coeficiente estimado del precio en la ecuación de demanda. Sin embargo, en el caso del modelo BL la elasticidad precio y la elasticidad precio cruzada deben ser calculadas por sus primeras derivadas[6]. Las elasticidades estimadas se presentan en la Tabla 3.1.

La Tabla 3.2 muestra un resumen de la elasticidad precio estimada en distintos estudios aplicados a la industria del cobre. Comparando las tablas 3.1 y 3.2, se observa que las estimaciones de la elasticidad precio se encuentran dentro del rango estimado

---

[6] A partir de las estimaciones del modelo BL, se debe cumplir que: (1) La elasticidad precio de la demanda $\partial \log Q_t / \partial \log P_t = \alpha_1 + \alpha_2 \log Z_t < 0$; y la elasticidad precio cruzada $\partial \log Q_t / \partial \log Z_t = \alpha_3 + \alpha_2 \log P_t > 0$.

TABLA 2

DEMANDA

Variable	Bresnahan & Lau (1982)			Agostini (2006) & Porter (1983)		
		Modelo 1	Modelo 2		Modelo 1	Modelo 2
	MCO	(MC2E)	(MC3E)	MCO	(MC2E)	(MC3E)
Constante	74,2762*	25,5925*	28,1533*	104,3437	2,9050***	2,8648***
	(42,3053)	(17,281)	(17,746)	(16,1365)	(0,9854)	(0,8080)
Precio del cobre (P_t)	0,041333	–5,0675*	–5,5912*	–0,1831***	–0,3836***	–0,3826***
	(0,2956)	(3,5681)	(3,6665)	(0,0467)	(0,0561)	(0,0510)
Interacción de demanda (P_tZ_t)	–0,00331	1,1196*	1,2443*			
	(0,0043)	(0,8543)	(0,8780)			
Índice de producción de la construcción (CPI_t)	1,6716*	0,3143**	0,3161**	1,6289***	0,3845**	0,3758***
	(0,1934)	(0,1863)	(0,1866)	(0,1850)	(0,1750)	(0,1594)
Precio del aluminio (Z_t)	0,6522	–4,7632	–5,3757	0,2545	0,5882***	0,6062***
	(0,5722)	(4,0801)	(4,1945)	(0,2445)	(0,1373)	(0,1238)
AR(1)		0,6702***	0,6844***		0,6392***	0,6358***
		(0,0618)	(0,0599)		(0,0635)	(0,0563)
R2 Ajustado	0,7261	0,7164	0,7107	0,7253	0,7492	0,7492
F-estadístico	98,63	96,99	94,33	123,41	141,39	141,42
DW		2,1896	2,2007		2,2181	2,2133
Nº Obs	192	191	191	192	189	189

Notas: Error estándar en paréntesis. Cálculos propios utilizando el paquete econométrico EViews 5. * Significativo a un nivel del 10%, ** Significativo a un nivel del 5% y *** Significativo a un nivel del 1% (para el modelo BL el contraste se hace a una cola y para el modelo AP se contrasta a dos colas).

TABLA 3.1

ELASTICIDADES DE LA DEMANDA

	Bresnahan & Lau (1982)		Agostini (2006) & Porter (1983)	
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo1	Modelo 2
Elasticidad precio (P)	–0,40	–0,40	–0,38	–0,39
Elasticidad del IP (CPI)	0,31	0,32	0,38	0,37
Elasticidad cruzada (Z)	0,45	0,42	0,59	0,61

Fuente: Elaboración propia con base en la tabla 2. Cálculos propios utilizando el paquete econométrico EViews 5.

TABLA 3.2

ELASTICIDADES DE DEMANDA

Autor	Frecuencia	Periodo	Elasticidad
Bozdogan and Hartman (1979)	anual	1950-1973	–0,47
Charles River Associates (1970)	anual	1950-1967	–0,21
Fisher, Cootner and Baily (1972)	anual	1950-1966	–0,21
Labys (1989)	anual	1971-1985	–0,39
Mackinnon and Olewiler (1986)	trimestral	1947-1974	–0,42
McNicol (1975)	anual	1949-1966	–0,33
Taylor (1979)	trimestral	1956-1975	–0,20
Thurman (1988)	mensual	1975-1984	–0,27
Vial (1988)	anual	1965-1984	–0,19
Wagenhals (1984)	anual	1950-1980	–0,35
Agostini (2006)*	mensual	1950-1995	–0,39
En esta investigación*	mensual	1994-2009	–0,39

Notas: (*) Corresponde a la elasticidad promedio de los modelos estimados.
Fuente: Adaptado de Agostini (2006), p. 29.

por otros autores, con coeficientes negativos y significativos, y ubicándose en el rango entre –0,38 y –0,40.

Como sugieren los analistas de mercado, se considera al aluminio como substituto del cobre; los resultados muestran que su elasticidad fue positiva y significativa en todos los modelos, con excepción del modelo BL1. Agostini (2006) presenta un resultado similar y plantea que este resultado puede ser explicado porque el precio del aluminio no es un precio de equilibrio, debido a que está sujeto a descuentos y recortes de producción por parte de los productores. Ante esta situación se utilizó el precio del plástico como substituto, pero dado que los resultados no fueron significativos en ninguno de los modelos, se optó por seguir utilizando al aluminio como substituto.

Por otra parte, el coeficiente del índice de producción industrial fue positivo, como se esperaba, pero no fue significativo, por lo que se optó por utilizar como medida de producción industrial el índice de producción industrial de la construcción, que resultó positivo y significativo en todos los modelos, con un coeficiente que varía entre 0,31 y 0,38. Además, se consideró como medida de producción industrial el índice de producción industrial del sector de plásticos pero el modelo presentó una menor significancia de sus coeficientes y un menor R^2. Respecto al término de interacción $[P_t Z_t]$ en el modelo BL, no es posible interpretar su signo de manera directa, por lo que es considerado solo para el cálculo de las elasticidades.

Finalmente se especificaron las ecuaciones de demanda utilizando variables *dummy* para controlar los efectos de la crisis asiática y *subprime*, pero sus resultados no fueron significativos, por lo que se optó por omitirlas de la especificación. El mismo caso se presentó con la tendencia temporal. De acuerdo a los estadísticos Durbin-Watson (DW) obtenidos en las primeras estimaciones, se corrigió el problema

de autocorrelación agregando un proceso AR(1), logrando coeficientes significativos y menores a uno en todos los modelos.

4.2.2. *Estimación de la oferta*

La evidencia empírica en la literatura económica sugiere una hipótesis alternativa a la visión tradicional de curvas de costo marginal y costo medio en forma de "U", mediante una curva de costos marginales constantes en algunas industrias (Foley y Clark, 1981). Así, siguiendo a Foley y Clark (1981), Guzmán (2007) y Agostini (2006), que plantean que un costo marginal constante es la mejor aproximación a los costos de la industria del cobre, se asume una función de producción con retornos constantes de escala, que permite especificar una función de costo marginal *log*-lineal constante.

Considerando la condición de equilibrio en (6) y utilizando (13), la relación de oferta para el modelo BL queda como:

$$\log P_t = \beta_0 - \left[\frac{\lambda}{\alpha_1 + \alpha_2 \log Z_t}\right] Q_t + \beta_1 \log Q_t + \beta_2 \log W_t + \beta_3 \log OIL_t + \beta_4 \log E_t + \beta_5 \log SIL + \varepsilon_{BLt} \quad (26)$$

De la misma forma para el modelo AP, considerando la condición de primer orden (21) y utilizando la ecuación (23), la relación de oferta puede ser escrita como:

$$\log P_t = \gamma_0 + \gamma_1 \log W_t + \gamma_2 \log OIL_t + \gamma_3 \log E_t + \gamma_4 \log SIL + \gamma_5 t + \gamma_6 I_t + \varepsilon_{AtP} \quad (27)$$

donde W_t es el salario, OIL_t es el precio del petróleo, E_t es el precio de la electricidad, SIL_t es el precio de la plata y λ es el parámetro de conducta en el modelo BL, t es la tendencia temporal e I_t es la variable *dummy* que indica la existencia del régimen cooperativo de la industria en el modelo AP.

Los resultados de la estimación de ambas relaciones de oferta se presentan en la Tabla 4. Como en la ecuación de demanda, se corrige la autocorrelación por medio de un proceso AR(1) para el modelo AP y un proceso AR(2) para el modelo BL. En ambos casos los coeficientes estimados fueron significativos y los estadísticos DW derivados permanecieron en el rango entre 1,97 y 1,98, muy cercanos al coeficiente 2 como sugiere la teoría.

Como se observa en la Tabla 4, en general, los coeficientes estimados presentaron los signos esperados y fueron en todos los modelos significativos. Sin embargo, desafortunadamente en las dos relaciones de oferta del modelo AP se obtuvo, contrario a lo esperado, un signo negativo en el salario. Una explicación puede ser que el salario de los trabajadores del sector primario ha permanecido vinculado a la producción y contexto económico más que a las variaciones de precios. No obstante, debido a su alto poder explicativo se optó por mantenerlo en la especificación.

TABLA 4

OFERTA

	Bresnahan & Lau (1982)		Agostini (2006) & Porter (1983)	
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo1	Modelo 2
	(MC2E)	(MC3E)	(MC2E)	(MC3E)
Constante	0,7837	0,8017	4,6686***	4,7204***
	(1,0547)	(1,0141)	(0,9495)	(0,9187)
Cantidad (Q)	0,1434***	0,1407***		
	(0,0589)	(0,0574)		
Salario (W)	0,9053***	0,8980***	–0,9852***	–1,0097***
	(0,3035)	(0,2976)	(0,2777)	(0,2685)
Precio del petróleo (OIL)	0,1639***	0,1641***	0,2485***	0,2550***
	(0,0542)	(0,0530)	(0,0681)	(0,0662)
Precio de la plata (SIL)	0,1834***	0,1840***	0,9970***	1,0101***
	(0,0705)	(0,0689)	(0,2212)	(0,2126)
Poder de mercado (λ)	0,0028***	0,0028***		
	(0,0011)	(0,0011)		
Tiempo (t)			–0,0029***	–0,0031***
			(0,0010)	(0,0010)
I			0,1479***	0,1499***
			(0,0506)	(0,0489)
q			0,0527	0,0532
AR(1)	1,2166***	1,2196***	0,8148***	0,8079***
	(0,0777)	(0,0760)	(0,0440)	(0,0427)
AR(2)	–0,2250***	–0,2287***		
	(0,0782)	(0,0765)		
R2 Ajustado	0,9784	0,9784	0,9594	0,9599
DW	1,9705	1,9746	1,9766	1,9793
Nº Obs	184	184	190	190

Notas: Error estándar en paréntesis. Cálculos propios utilizando el paquete econométrico EViews 5. * Significativo a un nivel del 10%, ** Significativo a un nivel del 5% y *** Significativo a un nivel del 1% (Para el modelo BL el contraste se hace a una cola y para el modelo AP se contrasta a dos colas).

El coeficiente del precio de la electricidad fue positivo, como se esperaba, pero no fue significativo, por lo que se optó por eliminarlo en ambos modelos. Por su parte, el coeficiente del precio del petróleo fue positivo y significativo en ambos modelos. En general, los resultados reflejan la importancia de los *inputs* en la extracción del cobre de mina; como se señala en COCHILCO (2008) estos *inputs* equivalen al 12% y 7%, respectivamente, del costo total.

Respecto al precio de la plata, su efecto es mayor en el modelo AP que en el modelo BL. En general, los estudios no consideran el uso de subproductos en la

estimación de oferta, pero la significancia de su elasticidad confirma la importancia planteada por Agostini (2006) de incluir los subproductos del cobre en la estimación.

Considerando que ambos métodos (BL y AP) buscan estimar el poder de mercado utilizando diferentes metodologías, su análisis debe ser hecho de forma separada. En primer lugar, se sigue la estimación empírica tradicional del modelo BL y por razones de conveniencia la significancia de los parámetros es contrastada utilizando el *test* de una cola[7]. En este caso, es posible inferir directamente el poder de mercado de la industria analizando el parámetro λ, el cual es muy cercano a cero (0,003), tanto en MC2E como en MC3E. Estos resultados indican que la industria del cobre ha sido competitiva durante el período estudiado.

Ahora bien, dado que el valor es muy cercano a cero se realizan cuatro pruebas adicionales que confirmen los resultados. Primero, se prueba la estructura de monopolio, especificando $\lambda=1$. Segundo, se prueba un comportamiento a la Cournot con cinco empresas ($\lambda=1/n$), donde la hipótesis nula es $\lambda=0.2$ contra la hipótesis alternativa $\lambda\neq0.2$. Tercero, se prueba la hipótesis de competencia perfecta fijando la hipótesis nula H_0: $\lambda=0$. Cuarto, se calcula el índice de Lerner:

$$L=\frac{P-MC}{P}=-\frac{\lambda Q_t\left(\partial P(\cdot)/\partial Q_t\right)}{P}=\frac{\lambda}{\eta} \tag{28}$$

donde λ es el poder de mercado y η es la elasticidad precio de la demanda. El índice de Lerner por definición será cercano a cero bajo competencia perfecta ($\lambda=0$). Por lo tanto, utilizando el poder de mercado y la elasticidad de la demanda se puede comprobar la conducta de la industria. En la Tabla 5.1 se presentan los resultados de las pruebas para ambas estimaciones del modelo BL (MC2E y MC3E).

Los resultados confirman que la conducta de la industria fue competitiva entre 1994 y 2009. No obstante, a pesar de rechazar al 1% de significancia la hipótesis de competencia perfecta no indica que la estructura de la industria se aleje de una competitiva.

Por último, desde el punto de vista del análisis del poder de mercado en el modelo AP, como se mencionó en la sección 3, la ecuación (27) puede ser estimada consistentemente si la secuencia $[I_1,\ldots,I_t]$ es conocida. Utilizar la secuencia correcta es crítico, ya que la identificación de θ se basa en el cambio de un régimen cooperativo a uno competitivo (Agostini, 2006, p. 31). De acuerdo a Tilton *et al.* (1997), Agostini (2006) y la creencia general en el sector, la industria del cobre ha sido competitiva al menos desde 1980. Esta información permite fijar la secuencia $[I_{ene1994},\ldots,I_{dic2000}]$ igual a cero. Al mismo tiempo, con base en: las adquisiciones de Cyprus Amax Corp. y Asarco Inc. a finales de 1999 por parte de Phelps Dodge Corp. y Grupo México respectivamente; la fusión entre Freeport-McMoran C&G y Phelps Dodge Corp en

[7] Ver Boyd *et al.* (2003) y Jung *et al.* (1995).

TABLA 5.1

TEST DE HIPOTESIS DE PODER DE MERCADO BAJO DIFERENTES ESTRUCTURAS DE MERCADO Y EL INDICE DE LERNER ESTIMADO PARA EL MODELO BL

	Modelo 1 (MC2E)	Modelo 2 (MC3E)
Monopolio		
Hipótesis	H_0: $\lambda=1$; H_1: $\lambda\neq 1$	H_0: $\lambda=1$; H_1: $\lambda\neq 1$
P-Valor	0,0000	0,0000
Conclusión	Rechazar H_0 al 1% de significancia	Rechazar H_0 al 1% de significancia
Cournot		
Hipótesis	H_0: $\lambda=0{,}2$; H_1: $\lambda\neq 0{,}2$	H_0: $\lambda=0{,}2$; H_1: $\lambda\neq 0{,}2$
P-Valor	0,0000	0,0000
Conclusión	Rechazar H_0 al 1% de significancia	Rechazar H_0 al 1% de significancia
Competencia perfecta		
Hipótesis	H_0: $\lambda=0$; H_1: $\lambda\neq 0$	H_0: $\lambda=0$; H_1: $\lambda\neq 0$
P-Valor	0,0096	0,0065
Conclusión	Rechazar H_0 al 1% de significancia	Rechazar H_0 al 1% de significancia
Índice de Lerner		
L	0,0070	0,0071

Notas: Contraste de hipótesis utilizando el Test de Wald.

TABLA 5.2

TEST DE HIPOTESIS DE PODER DE MERCADO BAJO DIFERENTES ESTRUCTURAS DE MERCADO Y EL INDICE DE LERNER ESTIMADO PARA EL MODELO AP

	Modelo 1 (MC2E)	Modelo 2 (MC3E)
Régimen cooperativo		
Hipótesis	H_0: $\theta=0{,}3$; H_0: $\theta\neq 0{,}3$	H_0: $\theta=0{,}3$; H_0: $\theta\neq 0{,}3$
P-Valor	0,0000	0,0000
Conclusión	Rechazar H_0 al 1% de significancia	Rechazar H_0 al 1% de significancia
Cournot		
Hipótesis	H_0: $\theta=0{,}2$; H_0: $\theta\neq 0{,}2$	H_0: $\theta=0{,}2$; H_0: $\theta\neq 0{,}2$
P-Valor	0,0000	0,0000
Conclusión	Rechazar H_0 al 1% de significancia	Rechazar H_0 al 1% de significancia
Competencia perfecta		
Hipótesis	H_0: $\theta=0$; H_0: $\theta\neq 0$	H_0: $\theta=0$; H_0: $\theta\neq 0$
P-Valor	0,0035	0,0022
Conclusión	Rechazar H_0 al 1% de significancia	Rechazar H_0 al 1% de significancia
Índice de Lerner		
L	0,1387	0,1365
Conclusión	Mercado competitivo	Mercado competitivo

Notas: Contraste de hipótesis utilizando el Test de Wald.

2006; y de acuerdo a la información reportada por O'Ryan (2002) y por Mining Deals (PWC, varios años) sobre las fusiones y adquisiciones de la industria minera se fija la secuencia [$I_{ene2001},\ldots,I_{dic2007}$] igual a uno[8]. Por lo tanto, la secuencia restante [$I_{ene2008},\ldots, I_{dic2009}$] es igual a cero. La construcción de la secuencia completa [$I_{ene1994},\ldots, I_{dic2009}$] permitirá probar si la ola de fusiones y de adquisiciones cambia el régimen de competencia de la industria.

El coeficiente de la variable *dummy*, I_t, es positivo y significativo con un valor estimado cercano a 0,15. Asumiendo que el coeficiente de I_t, γ_6 en la ecuación (27), es igual a $-\log\left(1+\theta/\omega_1\right)$ para algún valor constante θ; entonces el valor de θ (parámetro de conducta en el modelo AP) puede ser calculado con los coeficientes estimados de γ_6 y ω_1 (X), cuyo resultado como se muestra en la Tabla 4 presenta un valor de 0,0527 y 0,0532 para la estimación uno (MC2E) y dos (MC3E), respectivamente. Estos resultados sugieren que los precios son cercanos a los que predice la teoría bajo un régimen competitivo.

De forma similar que en el análisis del modelo BL, se realizan cuatro pruebas adicionales para confirmar el valor estimado del parámetro de conducta, θ. Primero, se comprueba la conducta del mercado bajo un régimen cooperativo fijando $\theta=0{,}3$. Segundo, se fija una conducta a la Cournot con cinco firmas, $\theta=0{,}2$. Tercero, se prueba la hipótesis de competencia perfecta fijando $\theta=0$. Y por último, se construye el índice de Lerner como en (28). Los resultados de las distintas pruebas de conducta para el modelo AP se presentan en la Tabla 5.2.

Los resultados de los *test* de conducta confirman que la industria del cobre estuvo bajo un régimen competitivo durante el período 1994 y 2009.

De acuerdo a los resultados empíricos, a pesar de que el modelo AP presentó un parámetro de conducta superior al modelo BL, ambos modelos concluyen que las empresas no han ejercido poder de mercado durante el período analizado. Precisando que estos resultados deben interpretarse como un promedio total de la industria en el período de análisis. Lo que finalmente muestran los resultados es que los precios del cobre fueron en promedio muy cercanos a los precios competitivos durante el período que va desde 1994 hasta 2009.

Sin embargo, considerando el análisis anterior quedan algunas interrogantes, como por ejemplo ¿Cuál ha sido la causa de la ola de fusiones y adquisiciones de empresas en el sector minero? y ¿Cuál ha sido su impacto sobre la conducta de la industria? Considerando los resultados del modelo y el análisis de la industria surgen dos posibles explicaciones para la primera interrogante.

La primera es que las empresas han debido hacer frente a la creciente competencia externa a través de fusiones y adquisiciones. Las importaciones de cobre representaron en

---

[8] El volumen de fusiones y adquisiciones en el sector minero se incrementa significativamente a partir del año 2001, manteniendo un alto volumen de transacciones hasta el año 2007. Durante el año 2008 el volumen transado en el sector de metales base en Norteamérica disminuye casi un 90% respecto del año anterior (PWC, 2008).

promedio un 25% del consumo local para el período de 1998 a 2002. Las importaciones podrían presionar el precio a la baja, por lo que la estimación del poder de mercado podría estar sesgado positivamente al no incluir explícitamente las importaciones en el modelo. Sin embargo, al estar el precio determinado en un mercado internacional y que la mayoría de los productores mundiales tienen operaciones en Estados Unidos, este efecto estaría internalizado en los precios, por lo que la magnitud del sesgo en la estimación del poder de mercado debería ser mínima[9].

Segundo, considerando las características del mercado mundial del cobre, en la que rige un precio internacional, las empresas locales han debido ajustarse y transformarse en empresas eficientes para poder sobrevivir, lo que ha tenido como consecuencia la modificación de la estructura de la industria y las ha obligado a pasar de ser una industria competitiva a nivel local a ser una competitiva a nivel global. Esta explicación puede haber justificado que el Congreso Norteamericano y la Comisión Federal de Comercio de Estados Unidos no hayan rechazado ninguna de estas fusiones y adquisiciones en la industria minera. A nivel general Susanto (2006) señala que una industria más eficiente conducirá a una mayor concentración. En la misma línea Demsetz (1973) plantea que algunas empresas son más eficientes que otras al producir el mismo bien a menor costo, las empresas más eficientes crecerán con el tiempo resultando en mayores y más eficientes empresas, lo que tendrá como consecuencia una industria más concentrada (por la mayor expansión de mercado de las empresas).

En cuanto a la segunda interrogante, considerando la explicación anterior y los resultados de la investigación, se podría considerar que la estructura competitiva de la industria no ha sido modificada.

5. CONCLUSIONES

El mercado del cobre en Estados Unidos ha estado altamente concentrado, las cinco mayores empresas aglutinaron más del 76% de la producción en el año 2008. El índice de Herfindahl-Hirschman en ese año fue superior a los 1.800 puntos (3.000), el límite fijado por la legislación norteamericana antimonopolio y de la libre competencia a partir del cual el poder de mercado podría ser preocupante. Sin embargo, considerar solo este índice en el análisis de la industria puede conducir a conclusiones erróneas acerca del poder de mercado de la industria.

Debido a las condiciones del mercado mundial del cobre y los bajos precios de los minerales a partir de mediados de la década de los noventa, hasta la primera mitad del 2000, las empresas no han tenido otras herramientas para sortear estas dificultades más que por medio de recortes de producción y por fusiones y adquisiciones. Por lo

---

[9] El autor agradece al *referee* por hacer notar el rol de las importaciones en la estimación del poder de mercado. Para un completo análisis sobre el efecto de las importaciones en la determinación de los precios de un mercado local el lector es referido a Salvo (2010).

tanto, el principal objetivo de esta investigación fue estimar el poder de mercado en la industria del cobre de Estados Unidos utilizando modelos estructurales propuestos por la NOIE para el período entre 1994 y 2009.

Los resultados estadísticos sugieren que la demanda es sensible al precio y confirman una pendiente negativa. La elasticidad precio de la demanda estuvo entre los rangos estimados previamente en la literatura. Se concluye que los modelos de la NOIE estimados presentan un parámetro de conducta pequeño y significativamente diferente de cero, lo que es consistente con precios cercanos al nivel de precios de competencia perfecta. Esto puede ser interpretado como que la industria del cobre ha sido competitiva durante el período examinado. No obstante, este resultado debe ser interpretado solo como un promedio de la conducta de la industria durante este período, y es posible que la industria mantuviera alguna conducta colusiva ya sea en precios o cantidades, en intervalos cortos de tiempo durante este período.

Por lo tanto, a pesar de la alta concentración de la industria los resultados muestran que la ola de fusiones y adquisiciones pudiera no haber tenido efecto sobre el poder de mercado en el período analizado. Algunas posibles explicaciones se deben al intento de las empresas de soportar la competencia externa, mantener estrategias de control sobre los precios que eviten la entrada de nuevos competidores y por último buscar la eficiencia en costos, lo que necesariamente conducirá a una mayor concentración de la industria.

La metodología de la NOIE ha sido ampliamente utilizada. Sin embargo, no está exenta de presentar algunos problemas cuando se valida empíricamente. Por una parte, en el modelo BL es posible que una estimación lineal presente problemas de multicolinealidad (Perloff y Shen, 2001). En tanto que en el modelo AP los resultados pueden ser debatibles de acuerdo al criterio de construcción de la secuencia del régimen cooperativo, por ejemplo al considerar el efecto o no de fusiones y adquisiciones de la industria fuera del mercado norteamericano o el posible rezago de su efecto sobre el poder de mercado. No obstante estos potenciales problemas, los resultados obtenidos en esta investigación están ampliamente respaldados por los estudios previos.

Esta investigación constituye una primera aproximación a un estudio en profundidad de la industria del cobre. En virtud del estudio realizado y los resultados obtenidos es posible señalar que esfuerzos futuros de investigación debiesen considerar la mejora de la calidad de información disponible, como por ejemplo de las fuentes privadas que son habitualmente utilizadas en el análisis de la industria, lo que permitiría tener una base de datos más exacta, diversificada, amplia y completa con todos los factores que afecten a la industria. Por otra parte, es posible explorar modelaciones econométricas dinámicas, como por ejemplo una estimación por el mecanismo de corrección de error (MCE), que capture los posibles juegos colusivos de las empresas en períodos intermedios así como los patrones de conducta de corto y largo plazo. Finalmente, este estudio puede ser ampliado a un análisis del mercado mundial del cobre, lo que permitiría identificar las posibles estrategias de producción y control de precios de las empresas, que determinen el poder de mercado de la oferta en un contexto global.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

AGOSTINI, C. (2006). "Estimating Market Power in the US Copper Industry", *Review of Industrial Organization*, Vol. (28), pp. 17-39.

ALVARADO, F. y T. OVERBYE (1998). "Measuring Reactive Market Power", *Report PSERC,* 29.

APPELBAUM, E. (1982). "The Estimation of the Degree of Oligopoly Power", *Journal of Econometrics,* Vol. (19), pp. 287-299.

BHP BILLITON (varios años). "*Annual Report",* BHP.

BOYD, R.; C. JUNG y B. SELDON (1995). "The Market Structure of the US Aluminum Industry", *Journal of Economics and Business*, Vol. (47), pp. 293-301.

BRESNAHAN, T. (1982). "The Oligopoly Solution Concept is Identified", *Economics Letters*, Vol. (10), pp. 87-92.

BRESNAHAN, T. (1987). "Competition and Collusion in the American Automobile Industry: The 1955 Price War", *The Journal of Industrial Economics*, Vol. (35), pp. 457-482.

BRESNAHAN, T. (1989). "Empirical Studies of Industries with Market Power" en Richard Schmalensee y Robert D. Willing, *Handbook of Industrial Organization*, Vol II: chapter 17, Elsevier Science Publishers, pp. 1011-1057.

CDA (2010). "*Annual data 2010: copper-brass-bronze, copper supply & consumption 1988-2009",* Nueva York.

COCHILCO (2008). "*Informe del mercado del cobre. Análisis 2008 y perspectivas 2009-2010",* Comisión Chilena del Cobre.

CODELCO (varios años). "*Memoria Annual",* Codelco-Chile.

DEMSETZ, H. (1973). "Industry Structure, Market Rivalry, and Public Policy," *Journal of Law & Economics,* Vol. (16), pp. 1-9.

ENGLE, R. y C. GRANGER (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica,* Vol. (55), pp. 251-276.

FOLEY, P. y J. CLARK (1981). "US Copper Supply an Economic/Engineering Analysis of Cost-Supply Relationships", *Resources Policy,* Vol. (7), pp. 171-187.

GALLET, C. (2001). "The Gradual Response of Market Power to Mergers in the U.S. Steel Industry", *Review of Industrial Organization*, Vol. (18), pp. 327-336.

GARCIA, P. y R. M. LEUTHOLD (1997). "Commodity Market Modeling" en Padberg, D.I.; C. Ritson, y L.M. Albisu, *Agro-food Marketing*, CAB International, Oxford, pp. 111-134.

GENESOVE, D. y W. MULLIN (1998). "Testing Static Oligopoly Models: Conduct and Cost in the Sugar Industry, 1890-1914", *The RAND Journal of Economics*, Vol. (29), pp. 355-377.

GRANGER, C. y P. NEWBOLD (1974). "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol. (2), pp. 111-120.

GREENE, W. (2003). *Econometric Analysis.* 5th Edición, Prentice Hall.

GUZMAN, J. I. (2007). *Essays in Industrial Organization Applied to Mineral Markets.* Thesis of the requirements for the Degree of Doctor in Engineering Sciences, Pontificia Universidad Católica de Chile, Escuela de Ingeniería.

HENDRY, D. (1991). "Econometric Modeling with Cointegrated Variables: An Overview" en R. F. Engle y C.W.J. Granger, *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration.* Oxford University Press, pp. 51-64.

ICSG (1994-2010). *Monthly Copper Usage Data: Monthly Copper Mine Production Data*. International Copper Study Group.

IGAMI, M. (2015). "Market Power in International Commodity Trade", *The Journal of Industrial Economics*, Vol. (63), pp. 225-248

JUNG, C. y B. SELDON (1995). "The Degree of Competition in the Advertising Industry", *Review of Industrial Organization*, Vol. (10), pp. 41-52.

LAU, L. (1982). "On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data", *Economics Letters*, Vol. (10), pp. 93-99.

O'RYAN, R. (2002). "Fusiones y poder de mercado en la industria mundial del cobre". Centro de Economía Aplicada, Departamento de Ingeniería Industrial, Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas, Universidad de Chile.

PERLOFF, J. y E. SHEN (2001). "Collinearity in Linear Structural Models of Market Power", Working Paper Series from Institute of Industrial Relations, No 1020, UC Berkeley.

PORTER, R. (1983). "A Study of Cartel Stability: The Joint Executive Committee, 1880-1886", *The Bell Journal of Economics*, Vol. (14), pp. 301-314.

PRICE WATER HOUSE COOPERS (varios años). "*Mining Deals: Annual Review"*.

SALVO, A. (2010). "Inferring Market Power under the Threat of Entry: The Case of the Brazilian Cement Industry", *The RAND Journal of Economics,* Vol. (41), pp. 326-50.

SUSANTO, D. (2006). *Measuring The Degree of Market Power in the Export Demand for Soybean Complex*. Submitted to the Graduate Faculty of the Louisiana State University and Agricultural and Mechanical College in partial fulfillment of the requirements for the degree of Doctor of Philosophy.

TILTON, J. y H. LANDSBERG (1997). "Innovation, Productivity Growth, and the Survival of the U.S. Copper Industry". *Discussion Paper*, 97/41, series de estudios "Understanding Productivity Change in Natural Resource Industries".

U.S. BUREAU OF LABOR STATISTICS. *Databases & Tables* (en línea). "www.bls.gov". (consulta: Abril de 2010)

U.S. ENERGY INFORMATION ADMINISTRATION. *Energy Statistics* (en línea). "www.eia.doe.gov". (consulta: Abril de 2010).

U.S. GEOLOGICAL SURVEY (1994-2010) *Monthly prices Data: Copper, aluminum and silver*. U.S. Geological Survey. National Center, Reston, VA.

U.S. GEOLOGICAL SURVEY (1994-2008) "U.S. Geological Survey Minerals Yearbook: Copper". U.S. Geological Survey. National Center, Reston, VA.

U.S. SECURITIES AND EXCHANGE COMMISSION (SEC). *Form 10-k*. "http://www.sec.gov" (consulta: Julio de 2010).

U.S. FEDERAL RESERVE. ECONOMIC. *Research & Data* (en línea). "http://www.federalreserve.gov" (consulta: Julio de 2010).

WOLFRAM, C. (1999). "Measuring Duopoly Power in the British Electricity Spot Market", *The American Economic Review*, Vol. (89), pp. 805-826.

ZEIDAN, R. y M. RESENDE (2009). "Measuring Market Conduct in the Brazilian Cement Industry: A Dynamic Econometric Investigation", *Review of Industrial Organization*, Vol. (34), pp. 231-244.

ANEXOS

Anexo 1: Pruebas de raíz unitaria y cointegración

Es ampliamente reconocido que varias series de interés económico, utilizadas en el análisis de series de tiempo, son no estacionarias, por lo que su uso para estimar relaciones de largo plazo puede conducir a relaciones espurias (Engle y Granger, 1987). Algunas perspectivas sugieren que para solucionar este problema las variables pueden ser transformadas a primeras diferencias; no obstante, es posible que información económica relevante de largo plazo se pierda si los datos son solo analizados en primeras diferencias (Hendry, 1986)[10]. Afortunadamente, la abundante literatura respecto al tema muestra otras alternativas para tratar el problema. Específicamente, siguiendo a Greene (2003), al mantener un grupo de variables integradas de orden uno (no estacionarias) que están cointegradas, en un modelo de regresión que esté lo suficientemente bien especificado, sus residuos serán una serie estacionaria que evitarán el problema de regresión espuria[11].

Siguiendo esta propuesta, para verificar que el modelo econométrico a ser estimado cumple con las condiciones de estacionariedad se siguen dos líneas de exploración. En primer lugar, se verificó el orden de integración de las variables bajo consideración. Para esto se utilizaron las pruebas de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) y Kwiatkowski (KPSS)[12]. Los resultados de las dos primeras pruebas ADF y PP, que se muestran en la Tabla A.1, indican que todas las variables siguen un proceso integrado de orden uno, I(1). Adicionalmente, para corroborar los anteriores resultados se realizó la prueba KPSS (incluyendo constante e incluyendo constante y tendencia), para un rango de rezago desde cero a cuatro. En general los resultados que se muestran en la Tabla A.2 indican que la hipótesis nula de estacionariedad se rechaza a un nivel de significancia de 5%. Dado que la hipótesis nula de la prueba KPSS es que la serie es estacionaria, su rechazo confirma los resultados obtenidos en las pruebas ADF y PP de raíz unitaria de la Tabla A.1.

---

[10] Esta afirmación es válida solo si el proceso generado por las variables están cointegradas. En caso contrario, una buena solución será inferir un análisis en primeras diferencias (Hamilton, 1994).

[11] Granger y Newbold (1974) denominan problema de regresión espuria al momento en que se analizan múltiples variables independientes, pudiendo ser todas I(1) o algunas I(0), y los estadísticos usuales indican una relación significativa cuando en realidad no la hay.

[12] Las pruebas de raíz unitaria ADF y PP contrastan la hipótesis nula de raíz unitaria contra la hipótesis alternativa de no raíz unitaria. La prueba KPSS contrasta la hipótesis nula de estacionariedad contra la alternativa de no estacionariedad.

TABLA A.1

PRUEBA DE RAIZ UNITARIA ADF Y PP

Variable		ADF			PP		
		A	B	C	A	B	C
Precio del cobre	P	–1,3809	–2,1564	0,1087	–1,3025	–2,0448	0,1844
Índice de producción de la construcción	CPI	–2,4621	–2,2763	–0,8385	–2,4898	–2,4945	–0,2616
Precio del aluminio	Z	**–3,2265**	–3,3098	–0,1268	**–3,3414**	**–3,4400**	–0,1986
Consumo de cobre	Q	0,3767	–1,7205	–1,3019	**–3,5631**	**–5,1746**	–1,1213
Salario	W	–1,7319	–2,0071	–0,4815	–1,2630	–1,4889	–0,5008
Precio del petróleo	OIL	–1,8786	**–4,3542**	–0,1343	–1,7745	**–3,6728**	–0,0676
Precio de la electricidad	E	–1,8677	–1,9754	–0,2515	–2,8814	**–2,9301**	–0,5573
Precio de la plata	SIL	–0,3098	–2,4619	0,8639	–0,5687	–2,1500	0,7493

Notas: Los valores en negrita indican el rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. El valor crítico del modelo que incluye constante (A) es de –2,8775, para el modelo que incluye constante y tendencia (B) es de –3,4336 y para el modelo que no incluye ni constante ni tendencia (C) es de –1,9425. Cálculos propios utilizando el paquete econométrico EViews 5.

TABLA A.2

PRUEBA DE RAIZ UNITARIA KPSS

Variable		Nivel				
		0	1	2	3	4
Precio del cobre	P	8,9085	4,5217	3,0573	2,3251	1,8866
Índice de producción de la construcción	CPI	4,3154	2,2361	1,5470	1,2087	1,0096
Precio del aluminio	Z	0,8147	**0,4235**	**0,2927**	**0,2277**	**0,1892**
Consumo de cobre	Q	11,2647	6,1297	4,2590	3,2893	2,6915
Salario	W	5,2782	2,6507	1,7756	1,3394	1,0785
Precio del petróleo	OIL	14,6119	7,4181	5,0206	3,8264	3,1125
Precio de la electricidad	E	2,4624	1,2665	0,8740	0,6811	0,5665
Precio de la plata	SIL	10,4926	5,4019	3,6971	2,8416	2,3276
Variable		Tendencia				
		0	1	2	3	4
Precio del cobre	P	2,8766	1,4626	0,9917	0,7568	0,6164
Índice de producción de la construcción	CPI	1,9034	0,9924	0,6907	0,5434	0,4574
Precio del aluminio	Z	0,5816	0,3030	0,2097	0,1634	**0,1359**
Consumo de cobre	Q	1,8460	1,0942	0,7945	0,6327	0,5296
Salario	W	3,7708	1,8933	1,2683	0,9569	0,7709
Precio del petróleo	OIL	2,8766	1,4626	0,9917	0,7568	0,6164
Precio de la electricidad	E	1,4953	0,7693	0,5314	0,4147	0,3455
Precio de la plata	SIL	2,9148	1,5223	1,0571	0,8241	0,6848

Notas: Los valores en negrita indican el rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. El valor crítico al 5% en el modelo en nivel es de 0,463 y para el modelo con tendencia es de 0,146. Cálculos propios utilizando el paquete econométrico EViews 5.

En segundo lugar, para verificar la existencia de relaciones de largo plazo entre las variables se realizó la prueba de cointegración de Johansen[13] para cada una de las ecuaciones estimadas. Los resultados que se presentan en la Tabla A.3 comprueban la existencia de cointegración de las variables en cada una de las ecuaciones. Como se observa en los resultados, la hipótesis nula de no cointegración, $r=0$, se rechaza a un nivel del 5%, tanto para el estadístico de traza como para el estadístico de máximo, lo que sugiere que existe al menos una relación de cointegración.

TABLA A.3

TEST DE COINTEGRACION DE LAS VARIABLES EN LA ECUACION DE DEMANDA Y EN LAS RELACIONES DE OFERTA

Variable	Hipótesis		
	r = 0	r ≤ 1	r ≤ 2
Ecuación de demanda			
Estadístico de traza	**54,3974**	24,0796	8,6357
Valor crítico	47,8561	29,7971	15,4947
Estadístico de máximo	**30,3178**	15,4439	8,6075
Valor crítico	27,5843	21,1316	14,2646
Relación de oferta Bresnahan & Lau (1982)			
Estadístico de traza	**138,2123**	**82,9962**	47,0434
Valor crítico	95,7537	69,8189	47,8561
Estadístico de máximo	**55,2161**	**35,9528**	21,9293
Valor crítico	40,0776	33,8769	27,5843
Relación de oferta Porter (1983) & Agostini (2006)			
Estadístico de traza	**102,7849**	**50,2431**	27,5175
Valor crítico	69,8189	47,8561	29,7971
Estadístico de máximo	**52,5419**	**22,7256**	20,7707
Valor crítico	33,8769	27,5843	21,1316

Notas: Los valores en negrita indican el rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Los valores críticos se presentan en la taba. Cálculos propios utilizando el paquete econométrico EViews 5.

[13] Engle y Granger (1987) señalan que una combinación lineal de dos o más series no estacionarias puede ser estacionaria. Si tal combinación lineal existe, las series no estacionarias están cointegradas y puede ser interpretada como una relación de equilibrio de largo plazo entre las series. Por lo tanto, el propósito del *test* de cointegración de Johansen es determinar si un grupo de series no estacionarias están cointegradas.

Revista de Análisis Económico, Vol. 34, Nº 2, pp. 53-80 (Octubre 2019)

ENVEJECIMIENTO DOMESTICO, CORRESIDENCIA Y OFERTA LABORAL DE HOMBRES Y MUJERES

DOMESTIC AGING, CO-RESIDENCE AND LABOR SUPPLY OF MEN AND WOMEN

JORGE A. PAZ*
CONICET-IELDE/UNSa

Abstract

This paper explores the correlation between the presence and the number of elderly people in households and the labor supply of men and women between 18 and 54 years old, using data from the Argentina Permanent Household Survey for an extended period. Does the presence of elderly people alter the labor participation of men and women at central ages? It is proposed that this is so and that the correlation direction correlation will depend on the contribution they make to the home, or the demand for care they generate. Through the application of traditional multivariate models, it was found that the presence and the number of elderly people in the household is negatively related to the labor participation of men and women at central ages, and, in some cases, it relates positively with the participation of women. The effects on working hours are more elusive.

Keyword: *Ageing, fertility, labor force participation, Argentina, elderly people, labor supply, time use, gender economics, feminist economics, economics of care.*

JEL Classification: *J14, J22, O54.*

[1] Investigador Independiente del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) con sede en el Instituto de Estudios Laborales y del Desarrollo Económico (IELDE), Universidad Nacional de Salta, Argentina. Este trabajo fue financiado parcialmente por el Consejo de Investigación de la Universidad Nacional de Salta, Proyecto 2509/0. El autor agradece los comentarios recibidos de árbitros anónimos que contribuyeron a mejorar sensiblemente la calidad del artículo. Se agradece también las observaciones realizadas por los investigadores del departamento de Economía de la Universidad de San Andrés, Argentina, en el seminario realizado el 28 de agosto de 2018. Los errores que persisten son responsabilidad del autor.

Resumen

En este trabajo se explora la correlación entre la presencia y la cantidad de personas mayores en los hogares y la oferta laboral de hombres y mujeres entre 18 y 54 años, usando datos de la Encuesta Permanente de Hogares de Argentina para un extenso período. ¿La presencia de personas mayores altera la participación laboral de hombres y mujeres en edades centrales? Se plantea que esto es así y que la dirección de la correlación dependerá del aporte que ellas hagan al hogar, o de la demanda de cuidado que generen. Mediante la aplicación de modelos multivariados tradicionales se encontró que la presencia y la cantidad de personas mayores en el hogar se relaciona negativamente con la participación laboral de hombres y mujeres en edades centrales, y, en algunos casos, positivamente con la participación de las mujeres. Los efectos sobre las horas de trabajo son más elusivos.

Palabras clave: *Envejecimiento, fecundidad, participación económica, Argentina, personas mayores, oferta laboral, economía del cuidado, economía feminista, usos del tiempo, economía del género.*

Clasificación JEL: *J14, J22, O54.*

I. INTRODUCCION

Recientemente se ha revitalizado el debate acerca de los determinantes de la participación de la mujer en el mercado de trabajo, al menos en algunos países de América Latina (Beccaria *et al.*, 2017). Probablemente tuvo que ver con esto el claro estancamiento de la tasa de actividad femenina observado durante la última década. Gasparini y Marchionni (2015) muestran que, en América Latina durante el período 1992-2002, la tasa de actividad femenina aumentaba a razón de 9 puntos porcentuales (pp) por año, mientras que en la década 2002-2012, lo hizo a razón de 3 pp por año. Dicho estancamiento no se dio sólo en los países de la región sino también en otras economías con diferente nivel de desarrollo relativo (Health y Jayachandran, 2017; Klasen y Pieters, 2015).

Los determinantes tradicionalmente analizados de la participación femenina son: la fecundidad (Bloom *et al.*, 2009), el nivel educativo (Health y Jayachandran, 2017; Psacharopoulos y Thanatos, 1989), y, en varios estudios, la situación del mercado laboral masculino por la probable ocurrencia ya sea del llamado "efecto del trabajador adicional", o del "efecto del trabajador alentado/desanimado" (Paz, 2007). A diferencia de los dos primeros, este último tiene un carácter más bien coyuntural, por lo que podría excluirse de la lista si lo que se quiere es entender un quiebre estructural de una tendencia de mediano o largo plazo, como la descrita por la tasa de actividad

femenina. Este ha sido el tratamiento dado al tema en una extensa literatura cuyo origen puede situarse en la década de 1970 a raíz de la expansión de la tasa de actividad de las mujeres en los países de mayor nivel de desarrollo que se dio concomitante a un fuerte descenso del número promedio de hijos tenidos por las mujeres y a la expansión educativa (ver, por ejemplo, Killingsworth y Heckman, 1986).

A pesar de su amplia aceptación, los determinantes mencionados no son satisfactorios para dar cuenta del estancamiento de la tasa de actividad de las mujeres y de la suave caída de la tasa de actividad de los hombres, referidas en el primer párrafo. La fecundidad siguió descendiendo, alcanzando en algunos países niveles muy bajos, y la educación sigue aumentando inexorablemente (Barro & Lee, 2016). Así, descartados estos determinantes como claves para dar cuenta de la evolución de las tasas de actividad, hay que explorar otros, algunos de los cuales recibieron poca atención en la literatura. Puede suceder, por ejemplo, que las mujeres más propensas a participar ya estén en el mercado de trabajo y que permanecen en la inactividad aquellas que: a) creen (ellas y sus parejas) que la mujer debe encargarse de los quehaceres domésticos y de las tareas de cuidado (Paz, 2018); o bien, b) ocupan su tiempo en dichas tareas por diversos motivos, uno de los cuales es a). Esta última hipótesis incluye la especialización al interior de los hogares: las mujeres en tareas domésticas y de cuidado y los hombres en trabajos para el mercado. Asimismo, de b) queda un punto por develar: ¿cuidar a quién? Justamente esta hipótesis es la contracara de aquella que se usó para entender el aumento de la tasa de actividad: la fecundidad descendió, la demanda de cuidado cayó, liberando tiempo disponible para dedicarlo al trabajo remunerado. Si cada vez hay menos niños para cuidar, entonces ¿por qué la participación se estancó?; o bien, ¿por qué cierto grupo de mujeres (como las escandinavas) tienen cada vez más hijos y no declinan su participación en el mercado?

Las respuestas a estos interrogantes remiten a los puntos a) y b) nuevamente, porque: (i) el tiempo de cuidado y de trabajo doméstico se distribuye desigualitariamente entre hombres y mujeres, (ii) si bien hay cada vez menos niños, el envejecimiento demográfico está provocando un aumento de la demanda de cuidado, no ya de niñas y niños, sino de personas mayores. Si se cumple ii), dicha demanda recae mayoritariamente sobre las mujeres. Pero para que esto ocurra debe darse que las personas mayores cada vez sean más, que vivan más años, y que requieran cuidado, que dicho cuidado no esté cubierto por alguien cercano (cónyuge) o por profesionales (servicios formales). Esto es una condición necesaria, dado que si las personas mayores están en buenas condiciones de salud podrían generar "transferencias hacia abajo" en términos generacionales, colaborando con recursos monetarios y no monetarios, liberando tiempo de adultas/os en edades centrales que podría ser utilizado para el trabajo para el mercado.

Este artículo se ocupa de la relación entre la presencia y cantidad de personas mayores y la participación económica en hogares con corresidencia intergeneracional; esto es hogares compuestos por personas en edades centrales (18-54) y personas mayores (65 y más) con o sin niñas y niños (0-17). El fenómeno adquiere relevancia precisamente por el panorama demográfico de Argentina, un país cerca de concluir

la primera transición demográfica y en los que comienzan a visualizarse signos de la segunda, según se verá enseguida. Se analiza entonces el efecto que sobre la participación laboral de hombres y mujeres en edades centrales provoca la presencia de niñas y niños como rasgo destacado de la primera transición (supuestamente ya concluida), y de personas mayores en el hogar en el que residen, como rasgo destacado de la segunda transición (en proceso). Este último aspecto ha recibido muy poco tratamiento en la literatura especializada.

El trabajo está organizado según el siguiente plan: en la próxima sección se describe el marco conceptual sobre el que se apoya la investigación realizada. La sección IIII contiene una revisión de la literatura relevante, y en la IV se describen los datos usados y la metodología implementada para responder a los principales interrogantes planteados en el documento. En la sección V se discuten los resultados alcanzados y se enumeran al final (sección VI) las conclusiones a las que se arribó en este artículo.

II. MARCO CONCEPTUAL

Los primeros trabajos que tomaron en cuenta la demanda de cuidado de personas mayores y sus efectos sobre la oferta laboral de las personas en edades centrales fueron Wolf y Soldo (1994), y Ettner (1995 y 1996). A diferencia de estos, interesados exclusivamente en la demanda de cuidado, en este trabajo se plantea que la corresidencia intergeneracional podría generar efectos de dos tipos sobre la participación económica y el esfuerzo laboral: uno positivo y otro negativo. El primero se daría si las personas mayores corresidentes: a) colaboran con los quehaceres del hogar, tanto en tareas domésticas como con el cuidado de otros miembros (por ejemplo, de niñas/os); y/o b) aportan ingresos no laborales (provenientes de fuentes tales como jubilación/pensión), o servicios de residencia (propiamente, vivienda), disminuyendo la necesidad de obtener recursos de los miembros del hogar en edades centrales. En términos microeconómicos, esto último implicaría un efecto ingreso, que podría reducir la oferta de trabajo de las personas adultas en edades centrales, aumentando su salario de reserva.

El efecto negativo se daría si las personas mayores presentes en el hogar requieren cuidado de los miembros en edad central. Esto podría darse en contextos económicos, sociales y sanitarios diversos. Por ejemplo, si las personas mayores no cuentan con recursos económicos propios, si no tienen pareja para compartir los esfuerzos que requieren los quehaceres domésticos y/o si se encuentran en un estado de salud que demande cuidados específicos, que esos servicios de cuidado no sean provistos por profesionales (o, al menos, no en la cantidad necesaria), y que los cuidados, además, no sean distribuidos de manera igualitaria entre todos los potenciales cuidadores.

Los tres factores mencionados, dos positivos y uno negativo, implican transferencias que se producen entre los miembros del hogar, las que se diferencian entre sí por su dirección, tomando en cuenta ambas generaciones: hacia abajo, en la medida en que

sean las personas mayores las que colaboran con la actividad de las/os adultas/os en edades centrales; hacia arriba, en el caso que sean las/os adultas/os en edades centrales quienes se ocupen del cuidado de las personas mayores. En el primer caso puede decirse que estas últimas tienen un rol activo en las tareas de reproducción, mientras que, en el segundo, un rol pasivo. Según cuál sea el tipo de transferencias que predomine, el efecto sobre la participación económica será positivo, negativo o neutro. Es decir, no existe una razón teórica que permita adelantar cuál será el resultado final de la presencia de personas mayores sobre la oferta laboral de adultas/os en edades centrales en los hogares con corresidencia intergeneracional. Lo antedicho se resuelve con la evidencia empírica y, como tal, está sujeto a variables que trascienden lo puramente económico, como costumbres, formas de arreglos residenciales preexistentes, entre tantas otras.

A nivel agregado, el efecto total será el resultado del balance de estas fuerzas, y, por lo tanto, el resultado final no puede ser predicho por un esquema teórico. Hasta podría suceder que el efecto fuese nulo, lo que ocurriría si las fuerzas que hacen aumentar la participación se compensan con aquellas que la hacen reducir. Llegados a este punto viene bien aclarar que por oferta laboral se entiende tanto la decisión de estar o no estar en el mercado de trabajo, esto es, la decisión de participación, como las horas dedicadas a la generación de ingresos. Este estudio se ocupará de ambas, considerando tanto la participación laboral como el número de horas ofrecidas al trabajo para el mercado.

Existen varios motivos para sospechar que el efecto final de la corresidencia sobre la oferta laboral de adultas/os en edades centrales (positivo, negativo o neutro) difiera entre grupos de individuos. Por ejemplo, puede suceder que la reducción de horas dedicadas al trabajo remunerado sea mayor entre las mujeres que entre los hombres, debido a la división intrahogar del trabajo doméstico no remunerado. Puede ocurrir también que el costo de cuidado en términos de horas de trabajo para el mercado sea mayor para los estratos de ingresos familiares bajos que no pueden acceder a servicios de atención pagados.

Desde la perspectiva de la oferta de trabajo y, en consecuencia, del crecimiento económico, el saber cuál de ambos efectos predomina es muy importante. Si la corresidencia genera transferencias hacia abajo, el envejecimiento tendrá efectos positivos sobre de la oferta de trabajo y el crecimiento económico. Por el contrario, si la corresidencia implica transferencias hacia arriba, tendrá efectos negativos sobre de la oferta de trabajo y el crecimiento económico. Además, si la corresidencia es diferencial por estrato socioeconómico o de clase, el efecto tendrá impactos distributivos que valdría la pena conocer, pero que no serán abordados en este documento.

III. LITERATURA PERTINENTE

Las investigaciones sobre los determinantes de la participación laboral se han centrado principalmente en la población femenina y, dentro de este grupo, en las

casadas entre 25 y 54 años (Killingsworth y Heckman, 1986; Blau y Khan, 1996). Es precisamente este grupo el que explica la gran expansión de la participación de la mujer en la actividad económica remunerada, en los países desarrollados y en algunos en desarrollo (Pieter y Klasen, 2011).

En esos análisis jugó un rol protagónico el tiempo dedicado a la crianza y al cuidado de los hijos, tanto en la decisión de estar en el mercado de trabajo como en el número de horas dedicadas a un empleo remunerado. En los estudios que abordan este tema en América Latina y el Caribe se ha venido evaluando la posibilidad de que la caída de la fecundidad pueda contribuir al crecimiento económico y a la reducción de la desigualdad y la pobreza, a través de lo que se ha dado en llamar el "bono de género" (Martínez *et al.*, 2013; Pagés y Piras, 2010).

Menos numerosos son los aportes que abordan la relación entre la corresidencia intergeneracional y la participación económica de adultos en edades centrales. Este no es un hecho menor en un país como Argentina, con muy baja fecundidad, una población envejecida para el patrón regional, y con una prolongada esperanza de vida a diferentes edades (ver sección III). Aparece así en escena nuevamente el tema de cuidado. La reducción de la demanda de cuidado que habría provocado la primera fase de transición demográfica con la caída de la fecundidad podría aumentar en la segunda transición, debido al envejecimiento de la población y a la creciente demanda de servicios de cuidado que ello trae aparejado.

Los trabajos de Wolf y Soldo (1994) y de Susan Ettner (1995 y 1996) son los primeros que se ocuparon detalladamente de este importante tema. Estos estudios aparecen a mediados de los 90, cuando el fenómeno del envejecimiento estaba plenamente instalado en EE.UU. Los resultados que obtienen estos autores no son concordantes. Mientras que los primeros no encuentran efectos de la presencia de personas mayores en el hogar sobre la oferta de trabajo, Ettner (1995 y 1996) afirma que la reduce, y que dicho impacto no solo es significativo en las horas trabajadas, sino que saca personas (especialmente mujeres) del mercado laboral, y que eso está relacionado con el estado de salud de las personas mayores.

A resultados similares a los de Ettner llegan también otros autores (Heitmueller, 2004; Leigh, 2010 y Von Houtven *et al.*, 2013), usando siempre el concepto de "cuidado informal" entendiendo por tal aquella atención realizada por familiares y/o vecinos a personas con discapacidad crónica, principalmente personas mayores (Carmichael, 2010).

Excepto el trabajo de Crespo (2006) que encuentra evidencias similares para países de Europa, después del trabajo de Ettner (1995), la atención principal de este tipo de estudios se orientó a la demanda de cuidado más que a la corresidencia propiamente dicha; y si bien ambos fenómenos están conectados, no significan lo mismo, como se dijo antes. Una persona puede hacerse cargo del cuidado de una persona mayor sin corresidir y esa "invisibilidad" del cuidado podría estar subestimando el efecto medido sobre la oferta de trabajo de las personas adultas en edades centrales.

Las investigaciones más recientes acerca de los efectos de la corresidencia intergeneracional sobre la participación laboral de la población adulta en edades centrales abordaron el problema analizando la demanda de cuidado de personas con discapacidad (por ejemplo, Maurer-Fazio *et al.*, 2009 y Shen y Chen, 2012). Es de destacar que estas investigaciones provienen en particular de Asia, donde no solo se ha observado un envejecimiento demográfico acelerado en los últimos decenios y una particular evolución de la participación de la mujer en la actividad económica, sino que se han lanzado programas (como el de seguros de largo plazo analizado por Sugawara y Nakamura, 2014) o el programa de salud estudiado por Liu (2010) por ejemplo) que impactaron claramente en los mercados de servicios de cuidado. Quizá provocado por estos programas, los resultados encontrados por estos autores muestran efectos positivos de la demanda de cuidado sobre la participación económica.

En América Latina es el estudio de Bravo y Puentes (2012) el que analiza el problema de la participación laboral de mujeres que corresiden con personas mayores. Estos autores encuentran un efecto negativo y significativo sobre la participación, luego de controlar el impacto por un conjunto de variables independientes. Lo curioso es que dicho efecto desaparece cuando los autores corrigen sus estimaciones por endogeneidad. Claro está que juegan un papel importante en todos los casos los instrumentos elegidos para corregir por endogeneidad y estos no dependen de las necesidades del analista sino de las variables disponibles en las bases de datos usadas.

Otros autores no detectan relación fuerte entre ambos fenómenos. En este sentido, resulta particularmente interesante el trabajo de Meng (2009) para Alemania porque los datos de panel que utiliza le permiten controlar la heterogeneidad no observada. En el ejercicio realizado encuentra efecto negativo sobre la oferta laboral, más bajo para las mujeres que para los hombres. Esto llama la atención porque como se advierte, en Alemania existe una preferencia de la gente a realizar los cuidados en el domicilio y que sean realizados por familiares. Tampoco Unger (2013) encuentra relación para Noruega, Suecia y Dinamarca, aunque hay un efecto para aquellos cuidadores informales que ocupan más de 30 horas semanales con las personas mayores corresidentes.

Por último, el estudio de Posadas y Vidal-Fernández (2012) se aparta claramente del resto, porque ellas examinan el rol de personas mayores en el cuidado de niños en el hogar, y el efecto que esa situación ejerce sobre la participación económica de las mujeres. Además, las autoras exploran las implicancias distributivas de este fenómeno. En sus estimaciones (realizadas con variables instrumentales) encuentran un efecto positivo y fuerte sobre la participación económica, que puede adjudicarse a la ayuda proporcionada por las personas mayores.

Entre los estudios examinados hay diferencias en las fuentes de datos utilizadas y principalmente en los métodos de trabajo, a pesar de tratarse todos ellos de un abordaje cuantitativo al problema. Los estudios que aplican variables instrumentales utilizan instrumentos diversos, aunque todos parten del trabajo de Ettner (1995), quien afirma la necesidad de corregir endogeneidad usando variables *proxies* del estado de salud de los padres, su educación, y el estrato socioeconómico de origen. También son

relevantes los aportes de corresidencia como el de Guzmán y Hakkert (2001), quienes estiman funciones de corresidencia y usan como variables explicativas el género de las personas mayores y el estrato socioeconómico del hogar.

Por ejemplo, Bravo y Puentes (2012) usan como instrumentos el número de personas mayores de 15 años (hijas e hijos de las mujeres) presentes en el hogar, basándose en la hipótesis del aumento en el número de cuidadores potenciales que estaría relacionado con la atención de las personas mayores, pero no con la participación de la mujer en el mercado de trabajo. Estos autores mencionan como instrumentos importantes la edad de los tres amigos más cercanos, la edad y la salud de los padres y el número de hermanos de la persona cuya participación está siendo evaluada.

En suma, los instrumentos alrededor de los cuales giran todos los trabajos analizados son: educación de los padres, empleo y características de los hermanos no residentes, vivienda propia, servicios de electricidad en la vivienda, y condición de actividad de madres y padres (Magnani y Rammoham, 2006). Otros (Liu, 2010 por ejemplo) trabajan con variables *proxies* de necesidad de atención de madres y padres y la corresidencia con otros miembros de la familiar que pueden colaborar en las tareas de cuidado. Un aporte interesante lo proporcionan Maurer-Fazio *et al.* (2009), que incluyen como instrumentos el porcentaje de hogares corresidentes en el distrito, edad de las personas mayores y variables que permiten captar interacciones.

IV. DATOS Y ESTRATEGIA METODOLOGICA

A. Origen de los datos

Se usaron datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), relevamiento realizado por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), con la colaboración de las direcciones provinciales de estadística. La elección del período cubierto por el análisis, el comprendido entre los años 2004 y 2018, se corresponde con la denominada EPH-Continua (EPHC) y que contiene información homogénea proveniente de un cuestionario que ha permanecido sin cambios. No obstante, hubo en el período algunos problemas, quizá el más serio fue la intervención del INDEC ocurrida entre 2007 y 2015 y que afectó claramente algunos programas del Instituto, más claramente los relacionados con precios.

La EPH se aplica en Argentina desde el año 1973 a través de la medición puntual de dos ondas anuales (mayo y octubre). A partir de 2003, la EPH pasó a ser un relevamiento continuo (EPHC) que produce datos con frecuencia trimestral. La muestra en la que se basa es probabilística, estratificada, en dos etapas de selección, está distribuida a lo largo del período respecto del cual se brinda información (el trimestre) y el relevamiento se desarrolla durante todo el año.

Con una muestra trimestral típica es de un poco más de 26 mil viviendas, la EPH produce estimaciones trimestrales válidas para un conjunto de los 31 aglomerados

urbanos (también llamados "centros urbanos") agrupados en seis regiones estadísticas: Gran Buenos Aires, Nordeste, Noroeste, Centro y Sur (o Patagonia).

La oferta laboral es captada a través de la participación económica y de las horas semanales dedicadas al trabajo remunerado. La edad de las personas mayores es usada como un *proxy* de su estado de salud, y el sexo con la división del trabajo doméstico[1]. Las variables que se correlacionan como controles son la edad, la educación, la cantidad de niñas y niños, y la región de residencia. Una primera revisión de los datos usados puede hacerse con la información resumida en la Tabla A.1 del Apéndice de Tablas. Se muestran ahí los valores medios de cada una de las variables para el año 2018 y en el análisis descriptivo se destacan algunas de ellas para el período completo 2004-2018.

Para las estimaciones se considerará "población adulta en edades centrales" a hombres y mujeres con edades comprendidas entre los 18 y los 54 años. Se excluyen a menores de 17 años, muchas/os de las/os cuales todavía están cursando su escolaridad secundaria, por lo que la opción laboral no se considera la central, menos aún en Argentina, donde la escolaridad está muy extendida. También se dejan fuera de la población de personas en edad central a las de 55 y más años. Ya que se supone que el período fértil comienza a los 15 años, hay razones para creer que existe una distancia generacional entre las personas mayores más jóvenes (65 años) y las personas adultas en edades centrales más viejas (55 años): 10 años.

Además, el estudio se concentró en aquellos hogares en los que se encontraron personas mayores[2]. Es decir, que las estimaciones cubren hogares de diverso tipo y solo excluye los unipersonales.

B. Estrategia metodológica

Se supone aquí que la participación en el mercado de trabajo de hombres y mujeres, y el tiempo dedicado por ellas/os a un empleo remunerado, están relacionados de una manera u otra con un conjunto de variables observables, algunas de las cuales pueden estar determinadas conjuntamente con la decisión de participación económica propiamente dicha o con las horas dedicadas al trabajo por un pago. Las variables observables son las que se encuentran disponibles en la fuente de datos que se utiliza en este estudio: la EPH.

La decisión de participar en el mercado laboral puede ser analizada estimando el siguiente modelo:

$$z_i^* = \beta y_i + \Gamma X + u_i. \quad (1)$$

---

[1] Hay abundante literatura acerca de la distribución de las tareas domésticas en el hogar. Las mujeres dedican una parte mayor de su jornada a la atención de tareas domésticas no remuneradas. Un resumen estadístico de esta evidencia puede consultarse en https://oig.cepal.org/es/indicadores/tiempo-total-trabajo.

[2] Esto surgió como consecuencia de una sugerencia de uno de los revisores externos de este artículo.

Donde z_i^* es una variable latente, no observable, que representa la probabilidad de participación del individuo "i" en la actividad económica. Lo que se puede observar con los datos disponibles, es una variable dicotómica (z_i) que toma valor "0" si el individuo está fuera del mercado laboral, y "1" si participa. En términos simbólicos esto puede escribirse como sigue:

$$z_i = \begin{cases} 1 & si \quad z_i^* > 0 \\ 0 & si \quad z_i^* \leq 0 \end{cases}$$

En este caso y_i en [1] es la estructura por edad y sexo de las personas mayores en el hogar en el que reside la persona adulta en edad central *i*. Por su parte, *X* es una matriz que incluye variables observables que influyen en la participación económica de la población y en la oferta de horas de trabajo remunerado, ampliamente reconocidas en la literatura (Killingsworth & Heckman, 1986). De ese conjunto se consideraron aquí las variables que pudieron observarse en la EPH: edad, nivel educativo, presencia de niñas y niños y región de residencia.

De la misma manera, el tiempo que una persona dedica a trabajar por una remuneración puede ser especificado de manera idéntica:

$$h_i = \gamma y_i + \Xi X + \varepsilon_i. \tag{2}$$

En [1] y en [2] aparecen además los términos β, Γ, γ y Ξ, que simbolizan los parámetros a estimar. Los parámetros β y γ resumen la correlación entre la presencia y cantidad de personas mayores y la oferta de trabajo de hombres y mujeres en edades centrales (20-49) que residen en hogares con personas mayores. La oferta laboral medida como participación y el esfuerzo (horas), respectivamente.

La significatividad estadística de dichos parámetros no permitiría rechazar la ausencia de correlación, con lo cual podría decirse que la presencia de personas mayores no tiene que ver con la participación económica de las personas adultas en edades centrales corresidentes. Si el parámetro resultase significativo, habría que analizar el signo que arroja: el signo negativo implicaría que la presencia de personas mayores en el hogar está asociado a una participación económica o a un esfuerzo laboral menor de los adultos en edades centrales. Si es positivo podría pensarse que la presencia de personas mayores favorece la participación de adultos centrales.

Por su parte, Γ y Ξ son vectores que simbolizan los parámetros de las variables de control, cuya significancia y signo son los que aparecen en la literatura de participación económica y que están sustentados por la teoría de la participación económica de la población. Igualmente, más abajo se proporcionan pistas acerca del signo esperado para cada una de las variables incluidas en la matriz *X*.

Para estimar [1] se usó un modelo *probit* y para estimar [3], un modelo *tobit*, debido a la truncación a la izquierda que presenta la variable dependiente (horas trabajadas).

V. RESULTADOS

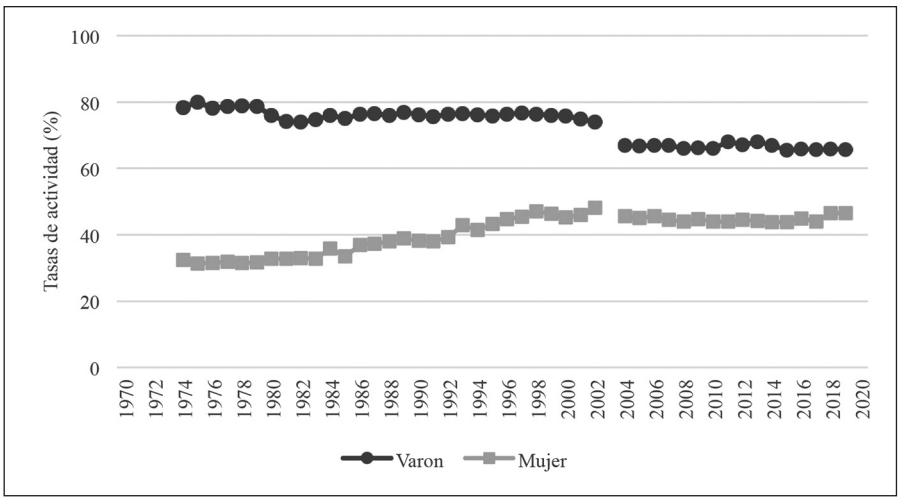
A. Repaso descriptivo

La participación económica de la población no puede ser adecuadamente analizada sin tener en cuenta tanto el diferencial por género como por edad. En el Gráfico 1 puede apreciarse la evolución de la tasa de actividad, principal indicador del nivel de participación. Se observa claramente un aumento entre las mujeres y una reducción un tanto suave entre los hombres. La verdadera expansión del nivel de participación económica femenina se dio durante las décadas de 1980 y 1990 para luego estancarse desde comienzos del presente siglo hasta la fecha (año 2019).

En los países más desarrollados como EE.UU. y los de Europa Occidental puede verse una imagen similar a la anterior, aunque la expansión registrada en Argentina durante los 80 comienza en ellos una década antes, durante los años 70. Lo que resulta perfectamente coincidente es el estancamiento a partir de los 2000.

GRAFICO 1

TASAS DE ACTIVIDAD POR SEXO, ARGENTINA, 1974-2019



Nota: El corte en 2003 obedece a falta de información por cambio de modalidad (ver texto).
Fuente: Elaboración propia con datos de INDEC, EPH.

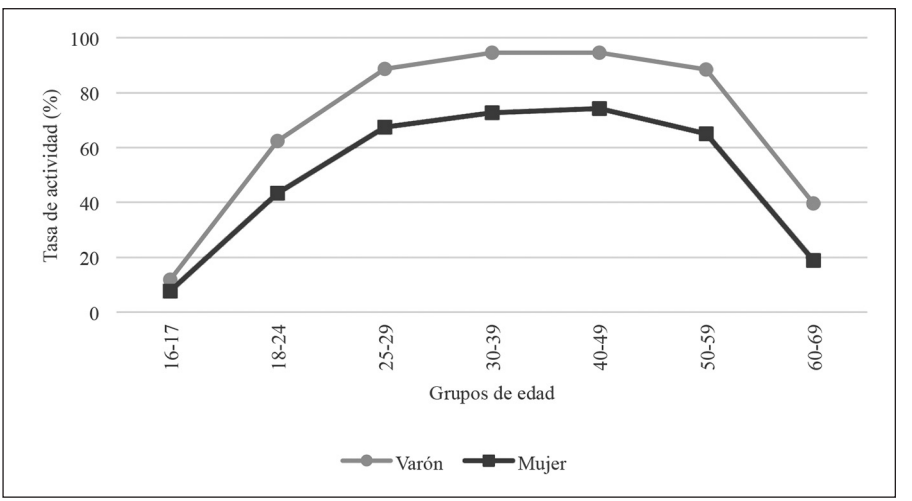
La tasa de actividad masculina no arroja una atendencia tan clara como la femenina. La caída que se produce luego del corte en el año 2003 obedece en buena medida al cambio de la metodología de relevamiento de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), la fuente de la cual proviene la información contenida en el Gráfico 1. La principal conclusión que se obtiene de dicho Gráfico es que la brecha entre hombres y mujeres persiste y que no hay evidencias de que pueda cerrarse, al menos en el mediano plazo. Además, dicha diferencia se verifica, como lo muestran los datos resumidos en el Gráfico 2, en todos los grupos de edad, siendo mayor en aquellos de edades más avanzadas.

Esto último es lógico, en la medida en que esta población proviene de generaciones en las que la disparidad por género era mucho más amplia y a que el arrastre de los patrones de participación suele ser muy marcado, como lo muestran los estudios que abordan este tema (por ejemplo, Klasen y Pieters, 2015).

Los cambios en el mercado de trabajo y en los patrones de participación fueron acompañados de otros fenómenos relacionados, como la expansión educativa (Lee & Lee, 2016) y las transformaciones demográficas ocurridas a lo largo del tiempo. De todos estos cambios interesan particularmente en este artículo aquellos que tienen que ver con los cambios demográficos, especialmente los vinculados a la fecundidad y el envejecimiento de la población.

GRAFICO 2

TASAS DE ACTIVIDAD POR SEXO Y EDAD. ARGENTINA, 2019



Fuente: Elaboración propia con datos de INDEC, EPH.

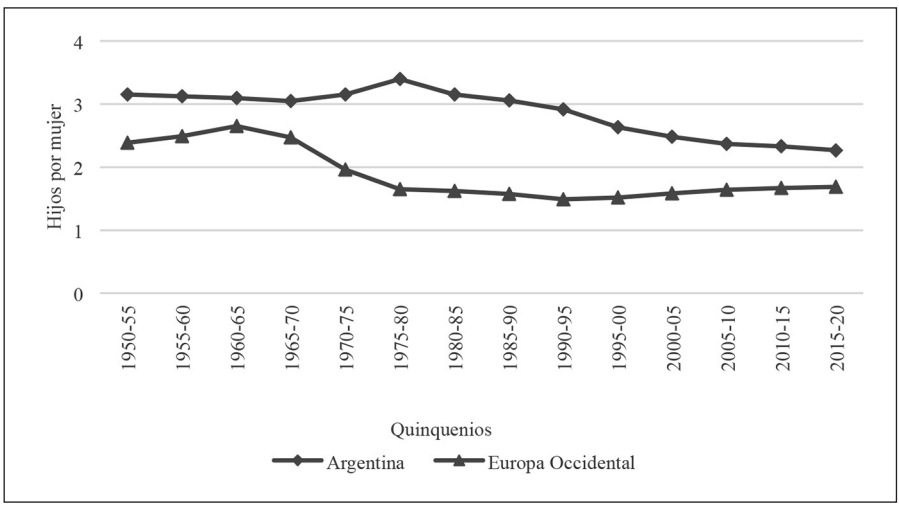
Argentina se ubica entre los países de América Latina con más bajos niveles de fecundidad. Pero lo que caracteriza más y mejor al país en este sentido es su evolución a lo largo del tiempo. Argentina comenzó el siglo pasado con niveles de fecundidad similares a los registrados en los países de Europa Occidental en ese momento, aunque luego su evolución no siguió la velocidad de descenso que se verificó en aquellos. Igualmente, como puede apreciarse en el Gráfico 3, la brecha permanece en los niveles observados en el quinquenio 1950-55, lo cual obedece al comportamiento de determinados grupos de edad, como se verá en seguida.

Entre los quinquenios 1975-1980 y 2015-2020 la fecundidad cayó más en los grupos de edades centrales (Gráfico 4), un patrón que suele conectarse con la evolución de la participación económica. Killingsworth & Heckman (1986) muestran que el aumento de la tasa de actividad de las mujeres en EE.UU. se explica en buena medida por la caída de la fecundidad entre las casadas, las que se agrupan, mayoritariamente, entre los 25 y 34 años (Montgomery & Trussell, 1986).

Hacia 1975-80 la edad modal de la fecundidad se ubicaba en el grupo de 25-29, mientras que en la fecha más reciente se observa una meseta entre los 20-34 años. El cambio en el soporte de la distribución se reflejó una caída en la edad media de la fecundidad. Claramente se trata de un momento del ciclo de vida en que es altamente probable que se haya consolidado la inserción en el mercado de trabajo.

GRAFICO 3

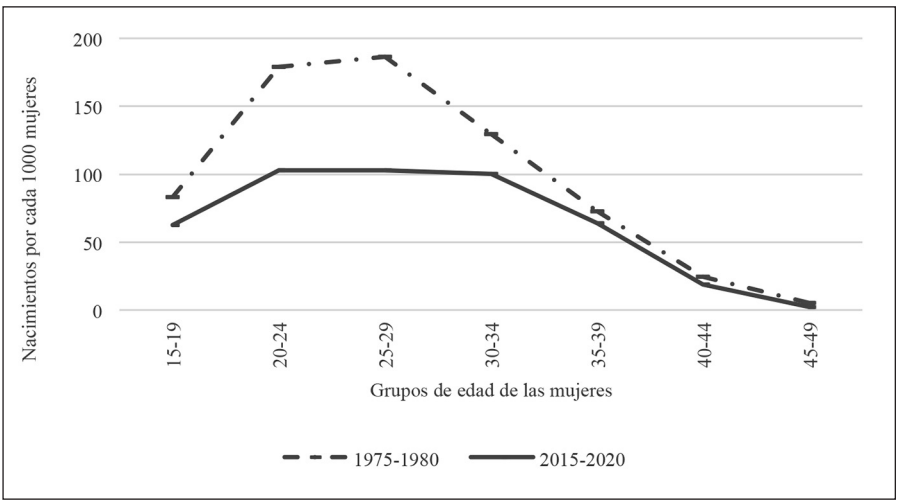
TASAS DE FECUNDIDAD, ARGENTINA Y EUROPA OCCIDENTAL, 1950-55 A 2015-20



Fuente: Elaboración propia con datos de la División de Población de las Naciones Unidas, *World Population Prospect*, Revisión 2019.

GRAFICO 4

TASAS DE FECUNDIDAD POR GRUPOS DE EDAD, ARGENTINA, 1975-79 Y 2015-2020



Fuente: Ídem Gráfico 3.

La baja tasa de fecundidad de Argentina en la Región contribuye a ubicar al país entre aquellos con un nivel de envejecimiento relativamente alto en América Latina. Un indicador de este fenómeno es la tasa de soporte, esto es, en una de sus tantas versiones, la cantidad de personas de 20 a 64 años por cada cien de 65 años y más[3]. En el Gráfico 5 se muestra la evolución temporal de esta tasa y la comparación del país con el promedio mundial.

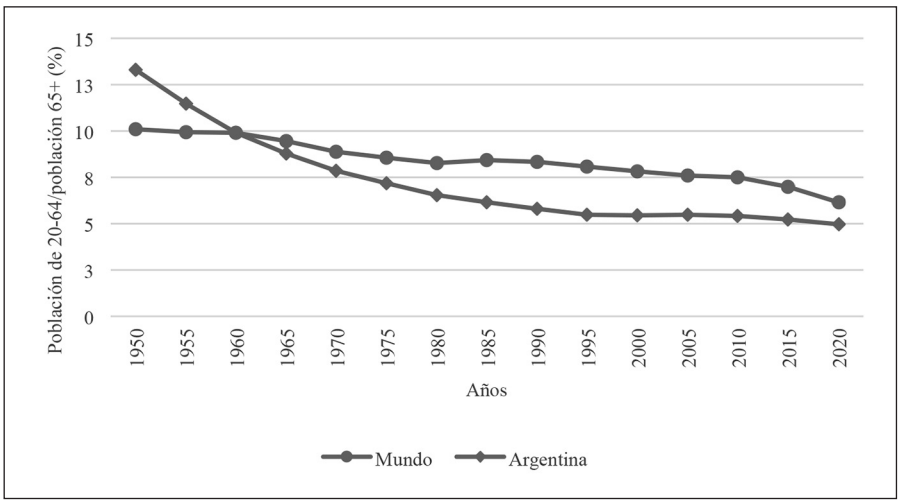
El envejecimiento de la población no implica corresidencia intergeneracional (Paz, 2016), pero es indudable que hay una fuerte relación entre esta y el cambio en la estructura demográfica (Guzmán & Hakkert, 2001). Lo que aumenta con la prolongación de la esperanza de vida a edades avanzadas es la demanda de cuidado, y en este caso la corresidencia intergeneracional es la manera de captar, aunque de manera indirecta, la demanda de cuidado de la población de personas mayores cuando se dispone de datos más precisos.

Para lograr una aproximación más precisa al problema que se aborda en este artículo conviene utilizar el concepto de "envejecimiento doméstico" (Bertranou, 2008), el que permite relacionar el aumento en la proporción de personas mayores en la población con la corresidencia y permite acoplar ambas ideas a la de participación económica.

[3] Este indicador no solo es uno de los muchos posibles para medir el envejecimiento de la población, sino que es una de las versiones de las tantas posibles. Otras toman al grupo 15-64 como referencia.

GRAFICO 5

TASAS DE SOPORTE EN LA ARGENTINA Y EL MUNDO, 1950-2020



Fuente: Ídem Gráfico 3.

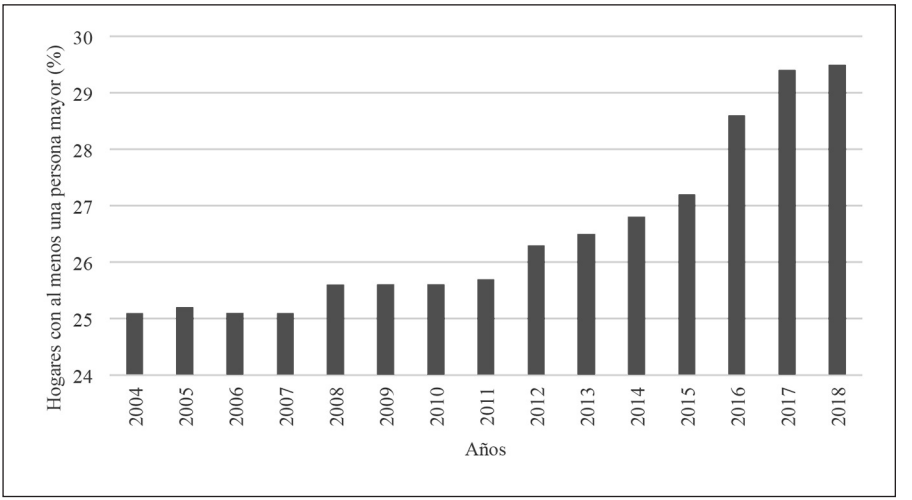
En el Gráfico 6 se muestra uno de los indicadores del envejecimiento doméstico en los hogares argentinos: los hogares en los que hay al menos una persona mayor.

Como lo plantean diversos autores (Bertranou, 2008; Bravo y Puentes, 2012), en países con bajo nivel de desarrollo relativo en sistemas protección formal durante la vejez, la búsqueda de los padres tiene una racionalidad con microfundamento y dispositivos culturales y axiológicos de apoyo. Es el llamado "cuidado informal", que está particularmente extendido en aquellas sociedades donde el sistema formal de cuidados no está lo suficientemente desarrollado o donde, a pesar de existir, no está al alcance de algunos sectores de la población. El tema del cuidado y su relación con la corresidencia permite detectar relaciones entre el proceso de envejecimiento, la demanda de cuidado de la población de personas mayores y la oferta de trabajo de los miembros del hogar en edades centrales. El cuidado, ya sea de niñas y niños y en menor medida de adolescentes y de ancianas y ancianos, es una actividad tiempo intensiva que compite con el número de horas que las personas disponen para el resto de las actividades, como el trabajo y el ocio, entre tantas otras.

La Tabla A.1 del Apéndice contiene los valores medios de las variables para el año 2018, y que son las que se usan en el análisis del resto de los años incluidos en este estudio. Corresponden a dos grupos de adultas/os en edades centrales: hombres y mujeres entre 18 y 54 años de edad y ocupadas/os de ese mismo rango etario. Debido a que interesan solamente los hogares con personas mayores, las muestras

GRAFICO 6

TASAS DE ENVEJECIMIENTO DOMESTICO EN ARGENTINA, 2004-2018



Fuente: Elaboración propia con datos de INDEC, EPH.

finalmente incluidas en las regresiones son más pequeñas que las que contienen al conjunto de adultas/os.

Se destacan como rasgos centrales la mayor tasa de actividad de horas de trabajo de la población masculina. También resulta interesante notar que si bien hay cierta paridad en la cantidad de personas mayores corresidentes, el número de niñas y niños es mayor entre las mujeres que entre los hombres, lo que implica una proporción más alta de hogares monoparentales con jefatura femenina que con jefatura masculina. No se encuentran diferencias importantes de edad entre hombres y mujeres, aunque las/os ocupadas/os son apenas mayores (más o menos en un año) que el conjunto de la población activa. Una diferencia similar se observa para la variable "años de escolaridad", aunque en este caso hay brecha entre hombres y mujeres, favorable a estas últimas.

B. Análisis multivariante

Con el propósito de evaluar la correlación entre cantidad de personas mayores corresidentes y oferta laboral de hombres y mujeres en edades centrales (18-54), se estimaron los modelos descritos en el apartado B de la sección anterior. Los resultados de esas estimaciones de presentan en las Tablas A.2 y A.3 del Apéndice. En el apartado siguiente se extiende este análisis a otros años del período 2004-2018.

Se constata que la cantidad de niñas y niños presentes en el hogar se correlaciona positivamente con la participación de los hombres y negativamente con la de las mujeres. Este es un resultado conocido en la literatura y que se ve con las prácticas de cuidado vigentes en muchos países (Killingsworth y Heckman, 1986)[4]. No obstante, si se compara los valores contenidos en la Tabla A.1 con los que provienen de otros estudios pueden existir algunas diferencias debidas a que se están considerando aquí solamente a adultas/os que corresiden con personas mayores y no al conjunto de adultas/os, independiente de la corresidencia intergeneracional.

Centrando la atención en las personas mayores, las dos primeras columnas de la Tabla A.2 (llamada ahí "Versión 1") muestra que no puede rechazarse la hipótesis de ausencia de relación entre el número de personas mayores en los hogares y la participación laboral de hombres y mujeres. Pero al abrir esta variable para observar la estructura por edad y sexo de las personas mayores que corresiden con las/os adultas/os en edades centrales, aparecen situaciones particularmente relevantes.

Primero, la cantidad de mujeres entre 65 a 69 años, y entre 70 a 79 años, está positivamente relacionada con la participación de las mujeres y no tiene correlación con la participación de los hombres. Esta evidencia no permite rechazar la hipótesis de transferencias hacia abajo en términos de cuidado, sugiriendo que las mujeres mayores podrían estar colaborando con las adultas (18-55) en las tareas del hogar, algunas de las cuales pueden estar referidas al cuidado de personas (abuelas cuidadoras).

Segundo, la cantidad de hombres entre 65 y 69 años, y entre 70 a 79 años, está negativamente relacionada con la participación de los hombres en edades centrales y no tiene correlación con la participación femenina. Esto da lugar a suponer que estos hombres mayores, presentes en el hogar, contribuyen con ingresos al sostenimiento del hogar provocando alguna alteración al salario de reserva de los varones en edades centrales.

Tercero, se observa correlación negativa y significativa entre la cantidad de hombres mayores de 69 años y la participación laboral de mujeres en edades centrales. La hipótesis de cuidado toma fuerza en este caso y podría pensarse que son las mujeres en edades centrales las que se hacen cargo de estas personas mayores en el hogar.

Por su parte, la presencia y cantidad de personas mayores no está correlacionada con la cantidad de horas que hombres y mujeres destinan semanalmente al trabajo remunerado (Tabla A.3, Apéndice de Tablas). Los signos y la significancia de las demás variables son similares a los que se obtienen para la participación en la fuerza de trabajo, con excepción de la presencia y cantidad de personas mayores. La cantidad de niñas

---

[4] Montgomery & Trussell (1986) dicen que se trata de una práctica frecuente la introducción de estas variables en una ecuación de participación. Para estimaciones más recientes se puede ver a Jäntti *et al.* (2015) y Wu & Zhou (2015). En las estimaciones se observa que los parámetros para la participación de las mujeres decrecen en valor absoluto conforme aumenta la edad de niñas y niños en el hogar, lo que se adjudica a la mayor demanda de cuidado de las/os más pequeñas/os. Como se ve aquí eso no pasa siempre y en algunos casos no se verifica significatividad estadística.

y niños en estos hogares está relacionada positivamente con las horas trabajadas por la población masculina entre 18 y 55 años. Es decir, que esta variable impacta tanto en la decisión de participar como en el esfuerzo laboral propiamente dicho, medido por las horas trabajadas.

Las variables de control se comportaron de manera esperada tanto para hombres como para mujeres en edades centrales[5]: la participación describe un perfil con forma de "U" invertida respecto a la edad, aumenta a medida que crece el nivel educativo de las personas y, salvo algunas excepciones, es más alta en el Gran Buenos Aires que en las demás regiones del país.

C. Extensión del período

Con el fin de detectar robustez temporal de los resultados comentados hasta aquí se estimaron los modelos *probit* y *tobit* para participación y horas, respectivamente, para el período comprendido entre los años 2004-2018. La de 2004 es la primera base de datos disponible comparable con la actual (año 2018), dado que, como se explicó en el apartado A, sección V, la modalidad continua se consolidó precisamente en este año. El Cuadro 1 resume los resultados de la variable más general: cantidad de personas mayores en el hogar.

Tomando el promedio simple del período puede decirse que la tasa de actividad masculina supera en 19 puntos porcentuales a la femenina y que los hombres trabajan para el mercado 9 horas más que las mujeres. En 17 de las 60 regresiones corridas los parámetros relevantes son significativamente diferentes de cero. De esas 17, más de la mitad corresponde a la tasa de actividad masculina.

Dada esta evidencia puede decirse que la cantidad de personas mayores en el hogar está inversamente relacionada con la tasa de actividad, principalmente masculina. La evidencia que permite sostener correlación entre la presencia y número de personas mayores en el hogar y la participación femenina es más escasa, excepto en lo que hace a las horas trabajadas, variable para la cual los dos parámetros que resultaron significativos fueron positivos.

En los Cuadros 2a y 2b se resumen los resultados que se obtienen al considerar la estructura por edad y sexo de las personas mayores corresidentes. En estos casos los parámetros estimados ascienden a 360 que provienen de 60 regresiones y de seis variables explicativas.

En todos los casos se comprueba lo que se había anunciado al analizar el Cuadro 1: la mayor cantidad de parámetros significativos provienen de la relación entre la tasa de actividad masculina y las personas mayores corresidentes. Los parámetros sugieren correlación negativa.

---

[5] "Esperada" de acuerdo al marco conceptual y a los estudios empíricos sobre el tema y analizados en la revisión de la literatura.

CUADRO 1

RESUMEN DE 60 REGRESIONES Y VALORES MEDIOS DE LAS VARIABLES DE OFERTA LABORAL

Año	Efecto marginal (pp)		Efecto marginal (horas)		Tasa de Actividad (%)		Horas trabajadas	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
2004					83,8	66,1	42,5	33,2
2005				1,4	83,3	64,2	43,3	33,5
2006	–3,5		–1,3		83,5	65,5	43,4	33,8
2007	–3,5				83,2	63,4	43,4	34,4
2008	–3,9				82,6	62,8	44,3	34,1
2009	–2,2		–1,3		81,9	61,7	43,0	34,2
2010		–2,8			80,0	61,5	43,0	34,1
2011	–2,2				81,0	61,4	42,6	34,2
2012	–2,5		–1,1		80,8	62,6	42,7	33,6
2013	–2,6		–1,0		79,5	61,4	42,1	33,4
2014	–3,5			1,1	80,2	61,4	41,7	32,7
2015	–4,9	–4,0			79,0	58,4	41,8	32,8
2016					79,9	60,0	41,1	32,4
2017					79,0	61,8	40,3	32,2
2018					80,3	63,0	39,7	31,2

Nota: Las celdas vacías indican que el parámetro no es significativamente diferente de cero. Los años que se destacan con el sombreado no contienen información para el año completo, sino de uno de los dos semestres, con lo cual los valores no son estrictamente comparables con el resto.

Fuente: Elaboración propia con datos de INDEC, EPH.

Los valores absolutos más elevados corresponden a las variables que representan personas de 80 años y más, sean hombres (Cuadro 2a) o mujeres (Cuadro 2b). También los parámetros correspondientes a las horas son mayores en valor absolutos para estas variables. Los *test* de diferencia de media permiten rechazar la hipótesis de igualdad en prácticamente todos los casos. Así, por ejemplo, la sustracción de 5,4 puntos porcentuales de tasa de actividad masculina observado en 2013 para el grupo de 80 años y más, mujeres (Cuadro 2a, Panel 1), sería significativamente mayor que el 3,3 observado para el mismo año para corresidentes entre 65 y 69 años de edad.

Ninguno de los parámetros estimados para la oferta laboral masculina es positivo. En términos conceptuales esto podría interpretarse diciendo que independientemente del sexo y de la edad de las personas mayores, cuando esta se correlaciona con la oferta laboral lo hace reduciéndola, tanto en su dimensión de participación como en las horas semanales dedicadas al trabajo remunerado.

CUADRO 2A

RESUMEN DE 60 REGRESIONES Y VALORES MEDIOS DE LAS VARIABLES DE OFERTA LABORAL. MUJERES MAYORES (65+) CORRESIDENTES

Años	65-69		70-79		80+	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
	Panel 1: Tasa de actividad					
2004					–3,5	
2005		3,4	–3,0	3,4		
2006	–4,3	4,4	–3,8	4,6	–3,4	
2007			–3,8		–4,1	–6,0
2008			–4,1		–4,9	–4,0
2009	–3,2	5,6	–3,9	4,9	–4,9	
2010	–3,7		–3,2		–4,3	–5,6
2011	–3,2		–3,3			
2012	–3,8	3,7	–4,3		–5,3	
2013	–3,3		–4,8		–5,4	
2014		4,5	–3,4		–5,7	
2015	–4,1		–4,3		–4,9	–6,0
2016		5,0	–3,1			
2018		4,7		4,6		
	Panel 2: Horas semanales trabajadas					
2004				1,7		
2005		2,1				
2006	–1,5		–4,5		–2,6	–2,2
2007				2,0		
2008	–1,4		–1,9			
2012				1,6		
2013	–1,7			1,4		
2014		2,4				

Nota y Fuente: Ídem Cuadro 1.

Con las mujeres los resultados son muy diferentes: el sexo y la edad de las personas mayores corresidentes parece tener importancia para la oferta laboral de las mujeres. Cuando la persona mayor es un hombre, la correlación es siempre (cuando lo es) negativa, tanto para participación como para horas. Cuando la persona mayor es mujer, la edad es lo que importa: para las corresidentes menores de 80 años se correlaciona positivamente con la oferta laboral femenina y para las corresidentes de 80 años y más la correlación es similar que la de los hombres corresidentes: negativa.

En suma, la correlación entre la oferta laboral de hombres y mujeres en edades centrales y la presencia y número de personas mayores en el hogar, si bien es elusiva a las pruebas, no puede decirse que no exista: la evidencia no es contundente pero no

CUADRO 2B

RESUMEN DE 60 REGRESIONES Y VALORES MEDIOS DE LAS VARIABLES DE OFERTA LABORAL. HOMBRES MAYORES (65+) CORRESIDENTES

Años	65-69		70-79		80+	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
	Panel 1: Tasa de actividad					
2004				–3,6		–7,4
2005						–6,1
2006			–3,7	–3,1		–4,7
2007				–5,8	–7,6	–5,9
2008			–4,6		–5,4	
2009					–8,0	
2010				–3,2		–5,3
2011				–3,6		–8,2
2012					–4,1	–6,5
2013	–3,1			–3,1		
2014	–4,2		–4,2		–4,8	
2015		–7,2	–5,7		–8,5	–9,8
2016					–5,4	
2018			–2,5			–7,2
	Panel 2: Horas semanales trabajadas					
2006					–2,1	–2,7
2007					–2,8	–2,8
2008			–1,3			
2009			–1,8			
2012				–1,6	–2,6	
2013			–1,1			

Nota y Fuente: Ídem Cuadro 1.

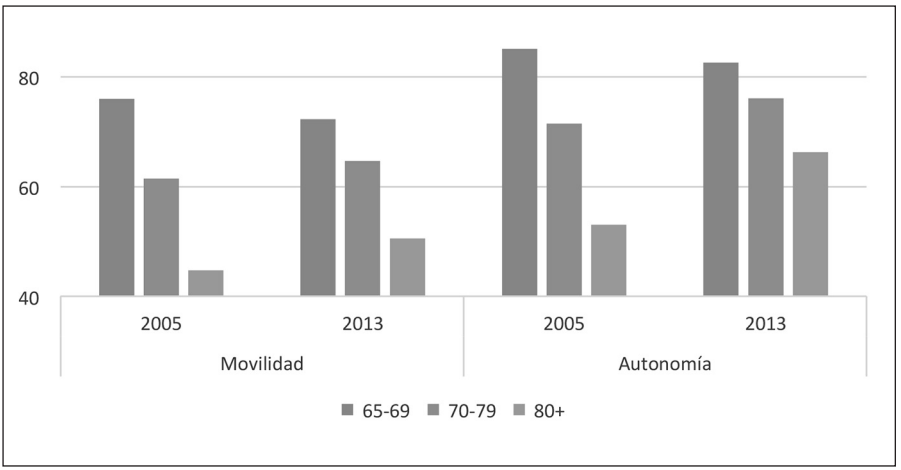
siempre fue nula. Además, en aquellos casos en que se encuentra, es consistente con las hipótesis planteadas en el marco conceptual: la presencia de personas mayores implica transferencias generacionales hacia arriba y hacia abajo que pueden alterar las decisiones de participación y horas de trabajo.

D. Advertencia sobre la posible evolución

Debe tenerse presente que si bien la corresidencia intergeneracional fue aumentando en los últimos años (Gráfico 6), las transferencias intergeneracionales, principalmente con las que tienen que ver con el cuidado de personas mayores, dependen del estado de salud de esas personas mayores, de la posibilidad de acceso y del desarrollo de los sistemas de atención formales. El Gráfico 7 ofrece información

GRAFICO 7

ARGENTINA, 2005 Y 2013. MUJERES MAYORES QUE DECLARAN NO TENER PROBLEMAS DE MOVILIDAD Y DE AUTONOMIA PARA HACER ACTIVIDADES COTIDIANAS, SEGUN GRUPOS DE EDAD



Fuente: Elaboración propia con datos de INDEC-Ministerio de Salud de la Nación. Encuesta Nacional de Factores de Riesgo 2005 y 2013.

que tiene que ver con el primero de esos temas: el estado de salud de las personas mayores. Para su construcción se tuvieron en cuenta solamente personas mayores mujeres, ya que es ese el grupo que estaría negativamente correlacionado con la oferta laboral femenina.

Los datos del Gráfico 7 provienen de dos Encuestas de Factores de Riesgo realizadas en los años 2005 y 2013. Los dos indicadores de salud calculados para mujeres de 70 años y más muestran notables mejorías. Tanto los problemas de movilidad como los de autonomía para realizar actividades cotidianas han avanzado en este período y se cree que en el período que va de 2013 a 2018 puede haber seguido mejorando. Las implicancias de estos cambios debilitan la correlación entre las variables examinadas en este artículo: la participación económica de hombres y mujeres en edades centrales desde la perspectiva de la demanda de cuidado pueden llegar a potenciar la llamada aquí "transferencias intergeneracionales hacia abajo", y que se refieren a las ayudas que estas personas mayores pueden dar a las/os adulta/os en edades centrales liberando tiempo para ser volcado al mercado de trabajo.

VI. CONSIDERACIONES FINALES

Se analizó aquí, con datos disponibles de Argentina, la relación entre la cantidad de personas mayores residentes en los hogares y la oferta laboral de hombres y mujeres en edades centrales. Los estudios tradicionales de este tipo suelen considerar el número de hijos como un determinante clave de la participación laboral, pero el número de personas mayores ha sido menos estudiado, a pesar de la importancia creciente de este grupo demográfico ocurrido como consecuencia del aumento de la longevidad y de la caída de la fecundidad observada en todos los países del mundo.

La investigación se concentró en hogares con personas mayores y se evaluaron correlaciones entre la edad y el sexo de las personas mayores corresidentes (como *proxies* del estado de salud y de las pautas de cuidado y ayuda intrahogar, respectivamente), y dos indicadores de oferta laboral: la participación en la fuerza de trabajo y las horas semanales dedicadas por adultas y adultos en edades centrales a las actividades remuneradas.

Se encontró asociación entre la edad y el sexo de las personas mayores corresidentes y la participación laboral de adultas/os en edades centrales. La asociación de estas variables con respecto a las horas semanales trabajadas fue menos clara, no pudiéndose en muchos casos rechazar la hipótesis de ausencia de relación, la cual podría deberse a una compensación de efectos, como se explicitó oportunamente en el marco conceptual. Por su parte, en aquellos casos en los que se encontró evidencia de relación, la dirección de las mismas responde a lo previsto en dicho marco: hay personas mayores que colaborarían con las tareas domésticas no remuneradas liberando tiempo de adultas en edad central, y otro grupo que demandaría cuidado, reduciendo el tiempo disponible de adultas y adultos en edad central (18-54 años).

Las proyecciones demográficas y sanitarias muestran una tendencia al envejecimiento demográfico y doméstico, a la corresidencia intergeneracional y a la vez una mejora en el estado de salud de las personas mayores. La sí llamada "segunda transición demográfica" con las consecuencias propias de la prolongación de la esperanza de vida y la caída de la fecundidad, podría provocar algunos cambios en los patrones de oferta de trabajo que mitigarían el efecto expansivo provocado por un aumento en la educación de las mujeres y en la reducción del número de hijos por ellas tenidos.

No obstante, se verifica también una clara mejoría en la salud de las personas mayores que acompaña el proceso de prolongación de la longevidad. Esto podría provocar las llamadas aquí transferencias hacia abajo, en el sentido de la ayuda que estas personas pueden prestar a los hogares con adultas y adultos en edades centrales, liberando tiempo disponible y generando las condiciones para una expansión de la oferta de trabajo.

APENDICE DE TABLAS

TABLA A.1

DEFINICION DE LAS VARIABLES USADAS Y VALORES MEDIOS.
ARGENTINA, 2018

Variables	Total 18-54		Ocupadas/os 18-54	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Actividad/Horas	0,803	0,630	39,7	31,2
Niñas y niños				
0-4	0,196	0,284	0,215	0,237
5-12	0,310	0,437	0,328	0,413
13-17	0,208	0,278	0,200	0,278
Personas mayores mujeres				
65-69	0,262	0,246	0,271	0,256
70-79	0,320	0,288	0,328	0,311
80+	0,148	0,161	0,142	0,162
Personas mayores hombres				
65-69	0,202	0,218	0,195	0,203
70-79	0,211	0,208	0,213	0,209
80+	0,088	0,087	0,085	0,080
Características personales				
Edad	34,6	35,3	36,2	37,7
Años de escolaridad	10,9	11,9	11,2	12,8
Región de residencia				
Noroeste	0,280	0,290	0,286	0,286
Nordeste	0,109	0,121	0,104	0,115
Cuyo	0,108	0,106	0,115	0,109
Centro	0,240	0,231	0,238	0,235
Sur	0,088	0,077	0,082	0,074
Número de observaciones	8106	7445	5605	3964

Fuente: Elaboración propia, con datos de INDEC-EPH.

TABLA A.2

EFECTOS MARGINALES DEL MODELO *PROBIT* PARA LA PARTICIPACION LABORAL. ARGENTINA, 2018

Variables explicativas	Versión 1		Versión 2	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Niñas y niños (0-17)	0,032***	–0,015***		
	(0,004)	(0,005)		
Personas mayores (65+)	–0,015	0,009		
	(0,010)	(0,014)		
Niñas y niños				
0-4			0,069***	–0,030***
			(0,010)	(0,010)
5-12			0,021***	–0,023***
			(0,007)	(0,008)
13-17			0,016*	0,019*
			(0,009)	(0,011)
Personas mayores - Mujeres				
65-69			–0,002	0,047**
			(0,013)	(0,018)
70-79			–0,016	0,045**
			(0,013)	(0,019)
80+			–0,019	0,016
			(0,016)	(0,022)
Personas mayores - Hombres				
65-69			–0,023*	0,010
			(0,014)	(0,020)
70-79			–0,026**	–0,009
			(0,012)	(0,018)
80+			–0,013	–0,072***
			(0,016)	(0,025)
Controles				
Edad	0,068***	0,089***	0,066***	0,087***
	(0,003)	(0,004)	(0,003)	(0,004)
Cuadrado de la edad	–0,001***	–0,001***	–0,001***	–0,001***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Años de escolaridad	0,017***	0,045***	0,017***	0,045***
	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(0,002)
Región de residencia				
Noroeste	–0,068***	–0,111***	–0,070***	–0,112***
	(0,015)	(0,019)	(0,015)	(0,019)
Nordeste	–0,113***	–0,173***	–0,116***	–0,173***
	(0,021)	(0,024)	(0,021)	(0,024)
Cuyo	–0,064***	–0,113***	–0,065***	–0,111***
	(0,020)	(0,024)	(0,020)	(0,025)
Centro	–0,031**	–0,031	–0,032**	–0,031
	(0,015)	(0,019)	(0,015)	(0,019)
Sur	–0,099***	–0,111***	–0,099***	–0,113***
	(0,022)	(0,027)	(0,022)	(0,027)
Pseudo-R^2	0,145	0,160	0,148	0,164
Observaciones	8,106	7,445	8,106	7,445

Nota: Los valores entre paréntesis son desvíos estándar de los que se ignora el signo. Los asteriscos indican significatividad al: ***1%, **5%, *10%. La ausencia de asterisco implica que no puede rechazarse la hipótesis de ausencia de relación.

Fuente: Elaboración propia con datos de INDEC, EPH.

TABLA A.3

EFECTOS PARA LAS HORAS DE TRABAJO. ARGENTINA, 2018

Variables explicativas	Versión 1		Versión 2	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Niñas y niños (0-17)	1,012***	–0,141		
	(0,185)	(0,214)		
Personas mayores (65+)	–0,273	0,533		
	(0,476)	(0,579)		
Niñas y niños				
0-4			0,996**	–0,267
			(0,409)	(0,479)
5-12			1,345***	–0,082
			(0,328)	(0,356)
13-17			0,456	–0,106
			(0,439)	(0,455)
Personas mayores - Mujeres				
65-69			0,382	0,520
			(0,631)	(0,761)
70-79			–0,915	1,080
			(0,641)	(0,775)
80+			–0,747	0,469
			(0,789)	(0,888)
Personas mayores - Hombres				
65-69			–0,077	0,042
			(0,671)	(0,812)
70-79			–0,440	0,466
			(0,599)	(0,720)
80+			–0,710	0,550
			(0,831)	(0,992)
Controles				
Edad	0,068***	0,089***	1,011***	0,682***
	(0,003)	(0,004)	(0,176)	(0,216)
Cuadrado de la edad	–0,001***	–0,001***	–0,011***	–0,008***
	(0,000)	(0,000)	(0,002)	(0,003)
Años de escolaridad	0,017***	0,045***	–0,126**	0,164**
	(0,001)	(0,002)	(0,064)	(0,077)
Región de residencia				
Noroeste	–0,068***	–0,111***	–3,612***	–4,175***
	(0,015)	(0,019)	(0,636)	(0,736)
Nordeste	–0,113***	–0,173***	–1,213	–1,214
	(0,021)	(0,024)	(0,818)	(0,921)
Cuyo	–0,064***	–0,113***	–1,317*	–1,433
	(0,020)	(0,024)	(0,793)	(0,935)
Centro	–0,031**	–0,031	–2,782***	–2,518***
	(0,015)	(0,019)	(0,656)	(0,763)
Sur	–0,099***	–0,111***	–0,746	–1,255
	(0,022)	(0,027)	(0,884)	(1,065)
	20,314***	17,137***	21,807***	17,704***
	(3,040)	(3,788)	(3,108)	(3,875)
Pseudo-R^2				
Observaciones	5,605	3,964	5,605	3,964

Nota: Los valores entre paréntesis son desvíos estándar de los que se ignora el signo. Los asteriscos indican significatividad al: ***1%, **5%, *10%. La ausencia de asterisco implica que no puede rechazarse la hipótesis de ausencia de relación.

Fuente: Elaboración propia con datos de INDEC, EPH.

REFERENCIAS

BECCARIA, L.; R. MAURIZIO, R. y G. VAZQUEZ (2017). "El estancamiento de la tasa de participación económica femenina en Argentina en los años 2000", *Desarrollo Económico*, vol. 57, Nº. 221, pp. 8-34.

BERTRANOU, E. (2008). *Tendencias demográficas y protección social en América Latina y el Caribe*, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), Serie Población y Desarrollo Nro. 82, Santiago.

BLAU, F. y L. KAHN (1996). "Wage Structure and Gender Earnings Differentials: An International Comparison" *Economica*, New Series, Supplement: Economic Policy and Income Distribution, 63(250), pp. S29-S62.

BLOOM, D.; D. CANNING; G. FINK, G. and J. FINLAY (2009). "Fertility, female labor force participation, and the demographic dividend" *Journal of Economic Growth*, 14, pp. 79-101.

BRAVO, J. y F. PUENTES (2012). *Female Labor Force Participation and Informal Care of Adults: Evidence for a Middle-Income Country*. Documentos de Trabajo del Departamento de Economía de la Universidad de Chile, Nro. 353, Santiago.

CARMICHAEL, F. (2010). "Who will care? Employment participation and willingness, it supplies informal care" *Journal of Health Economics*, 29(1), pp. 182-190.

ETTNER, S. (1995). "The impact of 'parent care' on female labor supply decisions", *Demography*, 32(1), pp. 63-80.

ETTNER, S. (1996). "The Opportunity Costs of Elder Care" *Journal of Human Resources*, 31(1), pp. 189-205.

GASPARINI, L. and M. MARCHIONNI (Ed.) (2015). *Bridging gender gaps? The rise and deceleration of female labor force participation in Latin America*. CEDLAS-IDRC, Buenos Aires.

GUZMAN, J. y R. HAKKERT (2001). *Envejecimiento demográfico y arreglos residenciales de vida en América Latina*. UNFPA, Working Papers Series Nro. 21, México City.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA Y CENSOS (INDEC) (2013). *Proyecciones provinciales de población por sexo y grupos de edad 2010-2040*, Serie Análisis Demográfico Nº 36, Buenos Aires.

HEALTH, R. and S. JAYACHANDRAN (2017). *The Causes and Consequences of Increased Female Education and Labor Force Participation in Developing Countries*, National Bureau of Economic Research, Working Paper Nro. 493, Washington D. C.

HEITMUELLER, A. (2004). *The Chicken or the Egg? Endogeneity in Labour Market Participation of Informal Careers in England*. IZA Discussion Papers nº 1366, October.

JÄNTTI, M. J. PIRTTILÄ and H. SELINE (2015). "Estimating labour supply elasticities based on cross-country micro data: A bridge between micro and macro estimates?" *Journal of Public Economics*, 127: pp. 87-99.

KILLINGSWORTH, M. y J. HECKMAN (1986). "Female labor supply: A survey" Chapter 2 in ASHENFELTER, Ch. and R. LAYARD. (Editors): *Handbook of Labor Economics*, vol. 1: pp. 103-204, Elsevier.

KLASEN, S. and J. PIETERS (2015). *What Explains the Stagnation of Female Labor Force Participation in India Urbana?* World Bank Policy Research Working Paper Nro. 7222, Washington D. C.

LEE, J. and H. LEE (2016). "Human Capital in the Long Run" *Journal of Development Economics*, 122, pp. 147-169.

LEIGH, A. (2010). "Informal Care and Labor Market Participation" *Labour Economics*, 17(1): pp. 140-149.

LIU, L. (2010). *Parental Care Married Women's Labor Time Allocation in Rural China*. Mimeo, Institute of Population Research, Peking University.

MAGNANI, E. and A. RAMMOHAM (2006). *The effect of Elderly Caregiving on Female Labour Supply in Indonesia*. University of New South Wales and University of Sidney.

MAURER-FAZIO, M.; R. CONNELY; Ch. LAN; and L. TANG (2009). *Childcare, Eldercare, and Labor Force Participation of Married Women in Urban China:1982-2000*. IZA Discussion Paper Nro. 4204, Bonn.

MARTINEZ, C.; T. MILLER, T. y P. SAAD (2013). *Participación laboral femenina y bono de género en América Latina*. CEPAL-CELADE.IDRC, LC/W.570, Project Documents, Santiago.

MARULL, C. (2011). *Gender Inequalities in Time Use in Peru: The determination of market oriented work supply and nonmarket work supply*. Dissertation Master Course in Applied Labour Economics for Development, Turin.

MEDEIROS, M. R. GUERREIRO y J. COSTA (2007). *Gender Inequality in Allocating Time to Paid and Unpaid Work: Evidence from Bolivia*, The Levy Economics Institute of Band College, Working Paper No. 495.

MENG, A. (2009). *Informal home care and labor force Participation of household members*. Rhur Economic Papers, Nro. 152.

MONTGOMERY, M. and J. TRUSSELL (1986). "Models of marital status and childbearing" Chapter 3 in ASHENFELTER, Ch. and R. LAYARD. (Editors): *Handbook of Labor Economics*, vol. 1: 205-271, Elsevier.

PAGES, C. y C. PIRAS (2010). *El dividendo de género. Cómo capitalizar el trabajo de las mujeres*. Banco Interamericano de Desarrollo, Washington D. C.

PAZ, J. (2018). "Brecha de participación económica entre hombres y mujeres y dividendo de género: factores determinantes no tradicionales captados en una muestra de países" *Notas de Población*, XLV (107): 71-101.

PAZ, J. (2016). "Coresidencia intergeneracional y participación económica de la población en la Argentina, 1970-2010", *Desarrollo Económico*, Vol. 56, Nº. 219, pp. 277-307.

PAZ, J. (2009). "El Efecto del Trabajador Adicional. Evidencia para Argentina (2003-2007)" *Cuadernos de Economía*, 46: 225-241.

PIETERS, J. y S. KLASEN (2011). *Drivers of female labour force participation in urban India during India's Economic Boom*, Proceedings of the German Development Economics Conference, Berlin 65, Varein für Socialpolitik, Research Committee Development Economics.

POSADAS, J. y VIDAL-FERNANDEZ, M. (2012). *Grandparent's Childcare and Female Labor Force Participation*. IZA Discussion Papers No. 6398, February.

PSACHAROPOULOS, G. and Z. TZANNATOS (1989). "Female labor force participation: An international perspective" *The World Bank Research Observer*, 4(2): 187-201.

SHEN, K. and H. CHEN (2012). *Does Intergenerational Co-Residence Promote Female Labor Participation: Evidence based on Eastern Province in China*. Population Association of America Annual Meeting, Poster Session 3, San Francisco, CA.

SUGAWARA, SH. and J. NAKAMURA (2014). *Can Formal Elderly Care Stimulate Female Labor Supply? That Japanese Experience*. CIRJE Discussion Papers, Tokyo.

UNGER, M. (2013). *Effects of Informal Parental Care on Labor Force Participation in the Nordic Countries*. Department of Economics, University of Oslo, May.

VAN HOUTVEN, C.; N. COE; and M. SKIRA (2013). "The effect of informal care on work and wage" *Journal of Health Economics*, 32(1): 240-252.

WOLF, D. y J. SOLDO (1994). "Married women's allocation of time to employment and care of elderly parents" *Journal of Human Resources*, 29(4): 1259-1276.

WU, Y. and D. ZHOU (2015). "Women's Labor Force Participation in Urban China, 1990-2010" *Chinese Sociological Review*, 47:4, 314-342.

Revista de Análisis Económico, Vol. 34, Nº 2, pp. 81-98 (Octubre 2019)

INFLACION DE ALIMENTOS EN PERU: EL ROL DE LA POLITICA MONETARIA

FOOD INFLATION IN PERU: THE ROLE FOR MONETARY POLICY

JOAO RIBEIRO*
Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas

Abstract

Food inflation in Peru has a significant influence on total inflation, so the presence of second-round effects on core inflation may be high. This paper estimates the size of these second-round effects using a general equilibrium model for the Peruvian economy. The results indicate the absence of a significant second round effect on Peruvian inflation, given that food inflation does not play any role in the formation of inflation expectations and in the determination of wages.

Keywords: *Monetary policy, forecasting, food inflation, Peru.*

JEL Classification: *E52, E58, F47, O23.*

Resumen

La inflación de alimentos en Perú tiene un peso importante en la inflación total, por lo que la presencia de efectos de segunda vuelta sobre la inflación subyacente puede ser elevada. Este documento estima el tamaño de estos efectos de segunda vuelta utilizando un modelo de equilibrio general para la economía peruana. Los resultados indican la ausencia de un efecto de segunda vuelta significativo en la inflación peruana, en vista que la

* Máster en Economía. E-mail: pcefjrib@upc.edu.pe; Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas, Av. Primavera 2930, Monterrico, Santiago de Surco, Lima. Perú.
El autor agradece a un revisor anónimo cuyas sugerencias permitieron mejorar el documento.

inflación de alimentos no juega ningún rol en la formación de expectativas de inflación y en la determinación de salarios.

Palabras clave: *Política monetaria, proyecciones, inflación de alimentos, Perú*

Clasificación JEL: *E52, E58, F47, O23.*

1. INTRODUCCION

Por mandato, la política monetaria en Perú tiene el objetivo de mantener la estabilidad de precios. Así, un manejo monetario apropiado depende de la dinámica de la inflación ante choques exógenos que afecten la economía. Perú, como una economía pequeña e importadora de alimentos y petróleo, enfrenta choques inflacionarios tanto internos como externos provenientes del resto del mundo.

Una inflación de alimentos elevada y persistente puede implicar retos para la política monetaria. Diferente literatura ha establecido que los bancos centrales deben responder únicamente a cambios en la inflación subyacente y efectos de segunda vuelta de choques en los precios de los *commodities* en la inflación subyacente. Sin embargo, hay evidencia de que la dinámica de la inflación en precios de alimentos puede ser bastante diferente en economías emergentes. En este sentido, ignorar la inflación de alimentos en las acciones de política monetaria podría conducir a errores de política.

El propósito de este documento es estimar los efectos de segunda vuelta de la inflación en los precios de los alimentos e investigar su importancia en la formulación de la política monetaria en Perú. En este sentido, primero se documenta por qué los efectos de segunda vuelta pueden tener consecuencias no triviales en el manejo monetario en economías emergentes. Después se recurre al análisis econométrico para determinar la importancia de tales efectos de segunda vuelta en Perú. Finalmente se desarrolla y estima un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico que incorpora varios aspectos de los mecanismos de transmisión de la política monetaria en Perú. Se estima una curva de Phillips neokeynesiana dentro de un modelo dinámico para una economía pequeña y abierta como la peruana y se analizan los efectos de las presiones de demanda, el tipo de cambio y las expectativas de inflación en la inflación corriente. Para estimar los efectos de segunda vuelta se modifica el modelo para capturar el traspaso de la inflación total a la inflación subyacente.

El documento está organizado de la siguiente forma: en la primera sección se examina la importancia que puede llegar a tener la inflación de alimentos en el manejo monetario de las economías emergentes a través de la presencia de efectos de segunda vuelta sobre la inflación subyacente. En la siguiente sección, se construye un pequeño modelo macroeconómico del tipo neokeynesiano con expectativas racionales tomando en cuenta factores específicos de la economía peruana. Después se describen los

datos y la metodología de estimación para pasar a presentar en la siguiente sección los resultados obtenidos. Finalmente, las conclusiones.

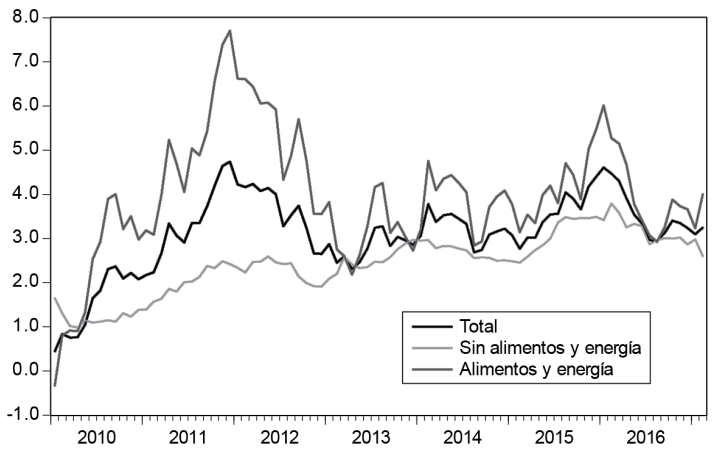
2. INFLACION DE ALIMENTOS Y ENERGIA EN PAISES EMERGENTES

Perú no es la única economía emergente donde los choques a los precios de los alimentos juegan un rol importante en determinar la dinámica de la inflación. Según Walsh (2011), a diferencia de las economías avanzadas, los choques de precios de alimentos en países emergentes son más volátiles y persistentes y se propagan a la inflación sin alimentos. Además, el FMI (2011a) indica que estos choques tienden a tener efectos más persistentes en economías con una alta participación de los alimentos en la canasta de consumo de los hogares y en economías con expectativas de inflación poco ancladas.

De acuerdo a Catão y Chang (2010), excluir la inflación de precios de *commodities* en economías donde los alimentos y la energía representan una alta participación del gasto de los hogares y donde los cambios en los precios de los *commodities* afectan la inflación subyacente a través de efectos de segunda vuelta puede no ser apropiado. Asimismo, Anand y Prasad (2010) concluyen que en un entorno con restricciones crediticias para los consumidores, que es un factor bastante común en países emergentes, un manejo de política enfocado en la inflación sin alimentos puede conducir a resultados subóptimos. En conjunto, ignorar la inflación de alimentos en la formulación de política monetaria puede conducir a errores de política.

FIGURA 1

TASAS ANUALES DE INFLACION EN PERU
(%)



En Perú, como en otras economías emergentes, la participación del gasto en alimentos en el gasto total de los hogares es más elevada respecto de las economías avanzadas. Así, el peso de los alimentos en la canasta del Índice de Precios al Consumidor también es elevado.

Para formalizar la relación entre la inflación de alimentos y energía y su traspaso a la inflación subyacente, se evalúa la dinámica de la inflación total respecto de la inflación subyacente en Perú. Para ello, siguiendo a Cecchetti y Moessner (2008), responderemos las siguientes preguntas:

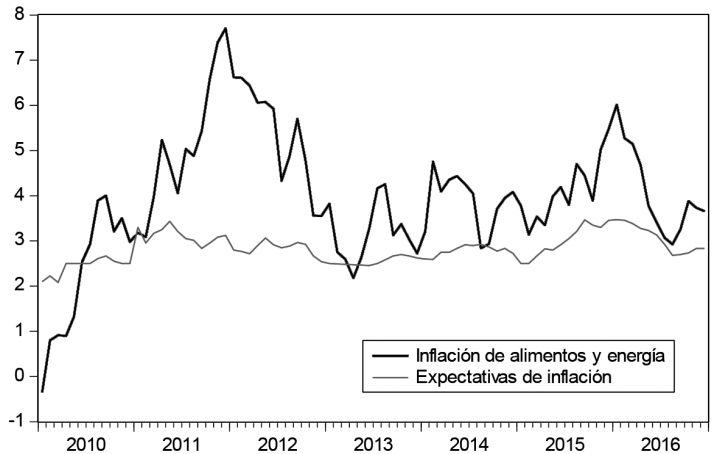
2.1. ¿La inflación total revierte a la inflación subyacente?

Si la inflación total revierte rápidamente a la inflación subyacente, entonces el impacto de los choques de precios de alimentos y energía es temporal y los efectos de segunda vuelta son limitados. Por el contrario, si la inflación total no revierte a la inflación subyacente, estos choques son persistentes o los efectos de segunda vuelta son elevados debido a expectativas de inflación altas y rápida aceleración de salarios. Empíricamente, como un análisis preliminar se evalúa la siguiente regresión estimada con datos mensuales de inflación acumulada en 12 meses para el período 2002-2016:

$$\pi_t^{Total} - \pi_{t-12}^{Total} = \alpha + \beta\left(\pi_{t-12}^{Total} - \pi_{t-12}^{Subyacente}\right) + \varepsilon_t \qquad (1)$$

FIGURA 2

INFLACION DE ALIMENTOS Y ENERGIA Y EXPECTATIVAS DE INFLACION
(%)



CUADRO 1

PESO DEL GASTO EN ALIMENTOS
(% DEL GASTO TOTAL DE LOS HOGARES)

Economías emergentes	
Indonesia	53,0
Vietnam	49,8
India	45,1
Perú	37,4
China	36,7
Rusia	33,2
Promedio	**42,4**

Economías desarrolladas	
Japón	14,7
Alemania	11,5
Australia	10,8
Canadá	9,3
Reino Unido	8,8
Estados Unidos	5,7
Promedio	**10,1**

Fuente: FMI, INEI.

Para ello se considera como medida de inflación subyacente la variación anual del Índice de Precios al Consumidor (IPC) que excluye los precios de los alimentos y la energía. Esto debido a que la autoridad monetaria local ha optado en los últimos años por utilizar la inflación sin alimentos y energía como medida de inflación subyacente en lugar de la inflación que excluye los componentes más volátiles de la canasta de consumo.

2.2. ¿La inflación subyacente revierte a la inflación total?

Si la inflación subyacente revierte a la inflación total pude indicar que los choques a la inflación total, tales como los causados por los incrementos en los precios de los alimentos, afectan las expectativas de inflación y el ajuste de precios, presionando al alza la inflación subyacente. Empíricamente, se evalúa la siguiente regresión estimada con datos mensuales de inflación para el período 2002-2016:

$$\pi_t^{Subyacente} - \pi_{t-12}^{Subyacente} = \delta + \gamma\left(\pi_{t-12}^{Subyacente} - \pi_{t-12}^{Total}\right) + \varepsilon_t \qquad (2)$$

Los resultados empíricos (Cuadro 2) sugieren que los efectos de segunda vuelta no son significativos. Específicamente, si la inflación total revierte a la inflación subyacente se espera que el coeficiente β sea negativo. Además, los resultados sugieren que la hipótesis nula de $\beta=0$ puede ser rechazada, lo que implica que la inflación total revierte a la inflación subyacente. Asimismo, la hipótesis de $\beta=-1$ que indica que la inflación total revierte completamente a la inflación subyacente hasta dentro de un año no puede ser rechazada. Entonces, se puede afirmar que la inflación total converge a la inflación subyacente, lo que sugiere que los choques de alimentos son transitorios o que los efectos de segunda vuelta son reducidos.

El estimado de γes –0,35, el cual es estadísticamente significativo, lo que sugiere que la inflación subyacente revierte a la inflación total, pero gradualmente. La hipótesis nula de $\gamma=0$, que corresponde a la situación donde la inflación subyacente no revierte a la inflación total, es rechazada. Sin embargo, la hipótesis de $\gamma=-1$ es rechazada, lo que sugiere que si bien la inflación subyacente puede converger a la inflación total, esta reversión es lenta y toma más de un año. Entonces no hay indicios de la presencia de efectos de segunda vuelta significativos.

CUADRO 2

ANALISIS DE REGRESION DEL TRASPASO DE LA INFLACION DE ALIMENTOS Y ENERGIA

	$\pi_t^{Total} - \pi_{t-12}^{Total}$	$\pi_t^{Subyacente} - \pi_{t-12}^{Subyacente}$
Constante	0,92**	–0,09
$\pi_t^{Total} - \pi_{t-12}^{Subyacente}$	–0,96***	
$\pi_t^{Subyacente} - \pi_{t-12}^{Total}$		–0,35**
Estadístico de White (p-value)	0,22	0,12
Estadístico de Breusch-Godfrey (p-value)	0,00	0,00
Estadístico de Durbin-Watson	0,09	0,12

Muestra: 2002-2016.
***, **, * indican significancia estadística al 1%, 5%, 10%, respectivamente.

Haciendo uso de la prueba de Breusch-Godfrey se encuentra que los residuos están autocorrelacionados y usando la prueba de White no se puede rechazar la hipótesis nula de homocedasticidad de los residuos. Se utiliza la matriz de corrección de Newey-West para que los estadísticos t de los coeficientes estimados sean robustos. Se utilizó un *kernel* de Bartlett para estimar el espectro con selección automática del ancho de banda (*bandwidth)* mediante el método de Newey-West.

3. EL MODELO

El análisis de la sección anterior sugiere de forma preliminar que los efectos de segunda vuelta no son potencialmente altos en la dinámica de la inflación subyacente. Sin embargo, para entender la dinámica de la inflación y la transmisión de la política monetaria en Perú y poder contar con un marco de análisis más completo, en esta sección se estima el tamaño de estos efectos en el contexto de un modelo de equilibrio general. Para ello se utiliza una variante del pequeño modelo macroeconómico neokeynesiano

con expectativas racionales desarrollado por Berg, Karam y Laxton (2006a, 2006b) para capturar el traspaso de la inflación total a la inflación subyacente.

Siguiendo a Salas (2010) y Winkelried (2013), el modelo para la economía peruana caracteriza una economía pequeña y abierta con dolarización parcial con una oferta y demanda agregada *forward-looking*. El resto del mundo afecta directamente la demanda agregada a través de la demanda externa de productos locales. Cambios en la inflación y la tasa de interés externa afectan el tipo de cambio, la demanda y la inflación local. El modelo está expresado en brechas respecto del estado estacionario. Además, con la finalidad de estimar los efectos de segunda vuelta, se añade una ecuación para capturar el traspaso de la inflación total a la inflación subyacente.

El modelo base tiene cinco ecuaciones de comportamiento: una demanda agregada o curva IS dinámica que relaciona la actividad real con sus expectativas y su pasado, las tasas de interés reales en moneda local y moneda extranjera, el tipo de cambio real y la brecha del producto externo; una ecuación de fijación de precios o curva de Phillips que relaciona la inflación subyacente con la inflación pasada y las expectativas de inflación, la brecha del producto y el tipo de cambio así como el traspaso de la inflación total a la inflación subyacente; una ecuación para la inflación de alimentos que relaciona la inflación de alimentos con sus valores pasados y sus expectativas, la brecha del producto y el tipo de cambio; una condición de paridad descubierta de tasas de interés para el tipo de cambio con un componente adaptativo en las expectativas; y una regla de política para la tasa de interés en función de la brecha del producto y las expectativas de inflación.

La dinámica de la brecha del producto es descrita por la siguiente ecuación:

$$y_t = \beta_{ld} E_t y_{t+1} + \beta_{lag} y_{t-1} - \beta_{rr} \left(0.7RR + 0.3RR^{\$} \right) + \beta_z \hat{z}_{t-1} + \beta_{y*} y_t^* + \varepsilon_t^y \tag{3}$$

donde y es la brecha del producto, RR y $RR^{\$}$ son las tasas de interés reales en moneda local y moneda extranjera, respectivamente, $\hat{z}$ es la brecha del tipo de cambio real, y^* es la brecha del producto del resto del mundo y ε^y un término de error que captura otros efectos exógenos transitorios.[1]

La inflación total está dada por la agregación de la inflación subyacente y la inflación de alimentos y energía:

$$\pi_t = (1 - \vartheta) \pi_t^c + \vartheta \pi_t^{ff} \tag{4}$$

[1] Se utiliza la brecha del producto de los principales socios comerciales (EE.UU., China y Europa) como aproximación del resto del mundo.

donde π^c es la inflación subyacente, π^{ff} es la inflación de alimentos y energía y ϑ es su respectivo peso en la inflación total π_t. Estas tres medidas de inflación están expresadas como tasas trimestrales anualizadas.

Entonces, se tienen dos ecuaciones para la inflación: una para la inflación subyacente y otra para la inflación de alimentos y energía. Ambas tienen una estructura muy similar excepto por un término adicional que busca capturar el traspaso de la inflación total a la inflación subyacente o los efectos de segunda vuelta.

$$\pi_t^c = \alpha_{c,\pi^c}\Pi_{t+4}^c + \left(1-\alpha_{c,\pi^c}\right)\Pi_{t-1}^c + \alpha_{c,y}y_{t-1} + \alpha_{c,z}\left(z_t - z_{t-1}\right) + .\alpha_{c,\pi}\left(\Pi_{t-1} - \Pi_{t-1}^c\right) + \varepsilon_t^{\pi,c} \tag{5}$$

$$\pi_t^{ff} = \alpha_{ff,\pi}\Pi_{t+4}^{ff} + \left(1-\alpha_{ff,\pi}\right)\Pi_{t-1}^{ff} + \alpha_{ff,y}y_{t-1} + \alpha_{ff,z}\left(z_t - z_{t-1}\right) + \varepsilon_t^{\pi,ff} \tag{6}$$

donde Π_{t+4}^c y Π_{t+4}^{ff} son las expectativas hacia un año de las tasas anuales de la inflación subyacente y de la inflación de alimentos y energía, respectivamente. Por su parte, Π_{t-1}^c y Π_{t-1}^{ff} son sus respectivos rezagos de un trimestre, mientras que $z_t - z_{t-1}$ es la devaluación real de la moneda local. El término $\left(\Pi_{t-1} - \Pi_{t-1}^c\right)$ captura el traspaso de los choques a la inflación de alimentos y energía a la inflación subyacente. La ecuación incluye expectativas de inflación debido al supuesto de rigideces en la fijación de precios (Calvo, 1983), mientras que el esquema de indexación de precios explica la presencia de un componente inercial en la inflación. La incorporación del tipo de cambio real busca reflejar el efecto de los precios de los bienes importados en una economía abierta[2].

La dinámica del tipo de cambio real es descrita por la siguiente ecuación:

$$z_t = \delta_z z_{t+1} + \left(1-\delta\right)z_{t-1} - \left(RR - RR^* - \rho^*\right)/4 + \varepsilon_t^z \tag{7}$$

donde RR es la tasa de interés real doméstica, RR^* la tasa de interés real externa y ρ^* la prima por riesgo.

En cuanto a la política monetaria, la tasa de interés nominal es determinada por la siguiente regla:

$$i_t = \gamma_i i_{t-1} + \left(1-\gamma_i\right)\left[\bar{i} + \gamma_\pi\left(\Pi_{t+4} - \overline{\pi}\right) + \gamma_y y_t\right] + \varepsilon_t^i \tag{8}$$

donde i_t es la tasa de interés nominal, $\bar{i}$ es la tasa de interés de equilibrio y $\overline{\pi}$ es la meta de inflación.

---

[2] Un incremento del tipo de cambio real (z) corresponde a una devaluación.

Dado que lo que se modela es una economía pequeña y abierta, las variables externas afectan a la economía doméstica como choques exógenos caracterizados como procesos autorregresivos.

4. ESTIMACION

El modelo es estimado con técnicas bayesianas, que en la actualidad es considerado el método de estimación más adecuado para el análisis de modelos estocásticos de equilibrio general con expectativas racionales. El uso de técnicas bayesianas tiene importantes beneficios: formaliza el uso del conocimiento previo para la inferencia de los parámetros de interés, el uso de distribuciones *a priori* permite que el algoritmo de optimización no lineal sea más estable respecto de un enfoque más clásico, y en situaciones donde la muestra es reducida, como la que enfrentamos, la estimación bayesiana compensa la escasa información muestral con creencias *a priori.* Según Winkelried (2013), este último punto ofrece una ventaja práctica dado que se puede obtener estimaciones incluso en casos donde la muestra no es plenamente informativa y un enfoque más clásico, basado exclusivamente en el análisis de la función de verosimilitud, podría mostrar inestabilidades y otros problemas computacionales.

La estimación bayesiana requiere la construcción de una distribución *a posteriori* de los parámetros de interés en función de los datos de la muestra. Si denotamos el conjunto de parámetros a ser estimados como θ utilizando observaciones de un conjunto de variables *X*, la distribución *a posteriori* puede ser escrita como $p(\theta \mid X)$. Entonces la distribución *a posteriori* es la distribución de θ condicional a los datos observados en *X.* Siguiendo la ley de Bayes, la distribución *a posteriori* es proporcional al producto de la distribución *a priori* de los parámetros $p(\theta)$ y la distribución de los datos dado el conjunto de parámetros $f(X \mid \theta)$:

$$p(\theta \mid X) = \frac{p(\theta) f(X \mid \theta)}{f(X)} \tag{9}$$

Donde *f*(*X*) es la distribución marginal de los datos. La función de distribución condicional de los datos dado el conjunto de parámetros $f(X \mid \theta)$ es equivalente a la función de verosimilitud del conjunto de parámetros dados los datos $L(\theta \mid X)$. La función de verosimilitud puede ser calculada a partir de la representación estado-espacio del modelo utilizando el filtro de Kalman (Ljungqvist, 2004). Entonces, la inferencia bayesiana requiere la elección de las distribuciones *a priori* de los parámetros de interés, y la construcción de las distribuciones *a posteriori* a partir de las distribuciones *a priori* y la función de verosimilitud.

El modelo es estimado con información trimestral de la economía peruana desde el 2002 hasta el 2016. Se toma como punto de partida para la muestra el año 2002

debido a que a partir de ese año el Banco Central implementa como esquema de política monetaria las Metas Explícitas de Inflación y adopta como instrumento de política la tasa de interés nominal. En este sentido, la tasa interbancaria es utilizada como tasa de interés nominal y el índice del tipo de cambio real bilateral respecto del dólar, como tipo de cambio real. Como medida de inflación subyacente se utiliza la variación del IPC sin alimentos y energía, y se utilizan los datos del PBI desestacionalizado como medida del producto. Para el bloque de la economía externa, el producto y la inflación resultan de promediar las variables de nuestros principales socios comerciales (Estados Unidos, China y Europa), mientras que la tasa nominal externa se aproxima con la tasa Libor en dólares a tres meses.

Cabe mencionar que algunas de las variables del modelo en estricto son no observables, principalmente las que están expresadas como brechas. En este sentido, al igual que Carabenciov *et al.* (2008), se utilizan las variables observables en niveles y se estiman sus niveles de equilibrio como parte del proceso de estimación.

Como medidas *a priori* se toman los valores utilizados en la parametrización del Modelo de Proyección Trimestral del Banco Central de Perú, reportados en Winkelried (2013). Siguiendo a Winkelried (2013), se plantean distribuciones relativamente difusas (poco informativas) y lo más homogéneas posible para que los datos jueguen un rol importante en determinar las distribuciones *a posteriori.* Para los parámetros estructurales se asigna una distribución beta, con media 0,5 y desvío estándar de 0,2, dado que esta distribución tiene soporte acotado entre 0 y 1, lo que resulta conveniente para el requerimiento que estos parámetros deben pertenecer a este intervalo[3].

En el caso de las varianzas de los choques se utiliza una distribución *gama* inversa, una opción popular en la literatura en vista que garantiza una varianza positiva. Al igual que Winkelried (2013), la varianza se fija en 4, lo que implica una creencia *a priori* débil.

El método de estimación es el descrito en An y Schorfheide (2007), donde se obtiene simulaciones de la distribución *a posteriori* utilizando el algoritmo *Metropolis-Hastings* con 500.000 replicaciones, de las cuales se conservan las últimas 250.000. Para un parámetro específico, la razón entre la varianza *a posteriori* y la varianza *a priori* (RV) provee una medida de aprendizaje bayesiano. Es usual tomar $RV > 0{,}35$ como un caso en el que el aprendizaje bayesiano es limitado y el comportamiento del parámetro se ve fuertemente influenciado por la distribución *a priori.* Por el contrario, cuando $RV < 0{,}25$ los datos son lo suficientemente informativos para refinar la inferencia del parámetro.

---

[3] La media de 0,5 es simplemente el punto medio del soporte, y la desviación estándar de 0,2 garantiza que la distribución sea unimodal y simétrica.

5. RESULTADOS

5.1. Resultados de la estimación

Los coeficientes estimados son reportados en el Cuadro 3. Los parámetros en la ecuación de la brecha del producto dependen en gran medida del nivel de inercia de la economía, la efectividad en la transmisión de la política monetaria y el grado de apertura de la economía. Berg y otros (2006a) sugieren que el valor de β_{lag} debe estar entre 0,5 y 0,9 con valores bajos para economías sensibles a la volatilidad. El valor estimado de 0,9 para β_{lag} es comparable con el de otras economías emergentes. Por su parte, β_{ld} suele ser pequeño y en el caso de Perú su valor es 0,1.

Por el lado de la inflación, la curva de Phillips estimada para Perú resulta *forward-looking* en vista que el peso de las expectativas en la ecuación de inflación es de 0,73, lo que sugiere que la inflación peruana presenta poca inercia y que los choques de precios son transitorios. El parámetro $\alpha_{c,y}$ refleja la influencia que tienen las presiones de demanda sobre la inflación y usualmente se ubica por debajo de 0,5. En este caso, este parámetro se estima en 0,15. Por su parte, el parámetro $\alpha_{c,z}$ es el traspaso de corto plazo de las fluctuaciones reales del tipo de cambio a los precios y depende del grado de apertura comercial. El traspaso del tipo de cambio a los precios es estimado

CUADRO 3

PARAMETROS ESTIMADOS

Parámetro	Distribución	Media *a priori*	Media *a posteriori*	RV
β_{ld}	*Beta*	0,5	0,1	0,14
β_{lag}	*Beta*	0,5	0,9	0,14
β_{rr}	*Beta*	0,5	0,2	0,23
β_{z}	*Beta*	0,5	0,2	0,23
β_{y*}	*Beta*	0,5	0,2	0,23
α_{c,π^c}	*Beta*	0,5	0,7	0,35
$\alpha_{c,y}$	*Beta*	0,5	0,2	0,23
$\alpha_{c,z}$	*Beta*	0,5	0,1	0,14
$\alpha_{c,\pi}$	*Beta*	0,5	0,1	0,14
$\alpha_{ff,\pi}$	*Beta*	0,5	0,4	0,58*
$\alpha_{ff,y}$	*Beta*	0,5	0,1	0,14
$\alpha_{ff,z}$	*Beta*	0,5	0,2	0,23
δ_{z}	*Beta*	0,5	0,6	0,59*
γ_{i}	*Beta*	0,5	0,7	0,3
ε^{y}	*Gama* inversa	0,01	0,2	0
$\varepsilon^{\pi,c}$	*Gama* inversa	0,01	1,6	0
$\varepsilon^{\pi,ff}$	*Gama* inversa	0,01	5	0,05
ε^{z}	*Gama* inversa	0,01	1,8	0,15
ε^{i}	*Gama* inversa	0,01	0,8	0

Los parámetros marcados con * son fuertemente influenciados por la creencia *a priori.*

en 0,1. Además, la estimación del coeficiente que refleja los efectos de segunda vuelta de la inflación de alimentos ($\alpha_{c,\pi}$) indica que si la inflación total excede a la inflación subyacente en 1 punto porcentual, la inflación subyacente se incrementará en 0,1 puntos porcentuales en el siguiente trimestre. Este resultado es consistente con el análisis previo realizado a la tasa de inflación acumulada en 12 meses.

En la ecuación para el tipo de cambio real, el parámetro δ_z refleja la importancia del componente racional y adaptativo en la formación de expectativas sobre el tipo de cambio. El coeficiente estimado de 0,6 indica que los agentes no forman sus expectativas sobre la evolución del tipo de cambio de forma totalmente racional, sino que hay importante componente inercial en la determinación del tipo de cambio.

Además de los valores de estado estacionario, algunos coeficientes son calibrados en el ejercicio de estimación. El peso de la inflación subyacente en la inflación total y los coeficientes de la regla de política monetaria son calibrados.

5.2. Simulación de choques

5.2.1. *Choque de política monetaria*

La respuesta de la inflación, el producto y el tipo de cambio a un choque de política monetaria en el modelo es similar al encontrado en los diferentes estudios empíricos sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria. Un incremento temporal de la tasa de interés nominal reduce la demanda interna y aprecia la moneda local. El producto se contrae por la menor demanda interna y la menor competitividad externa producto de la apreciación. La contracción del producto genera un descenso de la inflación.

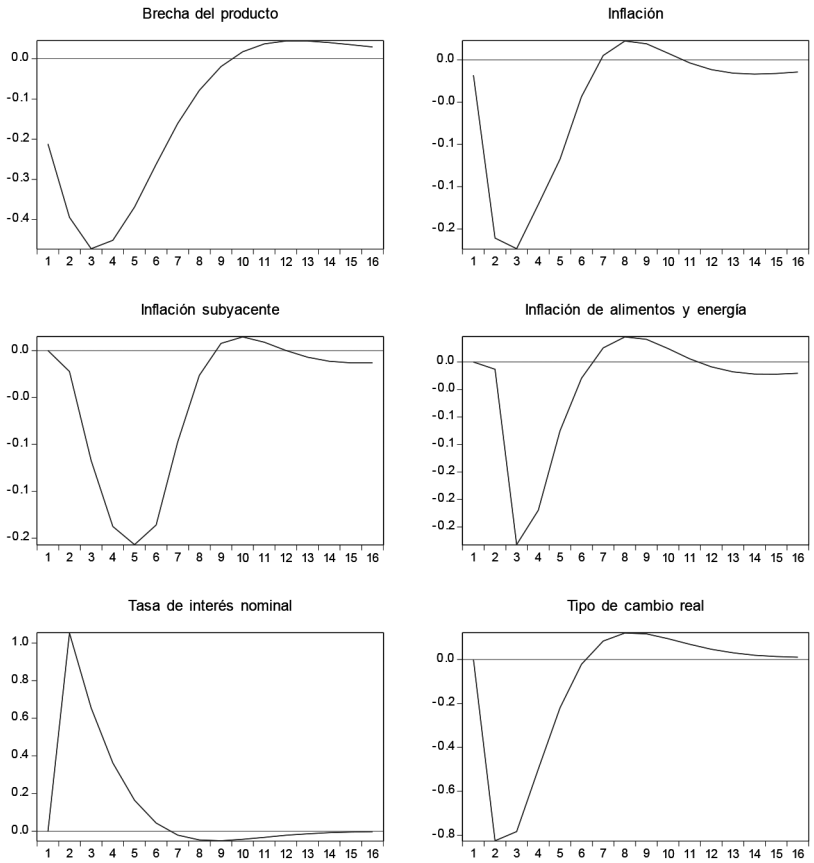
Así, un aumento de 100 puntos básicos en la tasa de interés lleva a una reducción máxima de la brecha del producto cercana a 0,5 puntos porcentuales en alrededor de cuatro trimestres, reduciendo así la inflación subyacente en 0,17 puntos porcentuales y en 0,18 puntos porcentuales la inflación total.

5.2.2. *Choque de demanda*

Choques exógenos en la demanda, entre otras cosas, pueden ser interpretados como cambios en la postura de la política fiscal que no es incluida de forma explícita en el modelo. Un choque positivo de demanda incrementa el producto, lo que a su vez genera presiones al alza sobre los precios. Así, para contener el aumento de la inflación, la autoridad monetaria incrementa la tasa de interés, lo que lleva a una reducción de la demanda y una apreciación de la moneda doméstica. La inflación total empieza a moderarse cerca de ocho trimestres después del choque de demanda en vista de la persistencia generada por los mayores precios de alimentos. Sin embargo, la mayor inflación de alimentos no llega a tener un traspaso significativo en la inflación subyacente.

FIGURA 3

RESPUESTA ANTE UN CHOQUE DE POLITICA MONETARIA

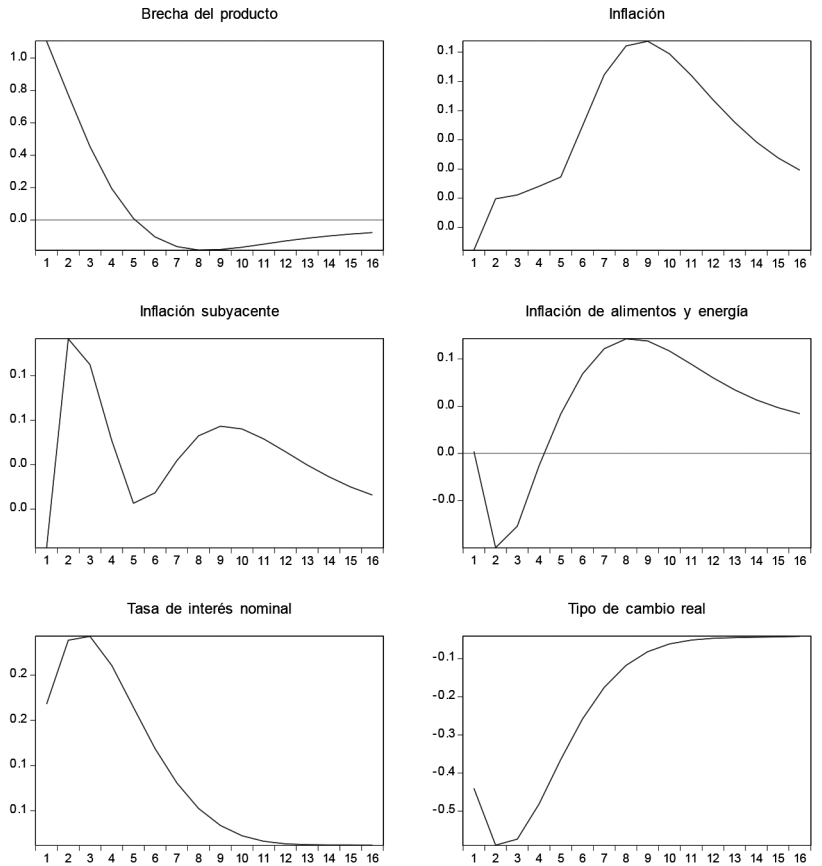


5.2.3. *Choque de precio de alimentos*

Choques exógenos sobre los precios pueden ser interpretados como choques en los precios internacionales de los alimentos así como choques en la oferta doméstica relacionada al nivel de abastecimiento de productos. En respuesta a un aumento de 1 punto porcentual en la inflación de precios de los alimentos, la brecha del producto se contrae hasta un nivel de 0,1 puntos porcentuales, mientras que la inflación total y la inflación subyacente se incrementan en 0,5 y 0,08 puntos porcentuales, respectivamente. En respuesta, la tasa de interés se mantiene relativamente estable con un incremento

FIGURA 4

RESPUESTA ANTE UN CHOQUE DE DEMANDA



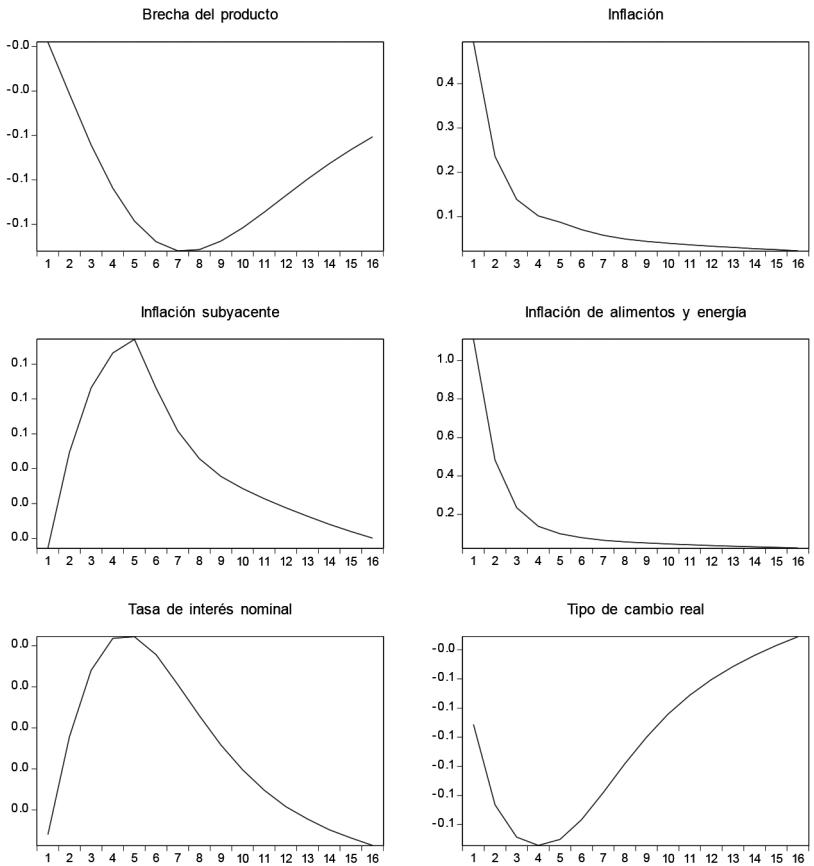
de 0,04 puntos porcentuales. Cabe mencionar que el aumento de la inflación total contribuye con 0,04 puntos porcentuales del aumento de la inflación subyacente.

6. CONCLUSIONES

Hay una creciente evidencia de que los efectos de segunda vuelta pueden ser mayores en economías emergentes debido a una mayor participación del gasto en alimentos en la canasta de consumo de los hogares, expectativas de inflación de las

FIGURA 5

RESPUESTA ANTE UN CHOQUE DE PRECIO DE ALIMENTOS



empresas menos ancladas y choques de oferta más persistentes. La economía peruana tiene estas características, lo que sugiere que los efectos de segunda vuelta podrían ser significativos y jugar un rol importante en la dinámica de la inflación. Es así que se hace relevante la discusión sobre cómo debe responder la política monetaria ante los choques de oferta. Si bien hay consenso en que la política monetaria no debe reaccionar ante choques transitorios de oferta, también hay consenso en que esta debe reaccionar cuando los choques de oferta generan efectos de segunda vuelta sobre la inflación.

En ese sentido, se estima el impacto del incremento en el precio de los alimentos en la dinámica de la inflación total. Los resultados sugieren la ausencia de efectos

de segunda vuelta significativos en la inflación peruana. En este sentido, la política monetaria en Perú no necesita responder de forma agresiva para contener las presiones inflacionarias generadas por choques en los precios de los alimentos. Esto puede responder al hecho de que a pesar de la alta participación de los alimentos en el gasto total de los hogares, la inflación de alimentos en Perú no juega ningún rol en la formación de expectativas de inflación y en la determinación de salarios.

REFERENCIAS

AN, S. y F. SCHORFHEIDE (2007). "Bayesian analysis of DSGE Models", *Econometric Reviews* 26 (2-4), pp. 113-172.

ANAND, R. y F. PRASAD (2010). "Optimal Price Indices for Targeting Inflation Under Incomplete Markets", *IMF Working Paper* 10/200.

ANAND, R., D. DING y V. TULIN (2014). "Food Inflation in India: The Role for Monetary Policy", *IMF Working Paper* 14/178.

BAUWENS, L., M. LUBRANO y J. RICHARDS (2000). *Bayesian Inference in Dynamic Econometric Models.* OUP Catalogue, Oxford University Press.

BERG, A., P. KARAM y D. LAXTON (2006a). "A Practical Model-Based Approach to Monetary Policy Analysis, Overview", *IMF Working Paper* 06/80.

BERG, A., P. KARAM y D. LAXTON (2006b). "Practical Model-Based Monetary Policy Analysis - A How-to Guide" *IMF Working Paper* 06/81.

CALVO, G. (1983). "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics, Elsevier* 12(3), pp. 383-398.

CATÃO, L. y R. CHANG (2010). "World Food Prices and Monetary Policy", *IMF Working Paper* 10/161.

CARABENCIOV, I., I. ERMOLAEV, I. FRIEDMAN, I. JUILLARD, O. KAMENIK D. KORSHUNOV y D. LAXTON (2008). "A Small Quarterly Projection Model of the US Economy", *IMF Working Paper* 08/278.

CASTILLO, P., C. MONTORO y V. TUESTA (2009). "Un modelo de equilibrio general con dolarización para la economía peruana", *Banco Central de Reserva del Perú, Revista Estudios Económicos* 17.

CECCHETTI, S. y R. MOESSNER (2008). "Commodity Prices and Inflation Dynamics". *BIS Working Paper*.

FONDO MONETARIO INTERNACIONAL (2011a). Slowing Growth, Rising Risks. *World Economic Outlook*, Capítulo 3.

GEWEKE, J. (1998). "Using Simulation Methods for Bayesian Econometric Models: Inference, Development and Communication", *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Staff Report* 249.

LJUNGQVIST, L. y T. SARGENT (2004). *Recursive Macroeconomic Theory*, MIT Press Books, The MIT Press, edition 2, volume 1.

SALAS, J. (2010). "Bayesian Estimation of a Simple Macroeconomic Model for a Small Open and Partially Dollarized Economy", *Banco Central de Reserva del Perú, Working Paper Series* 2010-007.

WALSH, J. (2011). "Reconsidering the Role of Food Prices in Inflation", *IMF Working Paper* 11/71.

WINKELRIED, D. (2013). "Modelo de proyección trimestral del BCRP: actualización y novedades", *Banco Central de Reserva del Perú, Revista Estudios Económicos* 26, pp. 9-60.

APENDICE

FIGURA 6

DISTRIBUCIONES *A PRIORI* Y *A POSTERIORI*
(ECUACION DE BRECHA DEL PRODUCTO)

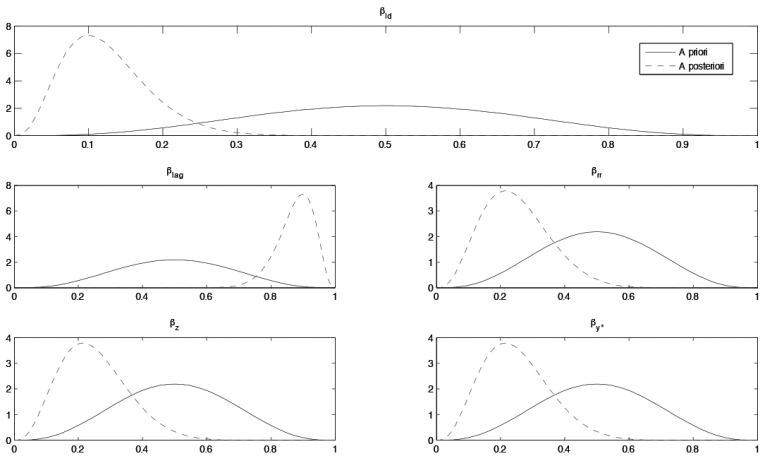


FIGURA 7

DISTRIBUCIONES *A PRIORI* Y *A POSTERIORI*
(ECUACION DE INFLACION)

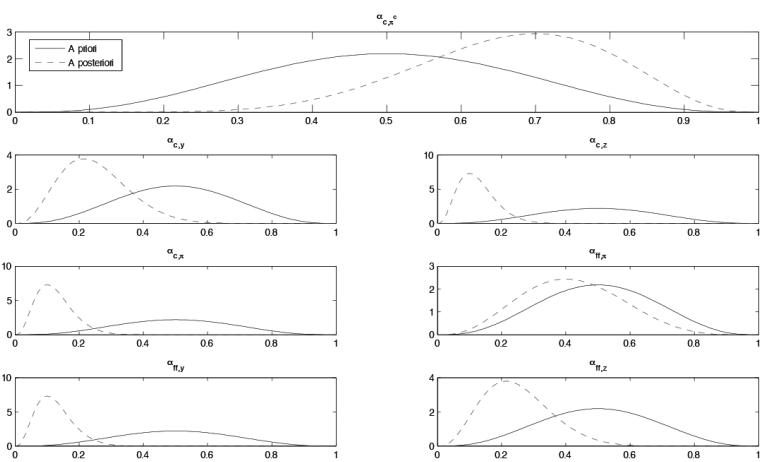
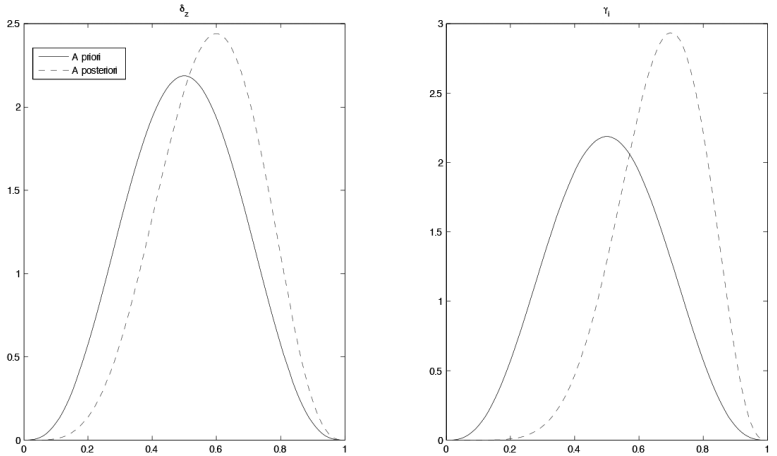


FIGURA 8

DISTRIBUCIONES *A PRIORI* Y *A POSTERIORI*
(ECUACION DE TIPO DE CAMBIO Y TASA DE INTERES)



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:		All other countries:	
Instituciones	$ 22.000	Institutions	US$ 42
Individuo	$ 17.000	Individuals	US$ 38
Estudiantes	$ 10.000*		
Números sueltos	$ 12.000 c/u		
(Incluido transporte aéreo)		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

ANDROS IMPRESORES
www.androsimpresores.cl

CONTRIBUCIONES

Los autores que deseen enviar artículos para su publicación deben hacerlo por medio de nuestro sitio https://www.rae-ear.org y considerar que:

- Los trabajos deben ser originales e inéditos.
- Los trabajos deben ser escritos en castellano o en inglés, y aquellos seleccionados se publicarán en el idioma correspondiente.
- Cada manuscrito se debe acompañar 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.

SUBMISSION OF PAPERS

Articles should be submitted at our site https://www.rae-ear.org. Authors should know that:

- *All papers should be original work.*
- *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.*

Revista de Análisis Económico
e-mail: rae@uahurtado.cl

SUSCRIPCIONES

Los valores de suscripción para los dos números de 2019, 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, Erasmo Escala 1835, Santiago, Chile.

SUBSCRIPTIONS

The subscription rates for 2019 including air mail, are:

Individuals	*12.000*	*35.00*
Institutions	*16.000*	*40.00*
Single copy rate	*6.000*	*20.00*

Make all remittances payable to Universidad Alberto Hurtado, in United States Currency. Correspondence should be addressed to Editor, Revista de Análisis Económico, Erasmo Escala 1835, Santiago, Chile.

Erasmo Escala 1835
Teléfono: (56) 22 8897356
Santiago
Chile

UNIVERSIDAD ALBERTO HURTADO