

**UNIVERSIDAD NACIONAL DE CÓRDOBA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS
INSTITUTO DE ECONOMÍA Y FINANZAS**

REPÚBLICA ARGENTINA

**REVISTA
DE
ECONOMÍA Y ESTADÍSTICA**



EDITORES EN JEFE

Alberto M. Díaz Cafferata • Ernesto Rezk

EDITOR GERENTE

Pedro E. Moncarz

EDITORES ASOCIADOS

Hildegart Ahumada • Salvador Barberà • Germán Calfat • Omar Chisari
Juan Carlos de Pablo • Roland Eisen • Víctor J. Elías • Daniel Heymann
Juan Carlos Lerda • Leonardo Letelier • Ana María Martirena-Mantel
Luisa Montuschi • Alfredo Navarro
Walter Sosa Escudero • Federico Weinschelbaum

COEDITORES

María Cecilia Avramovich • Carina Borrastero
Ivan Iturralde • Ileana Jalile

UNIVERSIDAD NACIONAL DE CÓRDOBA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS
INSTITUTO DE ECONOMÍA Y FINANZAS
REPÚBLICA ARGENTINA

REVISTA
DE
ECONOMÍA Y ESTADÍSTICA



Decano: Jhon Boretto
Vice-Decana: Catalina Alberto

Editores en Jefe

Alberto M. Díaz Cafferata
Ernesto Rezk

Editor Gerente

Pedro E. Moncarz

Coeditores

Maria Cecilia Avramovich • Carina Borrastero
Ivan Iturrealde • Ileana Jalile

Vol. LIX - Número 1 - Año 2021
Córdoba (República Argentina) - Ciudad Universitaria
Facultad de Ciencias Económicas



La **Revista de Economía y Estadística** se encuentra disponible en formato digital en el **Portal de Revistas de la Universidad Nacional de Córdoba**, espacio destinado a la difusión de las investigaciones realizadas por los miembros de la Universidad y a los contenidos académicos y culturales desarrollados en las revistas electrónicas de la Universidad Nacional de Córdoba. Considerando que la Ciencia es un recurso público, la Universidad ofrece a toda la comunidad, el acceso libre de su producción científica, académica y cultural.

<http://www.revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE>

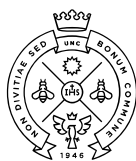
La **Revista de Economía y Estadística** (ISSN 0034-8066 versión papel; ISSN 2451-7321 en línea) es una publicación del Instituto de Economía y Finanzas (IEF) con sede en la Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba. Contacto: Av. Valparaíso s/n, Agencia Postal 4, Ciudad Universitaria (5000), Córdoba, República Argentina. Teléfonos: 54-351-433-4089/90/91 Fax: 54-351-433-4436

E- mail: reye@economicas.unc.edu.ar

Website: <https://www.eco.unc.edu.ar/ief>

Los trabajos que se publican son de carácter teórico o empírico sin restricciones que no sean la de su calidad científica, pero son de particular interés para la Revista las investigaciones que contribuyan al conocimiento de la realidad y política económica argentina y latinoamericana, siguiendo la tradición de la publicación, con énfasis en los temas ligados al desarrollo humano.

La presente edición de esta Revista es posible gracias al apoyo financiero de la Secretaría de Ciencia y Tecnología de la Universidad Nacional de Córdoba. Además el presente número cuenta con la valiosa colaboración de la Editorial de la Facultad de Ciencias Económicas.



FACULTAD
DE CIENCIAS
ECONÓMICAS



Instituto de
Economía y
Finanzas



Universidad
Nacional
de Córdoba

Las opiniones expresadas en los artículos firmados son propias de los autores y no reflejan necesariamente los puntos de vista de los editores. Todos los derechos reservados. Esta publicación no puede ser reproducida en su totalidad; sin embargo está permitido realizar copias impresas o digitales de manera parcial, exclusivamente para uso personal o académico. Cualquier otra utilización con fines comerciales, para beneficio personal o para incluir textos como componentes de otras obras requerirá la autorización y el pago de derechos.



Esta obra está bajo una Licencia Creative Commons
Atribución-NoComercial-SinDerivar 4.0 Internacional



Índice

- Un enfoque de red para estudiar los efectos de la inversión extranjera directa sobre el crecimiento económico.....11
A network approach to study the effects of foreign direct investment on economic growth
MATÍAS PARDINI Y GABRIEL MONTES ROJAS
- Consideraciones metodológicas acerca del Análisis Estocástico de Frontera en modelos de datos de panel: evidencias del modelo ECF orientado a costos en el Sector Bancario Argentino37
Methodological considerations upon Stochastic Frontier Analysis for panel data models: evidence from cost-efficiency ECF model in the Argentine Banking Sector.
IGNACIO G. GIRELA Y JOSÉ M. VARGAS
- La Revista de Economía y Estadística de la Universidad Nacional de Córdoba durante los dos primeros gobiernos peronistas (1946-1955).....61
The Revista de Economía y Estadística of the Universidad Nacional de Córdoba during the first two Peronist governments
FLORENCIA SEMBER
- Mercado laboral y pobreza en Argentina85
Labour market and poverty in Argentina
JOSÉ L. NAVARRETE, A. DANIELA CRISTINA,
VALERIA J. BLANCO Y LUJÁN REYES
- Dispersión accionaria y desempeño de los Bancos Argentinos.....125
Shareholder dispersion and performance of Argentine banks
MARTÍN DUTTO, MARCOS NARVAEZ, EMILIANO CARLEVARO Y JUAN JULLIER



Nota Editorial

Editorial

EQUIPO EDITORIAL

*Instituto de Economía y Finanzas, Facultad de Ciencias Económicas,
Universidad Nacional de Córdoba (Argentina)*

Estimados/as lectores/as,

En este volumen LIX de la Revista de Economía y Estadística, les acercamos los resultados de cinco investigaciones que abordan diferentes tópicos. Cuatro de los trabajos, de carácter aplicado, buscan contribuir al conocimiento de diferentes fenómenos económicos, tres de ellos enfocándose en la economía argentina. El quinto artículo adquiere especial importancia para nuestra publicación ya que presenta, desde una perspectiva histórica, una revisión de los trabajos publicados por la Revista de Economía y Estadística durante los dos primeros gobiernos de Juan Domingo Perón en Argentina.

En el primer artículo, Pardini y Montes Rojas parten de la evidencia empírica ambigua disponible respecto al rol de la Inversión Extranjera Directa (IED) en el crecimiento económico para, desde un enfoque de redes, evaluar si los patrones de conectividad entre los flujos de IED explican la relación entre esta y el crecimiento económico. Analizando una amplia base de datos que cubre 175 países, para el período 2001-2012, obtienen que el grado de centralidad local de los flujos de IED contribuye negativamente al efecto de esta sobre el crecimiento económico, mientras que lo opuesto sucede con el grado de centralidad global. Este último resultado permite sugerir que los efectos positivos de la IED serían mayores cuanto mayor sea la interconectividad con países que están mejor ubicados en las redes globales de inversión.

Por su parte, Girela y Vargas aportan un trabajo metodológico en torno del modelo de datos de panel Error Components Frontier (ECF) basado en el método de Análisis de Frontera Estocástica (SFA). Evalúan el desempeño



del modelo ECF para el caso de los estudios de eficiencia relativa orientados a los costos cuando se dispone de paneles pequeños con valores atípicos. Haciendo uso de simulaciones, en complemento con una aplicación al caso del sector bancario argentino entre 2004 y 2005, arriban a la conclusión de que, bajo determinadas condiciones supuestas, el modelo SFA no parece el adecuado para llevar adelante un análisis de eficiencia relativa. Como señalan los autores, los resultados obtenidos pueden ser importantes cuando se busca analizar sectores de actividad poco desarrollados, con pocos agentes económicos, algunos de los cuales presentan comportamiento atípico, considerando la frecuencia de este tipo de escenarios en las economías en desarrollo.

Dutto, Narvaez, Carlevaro, y Jullier también se interesan por el sector bancario argentino, pero en este caso el estudio se dirige a analizar cómo diferencias en la composición accionaria de los bancos argentinos se relacionan con diferentes medidas de su desempeño. Trabajando sobre una base de 63 instituciones bancarias para el período 2005 a 2017, obtienen una asociación negativa entre el grado de concentración accionaria y el retorno real sobre los activos, la rentabilidad sobre el patrimonio y los ingresos financieros netos. La asociación se torna positiva para el caso de bancos con pocos propietarios. Los autores argumentan que, para bajos niveles de concentración accionaria, el propietario mayoritario toma excesivo riesgo, resultando en menores retornos, mientras que la toma de riesgos se vuelve menor a mayor concentración propietaria.

La Revista de Economía y Estadística fue desde su nacimiento una publicación académica que, a través de sus autores, participó de las discusiones y debates intelectuales de la época, siendo reflejo de la creciente importancia y protagonismo de las ciencias económicas. En el artículo de Florencia Sember se lleva a cabo un estudio historiográfico de nuestra Revista de Economía y Estadística durante el período comprendido por los dos primeros gobiernos Peronistas en Argentina, entre 1946 y 1955. En primer término, la autora encuentra que a partir de 1948 -dos años después de la intervención de la Universidad Nacional de Córdoba- la Revista modificó su línea editorial, tomando una posición de difusora y defensora de políticas públicas afines con el Gobierno, aun cuando no se vieron alteradas las secciones que componían la publicación, ni el estilo académico de su contenido. En segundo término, Sember encuentra cambios en el perfil de la Revista entre los dos periodos de gobierno estudiados, donde el tema de los artículos publicados cambió desde

un análisis teórico hacia temas vinculados a la coyuntura: en la primera etapa se trató de artículos académicos y extensos, en torno a temas como la reforma financiera y constitucional; luego a partir de 1952 los artículos viraron hacia un perfil de difusión de las políticas entre un público más amplio (incluyendo, por ejemplo, reproducciones de conferencias) y varios de ellos versaban sobre diferentes aspectos del Segundo Plan Quinquenal, como la política monetaria y crediticia, como así también la reforma agraria y explotación del trabajador rural. Con ansias esperamos el análisis que describan la historia posterior de nuestra Revista.

El quinto y último artículo –de autoría de Navarrete, Cristina, Blanco y Reyes- se adentra en el vínculo entre mercado laboral y pobreza. Haciendo uso de diferentes métodos de análisis econométricos sobre un panel de provincias argentinas para el periodo 1996-2018, se llega a concluir que mejoras en el nivel y distribución del ingreso, el desempleo y la participación de personas con altos niveles de educación en el mercado laboral se correlacionan con menores tasas de pobreza. Sin embargo, por medio de la aplicación del llamado método de umbrales, los resultados muestran evidencia de efectos no lineales, en que el impacto de las dimensiones mencionadas sobre la pobreza depende de la posición de las diferentes jurisdicciones en términos de nivel de ingreso, incidencia de la informalidad y nivel de desempleo.



Un enfoque de red para estudiar los efectos de la inversión extranjera directa sobre el crecimiento económico*

A network approach to study the effects of foreign direct investment on economic growth

MATÍAS PARDINI

Universidad de Buenos Aires (CABA, Argentina)
matias.pardini@fce.uba.ar

GABRIEL MONTES ROJAS

Universidad de Buenos Aires y Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CABA, Argentina)
gabriel.montes@fce.uba.ar

RESUMEN

Los estudios empíricos de la Inversión Extranjera Directa (IED) han generado evidencia ambigua sobre el signo y la magnitud que esta ejerce sobre el crecimiento económico. En este trabajo se usa un enfoque de redes para evaluar si la interconectividad de los flujos de IED, medida a través de la centralidad en redes, tiene un efecto sobre el crecimiento. Se utiliza una base de datos por origen y destino del flujo de IED entre 175 países en el período comprendido entre 2001 y 2012. Los resultados indican un efecto negativo para la centralidad local (grado) y positivo para las medidas de centralidad global sobre el crecimiento económico. Este último resultado sugiere que la propensión de la IED a generar efectos positivos sobre el crecimiento reside en la mayor interconectividad de los países con otros de mejor posicionamiento relativo en las redes globales de inversión.

Palabras clave: Inversión extranjera directa; redes; crecimiento económico .

Código JEL: F15; F21.

Fecha de recepción: 04/05/2020.

Fecha de aceptación: 24/10/2020.

*. Los autores agradecen los comentarios recibidos por el Editor, Prof. Pedro Moncarz, y por dos evaluadores anónimos que han contribuido a mejorar este trabajo.



ABSTRACT

Empirical papers on Foreign Direct Investment (FDI) produced ambiguous evidence on the sign and magnitude that it has on economic growth. This paper uses a network approach to evaluate if interconnectedness measures of FDI flows, namely network centrality, have an effect on growth. It uses a database of 175 countries for the 2001-2012 period. Results indicate that there is a negative effect of local centrality (degree) and a positive one for global centrality measures on economic growth. The latter result suggests that the ability of FDI to produce positive effects on economic growth relies on the degree of interconnectedness of the countries to others with a relatively better position in the global investment network.

Keywords: Foreign direct investment; networks; economic growth.

JEL Code: F15; F21.

I. INTRODUCCIÓN

El economista Kenneth Arrow realizó una analogía que podría haber resultado llamativa en la economía en la que él vivía: la difusión tecnológica puede ser un fenómeno similar a la transmisión de una enfermedad infecciosa, porque necesita del contacto entre individuos que portan el conocimiento para materializarse (Arrow, 1971). En las economías modernas, estas unidades individuales pueden ser representadas por las firmas o corporaciones multinacionales que transfieren tecnología de sus procesos productivos entre sus filiales localizadas alrededor del mundo a través de la Inversión Extranjera Directa (*IED*) y, tal como expuso Findlay (1978), esta última es la herramienta principal para reducir el *gap* tecnológico entre regiones de distinto desarrollo relativo. Por ende, la *IED* es fundamental para comprender el progreso tecnológico, uno de los factores fundamentales del crecimiento económico.

Sin embargo, el impacto de la *IED* y su creciente importancia en el desarrollo de las economías abiertas han sido un eje de discusión de la teoría económica desde hace algunas décadas, dado que la globalización ha reforzado sus efectos y consecuencias en una amplitud sin precedentes. A su vez, este suceso ha sido acompañado por una mayor apertura de las naciones al mercado mundial de bienes y servicios, lo cual ha permitido que el ingreso de la *IED* a los países haya crecido sostenidamente desde la

década del 80, cuando se encontraba en alrededor del 0.5% del PBI, hasta alcanzar picos del 5.2% previo a la crisis del 2008 y luego mantenerse entre el 2% y el 3% del PBI.¹

La razón por la cual la literatura económica se ha interesado en el fenómeno de la *IED* parte de la conjetura, usualmente aceptada, de que esta produce efectos favorables sobre la economía receptora porque generalmente solo aquellas firmas más productivas pueden expandirse al extranjero y, en consecuencia, se concluye que esto permite acceder a las mejores prácticas y al conocimiento de frontera necesario para encaminarse en el largo sendero del desarrollo económico. Por otra parte, la *IED* se ha convertido en la fuente más grande de financiamiento externo para las economías en desarrollo, sobrepasando la asistencia internacional, las remesas y las inversiones de portafolio. En 2016, más del 40% de los 1.75 billones del flujo de *IED* fue dirigido hacia los países en desarrollo, proveyendo una gran cantidad de capital privado. Además de ser una fuente de financiamiento, sus beneficios confieren el *know-how* técnico, las capacidades de gestión y *management* que brindan el potencial de transformar a las economías a través de la innovación, el aumento de la productividad y la creación de trabajos con mejores salarios y de mayor estabilidad.² A estos beneficios se los conoce como *spillovers*, por su denominación en la literatura en inglés.

En consecuencia, el presente trabajo realiza un abordaje alternativo para analizar los efectos de la *IED* en cuanto a la centralidad de los flujos en redes sobre el crecimiento económico. El estudio de las redes económicas permite entender mejor la estructura y la dinámica del funcionamiento de la economía, ya que los sistemas económicos se construyen sobre interdependencias que se implementan a través de redes internacionales de inversión, conocimiento, comercio, etc. Se necesita, entonces, un enfoque que destaque la complejidad sistémica que caracteriza a la economía global, y que a su vez sirva para expandir las teorías modernas (Schweitzer *et al.*, 2009). Las redes, naturalmente, suelen dar cuenta de características propias de los sistemas complejos que se representan en ella y que muchas veces son independientes del análisis de los componentes que la conforman. Esto complementa el análisis empírico de los efectos de a la *IED*, dado que diver-

1. Ratio de ingreso neto de *IED* sobre el PBI, datos del Banco Mundial (Disponible en: <https://data.worldbank.org/indicator/bx.klt.dinv.wd.gd.zs>).

2. Ver Global Investment Competitiveness Report (1,2 y 3).

Los trabajos han considerado que la interacción de los países con otros que cuentan con niveles de tecnología y conocimiento más avanzados, así como los patrones de comunicación entre ambos, constituyen un factor fundamental en el entendimiento de las relaciones de causa y efecto que explican el crecimiento y el desarrollo económico.

Se construyen las redes anuales para el período 2001-2012 de los flujos de *IED*, y se realiza un análisis de la centralidad de los nodos o países de esas redes para obtener variables que capturen características relacionadas con la posición relativa de cada país y su capacidad de captar la *IED* que traslada el *know-how* y otros factores que influyen sobre el crecimiento económico. Esta centralidad se usa como factor explicativo del crecimiento económico (PBI per cápita). Esto último se enmarca en la necesidad explicitada por Bolívar *et al.* (2019) de llenar el *gap* en el estudio de los flujos de *IED* que ha dejado de lado las características relacionales de los países integrados a la red global, a los patrones de poder que existen entre ellos y cómo esto impacta en la *performance* económica de los mismos. La contribución de este trabajo radica en encontrar evidencia empírica sobre el impacto de estos factores identificándolos en las estructuras de red e incorporándolos al análisis del crecimiento económico para aportar al estudio de los flujos de *IED*, el crecimiento económico y las redes complejas.

El resultado principal de este estudio es que el efecto de las medidas globales de centralidad sobre el crecimiento económico es positivo, en línea con una visión amplia de la red mundial de *IED* que incorpora tanto los aspectos normativos de los países, sus políticas y relaciones, como los aspectos específicos de las industrias que en ellos se localizan. Por otro lado, el efecto de la centralidad local es negativo, lo cual indica que no es tan importante la cantidad de países con los que se intercambian flujos de *IED*, sino más bien la ubicación y procedencia de esos flujos en el contexto de la red global.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la Sección II se hace un repaso de la bibliografía, y en la Sección III se realiza un análisis descriptivo de la red y los datos utilizados. En la Sección IV se presentan los modelos econométricos y en la Sección V se realiza una interpretación de sus resultados. Finalmente, en la Sección VI se concluye.

II. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

Avanzado el siglo XX, la teoría predominante era aquella que explicaba el crecimiento como una variable exógena, ya sea a partir del crecimiento de los factores de la producción o de la productividad total de factores, véase Solow (1956) y Swan (1956) como el modelo fundacional. Luego, se buscó explicar el crecimiento como una variable endógena. Por ejemplo, Romer (1986) expone un modelo que permite que el crecimiento económico no sea necesariamente convergente a una tasa estable, sino que a través de la acumulación de conocimientos generados por las firmas que introducen nuevas tecnologías e invierten en innovación se genera un proceso cuyas externalidades positivas y *spillovers* de conocimiento permiten alcanzar tasas crecientes en el tiempo.³ En un trabajo subsiguiente, Romer (1993) toma en cuenta la existencia de dos tipos de *gaps* entre los países avanzados y los rezagados: el *gap* de objetos, cuando un país carece de objetos físicos tales como maquinarias y tecnología, y el *gap* de ideas, cuando este carece de los conocimientos necesarios para crear valor en una economía moderna. Esto provoca una ruptura entre el punto focal al que se dedican los estudios empíricos, pues el *gap* de objetos conduce la atención al ahorro y la acumulación, mientras que el *gap* de ideas conduce la atención hacia los patrones de interacción y comunicación entre los países. Dado que considera al *gap* de ideas como la clave para entender el desarrollo relativo, el conocimiento técnico toma un carácter más protagónico en el proceso del desarrollo económico y la incorporación de tecnología respecto de la frontera internacional se convierte en uno de los procesos fundamentales para las economías que desean embarcarse en el camino del crecimiento haciendo un *catch-up* hacia aquellas que mueven la frontera internacional.

3. Los *spillovers* de la *IED* pueden ocurrir a través de 5 canales principales: i) el canal de demostración o imitación; ii) movilidad en el mercado laboral; iii) exportación; iv) competencia; v) encadenamientos hacia atrás y adelante con firmas domésticas (Crespo *et al.*, 2007). Sin embargo, hay muchos condicionantes que determinan si los *spillovers* se producen o no, y gran parte de la literatura y la modelización teórica se ha dedicado a intentar determinar qué aspectos de las economías receptoras son esenciales para que esto suceda. La capacidad de absorción y el *gap* tecnológico condicionan el efecto derrame, porque si se establecen firmas de gran productividad en un país, pero los trabajadores no se encuentran con la capacitación necesaria para comprender y adoptar los procesos, es factible que la *IED* no logre canalizarse en mejoras de la productividad (Borensztein *et al.*, 1998). Asimismo, las características propias de la *IED* pueden ser determinantes: no es lo mismo cuando se produce por una fusión o adquisición que cuando se produce como una inversión de *greenfield* (se considera *greenfield* cuando la multinacional abre una subsidiaria en el país de destino en donde construye instalaciones, contrata nuevos/as empleados/as, etc.).

En este proceso es donde las corporaciones multinacionales adquieren un rol protagónico, porque son las encargadas de trasladar las prácticas e ideas más avanzadas hacia los países en desarrollo.

En paralelo, se desarrolló una vasta literatura que ha estudiado la relación entre la difusión tecnológica protagonizada por las empresas transnacionales y la *IED*. Por ejemplo, en Findlay (1978) se esboza un modelo en donde la difusión de tecnología, la apertura a la *IED* y el rol de las multinacionales sirve para explicar el crecimiento. Wang (1990) incorpora estas ideas a un modelo de crecimiento económico de dos países, asumiendo que el incremento en el conocimiento aplicado a la producción es una función de la *IED* dado que esta facilita el cambio tecnológico. Borensztein *et al.* (1998) estudian como la *IED* impacta sobre el crecimiento económico incorporando el rol del capital humano como factor explicativo de la capacidad de absorción de nuevas tecnologías que tiene una economía dada, y concluyen que los incrementos de la productividad y el conocimiento de la economía receptora de la *IED* están ligados al nivel de capital humano preexistente que actúa como factor limitante de dicho impacto sobre el crecimiento. Sus resultados, además, acentúan que el canal principal a través del cual la *IED* impacta este último es el progreso tecnológico y no la acumulación de capital.

Una visión alternativa, de carácter más institucionalista, fue expuesta por Alfaro *et al.* (2004). Este trabajo puso mayor énfasis en la calidad de los mercados financieros como el canal fundamental para que la *IED* genere efectos positivos sobre el crecimiento, desde una perspectiva más bien *schumpeteriana*. La conclusión es que el potencial que tiene la *IED* para generar encadenamientos hacia atrás (*backward linkages*) se ve impedido por el grado de desarrollo de los mercados financieros.

El análisis de la *IED* con un enfoque de redes se suele centrar en las firmas multinacionales como unidad de decisión, siendo ésta la que toma la iniciativa de explotar ventajas de propiedad, localización e internacionalización. Por ejemplo, De Masi *et al.* (2018) construyen la red de *IED outflows* para las empresas italianas buscando detectar los nodos claves del sistema y analizar las distintas estrategias de internacionalización de las firmas líderes; Chen *et al.* (1998) examinan la importancia de la decisión de localización de la *IED* para firmas taiwanesas a través de la teoría de los enlaces estra-

tégicos de Nohría y García Point (1991). A nivel de países, Bolívar *et al.* (2019) estudian la red global de *IED* construyendo una red del stock de *IED* para 229 economías y su relación con los tratados bilaterales de inversión, y concluyen que las características de los países como el tamaño, la apertura comercial, los niveles de capital humano y la estabilidad institucional no solo influyen la asignación de *IED*, sino también la estructura de la red y las relaciones de poder entre los nodos.

III. DATOS Y VARIABLES

III.1. Datos

Para la realización de este trabajo se utilizó como fuente la base de Estadísticas Bilaterales de la UNCTAD (Conferencia del Trabajo y del Desarrollo de las Naciones Unidas) del 2014, ya que esta reúne información de 206 países recolectada de fuentes de información propias de cada país sobre la *IED*, cruzados en algunos casos con fuentes de otros países para compensar faltantes.

La base original se encontraba separada por país, dividido en “*inflow*”, “*outflow*”, “*instock*” y “*outstock*”. Para unificar la información, se eligió la información de “*inflow*” que se traspasó a una base única, siendo esta elección principalmente porque los países, generalmente, realizan un registro más minucioso de la inversión entrante, dado el impacto que esta tiene sobre la contabilidad nacional. Por otra parte, la elección del ingreso de *IED* en lugar del egreso responde a la necesidad de representar la transferencia de tecnología que se produce desde el exterior hacia el país bajo análisis, dado que no hay razón para considerar que el egreso de *IED* genere el efecto contrario (Borensztein *et al.*, 1998).

Por su parte, los datos sobre las variables de Producto Bruto Interno (PBI) e ingreso neto de *IED* fueron extraídos de World Development Indicators (WDI). En la Tabla 1 se exponen las estadísticas descriptivas básicas de las variables que se utilizan para los modelos de regresión. La variable *Crec. PBI pc* es la tasa de crecimiento anual medida como diferencia de los logaritmos de *PBI pc* a precios constantes. Se reportan también las principales medidas de redes usadas, descritas en la siguiente sección.

Tabla 1: Estadísticas descriptivas por variable

Variables	N	Promedio	Desv.est.	Min	Máx
<i>PBIpc</i> (constant US\$ 2010)	2,579	14,309.53	21,537.28	194.87	170,376
<i>IED</i> (%PBI)	2,45	6.515	23.26	-58.32	587.1
<i>Crec. PBI pc</i>	2,374	0.0239	0.0581	-0.978	0.797
<i>Degree-In</i>	2,287	10.61	11.92	0	69
<i>Eigen-Centrality</i>	2,287	0.239	0.225	0	1
<i>PageRank</i>	2,287	0.00517	0.00568	0.00108	0.0801

Fuente: elaboración propia en base a UNCTAD y WDI.

III.2. Redes y centralidad

Las estructuras de red proveen la posibilidad de modelizar la interacción de una forma específica, que escapa a los análisis económicos más tradicionales. Una red, por su naturaleza, expresa la relación entre los elementos que la conforman y, por ende, la dependencia e interconexión de los mismos es un aspecto distintivo del cual surgen una multiplicidad de conclusiones que no son posibles de encontrar en otro tipo de análisis.

Para este trabajo, se recolectó información del flujo de inversión extranjera directa entre todos los países del mundo disponibles en la base de datos de la Conferencia sobre el Comercio y el Desarrollo de las Naciones Unidas (UNCTAD, por sus siglas en inglés) con el objetivo de poder elaborar gráficos de red para cada uno de los años comprendidos entre el 2001 y el 2012 (años para los cuales la información está disponible), y extraer de ellos diversas medidas de cohesión e interconexión que permitan profundizar el contraste empírico de los efectos de la *IED* sobre el crecimiento económico.

La definición de cada red anual se puede simplificar de la siguiente manera: sea la red $IED_{\text{año}}(N, g)$, para la cual $N = \{1, 2, \dots, n\}$ es el conjunto de los países o nodos, y sean $\{g_{ij}\}$ los enlaces o *links* que conectan a los mismos. En este caso, los *links* son los flujos de *IED* del país i al país j . Las redes $IED_{\text{año}}$ son siempre redes direccionadas, dada la naturaleza del análisis. En todos los casos se han omitido los *links* con flujos nulos, lo que permite que la cantidad de nodos difiera a lo largo del período analizado.

En el estudio de las redes hay muchos aspectos que son susceptibles de analizar, entre ellos, la centralidad y la cohesión. La centralidad intenta expresar la importancia relativa que tiene un nodo respecto de la red, y existe una multiplicidad de formas de calcularla según cual sea el aspecto que se busque destacar. Por ejemplo, una medida simple de centralidad local es el grado de un nodo, que es la cantidad de *links* que inciden sobre él, y se puede dividir en “*in*” y “*out*” cuando la red es dirigida, es decir, la cantidad de *links* que “entran” o “salen” de un determinado nodo, respectivamente.

Por otro lado, hay medidas de centralidad que expresan la importancia relativa de un nodo respecto de la posición global que este ocupa en la estructura de la red. A continuación, se definen las más utilizadas:

- “*Betweenness*” (intermediación): mide la cantidad de veces que el nodo se encuentra entre otro par de nodos interconectados entre sí. Si definimos la distancia geodésica entre dos nodos como el camino más corto para llegar de un nodo al otro en un sendero dirigido, entonces la *betweenness* indica cuantas veces se encuentra el nodo en los senderos que unen a todos los pares de nodos pertenecientes a la red. Por ejemplo: para llegar de A→C y de A→D, siempre se debe pasar por B, por lo tanto, B podría tener una medida alta de intermediación incluso cuando su grado sea bajo.

- “*Closeness*” (cercanía): mide la cercanía relativa de un nodo respecto del resto de los nodos de la red. La distancia, nuevamente, se mide como la cantidad de *links* que hay entre el nodo y el resto de los nodos de la red, de lo cual se extrae un promedio y se normaliza entre 0 y 1.

- Medidas de ranking y prestigio: existen una gran cantidad de medidas propuestas por distintos autores, pero en este trabajo se utilizaron solamente medidas de *Eigen-Centralidad* y *PageRank*, que generan una medida que se basa en la centralidad de los nodos a los cuales el nodo analizado se encuentra conectado.

Los detalles matemáticos del cálculo se exponen en el Apéndice A, pero resulta importante comprender cuál es el aspecto que cada medida intenta destacar para lograr desentrañar la utilidad que pueden tener en el análisis del flujo de inversión.

La centralidad medida por el grado del nodo (*degree*) es una medida local, es decir, solo expresa la centralidad respecto de los nodos que inciden de forma directa sobre el mismo. Esta se divide en entrante (*in*) y saliente (*out*). Intuitivamente, puede suceder que haya países que reciban *IED* proveniente desde pocos países (en cuyo caso su grado *in* será bajo), pero que estén conectados a países que sean fundamentales en la geopolítica internacional y el desarrollo tecnológico y, por ende, accedan a las prácticas e innovaciones de frontera. Entonces, estos países probablemente arrojen una medida de centralidad más elevada, visto que el sendero que debería realizar la inversión y tecnología de punta para arribar desde un país importante es más corto que en el caso de un país que se encuentra muy conectado con sus vecinos en una región de bajo desarrollo. Si bien la situación actual, debido a la globalización, es muy diferente a la que se daba en otras épocas, podría interpretarse que muchos intentos de diversos imperios durante los siglos XIX y XX de formar monopolios y alianzas estratégicas con sus colonias o excolonias tendían a formar redes muy conectadas. Sin embargo, estas eran cuasi cerradas, por lo que podría estudiarse cómo el grado de desarrollo tecnológico del país central de la red influyó en la tecnología a la cual accedieron los países periféricos y cómo esto impactó sobre el desarrollo de largo plazo de los mismos. Por ejemplo, podría verse la diferencia que esto generaba entre la Commonwealth y el Imperio Español, algo que trabajos como los de Acemoglu, Johnson y Robinson (2001) han intentado explicar a través de una distintas metodologías.

Por su parte, la centralidad “*betweenness*” o de intermediación, presentada por Freeman (1979), es una medida global porque intenta capturar la proporción de las veces que un nodo o país se encuentra entre medio del sendero más corto entre cada par de nodos conectados. En una red de *IED*, la intermediación es generalmente considerada una medida de poder en un sentido relacional, pues un país que arroje una medida muy alta indica que las transferencias tecnológicas y de conocimiento suelen estar intermediadas por él. En consecuencia, la intermediación es una medida global de centralidad.

La centralidad por cercanía o “*closeness*” mide cuán cerca está un nodo de cada uno de los otros, considerando que la distancia es la cantidad de *links* que separan a cada par de nodos. Esta medida, sin embargo, no será utilizada en el análisis dado que esta no se encuentra bien definida para gráficos múltiples (*multigraphs*).

Por último, las medidas de prestigio buscan representar, de forma más compleja, la centralidad de un nodo teniendo en cuenta cuan centrales son sus nodos vecinos. Para el presente trabajo se eligieron las medidas de *Eigen-Centralidad*, tal como fue propuesta por Bonacich (1983), y las medidas de *PageRank* (Page *et al.*, 1999).

En la Tabla 2 se puede observar un resumen descriptivo de cada medida de centralidad en el período elegido para el presente análisis, del 2001 al 2012. Dado que no existe una convención sobre la forma adecuada de elegir una medida de centralidad que se adapte a las distintas características topológicas de una red, se calcularon 21 medidas de centralidad con el objetivo de lograr un análisis exhaustivo de los datos.

Tabla 2. Estadísticas descriptivas

Variables	N	mean	sd	min	max
<i>Degree-In</i>	2,329	10.57	11.91	0	69
<i>Degree-Out</i>	2,329	10.57	18.37	0	124
<i>Degree-All</i>	2,329	21.14	28.63	1	189
<i>Closeness-In</i>	2,329	0.000103	2.93e-05	2.49e-05	0.000145
<i>Closeness-Out</i>	2,329	0.000237	0.000127	2.49e-05	0.000433
<i>Closeness-All</i>	2,329	0.00247	0.000342	0.00137	0.00398
<i>Closeness-In (Weighted)</i>	2,329	0.000103	2.93e-05	2.49e-05	0.000145
<i>Closeness-Out (Weighted)</i>	2,329	0.000237	0.000127	2.49e-05	0.000433
<i>Closeness-All (Weighted)</i>	2,329	0.00247	0.000342	0.00137	0.00398
<i>Betweenness</i>	2,329	180.0	648.0	0	7,052
<i>Betweenness (Undirected)</i>	2,329	109.7	440.1	0	5,206
<i>Eigen-Centrality</i>	2,329	0.238	0.225	0	1
<i>Eigen-Centrality</i>	2,329	0.198	0.213	0.000128	1
<i>PageRank (Directed-Weighted)</i>	2,329	0.00515	0.00566	0.00108	0.0801
<i>PageRank (Undirected-Weighted)</i>	2,329	0.00515	0.00638	0.000915	0.0601

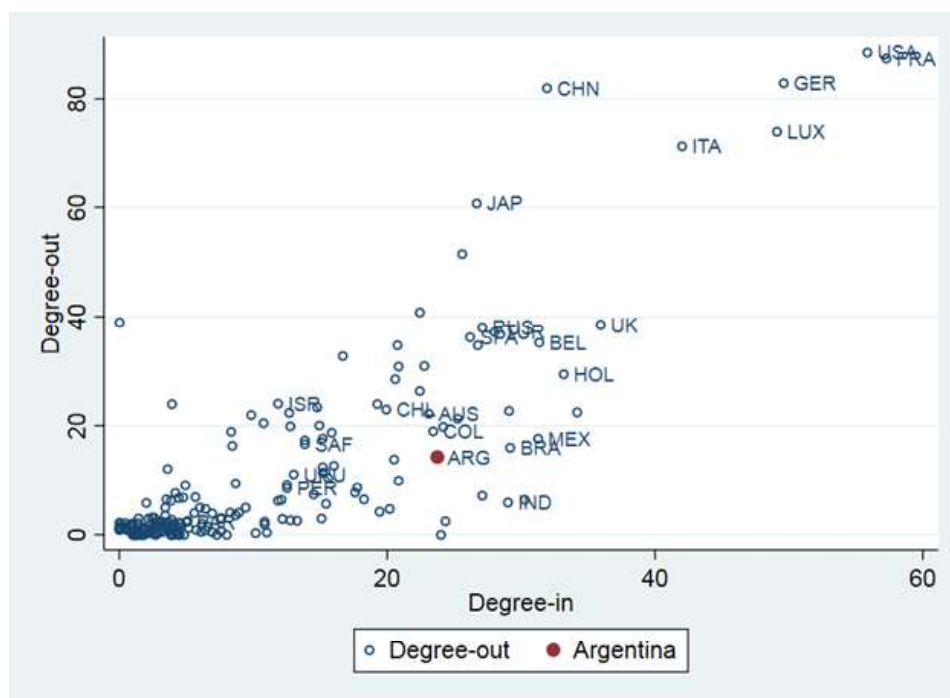
Fuente: elaboración propia

Se puede observar que el grado promedio para el período analizado es 21, es decir, que en promedio cada país está conectado con 21 países entre inversión saliente y entrante, aunque también se observa que el valor mínimo es 1, o sea que existen países que se encuentran conectados con un solo país. Se puede apreciar también que el máximo grado “out” es considerablemente mayor que el máximo grado “in”.

En el Gráfico 1 se presenta la relación entre el grado entrante y saliente, *Degree-In* y *Degree-Out*, respectivamente, para el promedio de los periodos analizados. El Gráfico 2 muestra *Degree-In* y la *Eigen-Centralidad* para el promedio de los periodos analizados. El Gráfico 3 presenta la relación de *Degree-In* con *PageRank*. En las figuras se señalan algunos países con altos grados de centralidad y de interés, como por ejemplo muchos países latinoamericanos.

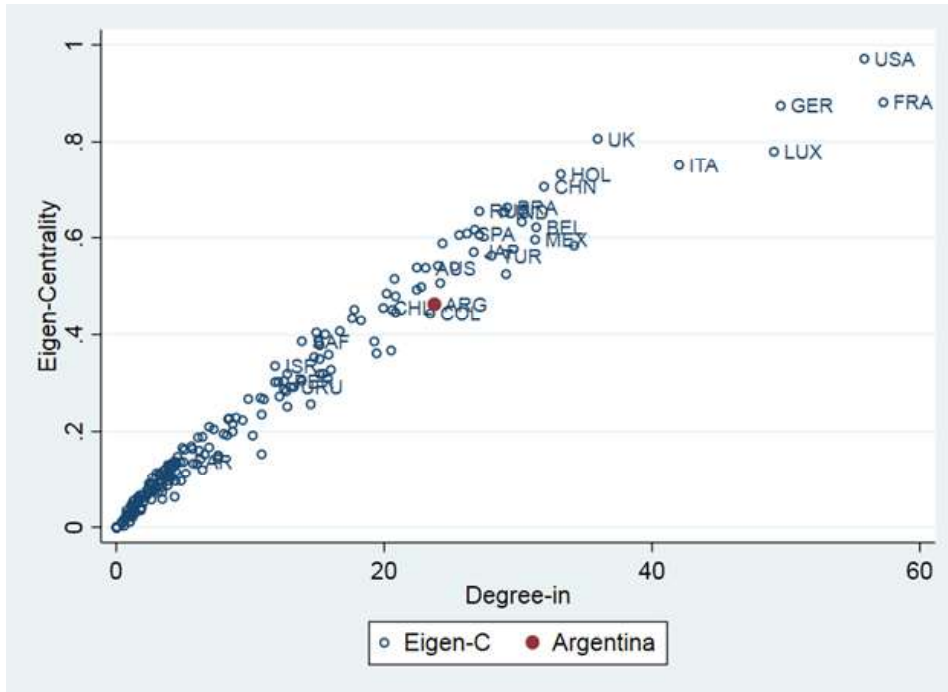
En la cima del ranking para ambas medidas se encuentran Estados Unidos, Francia, Alemania, Luxemburgo y China. En el caso del grado, se observó en muchos casos que los países que poseyeron muchas colonias

Gráfico 1: *Degree-In* y *Degree-Out* promedio durante el período analizado.



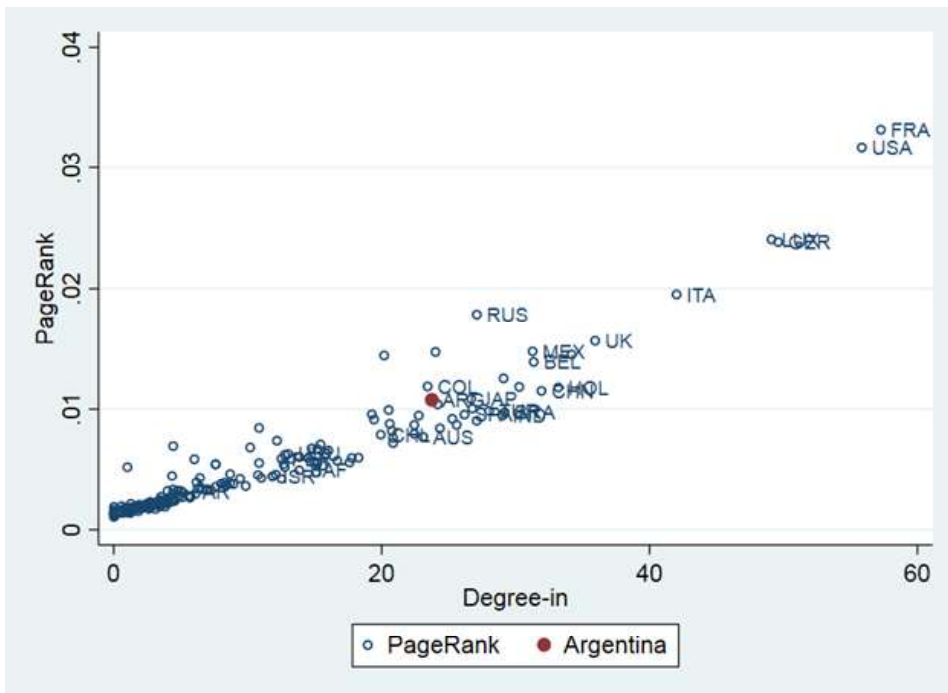
Fuente: elaboración propia

Gráfico 2: Degree-In y Eigen-Centralidad promedio durante el período analizado



Fuente: elaboración propia

Gráfico 3. Degree-In y PageRank promedio durante el período analizado.



Fuente: elaboración propia

durante el período de gran expansión imperial del siglo XIX contaban con un alto grado, incluso cuando sus otras medidas de centralidad ponderadas daban más bajas. Respecto de Luxemburgo, es lógico suponer que existen razones de naturaleza fiscal que generan medidas de centralidad ficticiamente elevadas. Por otro lado, aparece una clara relación entre grado entrante y saliente. Esto significa que países que invierten mucho *IED* en otros países también reciben. En los gráficos se resalta el caso de Argentina, que en ambos casos aparece con valores de centralidad media.

Cabe destacar que en ambos casos se observa una fuerte relación entre las medidas de centralidad de redes. Esto es así porque las medidas de grado son un insumo necesario para las medidas de centralidad global, como de autovalor. Este hecho determina que para aislar el efecto individual de cada uno se deba incorporar estas medidas al mismo tiempo, evaluando el posible y esperable efecto de alta multicolinealidad.

IV. MODELO ECONÓMICO

Las especificaciones presentadas se asimilan a aquellas propuestas en los trabajos de Borensztein *et al.* (1998) y Alfaro *et al.* (2004), pero se han hecho modificaciones por la disponibilidad de datos y por la falta de datos recientes de los controles utilizados por aquellos para el nivel de capital humano y educación. En esta sección se presentarán dos especificaciones que difieren solamente en el control por convergencia.

La elección de las medidas de centralidad se realizó teniendo en cuenta lo que se desea captar con una red de flujos de inversión de *IED*. El grado es importante dado que refleja, de manera local, cuántos países invierten en una economía y nos permite visualizar rápidamente el grado de apertura que esta exhibe a la economía global. Sin embargo, no se espera que el impacto sobre el crecimiento económico sea muy grande porque esta medida no expresa ningún tipo de ponderación por el monto invertido o por la procedencia de los fondos, es decir, no existe diferencia entre la inversión proveniente de un país desarrollado y de otro que sea irrelevante en términos de los *spillovers* de conocimiento y la transferencia tecnológica, que son los factores que podrían impactar sobre la productividad y luego sobre el crecimiento.

Como medidas globales, la elección de incluir variables que ponderen el prestigio relativo de los vecinos de cada país (o nodo) se basa en el hecho de que los países que reciben inversión proveniente de una gran cantidad de países que sean centrales en la red mundial da cuenta del potencial poder político e institucional dentro del cual esta economía se integra, haciendo que la transferencia tecnológica sea más plausible entre estos “clubes” de países que invierten activamente entre sí. Análogamente, este razonamiento se asocia de forma consistente con una vasta literatura de la teoría del crecimiento económico que formaliza los modelos de clubes de países de mayor crecimiento y desarrollo, por ejemplo, ver Baumol *et al.* (1986) y Quah (1996).

El primer modelo considerado es el siguiente:

$$\begin{aligned} \text{CREC}_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{IED}_{i,t-1} + \beta_2 \cdot \text{DEGREE-IN}_{i,t-1} + \beta_3 \cdot \text{EIGEN-C}_{i,t-1} \\ & + \beta_4 \cdot \text{PAGERANK}_{i,t-1} + u_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

en el cual la variable dependiente es CREC, que mide el crecimiento del PBI per cápita entre el periodo $t-1$ y t , medido como primeras diferencias de logaritmos, y las variables explicativas son: *IED*, que es el ingreso neto de *IED* como porcentaje del PBI, *DEGREE-IN*, el grado “entrante”, *EIGEN-C*, que es la *Eigen-Centralidad*, *PAGERANK*, que es el *PageRank* del nodo, todas expresadas para el país i en el momento t .

Para la estimación de los parámetros se realizó una regresión de efectos fijos, dado que se contaba con una base de datos de panel y, por lo tanto surgió la necesidad de controlar por aquellos efectos constantes que responden a características de los individuos (países) que no dependen del tiempo, es decir, las heterogeneidades propias de cada observación analizada en el tiempo. Esta regresión permite obtener estimadores insesgados, suponiendo la exogeneidad estricta del error sobre las variables explicativas.

El panel utilizado no está balanceado, ya que la muestra carecía de ciertos años en algunas observaciones. Un problema podría surgir si la ausencia de datos se correlacionara con el error u , pero para los países analizados en general esto responde a circunstancias de discontinuidad en el registro y los casos son pocos.

Las medidas de centralidad intentan capturar distintos aspectos de la red, pero exhiben una alta correlación entre ellas, lo cual se puede observar en los Gráficos 2 y 3. Por esta razón, se fueron agregando por separado a la especificación para intentar aislar sus efectos.

El grado, como medida local, no se espera que tenga un coeficiente de gran relevancia dado que no está ponderado y, por lo tanto, es esperable que de un coeficiente que no aporte al análisis del efecto sobre el crecimiento económico. Esto puede ser interpretado teniendo en cuenta que puede haber diversos determinantes para la decisión de *IED* que no necesariamente supongan una transferencia de tecnología. La *IED* hacia un país puede incrementar por factores tales como venta de activos que no implica la creación de nuevas plantas o la expansión de empresas multinacionales.

Sin embargo, las medidas globales de centralidad brindan una interpretación más interesante, dado que las medidas de *Eigen-Centralidad* y *PageRank* destacan la centralidad de un nodo considerando la centralidad de sus vecinos, es decir, detecta la formación de cliques. Los cliques son subgráficos de la red cuyos nodos se encuentran altamente conectados entre sí. La detección o medición de la formación de cliques resulta determinante ya que existe mucha literatura que destaca la formación de clubes de crecimiento económico, algo que es esperable que se replique en los gráficos de *IED*, dado que la inversión recíproca entre países de alto grado de complejidad tecnológica es muy alta. La tendencia de las empresas multinacionales de alta productividad a invertir en países de alto grado de desarrollo y dinamismo productivo ha incrementado considerablemente, sobre todo desde que la posibilidad de realizar out-sourcing de servicios ha sido facilitada por el desarrollo de las telecomunicaciones.

Por lo tanto, es esperable que la centralidad de un nodo en términos de los flujos de *IED* y su conexión con otros países que también cuentan con un alto grado de centralidad en la red reflejen una asociación importante con los spillovers de conocimiento e inversión productiva. Un aumento de la centralidad en este sentido implicaría una mayor conexión con países cuyas empresas invierten fuertemente en sectores intensivos en conocimiento.

Por otro lado, el segundo modelo a considerar es el siguiente:

$$\begin{aligned} \text{CREC}_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \text{PBI}_{\text{PC},i,t-1} + \beta_2 \text{IED}_{i,t-1} + \beta_3 \text{DEGREE-IN}_{i,t-1} \\ & + \beta_4 \text{EIGEN-C}_{i,t-1} + \beta_5 \text{PAGERANK}_{i,t-1} + u_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

en el que la interpretación de los parámetros es la misma, a diferencia de que se incluye como control la variable PBI_{PC} , que es el PBI per cápita en dólares constantes de 2010 en el período anterior, cuya motivación surge de la literatura de convergencia.

V. RESULTADOS

Los resultados obtenidos de la regresión para el modelo 1 se encuentran en la Tabla 4. Se realizaron tres especificaciones diferentes de modelos de efectos fijos por país, y se estudió el efecto de las siguientes variables de control: la *IED*, el grado entrante (*Degree-In*), *Eigen-Centralidad* y *Page-Rank*.

A partir de los resultados, la tercera regresión fue aquella que consolidó un modelo con mejores estimadores de los efectos de las medidas de centralidad sobre el crecimiento económico.

La variable *IED* (*FDI net inflows*) es estadísticamente significativa en todas las especificaciones. Respecto a la interpretación del coeficiente de regresión, al ser la variable dependiente una variable medida en diferencias de logaritmos, los coeficientes de la regresión se interpretan como la semi-elasticidad del crecimiento económico respecto del porcentaje de *IED* entrante sobre el *PBI*. Por lo tanto, un aumento de un 1% en *IED/PBI* genera-

4. El concepto de convergencia surgió cuando los teóricos del crecimiento endógeno argumentaron que el supuesto de rendimientos decrecientes del capital del modelo neoclásico implicaba convergencia entre los países. A su vez, la convergencia se separó entre el concepto de beta convergencia (β -convergencia) y sigma convergencia (σ -convergencia). La primera existe cuando hay una relación inversa entre la tasa de crecimiento de la renta y el nivel inicial de la misma, mientras que sigma convergencia existe cuando la dispersión de la renta real per cápita entre los países se reduce a través del tiempo. Luego de que la evidencia mostrara que no existía β -convergencia, los neoclásicos presentaron un nuevo concepto, el de convergencia condicional. Básicamente, la crítica al concepto de convergencia suponía que todos los países contaban con los mismos parámetros estructurales, es decir, convergían al mismo estado estacionario dadas sus preferencias institucionales y tecnológicas. El concepto de convergencia condicional, por el contrario, permite que los países converjan a distintos estados estacionarios. Por esta razón, esperamos que el parámetro β_1 de la segunda especificación arroje un valor negativo, es decir, que la correlación entre la renta inicial y el crecimiento de cada país sea negativa.

Tabla 4: Resultados del modelo 1

Variables	(1)	(2)	(3)
IED (% of PBI) (t-1)(a)	0.150** (0.0736)	0.163** (0.0758)	0.167** (0.0758)
Degree-In (t-1)		-0.00176*** (0.000387)	-0.00201*** (0.000401)
Eigen-Centrality (t-1)		0.0728*** (0.0269)	0.0655** (0.0270)
PageRank (t-1)			1.040** (0.434)
Constante	0.0238*** (0.00111)	0.0267*** (0.00496)	0.0257*** (0.00497)
Obs.	2,232	1,799	1,799
R2	0.002	0.015	0.019
Países	190	177	177

Notas: errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. (a) Los coeficientes originales están multiplicados por 1000.

ría un incremento promedio de 0.15% a 0.167% del crecimiento económico (notar que los coeficientes para esta variable están reescalados por 1000).

Por otro lado, si bien se destacó en la sección anterior que el grado no sería importante en términos del análisis, es relevante señalar que su coeficiente resultó estadísticamente significativo, con un efecto negativo. El signo negativo muestra que, en parte, con el objetivo de explicar los efectos sobre el crecimiento económico, hay muchos aspectos que una medida local y no ponderada deja de lado, por lo que el coeficiente sugiere que un aumento de la centralidad medida por el grado (*in*) provocaría una disminución de la tasa de crecimiento, lo cual es difícil de interpretar teóricamente. En cierta manera este resultado muestra que no necesariamente tener más conexiones de *IED* lleva a mayor crecimiento.

La variable de *Eigen-Centralidad* es de principal interés dentro del modelo especificado porque los altos valores en esta indican que el nodo no solo se encuentra muy conectado, sino que aquellos nodos con los que se

conecta son también muy centrales. Esto, a nivel de la red de este trabajo, implica que el país se conecta con otros países cuya posición relativa es importante y, en consecuencia, la inversión que fluye entre estos países puede indicar un alto contenido de tecnología y conocimiento. El coeficiente estimado da un valor de 0.0655. Para una mejor interpretación de la estimación, se considerará en términos de variación respecto de los desvíos estándar, que permitirá una interpretación más intuitiva de la magnitud e influencia que la *Eigen-Centralidad* del flujo de *IED* puede tener sobre el crecimiento económico. Entonces, si se incrementara la *Eigen-Centralidad* en la magnitud de su propio desvío estándar (0.225), esto provocaría un aumento del crecimiento económico de 0.0147 (0.225×0.0655), es decir, de 1.47%.

Por su parte, la última variable proveniente de la red que fue incluida es el *PageRank*, que no difiere sustancialmente de la *Eigen-Centralidad* ya que ambos ponderan las relaciones indirectas de la red, es decir, un valor más alto implica no solamente mayor centralidad del nodo, sino también de aquellos nodos con los que se conecta. Una diferencia importante es que *PageRank* tiene en cuenta la dirección de la *IED* y esta ponderado por el monto, lo cual lo hace aún más sugestivo. El coeficiente estimado para la medida de *PageRank* arrojó un valor de 1.040, estadísticamente significativo. En este caso, un aumento en la magnitud de su propio desvío estándar (0.00568) provocaría un incremento del crecimiento económico del 0.59% (0.00568×1.040).

La segunda regresión se realizó sobre el modelo especificado en la ecuación (2). Los resultados se encuentran en la Tabla 5.

En este caso también se realizaron tres regresiones, siguiendo análogamente la incorporación de variables de centralidad como en el caso de la regresión (1). El coeficiente para el primer control, el rezago del PBI per cápita, da estadísticamente significativo. Tal como predice la teoría, su signo es negativo. Dado que el panel no es lo suficientemente grande en su dimensión temporal se analizan también modelos de paneles dinámicos Arellano-Bond y Blundell-Bond y se obtienen resultados similares. Dado que no se observan grandes sesgos de Nickel se reporta solamente el modelo de efectos fijos.

La variable ingreso neto de *IED* muestra un valor poco mayor que aquel observado en la regresión (1) y su significatividad estadística es la misma.

Tabla 5: Resultados de la Regresión 2

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
<i>PBI pc</i> (constant 2010 US\$) (t-1)	-0.00454*** (0.000551)	-0.00458*** (0.000636)	-0.00445*** (0.000641)
<i>IED</i> (% PBI) (t-1)(a)	0.166** (0.00724)	0.169** (0.00747)	0.171** (0.00747)
<i>Degree-In</i> (t-1)		-0.000868** (0.000401)	-0.00105** (0.000419)
<i>Eigen-Centrality</i> (t-1)		0.0316 (0.0271)	0.0281 (0.0272)
<i>PageRank</i> (t-1)			0.654 (0.431)
Constant	0.0802*** (0.00694)	0.0904*** (0.0101)	0.0880*** (0.0102)
Obs.	2,232	1,799	1,799
R2	0.034	0.046	0.047
Países	190	177	177

Notas: errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. (a) Los coeficientes originales están multiplicados por 1000.

En el caso *Degree-In* la significatividad estadística es también la misma, pero el coeficiente arroja un valor más pequeño manteniéndose negativo su efecto. Por su parte, se observa que las variables de *Eigen-Centralidad* y *PageRank* no son estadísticamente significativas, aunque se mantienen con valores positivos. Interpretamos esta pérdida de significatividad como que la centralidad de la red en los flujos de *IED* depende del grado de desarrollo de los países, medido esto con el PBI per cápita.

Se utilizó también un modelo en el cual se incluyó la interacción entre los niveles de *IED* y las medidas de red. En todos los casos las interacciones no fueron estadísticamente significativas. Este resultado se puede interpretar como que mientras el crecimiento económico se vería afectado positivamente por los niveles de *IED*, la magnitud del efecto de la *IED* no dependería de la ubicación del país dentro de la red.

VI. CONCLUSIONES

Este trabajo incursiona en un área de investigación que conecta la inversión, el crecimiento y la ciencia de redes, que aún se encuentra escasamente explorada. Con el salto cualitativo que esta última ha experimentado, la capacidad de procesamiento de datos de gran escala (*Big Data*) y la generación constante de nuevas fuentes, sería fundamental que en trabajos sucesivos se pueda alcanzar una mejor calidad de datos de *IED* por origen y destino, algo que en efecto dificultó el análisis presentado, proponiendo nuevos desafíos a la hora de aglomerar la información en una sola base para su posterior procesamiento estadístico.

Los resultados de los modelos de regresión muestran que las medidas de centralidad de *IED* están asociadas a mayores tasas de crecimiento de PBI per cápita. Esto implica que los países pueden implementar políticas estratégicas para fomentar flujos de entrada de *IED* que están asociados a mayor centralidad, y con ello aumentar el efecto sobre el crecimiento. En otras palabras, el efecto de entrada de *IED* en un país no es independiente de la red global de *IED*. Los valores observados en las medidas de *Eigen-Centralidad* y *PageRank* también proponen un desafío al nivel de los bloques de integración regional.

VII. REFERENCIAS

- Arrow, K. J. (1969). Classificatory notes on the production and transmission of technological knowledge. *American Economic Review*, 51 (2), 29-35.
- Acemoglu, D., Johnson S. & Robinson J. A. (2001). The colonial origins of comparative fevelopment: An empirical investigation. *American Economic Review*, 91(5), 1369-1401.
- Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli-Ozcan, S., & Sayek, S. (2004). FDI and economic growth: The role of local financial markets. *Journal of International Economics*, 64, 89-112.
- Baumol, W. J. (1986). Productivity growth, convergence, and Welfare: What the long-run data show. *American Economic Review*, 76 (5), 1072-1085.
- Bonacich, P. (1987). Power and centrality: A family of measures. *American Journal of Sociology*, 92(5), 1170–1182.
- Borensztein, E., De Gregorio, J., & Lee, J-W. (1998). How does foreign direct investment affect economic growth? *Journal of International Economics*, 45, 115-135.
- Chen, H. & Chen, T-J. (1998). Network linkages and location choice in foreign direct investment. *Journal of International Business Studies*, 29 (3), 445-469.
- Crespo, N. & Fontoura, M. P. (2007). Determinant factors of FDI spillovers - What do we really know? *World Development*, 35 (3), 410-425.
- De Masi, G., Giovannetti, G. & Ricchiuti, G. (2018). A network analysis of italian foreign direct investments. *Physica A*, 392, 1202-1214.
- Findlay, R. (1978). Relative backwardness, direct foreign investment, and the transfer of technology: A simple dynamic model. *The Quarterly Journal of Economics*, 92 (1), 1-16.
- Freeman, L. C. (1978). Centrality in social networks conceptual clarification. *Social Networks*, 1(3), 215–239.
- Jackson, M. O. (2008). *Social and Economic Networks*. Princeton University Press.
- Johanson, J. & Mattson, L.G. (1987). *Interorganizational relations in industrial*

systems: A network approach compared with the transaction-cost approach. *International Studies of Management and Orgnaization*, 17 (1), 34-48.

Kolaczyk, E. D. (2009). *Statistical Analysis of Network Data*. New York, NY: Springer Series in Statistics.

Nohria, N. & Garcia-Pont, C. (1991). Global strategic linkages and industry structure. *Strategic Management Journal*, 12, 105-124.

Page, L., Brin, S., Motwani, R., & Winograd, T. (1999). The PageRank citation ranking: Bringing order to the web. Stanford University Infolab.

Quah, D. T. (1996). Empirics for economic growth and convergence. *European Economic Review*, 40, 1353-1375.

Romer, P. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94 (5), 1002-1037.

Romer, P. (1993). Idea gaps and object gaps in economic development. *Journal of Monetary Economics*, 32, 543-573.

Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70 (1), 65-94.

Schweitzer, F., Fagiolo, G., Sornette, D., Vega-Redondo, F., Vespignani, A. & White, D. R. (2009). Economic Networks: the new challenges. *SCIENCE*, Vol 325 (5939), 422-425.

Swan, T. W. (1956). Economic growth and capital accumulation. *Economic Record*. 32 (2), 334-361.

Wang, J-Y. (1990). Growth, technology transfer, and the long-run theory of international capital movements. *Journal of International Economics*, 29, 255-271.

World Bank (2017-2018). *Global Investment Competitiveness Report*. The World Bank, Washington, DC.

VIII. APÉNDICE A: ALGUNAS DEFINICIONES DE CENTRALIDAD EN REDES

Sea la Red IED_{año} (N,g), para la cual $N=\{1,2,\dots,n\}$ es el conjunto de los países o nodos, mientras que g_{ij} son los enlaces o *links* que conectan a los mismos.

La matriz A es una matriz de adyacencias cuyos elementos tomarán el valor $a_{ij}=1$ si hay inversión extranjera directa del país i al país j y $a_{ij}=0$ en el caso contrario. A^T es la matriz transpuesta. Se utiliza la matriz A para calcular las medidas de centralidad “out” y la matriz A^T para las medidas de centralidad “in”.

Para las medidas de centralidad ponderadas se utilizarán, análogamente, las matrices W y W^T , cuyos elementos son los w_{ij} que representan el monto de IED desde el país i hacia el país j .

La centralidad por grado es un conteo simple de la cantidad de elementos que inciden sobre un nodo, y se define mediante las siguientes fórmulas:

$$(1) \text{ DegreeIn } (k) = d^{\text{IN}}$$

$$(2) \text{ DegreeOut } (k) = d^{\text{OUT}}$$

para todo $k \in N$.

La centralidad *Betweenness* o de intermediación se define como la cantidad de veces que un vértice se encuentra en el sendero más corto que une a dos vértices. El sendero más corto también es conocido como la distancia geodésica. Las fórmulas son las siguientes:

$$\text{InBetweenness}(k) = \sum_{i \neq j} [\sigma^{\text{IN}}(i,t/k) / \sigma^{\text{IN}}(i,t)]$$

$$\text{OutBetweenness}(k) = \sum_{i \neq j} [\sigma^{\text{OUT}}(i,t/k) / \sigma^{\text{OUT}}(i,t)]$$

Para la cual $\sigma(i,t)$ es la cantidad de senderos más cortos entre los nodos i y j , mientras que $\sigma(i,t/k)$ es la cantidad de geodésicas que pasan a través del nodo k .

La centralidad por cercanía o *Closeness* es una medida que busca representar cuan cerca se encuentra un nodo de todos los demás nodos de la red.

$$Closeness(k) = 1 / (\sum_{u \in N} \text{dist}(k, u))$$

Para la cual $\text{dist}(k, u)$ es la distancia geodésica entre el nodo k y cada nodo u distinto de k de la Red.

La *Eigen-Centralidad* se basa en la idea de que la centralidad del nodo k depende de la centralidad de los nodos con los que este se conecta.

$$InEigen-Centralidad(i) = \sum_j a_{ji} InEigenvector(j)$$

$$OutEigen-Centralidad(i) = \sum_j a_{ij} OutEigenvector(j)$$

En la cual $InEigenvector(i)$ en $InEigenvector(j)$ son los vectores que expresan la medida de centralidad.

Por último, se define la medida de *PageRank* como en el trabajo de Page *et al.* (1999), donde cada nodo vecino conserva una fracción de la centralidad del nodo.

$$InPageRank(i) = \beta \cdot \sum_j [a_{ji} / OutDegree(j)] \cdot InEigenvector(j)$$

$$OutPageRank(i) = \beta \cdot \sum_j [a_{ij} / InDegree(j)] \cdot OutEigenvector(j)$$

En los que β representa un factor que indica cuanto de su centralidad transfiere el nodo a sus vecinos, y para $\beta=1$ *PageRank* converge a la centralidad *Eigenvector*.

Para definiciones más detalladas, ver Kolaczyk (2009) y Jackson (2008).



Consideraciones metodológicas acerca del Análisis Estocástico de Frontera en modelos de datos de panel: evidencias del modelo ECF orientado a costos en el Sector Bancario Argentino

Methodological considerations upon Stochastic Frontier Analysis for panel data models: evidence from cost-efficiency ECF model in the Argentine Banking Sector.

IGNACIO G. GIRELA

Universidad Nacional del Córdoba, Facultad de Ciencias Económicas (Córdoba, Argentina)
ignacio.girela@unc.edu.ar

JOSÉ M. VARGAS

Universidad Nacional del Córdoba, Facultad de Ciencias Económicas (Córdoba, Argentina)
jose.vargas@unc.edu.ar

RESUMEN

En este artículo analizamos metodológicamente el desempeño del modelo de datos de panel Error Components Frontier (ECF) basado en el método de Análisis de Frontera Estocástica (SFA) para estudios de eficiencia relativa orientado a costos ante la disponibilidad de paneles pequeños y con presencia de valores atípicos. Mediante una serie de simulaciones y una posterior aplicación al sector bancario argentino para el período 2005-2014, mostramos que bajo estas condiciones un modelo SFA puede no ser adecuado para hacer un análisis de eficiencia relativa. Estos resultados son relevantes para la literatura empírica ya que los paneles pequeños con presencia de valores atípicos representan escenarios típicos de los sectores económicos de economías en desarrollo.

Palabras clave: datos de panel; SFA; eficiencia orientada a costos; entidades bancarias; benchmarking; simulaciones .

Códigos JEL: C14, C33, D24, G21, L51.

Fecha de recepción: 03/12/2019.

Fecha de aceptación: 28/06/2021



ABSTRACT

In this paper we make a methodological analysis of the Error Components Frontier (ECF) panel data model performance based on Stochastic Frontier Analysis (SFA) method for cost efficiency benchmarking in the presence of small panels and outliers. By means of a set of simulations and a subsequent application to the Argentine banking sector during the period 2005-2014, we prove that under these conditions an SFA model may not be adequate for benchmarking. These results are relevant for the empirical literature since small panels with the presence of outliers represent classical scenarios in developing economies industries.

Keywords: panel data; SFA; cost efficiency; banking entities; benchmarking; simulations .

JEL Code: C14, C33, D24, G21, L51.

I. INTRODUCCIÓN

Los estudios de eficiencia relativa o *benchmarking* tienen por objetivo proveer información acerca del desempeño de una firma en comparación de otras. Esto implica estimar los niveles de eficiencia de las firmas de un sector económico y establecer un ranking que permita realizar un análisis comparativo. Aunque existen diversos métodos paramétricos, no paramétricos y semi-paramétricos orientados a la medición de eficiencia de las firmas, todos coinciden en la utilización de los datos de las firmas que pertenecen a un sector económico para estimar una frontera de eficiencia a partir de la cual se evalúa el desempeño de éstas. Dentro de una industria competitiva, esta clase de estudios resultan relevantes ya que proporcionan información valiosa para la toma de decisiones de directores ejecutivos o hacedores de política (Berger & Humphrey, 1997).

Considerando que uno de los principales intereses de las firmas es la minimización de costos, una parte del *benchmarking* se ha dedicado a estudiar la eficiencia orientada a costos. Los dos métodos más utilizados en la literatura son el DEA (*Data Envelopment Analysis*) y SFA (*Stochastic Frontier Analysis*). El primero es un enfoque no paramétrico que estima una frontera desconocida y computa medidas de eficiencia a través de programación mate-

mática mientras que el segundo es un método paramétrico que utiliza técnicas econométricas para realizar el *benchmarking* (Bogetoft & Otto, 2010).

Siguiendo a Lovell (2003), “ningún método es estrictamente superior al otro”. Esto es porque cada uno presenta ventajas y desventajas. Por ejemplo, al ser un modelo econométrico, SFA considera los errores aleatorios en el problema de optimización mientras que DEA puede estar afectado por una componente aleatoria no medible (Coelli, *et al.*, 2005). Sin embargo, en SFA se debe realizar supuestos acerca de la forma funcional de la frontera de eficiencia a estimar. En este sentido, DEA resulta más flexible ya que no requiere supuestos acerca de la forma de la frontera (Bauer, *et al.*, 1998). De hecho, a fines de conservar algunas ventajas y atenuar desventajas de cada enfoque, han surgido métodos SFA semiparamétricos (entre ellos Henningsen & Khumbakar, 2009; Vidoli, F., & Ferrara, G. 2015; Ferrara, G., & Vidoli, F. 2017) e incluso no-paramétricos en el marco de SFA (Kumbhakar, *et al.*, 2007)

Por otro lado, no sólo es de interés estimar una frontera de eficiencia y hacer un análisis comparativo de las firmas sino también estudiar comportamiento y los determinantes del desempeño de las firmas en el tiempo. De este modo, los métodos de eficiencia relativa se han extendido para datos de panel. Esto ha sido ampliamente estudiado en SFA y más recientemente para DEA (Surroca, *et al.*, 2016).

En resumen, ha habido numerosos avances para mejorar los distintos enfoques mitigando sus desventajas e incorporar las ventajas que otorga, en términos de inferencia, un modelo de datos de panel. No obstante, a pesar de estos avances, no existe un escenario ideal, es decir, un modelo de *benchmarking* que sea estrictamente superior a todos. Por esta razón, en la literatura empírica se tiende a optar por uno u otro modelo dependiendo qué aspectos de la eficiencia se desean destacar.

En lo que concierne a estudiar la eficiencia utilizando datos de panel con el objetivo de analizar la tendencia de la eficiencia media en costos en el tiempo, el modelo *Error Components Frontier* (ECF) propuesto por Battese & Coelli (1992) es de los más utilizados en la literatura empírica (Kumbhakar, *et al.*, 2014). El ECF es un modelo paramétrico bajo el enfoque SFA con la ventaja de incorporar al tiempo como una variable explicativa.

Sin embargo, pese a ser ampliamente utilizado en la literatura empírica, poco se ha estudiado sobre el ajuste del modelo ante la presencia de valores atípicos dentro del panel. En especial, en paneles relativamente pequeños (con pocos cortes transversales). Esto resulta relevante ya que las economías de países de ingresos medios o bajos, no presentan un alto nivel de competencia en sus industrias ya sea por posiciones oligopólicas o mercados no lo suficientemente grandes para aprovechar economías de escala. En este sentido, el presente trabajo tiene dos objetivos: por un lado, obtener un conjunto de lineamientos metodológicos para aplicar un modelo SFA para datos de panel tan ampliamente utilizado como el ECF considerando la presencia de *outliers* en paneles con pocos cortes transversales y por el otro, aplicar el modelo ECF orientado a costos para el caso del sector bancario argentino para el período 2005-2014, para el cual no encontramos razones para pensar en la existencia de una componente de ineficiencia concluyendo que la convergencia del modelo proviene de la influencia de valores atípicos. Este estudio aplicado resulta interesante porque la industria bancaria y financiera son sectores económicos que suelen presentar valores atípicos (Berger & Humphrey, 1991) y, además, es un panel relativamente pequeño (aproximadamente 50 bancos) en comparación con otras aplicaciones del modelo SFA en el sector bancario.¹

El trabajo se estructura como sigue: en la segunda sección se presentan los fundamentos y una breve revisión de la literatura sobre el método SFA para datos de panel orientado a costos. En la tercera sección, se describe el modelo ECF y los métodos de estimación. Cuarto, se llevan a cabo una serie de simulaciones para evaluar el ajuste del modelo ECF ante la presencia de *outliers*. En la quinta sección se aplica el modelo ECF al sector bancario argentino para el período 2005-2014 y se evalúa la performance del modelo en base a los resultados de la cuarta sección. Finalmente, concluimos con un conjunto de estrategias metodológicas para realizar un SFA utilizando el modelo ECF y futuras líneas de investigación.

1. Por ejemplo, Bauer, *et al.* (1998) incluye 683 bancos estadounidenses; Weill (2004) trabaja con 688 bancos europeos; Bonin, *et al.*, (2005) considera 225 bancos de 11 países de Europa del Este; Isik & Hasan (2002) toman 139 bancos comerciales de Turquía y Williams (2012) tiene en cuenta 419 bancos comerciales de 4 países latinoamericanos.

II. MÉTODO SFA ORIENTADO A COSTOS PARA DATOS DE PANEL: UNA REVISIÓN DE LA LITERATURA

El método SFA provino de la frontera de función de producción estocástica inicialmente propuesta por Aigner, *et al.* (1977) y Meeusen & van den Broeck (1977) en la cual se incluye explícitamente la ineficiencia a través de un error compuesto: $\epsilon = \nu + u$, donde ν es el término de error normal y u es un término no negativo que representa la ineficiencia.

Aunque en su origen el enfoque SFA estaba orientado a estimar una frontera de producción, siguiendo a Schmidt & Lovell (1979) y Coelli, *et al.* (2005), a partir de simples cambios de signo, las técnicas de estimación de los parámetros de la frontera de producción pueden aplicarse del mismo modo para la función de costos. En otras palabras, la frontera de eficiencia en el caso orientado a costos se basa en la estimación de una función de costos para todo el sector económico bajo análisis.

Un modelo SFA orientado a costos para datos de panel se define formalmente de la siguiente manera:

$$\ln(C_{it}) = X'_{it} \beta + \epsilon_{it} \quad (1)$$

donde $\ln(C_{it})$ es el logaritmo del costo de la i -ésima firma en el t -ésimo período de observación para $i=1, \dots, N$ y $t=1, 2, \dots, T$;

X'_{it} es el vector de outputs y precio de los inputs para la i -ésima firma en el t -ésimo período de observación;

β es el vector columna de parámetros desconocidos de la función de costos a estimar;

$\epsilon_{it} = \nu_{it} + u_{it}$ es el término de error compuesto;

ν_{it} 's se asumen que son errores aleatorios independientes e idénticamente distribuidos $N(0, \sigma_v^2)$. Es decir, $\nu_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2)$

u_{it} 's son variables no negativas que representan la ineficiencia. Se asume que tiene una distribución asimétrica.

Por otra parte, la eficiencia en costos de la i -ésima firma se define como el cociente entre el costo mínimo y el costo observado de la i -ésima firma (Coelli, *et al.* (2005).

$$CE_{it} = \frac{C_{it}^*}{C_{it}} = \frac{\exp\{X'_{it}\beta + \nu_{it}\}}{\exp\{X'_{it}\beta + \nu_{it} + u_{it}\}} = \exp\{-u_{it}\} \quad (2)$$

donde C_{it} es el costo observado de la i -ésima firma y C_{it}^* es el costo mínimo. La medida de eficiencia en costos (ecuación 2) toma valores entre 0 y 1, mientras más cercano a 1, más eficiente. En base a la ecuación (2), notamos que el problema en la estimación de la frontera de eficiencia para datos de panel consiste en proponer un método de estimación de u_{it} para cada firma i en cada momento t .

Originalmente, el método SFA fue propuesto para datos transversales. Los primeros modelos SFA para datos de panel fueron propuestos por Pitt & Lee (1981), Schmidt & Sickles (1984) y Battese & Coelli (1988). El segundo asume que los términos de ineficiencia u son parámetros fijos por lo que no son necesarios supuestos acerca de su distribución. En cambio, los dos modelos restantes asumen que u es una variable aleatoria y tiene una distribución asimétrica half-normal o normal truncada. No obstante, los primeros modelos SFA para datos de panel presuponen que la ineficiencia es invariante en el tiempo lo cual representa un supuesto muy restrictivo.

Cornwell, et. al. (1990) desarrollaron el primer modelo SFA en el cual la eficiencia varía en el tiempo utilizando métodos tradicionales de datos de panel para estimar la frontera, pero con la desventaja de agregar una gran cantidad de parámetros. Lee & Schmidt (1993) también especificaron un modelo donde la eficiencia varía en el tiempo con menor cantidad de parámetros a estimar que el anterior. Sin embargo, supone que el patrón temporal de u_{it} es igual para todas las firmas.

Battese & Coelli (1992) propusieron el modelo *Error Components Frontier* (ECF), generalizando el modelo de Kumbhakar (1990). La novedad de este modelo es que cuenta con la posibilidad de utilizar datos de panel no balanceados, donde el tiempo varía y es una variable explicativa permitiendo evaluar la tendencia de eficiencia media del sector a lo largo del tiempo. Además, la ventaja de la estructura de este modelo es que el parámetro de la variable explicativa tiempo es más fácil de interpretar que los demás modelos donde el tiempo varía.

Battese & Coelli (1995) plantearon un modelo SFA para datos de panel denominado *Efficiency Effects Frontier* (EEF) que determina cuáles

son los factores exógenos que influyen sobre la eficiencia. No obstante, no permite realizar inferencias acerca del comportamiento de la ineficiencia en el tiempo.

En la literatura se ha destacado que los modelos SFA para datos de panel donde el tiempo varía asumen que el intercepto es igual para todas las firmas. Greene (2005a, b) introdujo un modelo para datos de panel donde el intercepto es específico al corte transversal y los parámetros se estiman por Efectos Fijos o Efectos Aleatorios (a estos modelos se los denominó “*True Fixed Effects – TFE*” y “*True Random Effects – TRE*”). La estructura del modelo de Greene (2005a, b) logra separar el efecto del tiempo sobre la ineficiencia y el efecto no observado de cada firma. No obstante, el efecto no observado de cada firma añade un componente de heterogeneidad, pero no forma parte de la ineficiencia lo cual arroja ciertas interrogantes acerca de si debe incluirse o no y cuáles son las ventajas de ello.

Estos no son los únicos modelos SFA para datos de panel. Existen otros avances que en general abordan problemas particulares de algunos modelos. Por ejemplo, los supuestos sobre la distribución de u , la forma funcional del modelo, el método de estimación, entre otros. Sin embargo, pese a numerosos desarrollos, no existe un modelo que supere al resto en cualquier aspecto. De hecho, los más utilizados en la literatura empírica son los modelos de Battese & Coelli y Greene (Kumbhakar, et. al., 2014). En este sentido, las contribuciones metodológicas también se orientan a evaluar el desempeño de los modelos para obtener lineamientos para aplicaciones empíricas futuras.

En el caso de este trabajo, se pone bajo análisis el modelo ECF de Battese & Coelli (1992) que es de los más utilizados cuando se tiene un panel desbalanceado y se desean hacer inferencias acerca de la influencia del tiempo sobre la eficiencia. Por ello, en la siguiente sección se describe el modelo ECF y su metodología de estimación. Luego, mediante una serie de simulaciones veremos que el modelo no es robusto ante la presencia de outliers para paneles con pocos individuos en el caso donde el tiempo varía y se puede analizar la tendencia de la eficiencia media en el tiempo (contribución principal del modelo). Posteriormente, aplicaremos el modelo al sector bancario argentino para el período 2005-2014. Éste representa un caso interesante para evaluar el ajuste del modelo ECF por dos razones: primero,

se han aplicado modelos SFA de datos de panel en este sector sin hacer consideraciones sobre si el modelo estima correctamente (Ferro, *et al.*, 2013); segundo, como se mencionó en la primera sección, la industria bancaria y financiera son sectores económicos que suelen presentar valores atípicos (Berger & Humphrey, 1991) lo cual no puede quedar fuera del análisis.

III. MODELO ECF: METODOLOGÍA Y ESTIMACIÓN

Como bien comentamos en las secciones anteriores, ECF es un modelo SFA para datos de panel donde el tiempo varía. Es decir, el tiempo es una variable explicativa y es posible inferir si la eficiencia media en el sector no varía, disminuye o aumenta en el tiempo.

La estructura general del modelo es la misma descrita en la ecuación (1). Por otra parte, el modo en que define el término de ineficiencia u es de la siguiente forma:

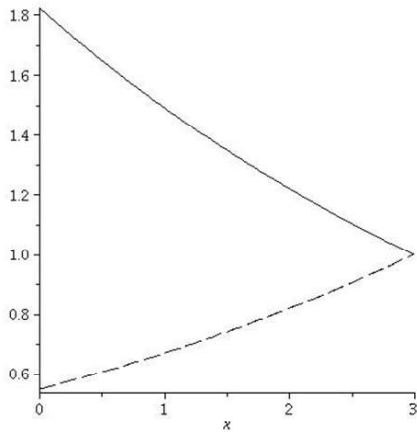
$$u_{it} = u_i \cdot \eta_t = (u_i \cdot e^{-\eta(t-T)}) \quad (3)$$

donde $i=1, \dots, N$ y $t=1, \dots, T$ y u_{it} es una variable no negativa.

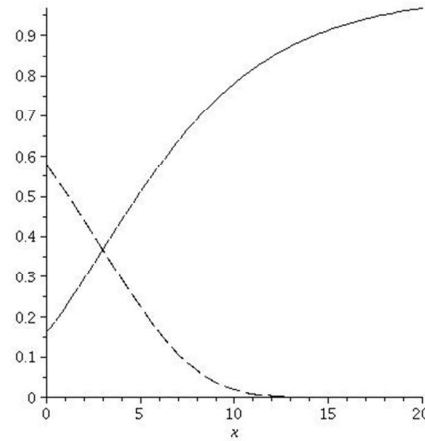
La eficiencia en costos continúa definiéndose del mismo modo que la ecuación (2). El modelo es tal que el término u_{it} , decrece, permanece constante o incrementa a medida que t aumenta, si $\eta > 0$, $\eta = 0$ o $\eta < 0$, respectivamente. En caso de que $\eta \neq 0$, el tiempo es una variable significativa. En otras palabras, de acuerdo con el modelo ECF, la eficiencia en costos debe incrementarse para todo el sector cuando la tasa relativa es positiva ($\eta > 0$), decrecer cuando la tasa relativa es negativa ($\eta < 0$), o bien, permanecer constante ($\eta = 0$) (Figura 1).

Figura 1: Formas Funcionales

Forma funcional de η_t , a la izquierda y $CE_{it} = \exp\{-u_{it}\}$, a la derecha



Función η_t típica para $\eta > 0$, sólido, y $\eta < 0$, segmentado.



Función Eficiencia en Costos típica para $\eta > 0$, sólido, y $\eta < 0$, segmentado.

La ecuación (3) es una forma sencilla de introducir el tiempo de manera que se puedan obtener conclusiones acerca de su efecto sobre la ineficiencia. En el trabajo de Lee & Schmidt (1993) el término u_{it} se define:

$$u_{it} = g(t) \times u_i \tag{4}$$

donde $g(t)$ son variables dummies del tiempo. Este modelo no asume una forma paramétrica al introducir el tiempo lo cual provoca que los patrones de ineficiencia sean excesivamente variables (Han, et. al., 2005).

Kumbhakar (1990) utiliza la siguiente función paramétrica para introducir a la variable tiempo:

$$u_{it} = \{1 + \exp(\gamma t + \delta t^2)\}^{(-1)} \times u_i \tag{5}$$

De este modo, la ecuación (3) es una generalización de la ecuación (5) donde se estima sólo un parámetro adicional (η) que resulta más fácil de interpretar que los dos parámetros de la ecuación (5).

Un paso importante a la hora de llevar a cabo un modelo SFA es definir el supuesto de distribución de la variable u . Al ser no negativa, los

supuestos acerca de su distribución deben estar en función de distribuciones asimétricas. A saber, una distribución half-normal con un parámetro de escala σ_u^2 , es decir, $u_{it} \sim iidN^+(0, \sigma_u^2)$. Otros supuestos válidos de distribución son una normal truncada ($u_{it} \sim iidN^+(\mu, \sigma_u^2)$), una distribución exponencial con media λ ($u_{it} \sim iidG(\lambda, 0)$), o bien, una gamma con media λ y m grados de libertad ($u_{it} \sim iidG(\lambda, m)$). Estos supuestos en los modelos paramétricos resultan esenciales para separar la componente de ineficiencia u del ruido estadístico ν (Jondrow, et. al, 1982). Nótese que las estimaciones de la ecuación (2) serán distintas según el supuesto de distribución que tomemos. No obstante, los resultados en cuanto al ranking de eficiencia son generalmente robustos a las distribuciones (Coelli, et. al., 2005).

La estimación de los parámetros del modelo se realiza mediante máxima verosimilitud (ML). Debido a que la función verosimilitud es no lineal con respecto a los parámetros, es necesaria la siguiente reparametrización $\gamma \equiv (\sigma_u^2)/\sigma$ y $\sigma \equiv \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ (Battese & Corra, 1977). Nótese que $\gamma \in [0, 1]$ y, siguiendo su definición, otorga información acerca de en qué proporción los desvíos de la frontera se deben a la ineficiencia, i. e., si γ es un valor cercano a 1, los desvíos de la frontera se deben casi totalmente a la ineficiencia y si γ es cercano a cero, entonces no debería existir ineficiencia significativa.

Como hemos anticipado anteriormente, el método paramétrico SFA implica estimar la componente de la ineficiencia u para luego obtener el nivel de eficiencia (ecuación 2). Para modelos de datos de panel, Jondrow, et. al., (1982) proponen estimadores del término u los cuales son utilizados en los mencionados modelos de Battese & Coelli y Greene (Bellotti, et al., 2013).

Los estimadores de Jondrow, et. al. (1982) toman la esperanza condicionada de u dado el error compuesto ε . Prueban que tal esperanza condicionada es una normal truncada en cero para los casos donde se supone que el término u tiene distribución half-normal y exponencial. En particular, la esperanza de u dado ε de acuerdo con las ecuaciones (6) y (7).

$$E(u|\varepsilon) = \sigma_* \left[\frac{f(\varepsilon\lambda/\sigma)}{1-F(\varepsilon\lambda/\sigma)} - \left(\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}\right) \right] \quad (6)$$

para el caso half-normal, donde $\sigma_* = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)/\sigma^2$, $\lambda \equiv [(\sigma_u^2)/(\sigma_v^2)]^{-0.5}$, f y F son la función de densidad y función de distribución acumulada de la normal respectivamente.

$$E(u|\varepsilon) = \sigma_v \left[\frac{f(A)}{1-F(A)} - A \right] \quad (7)$$

para el caso exponencial, donde $A = \varepsilon/\sigma_v + \sigma_v/\sigma_u$.

Sin embargo, el estimador más robusto es la moda de la distribución de u dado ε para estimar el término de ineficiencia que tiene la siguiente expresión:

$$M(u|\varepsilon) = \begin{cases} \varepsilon \left(\frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} \right) & \text{si } \varepsilon \geq 0 \\ 0 & \text{si } \varepsilon < 0 \end{cases} \quad (8)$$

No obstante, al estimar por ML, el algoritmo de Newton-Raphson sólo converge si verifica que los residuos de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (OLS) presentan un sesgo a derecha. Este sesgo ha de interpretarse como un fenómeno de ineficiencia captado en el error compuesto ε (Henningsen, 2018).²

IV. SIMULACIONES

En primer lugar, para evaluar el desempeño del modelo ECF en estimar los parámetros ante la presencia de outliers se llevaron a cabo una serie de simulaciones. En particular, simulamos residuos SFA la siguiente forma:

- Sabemos que $\hat{\varepsilon} = \hat{v} + \hat{u}$; $v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2)$ y $u_{it} \sim iidN^+(0, \sigma_u^2)$. Entonces, simulamos unos residuos $\hat{\varepsilon}_{sim}$ planteando parámetros $\sigma_{u_{sim}} = 0.5$, $\sigma_{v_{sim}} = 1$ y por lo tanto un $\gamma_{sim} = 0.2$.
- Planteamos un panel relativamente pequeño: 50 cortes transversales y $t=10$. En el panel, ordenamos la distribución de \hat{u}_{sim} para asegurarnos saber que la eficiencia aumente del primer al último individuo e incrementalmente en el tiempo.
- Estimamos el modelo ECF 1000 veces (donde los residuos de cada estimación serán los residuos sintéticos del primer punto). En cada estimación, evaluaremos cómo el modelo estima los parámetros σ_v , σ_u y γ .

2. Este aspecto resulta fundamental en un análisis de eficiencia técnica orientada a costos debido a la naturaleza misma del enfoque SFA. Si la descomposición del término de error se basa, por un lado, en el error aleatorio tradicional cuya distribución es normal y, por otra parte, en el término de ineficiencia el cual tiene una distribución asimétrica, entonces es de esperarse que la distribución de los residuos de la estimación de la frontera tenga un sesgo a derecha en caso de presencia significativa de ineficiencias en costos.

- Para simular la presencia de outliers y realizar una comparación introducimos una contaminación del 2% de nuestros residuos (una variable $c \sim N(\mu=3, \sigma^2=0.01)$ sobre las primeras 10 observaciones, i. e, la firma más ineficiente) y estimamos el modelo 1000 veces nuevamente.

De este modo, tenemos las estimaciones de dos modelos ECF, uno sin contaminación y otro con presencia de valores atípicos.

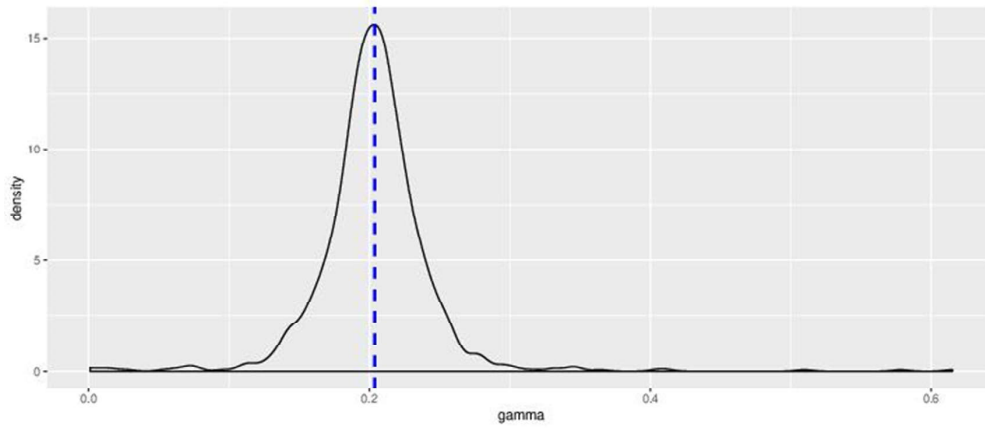
En la Figura 2 se muestran las densidades de los parámetros estimados en las 1000 corridas sin contaminación. Como puede observarse, en ausencia de valores atípicos el modelo ECF estima correctamente, i. e., la moda de σ_v , σ_u y γ son iguales a la media (línea vertical punteada) y son iguales a los valores fijados en la simulación ($\gamma=0.2$, $\sigma_u=0.5$ y $\sigma_v=1$). Por otra parte, la Figura 3, exhibe las densidades de los parámetros estimados en las 1000 corridas con una contaminación del 2%. A excepción del parámetro σ_v , ante la presencia de valores atípicos el método SFA encuentra dificultades para estimar σ_u y por consiguiente, γ . Nótese que existe una mayor sesgo a derecha en la estimación de estos dos parámetros ya que la media es mayor a la moda (la moda es 0.25 en el caso de $\hat{\gamma}$ –mayor a 0.2– y mayor a 0.5 en el caso de $\hat{\sigma}_u$). Nótese que hay casos de sobreestimaciones excesivamente grandes (el doble e incluso el triple mayor al verdadero parámetro). En resumen, ante la presencia de outliers hay una tendencia en el modelo a sobreestimar los parámetros γ y σ_u .

Otras experimentaciones de la misma simulación con presencia de outliers sugiere que a medida que aumenta el número de cortes transversales, a partir de 200, el modelo ECF estima correctamente los parámetros γ y σ_u .

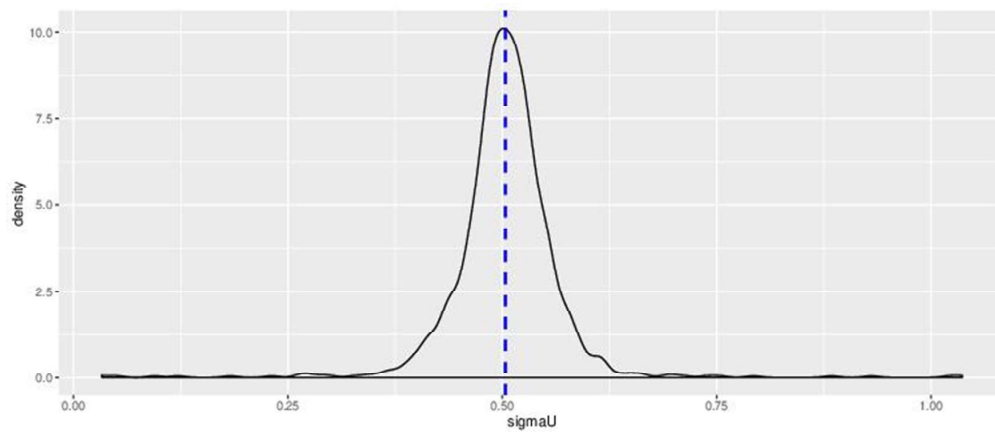
V. MODELO ECF APLICADO AL SECTOR BANCARIO ARGENTINO 2005-2014

Como hemos mencionado anteriormente y en base a las conclusiones obtenidas de las simulaciones, para demostrar el efecto de los valores atípicos en el modelo ECF para paneles cortos resulta interesante su aplicación al sector bancario porque es un sector que suele presentar de outliers (Berger & Humphrey, 1991) y se ha aplicado este mismo modelo en la industria bancaria argentina sin considerar estos aspectos del sector (Ferro, *et al.*, 2013).

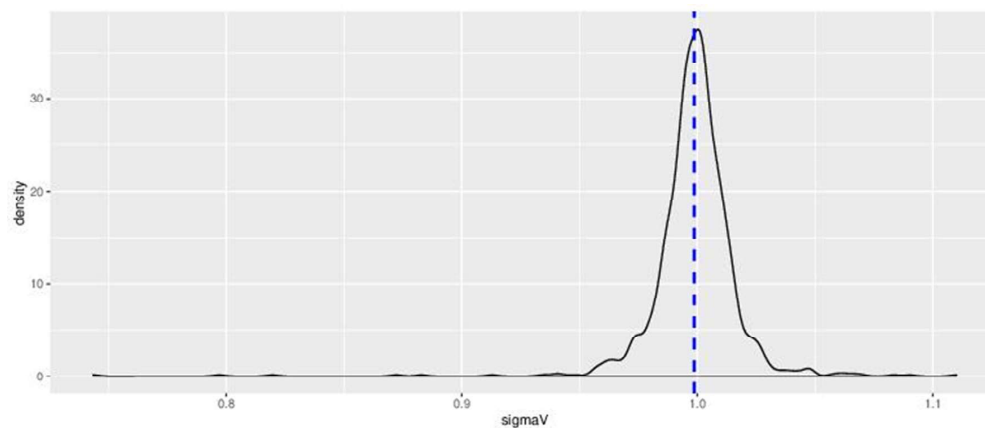
Figura 2: Densidades de los parámetros estimados en las 1000 corridas sin contaminación del panel sintético



Distribución de muestreo de $\hat{\gamma}$ (0% de contaminación)

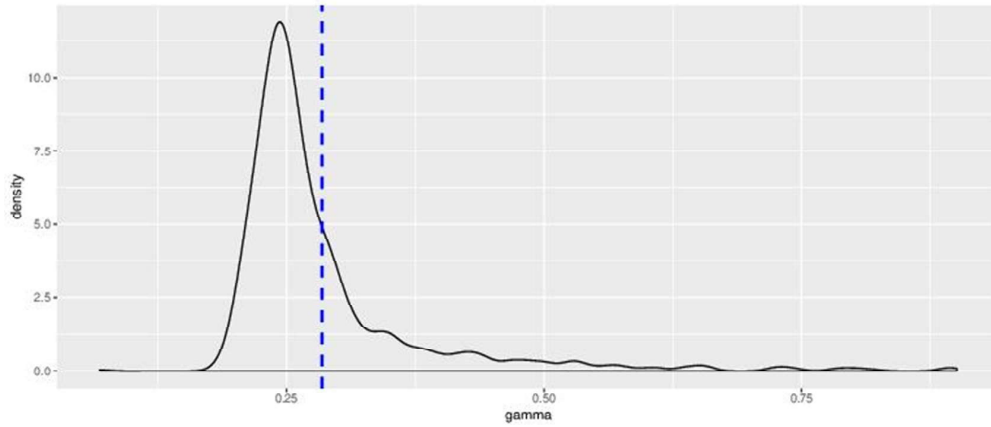


Distribución de muestreo de $\hat{\sigma}_u$ (0% de contaminación)

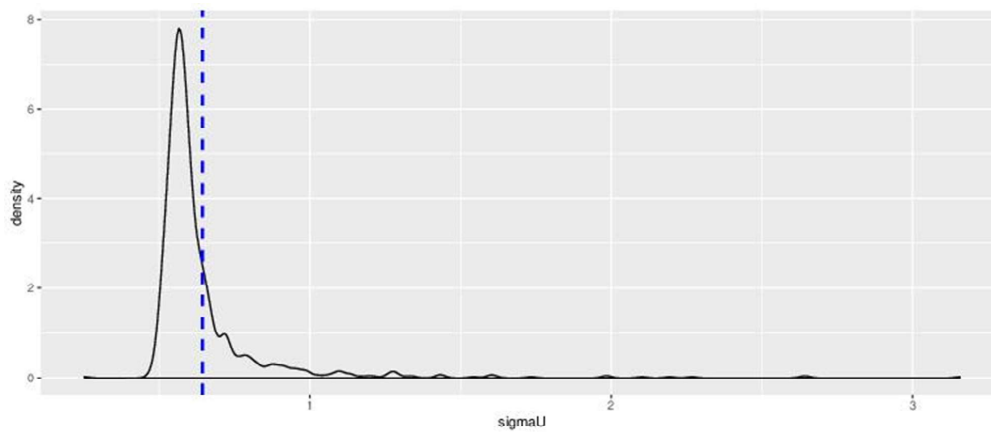


Distribución de muestreo de $\hat{\sigma}_v$ (0% de contaminación)

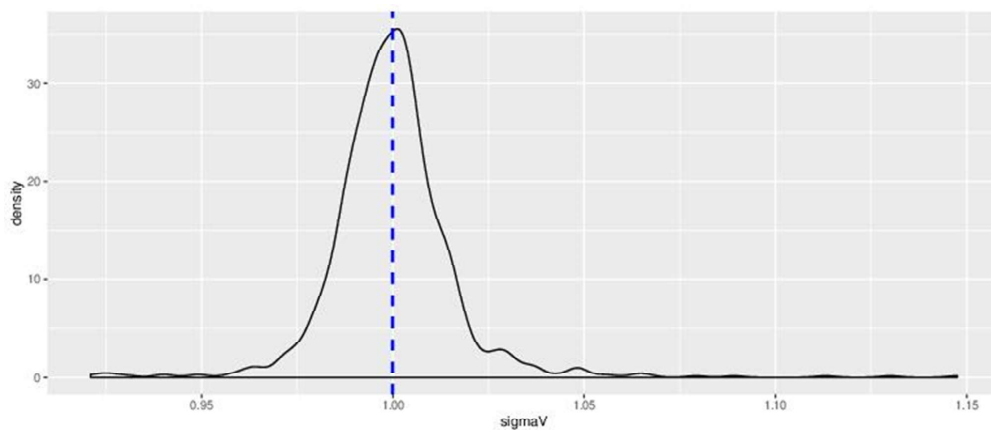
Figura 3: Densidades de los parámetros estimados en las 1000 corridas con 2% de contaminación del panel sintético



Distribución de muestreo de $\hat{\gamma}$ (2% de contaminación)



Distribución de muestreo de $\hat{\sigma}_u$ (2% de contaminación)



Distribución de muestreo de $\hat{\sigma}_v$ (2% de contaminación)

El primer paso para aplicar el modelo es definir las variables explicativas y de respuesta. Al tratarse de una función de costos, las variables independientes son los outputs y los precios de los inputs y la variable dependiente son los costos totales de las firmas.³ Esta información se resume en la Tabla 1.

Tabla 1: Variables utilizadas en la estimación

Variable	Descripción
<i>1. Costos Totales</i>	
Costos Totales = Egresos Financieros + Egresos por Servicios + Gastos de Administración	
<i>2. Outputs</i>	
Préstamos (Y1)	
Inversiones (Y2)	Títulos Públicos y Privados + Participación en otras Sociedades
Ingresos financieros (Y3)	Ingresos por intereses + Otros ingresos financieros
Ingresos por Servicios (Y4)	
<i>3. Inputs</i>	
Precio de funcionamiento (W1) (numerario)	Gastos Operativos / Activos Fijos
Precio del capital (W2)	$[PN.(ROE)+Pasivo.(Tasa Pasiva Implícita)] / (PN + Pasivo)$
Precio del trabajo (W3)	Gastos en Remuneraciones / Dotación de Personal

3. La decisión sobre qué variables utilizar está respaldada fundamentalmente por la literatura empírica. La definición de los costos, outputs y precio de inputs son las mismas que los estudios de SFA orientado a costos citados en este trabajo (véase sección de revisión de la literatura empírica). En tales trabajos citados, este criterio para definir los inputs y outputs surgieron de una modificación del *enfoque de intermediación* originalmente propuesto por Sealey & Lindley (1977). Este enfoque, junto con el *enfoque de producción* (Benston, 1965), son los más utilizados en la literatura sobre la industria bancaria para describir el proceso productivo de los bancos y se diferencian principalmente en la manera en que tratan los depósitos. El primero mira a los depósitos como un input mientras que el segundo como un output.

Los datos corresponden al mes de diciembre de 49 bancos que operaron ininterrumpidamente en Argentina durante el período 2005-2014. Los datos se obtuvieron de los balances e informaciones complementarias de las entidades financieras publicados por el Banco Central de la República Argentina (BCRA).

Segundo, es necesario definir la forma funcional de la frontera de eficiencia a estimar, en este caso, la función de costos. En total, se ensayaron cuatro modelos de costos con distintas variaciones. De todos esos, el modelo presentado es el que mejores residuos OLS exhibió a los fines de estimar la frontera de eficiencia mediante el método SFA. Por ello, se asume una forma funcional translogarítmica con imposición de la condición de homogeneidad lineal que se logra tomando el precio de un input como numerario, la cual adquiere la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \ln \frac{C_{it}}{W_{Mt}} = & \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \cdot \ln(Y_{nit}) + \sum_{m=1}^{M-1} \beta_m \cdot \ln \frac{W_{mit}}{W_{Mt}} \\ & + \frac{1}{2} \cdot \left[\sum_{n=1}^N \sum_{j=1}^N \beta_{nj} \cdot \ln(Y_{nit}) \cdot \ln(Y_{jit}) \right] \\ & + \frac{1}{2} \cdot \left[\sum_{m=1}^{M-1} \sum_{k=1}^{M-1} \beta_{mk} \cdot \ln \frac{W_{mit}}{W_{Mt}} \cdot \ln \frac{W_{kit}}{W_{Mt}} \right] \\ & + \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^{M-1} \beta_{nm} \cdot \ln(Y_{nit}) \cdot \ln \frac{W_{mit}}{W_{Mt}} + \nu_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

donde Y_{it} y W_{it} representan los outputs y los precios de los inputs de la i -ésima firma respectivamente y la parte lineal de la ecuación corresponde la forma funcional de la Cobb-Douglas linealizada.

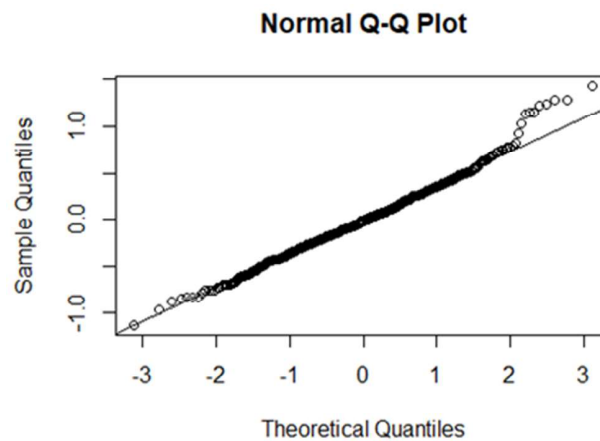
Tercero, se debe establecer un supuesto acerca de la distribución del término de ineficiencia. Debido a que los u_{it} 's son no negativos, los supuestos sobre su distribución deben estar en función de distribuciones asimétricas como las mencionadas anteriormente. En este caso, se asume una distribución half-normal, es decir, $u_{it} \sim iidN^+(0, \sigma_u^2)$.

Cuarto, siguiendo a Henningsen (2018), se debe previamente estimar un modelo OLS con el objetivo de encontrar un sesgo a derecha en la distribución de los residuos. Ese sesgo ha de interpretarse como un fenómeno

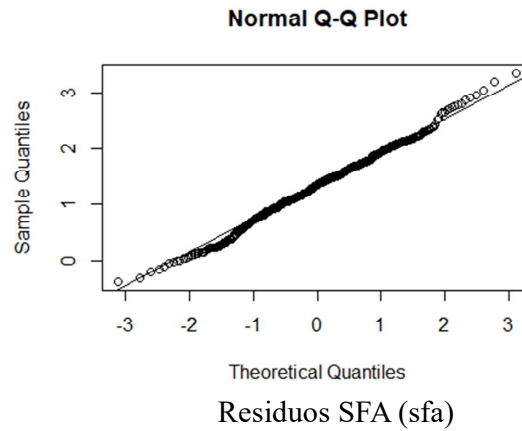
de ineficiencia que se capta en un error compuesto lo cual habilitaría la estimación por un modelo SFA. Si se cumple la condición anterior, se procede a estimar el modelo ECF por método SFA. Para estimar el modelo se utiliza el paquete `frontier` de R (Coelli & Henningsen, 2017).

Los residuos de la estimación por OLS exhiben un leve sesgo a derecha (permitiendo que la estimación del modelo SFA converja). Esto se puede ver en un gráfico *QQ-norm* en la Figura 4 donde evidentemente el sesgo a derecha de los residuos OLS se deben a un fenómeno de outliers.

Figura 4: Residuos de la estimación por OLS del modelo de costos



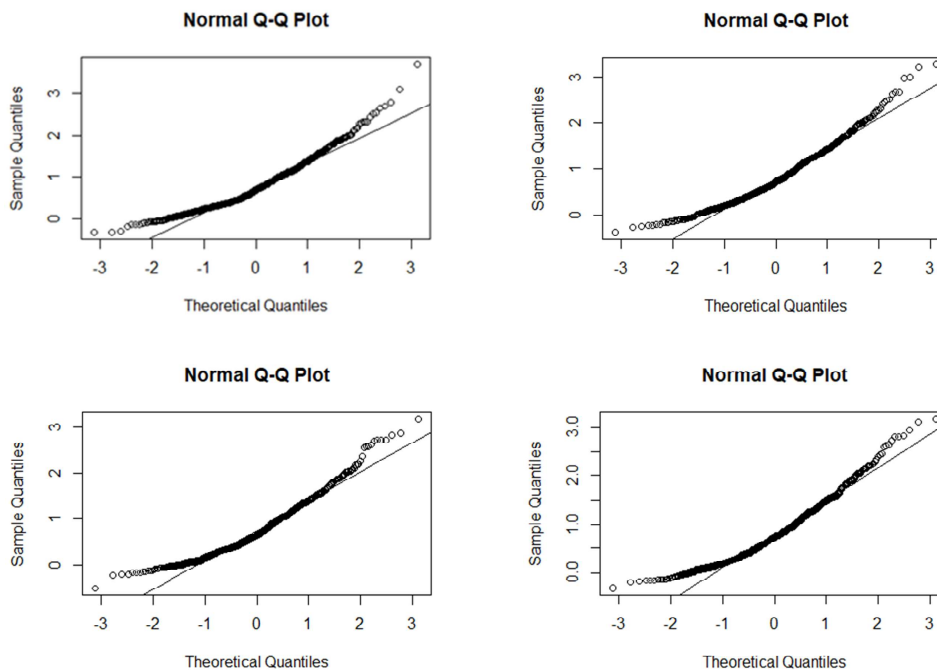
Sin embargo, como hemos mencionado, el modelo SFA converge y los parámetros estimados son los siguientes: $\hat{\gamma} = 0.97$, $\hat{\sigma}_u = 1.01$ y $\hat{\sigma}_v = 0.17$ (similar al trabajo de Ferro, *et al.* (2013) citado anteriormente). Como $\hat{\gamma} \rightarrow 1$, los resultados nos advierten que los desvíos de la frontera se deben a la ineficiencia. Por lo tanto, es de esperarse un pronunciado sesgo a derecha en la distribución de los residuos SFA lo cual no es el caso. La Figura 5 muestra la distribución de los residuos SFA los cuales se distribuyen similar a una normal con colas más pesadas y su centro de masa corrido hacia la derecha. Estos resultados nos permiten deducir que el modelo no estima correctamente.

Figura 5: Residuos de la estimación por SFA del modelo de costos

En base a los resultados de las simulaciones, deducimos que el modelo está sobreestimando severamente la componente de ineficiencia (σ_u) y por lo tanto el parámetro γ . De hecho, como podemos ver en la Figura 6, para los parámetros estimados en el modelo ECF ($\hat{\gamma}=0.97$, $\hat{\sigma}_u=1.01$ y $\hat{\sigma}_v=0.17$), el gráfico QQ-norm de los residuos SFA deberían tener un pronunciado sesgo a la derecha (esto es así porque $\gamma \rightarrow 1$) a diferencia de los resultados obtenidos.

Figura 6: Ejemplos de distribución de residuos SFA

(con componente u half-normal simulados con los parámetros estimados $\hat{\gamma} = 0.97$, $\hat{\sigma}_u=1.01$ y $\hat{\sigma}_v=0.17$)



Por lo tanto, el sesgo a derecha de los residuos OLS está provocado por un pequeño conjunto de valores atípicos permitiendo al modelo ECF converger, pero asimismo sobreestimar los parámetros considerablemente.

Un análisis de los residuos OLS de la Figura 4 muestra que los valores atípicos pertenecen a varios bancos. Mediante un análisis posterior, una eliminación de estos bancos no sólo reduce la influencia de los *outliers* y el número de cortes transversales sino también que surgen nuevos valores atípicos para el nuevo subconjunto de datos repitiendo el mismo problema (sesgo a la derecha de los residuos OLS, convergencia del modelo ECF, pero sobreestimación severa de la componente de ineficiencia). Procediendo sucesivamente con la eliminación de los datos atípicos, se repite la misma situación hasta el punto donde los residuos OLS no muestran el sesgo a derecha que permita al modelo ECF converger develando la alta sensibilidad del modelo ECF a valores atípicos.

La imposibilidad de estimar un modelo SFA puede deberse a que el conjunto de individuos es tan pequeño que no existen ineficiencias o bien, más plausiblemente, no hay diferencias en términos de eficiencia discernibles estadísticamente. Por lo tanto, al ser un modelo econométrico, SFA asume que existe una frontera de eficiencia y, aunque el modelo converja, es posible que ni siquiera exista una componente de ineficiencia para los datos disponibles.

VI. CONCLUSIONES FINALES

A través de una serie de simulaciones, hemos demostrado que uno de los modelos SFA para datos de panel más utilizados en la literatura empírica como el modelo ECF es extremadamente sensible a la presencia de valores atípicos cuando el número de cortes transversales en el panel es relativamente pequeño. Los *outliers* afectan severamente el análisis ya que provocan el sesgo a derecha de los residuos OLS permitiendo converger al modelo SFA, pero con estimaciones de los parámetros sumamente erróneas socavando el análisis de inferencia. Sólo con paneles relativamente grandes, aproximadamente $n=200$, el modelo ECF estima correctamente a pesar de los *outliers*.

El sector bancario argentino es un caso típico de panel pequeño con presencia de *outliers*. Una aplicación del modelo ECF orientado a costos sobre este sector devela los problemas del modelo bajo estas condiciones.

Estos resultados son relevantes para la literatura empírica por las siguientes razones. Los países poco industrializados presentan en general bajos niveles de competencia en sus sectores económicos. En este sentido la presencia de valores atípicos puede derivarse de la mayor volatilidad de la economía de estos países, así como la presencia de posiciones oligopólicas puede traducirse en casos de paneles con pocos cortes transversales como hemos visto. Por lo tanto, si se ignoran estas condiciones que suelen caracterizar a los países en vías de desarrollo, podemos realizar un estudio de eficiencia relativa para tomar decisiones como SFA donde el modelo converja sin que ese hecho sea garantía de que exista una componente de ineficiencia y, de este modo, arrojando resultados sistemáticamente erróneos tal como hemos demostrado. Esto es así porque, metodológicamente, SFA asume la existencia de una frontera de eficiencia y, en particular, este trabajo devela que bajo ciertas condiciones tal frontera de eficiencia puede no ser discernible estadísticamente, al menos para un modelo ECF orientado a costos.

En conclusión, para la aplicación de un modelo SFA orientado a costos destacamos algunos lineamientos metodológicos. Primero, es recomendable partir de paneles relativamente grandes para mitigar el efecto de los valores atípicos. Segundo, siguiendo a Henningsen (2018), una vez elegidas las variables y la forma funcional del modelo, se debe estimar el modelo por OLS para encontrar un sesgo a derecha en los residuos. Tercero, estudiar si el sesgo no es consecuencia de *outliers*. En caso de disponer de un panel pequeño, los *outliers* afectarán las conclusiones del análisis. Dentro de las líneas de investigaciones futuras incluimos comparar en situaciones similares a las descritas, paneles pequeños en presencia de casos atípicos, otros métodos de estimación como DEA.

VII. REFERENCIAS

Aigner, D. J., Lovell, C. A. K. & Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6(1): 21-37.

- Battese, G. E. & Corra, G. S. (1977). Estimation of a production frontier model: with application to the Pastoral zone of eastern Australia. *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21, 169-179.
- Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1988). Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. *Journal of Econometrics*, 38(3): 387-399.
- Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1992). Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*: 3(1-2): 153-169.
- Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20(2): 325-332.
- Bauer, P. W., Berger, A. N., Ferrier, G. D., & Humphrey, D. B. (1998). Consistency conditions for regulatory analysis of financial institutions: a comparison of frontier efficiency methods. *Journal of Economics and Business*, 50(2): 85-114.
- Belotti, F., Daidone, S., Ilardi, G., & Atella, V. (2013). Stochastic frontier analysis using Stata. *The Stata Journal*, 13(4): 719-758.
- Bengston, G. (1965). Branch Banking and Economies of Scale. *Journal of Finance*, 20(2), 312-331.
- Berger, A. & Humphrey, D. (1991). The dominance of inefficiencies over scale and product mix economies in banking. *Journal of Monetary Economics*, 28(1):117-148.
- Berger, A. N., & Humphrey, D. B. (1997). Efficiency of financial institutions: International survey and directions for future research. *European Journal of Operational Research*, 98(2): 175-212.
- Bogetoft, P. & Otto, L. (2010). *Benchmarking with DEA, SFA, and R*. Springer.
- Bonin, J. P., Hasan, I., & Wachtel, P. (2005). Privatization matters: Bank efficiency in transition countries. *Journal of Banking & Finance*, 29(8-9), 2155-2178.
- Coelli, T., Prasada Rao, D. S., O'Donnell, C. Battese, G. (2005). *An introduction to efficiency and productivity analysis*. Springer.

- Coelli, T. & Henningsen, A. (2017). Frontier: Stochastic Frontier Analysis. R package version 1.1-2. <https://CRAN.R-Project.org/package=frontier>.
- Cornwell, C., Schmidt, P., & Sickles, R. C. (1990). Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels. *Journal of Econometrics*, 46(1-2): 185-200.
- Ferrara, G. & Vidoli, F. (2017). Semiparametric stochastic frontier models: A generalized additive model approach. *European Journal of Operational Research*, 258(2): 761-777.
- Ferro, G., León, S., Romero, C., & Wilson, D. (2013). Eficiencia del sistema bancario argentino (2005–2011), Anales XLVIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política. Rosario, Argentina: Universidad Nacional de Rosario.
- Greene, W. (2005a). Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. *Journal of Econometrics*, 126(2): 269-303.
- Greene, W. (2005b). Fixed and random effects in stochastic frontier models. *Journal of Productivity Analysis*, 23(1): 7-32.
- Han, C., Orea, L., & Schmidt, P. (2005). Estimation of a panel data model with parametric temporal variation in individual effects. *Journal of Econometrics*, 126(2): 241-267.
- Henningsen, A. & Kumbhakar, S. (2009). Semiparametric stochastic frontier analysis: An application to Polish farms during transition. In European Workshop on Efficiency and Productivity Analysis (EWEPA) in Pisa, Italy, June (Vol. 24).
- Henningsen, A. (2018). Introduction to Econometric Production Analysis with R (second edition). Collection of Lecture Notes. Department of Food and Resource Economics, University of Copenhagen.
- Isik, I., & Hassan, M. K. (2002). Cost and profit efficiency of the Turkish banking industry: An empirical investigation. *Financial Review*, 37(2), 257-279.
- Jondrow, J., Lovell, C. K., Materov, I. S., & Schmidt, P. (1982). On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. *Journal of Econometrics*, 19(2-3): 233-238.

- Kumbhakar, S. C. (1990). Production frontiers, panel data, and time-varying technical inefficiency. *Journal of Econometrics*, 46(1-2): 201-211.
- Kumbhakar, S. C., Park, B. U., Simar, L., & Tsionas, E. G. (2007). Nonparametric stochastic frontiers: a local maximum likelihood approach. *Journal of Econometrics*, 137(1): 1-27.
- Kumbhakar, S. C., Lien, G., & Hardaker, J. B. (2014). Technical efficiency in competing panel data models: a study of Norwegian grain farming. *Journal of Productivity Analysis*, 41(2): 321-337.
- Lee, Y. H., & Schmidt, P. (1993). A production frontier model with flexible temporal variation in technical efficiency. En *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*. H. O. Fried, C. A. Knox Lovell, and S. S. Schmidt (eds.), 237–255. New York: Oxford University Press.
- Lovell, C. A. K. (2003). The decomposition of Malmquist productivity indexes. *Journal of Productivity Analysis*, 20(3): 437-458.
- Meeusen, W. & van den Broeck, J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production function with composed error. *International Economic Review*, 18: 435-444.
- Pitt, M. M., & Lee, L. F. (1981). The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. *Journal of Development Economics*, 9(1): 43-64.
- Schmidt, P. & Lovell, C. A. K. (1979). Estimating technical and allocative inefficiency relative to stochastic production and cost functions, *Journal of Econometrics*, 9(3): 343-366.
- Schmidt, P., & Sickles, R. C. (1984). Production frontiers and panel data. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2(4): 367-374.
- Sealey, C. & Lindley, J. T. (1977). Inputs, Outputs and a Theory of Production and Cost at Depository Financial Institutions. *Journal of Finance*, 32(4), 1251-1266.
- Surroca, J., Prior, D. & Tribo Gine, J. A. (2016). Using panel data DEA to measure CEOs' focus of attention: An application to the study of cognitive group membership and performance. *Strategic Management Journal*, 37(2): 370-388.

Vidoli, F. & Ferrara, G. (2015). Analyzing Italian citrus sector by semi-nonparametric frontier efficiency models. *Empirical Economics*, 49(2): 641-658.

Weill, L. (2004). Measuring cost efficiency in European banking: A comparison of frontier techniques. *Journal of Productivity Analysis*, 21(2), 133-152.

Williams, J. (2012). Efficiency and market power in Latin American banking. *Journal of Financial Stability*, 8(4), 263-276.



La Revista de Economía y Estadística de la Universidad Nacional de Córdoba durante los dos primeros gobiernos peronistas (1946-1955)

*The Revista de Economía y Estadística of the Universidad Nacional de Córdoba
during the first two Peronist governments*

FLORENCIA SEMBER

Universidad de Buenos Aires, Instituto Interdisciplinario de Economía Política de Buenos Aires y Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CABA, Argentina)

florencia.sember@gmail.com

RESUMEN

El objetivo del artículo es brindar una aproximación a la Revista de Economía y Estadística de la Universidad de Córdoba durante los dos primeros gobiernos del peronismo, estudiando las secciones que la componen, los artículos publicados y los autores que los escribieron. Durante el primer gobierno peronista se observa que los principales temas tratados fueron la reforma financiera de 1946, la cuestión agraria y la reforma constitucional de 1949. Durante el segundo gobierno del peronismo, en cambio, el tema principal tratado en la revista fue el Segundo Plan Quinquenal, aunque hay también alusiones al tema agrario y a la política monetaria. En general, se observa que los autores fueron profesores de la Facultad, y en muchos casos los artículos publicados coresponden a transcripciones de conferencias.

Palabras clave: Revista de Economía y Estadística; Análisis Económico; Primeros Gobiernos Peronistas.

Códigos JEL: N00; N01.

*. Este artículo ha sido anteriormente publicado como “La Revista de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Córdoba (1946-1955)”, en *A las palabras se las lleva el viento, lo escrito queda. Revistas y economía durante el peronismo (1945-1955)*, coordinado por Marcelo Rougier y Camilo Mason, EUDEBA, Buenos Aires, 2020. Su inclusión en el Vol. LIX de la Revista de Economía y Estadística, por invitación del Equipo Editorial, se explica por la importancia del trabajo que recorre una parte importante de la historia de la Revista.



ABSTRACT

The aim of the article is to provide an approach to the Revista de Economía y Estadística de la Universidad de Córdoba during Peronism, studying the journal's structure, the topics dealt with by the published articles and the authors who authored them. The period reviewed includes the first two Peronism governments. In the first government, the main topics dealt with by the journal were the financial reform of 1946, the regulation of the agriculture sector, and the constitutional reform of 1949. On the other hand, during the second government, the main issue was the Second Five-Year Plan, although there were also allusions to the agrarian issue and monetary policy. In general, most of the authors were faculty professors and in most cases the documents published were transcriptions of lectures.

Keywords: Revista de Economía y Estadística; Economic Analysis; First Peronist Governments.

JEL codes: N00; N01.

I. LOS ORÍGENES DE LA REVISTA DE LA FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y SUS PRIMEROS AÑOS

La *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas* (en adelante *RFCE*) de la Universidad Nacional de Córdoba (UNC) comenzó a editarse en 1939 con el título *Revista de Economía y Estadística* (en adelante *REyE*) dentro del ámbito de la Escuela de Ciencias Económicas, que se convertiría unos años después en Facultad de Ciencias Económicas. La revista buscaba, por un lado, dar a conocer los trabajos realizados en la Escuela, y a su vez, contribuir a la discusión de los problemas económicos argentinos, tanto desde un punto de vista práctico como teórico. En consonancia con estos objetivos, en los sucesivos números de la revista se mezclaban comentarios sobre acontecimientos económicos del país con artículos de índole teórica y traducciones de artículos de autores extranjeros. Pese a la variedad de temas, el perfil de la revista era académico. Aún los artículos referidos a la coyuntura económica, salvo unas pocas excepciones, por su extensión, enfoque y la naturaleza de la bibliografía citada se pueden considerar claramente destinados a un público de ámbito universitario.

El director de la *REyE* era Benjamín Cornejo, quien también se desempeñaba como director de la Escuela de Ciencias Económicas, creada en 1935 con la carrera de Contador Público como única oferta académica. Cornejo provenía de la cátedra de Economía Política de la Facultad de Derecho de la UNC, y era docente de Economía Política II, Historia de las Doctrinas Económicas y Economía Monetaria. Era un especialista en teoría de la competencia imperfecta, sobre la cual escribió un libro que inicialmente se publicó en partes en diversos números de la *REyE* (tres partes en 1944 y dos partes adicionales en 1945). A pesar de que la Escuela sólo ofrecía la carrera de Contador Público, ya en 1935 se había creado el Seminario de Economía y Finanzas, a partir del cual surgiría luego el Instituto de Economía y Finanzas (Fernández López, 2006).

Pocos años después de su creación, llegarían a la Escuela de Ciencias Económicas algunos inmigrantes italianos que huían de la guerra y tuvieron una considerable participación en la *REyE*, como Gino Arias, Camilo Viterbo, Mario Pugliese y Dino Jarach. Este grupo participó activamente en el Seminario de Economía y Finanzas y en la *REyE*, aunque casi todos ya habían fallecido antes del inicio del peronismo. Como señalan Rougier y Odisio (2018), Pugliese fue convocado desde Francia para dictar el curso de Economía Política y dirigir el Seminario de Economía y Finanzas, tuvo participación en la *REyE* en sus primeros años pero falleció en 1940. Jarach, quien fue primero vice-director y luego director del Seminario de Economía y Finanzas, era especialista en finanzas públicas, y además fue asesor del Poder Ejecutivo de la Provincia de Buenos Aires. Su participación en la *REyE* terminó en 1948. Camilo Viterbo fue director del Seminario de Economía y Finanzas entre 1941 y 1944 y falleció en 1948. Gino Arias, que apenas llegado de Italia se había desempeñado en la Universidad Nacional de Tucumán, donde fundó la *Revista de Economía Política*, también dirigió el Seminario de Economía y Finanzas y tenía la cátedra de Economía Política, además de tener participación en la *REyE*, falleció en 1940.

La *REyE* funcionó bajo la dirección de Cornejo hasta 1946, cuando la Universidad Nacional de Córdoba fue intervenida y la Escuela convertida en Facultad de Ciencias Económicas.¹ En ocasión de la intervención,

1. En esa ocasión, el interventor Felipe Pérez también convirtió en Facultad de Filosofía y Humanidades al Instituto de Humanidades.

Cornejo fue cesanteado y la publicación de la *REyE* se interrumpió hasta 1948, cuando volvió a editarse como *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas*, Segunda Época, reiniciando la numeración desde el N°1.²

En 1948 se eligieron nuevos consejeros y a Carlos Berardo como decano de la facultad.³ Ese nuevo Consejo Directivo fue el que cambió el nombre de la revista, con una ordenanza del 26 de agosto de 1948. Allí se aclara que la revista será “estrictamente científica” y editada por la imprenta de la Universidad, y que mantendrá el formato y la presentación de la publicación anterior. Ese mismo año se crearon el Instituto de Economía y Finanzas y el Instituto de Estadística.

El director de la *RFCE* hasta 1953 fue Clemente Villada Achával, cuñado de Eduardo Ernesto Lonardi, del cual algunos años más tarde sería asesor con rango de ministro.

La *RFCE* en su segunda época cambió la línea editorial para convertirse en férrea defensora y difusora de las políticas del gobierno peronista. A pesar de esto, no se modificaron las secciones ni la estructura que tuvo desde sus inicios. Adicionalmente a los artículos teóricos o de coyuntura, la *RFCE* siempre contó con varias secciones que si bien fueron cambiando en extensión, se mantuvieron por todo el período.

Una de estas era la sección de “Investigaciones estadísticas”, que contenía publicaciones elaboradas por el Instituto de Estadística de la Escuela de Ciencias Económicas. Este instituto también publicó en algunos números de la revista un Registro de Series, donde informa cuáles eran las series estadísticas en poder del Instituto para consulta de alumnos y profesores de la facultad. Eran series económicas, sociales y financieras, que el Instituto se encargaba de recopilar y reconstruir.

La *RFCE* también contaba con una sección llamada “Crónica Económica”, donde se comentaban los principales acontecimientos económicos

2. Cornejo volverá a la UNC recién en 1956, cuando será miembro del Consejo Directivo y luego Vice Rector. También ejercerá como vicepresidente del Banco Central de la República Argentina durante 1956/57.

3. En la terna figuraban también Manuel Alberto Peñaloza y Jaime Mosquera, ambos autores con significativa participación en la Revista.

y financieros ocurridos a nivel nacional e internacional. Esta parte, elaborada por el Instituto de Econometría, contaba con subsecciones tan variadas como “agrícola y ganadera”, “datos de las juntas reguladoras”, “jubilaciones y pensiones”, “turismo”, “colonización, inmigración y emigración”, “transporte y obras públicas”, “noticias financieras y administrativas de otros países”, “banco central”, “Instituto Movilizador y bancos”, “vivienda”, “industria y comercio”, “minería y forestales”, “seguros”, “tratados comerciales”, “censos y población”, “bolsas y mercados”, “costo de la vida, trabajo y salarios”. En cada una de estas subsecciones se publicaban noticias, reglamentos y estadísticas. Esta sección que era inicialmente muy extensa (entre 30 y 50 páginas) se fue reduciendo con el correr del tiempo hasta tener entre 7 y 10 páginas al final del período peronista.

La *RFCE* también contaba con una sección llamada “Notas bibliográficas”, donde se reseñaban libros de economía publicados en el país y en el exterior, y una sección “Revista de revistas”, donde se comentaban artículos publicados en otras revistas de la disciplina, tanto nacionales como internacionales. Algunas de ellas son *Economica*, *El Trimestre Económico*, *The Review of Economics and Statistics*, *Revista de Ciencias Económicas* (Buenos Aires), *Giornale degli Economisti*, *Annali di Economia* y la *Revista de la Universidad Nacional de Córdoba*. En algunos casos también se reproducían los índices de las revistas, algunas nacionales y otras del exterior.

Por último la *RFCE* contaba con secciones más vinculadas a los acontecimientos de la Facultad. Una de ellas era la sección de “Crónicas de la facultad”, donde se publicaban las resoluciones y ordenanzas del Consejo Directivo. También estaba la sección de “Actos y Conferencias”, donde se describían los homenajes realizados a profesores u otros personajes públicos, y en ocasiones se publicaban sus discursos. También se reproducían conferencias realizadas por académicos invitados por la facultad, extranjeros o locales, o resúmenes de ellas, y las presentaciones de los invitados por parte de alguna autoridad o profesor de la casa de estudios.

II. LA *RFCE* DURANTE EL PRIMER PERONISMO

Como fue mencionado en la introducción, los números del primer semestre de 1946 fueron los últimos editados antes de la intervención de la Universidad de Córdoba y posterior cambio de nombre y director de la *REyE*.

El volumen de 1946, integrado por dos números correspondientes a los dos primeros trimestres, está casi completamente concentrado en la reforma financiera.⁴ Además del artículo de Ricardo Carranza Pérez⁵ titulado “Algunos aspectos del nuevo ordenamiento bancario en la Argentina”, que comenta la reforma financiera, también se publicaron la nueva Carta Orgánica del Banco Central y la exposición de motivos y normativa de su nacionalización.⁶ En el primer número de la segunda época de la *RFCE* también se publica un artículo que trata la cuestión de la reforma financiera, escrito por Manuel Alberto Peñaloza, que era profesor titular de Economía y Técnica Bancaria.⁷

Ambos artículos recorren la historia reciente de los bancos centrales, y abordan la discusión sobre la reforma financiera desde el punto de vista de la autonomía del banco central, concluyendo que la reforma podría ser positiva pero que en definitiva esto dependerá de la calidad de los funcionarios a cargo.

En su artículo, Carranza Pérez realiza un recorrido general por la historia de los bancos centrales, mostrando cómo, luego de la Gran Depresión de 1929, en la mayoría de los países estos bancos se estatizan y se abandona la corriente de pensamiento que promovía bancos centrales independientes centrados en la estabilización del valor de la moneda. Sin embargo, considera que los bancos centrales que fomentan el crédito son adecuados para países desarrollados, que cuentan con gran disponibilidad de ahorros que no se invierten, y que poseen una base impositiva amplia capaz de soportar los presupuestos públicos necesarios para la intervención estatal. En Argentina, donde el ahorro no es suficiente para financiar la industrialización acelerada y los déficits públicos, el abuso del crédito sólo provocará un ahorro forzado a través de la inflación.

4. Para un análisis detallado de estas reformas ver (Rougier 2018).

5. Carranza Pérez será director de la Revista entre 1958 y 1972.

6. Carranza Pérez, Ricardo. 1946. “Algunos Aspectos Del Nuevo Ordenamiento Bancario En La Argentina.” *Revista de Economía y Estadística*, en adelante *REyE*, Primera Época, vol. 8, n° 1 y 2, pp. 3–36.

7. Peñaloza, Manuel Alberto. 1948a. “El Estado En Sus Relaciones Con Los Bancos Centrales.” *Revista de La Facultad de Ciencias Económicas*, en adelante *RFCE*, Segunda Época, Vol. 1, n° 1, pp. 3–89.

El autor sostiene que al intentar el trasplantar de instituciones pensadas para otro tipo de países, Argentina se expone a procesos inflacionarios. En el afán de tener en cuenta la nueva concepción sobre las funciones y objetivos de los bancos centrales que surge en el período de entreguerras, el autor afirma que en la exposición de motivos de la reforma de 1946 se omite un aspecto fundamental: la política financiera del gobierno. Esto resulta, según Carranza Pérez, de una mala interpretación del desempeño del Banco Central de la República Argentina (BCRA) en el período que va desde su creación hasta 1946, llegando a atribuirle pérdidas que en realidad habían sido causadas por la acción del Estado.

El Banco Central creado en 1935, sostiene, funcionó correctamente tanto en su política anticíclica como en el mantenimiento de la liquidez del sistema bancario. El sistema comenzó a fallar sólo cuando el Estado interfirió con su política de adquisición de cosechas y para financiar los déficits presupuestarios con crédito bancario, lo que impidió al BCRA cumplir efectivamente con su acción estabilizadora. Por estos motivos el autor celebra las limitaciones que tenía el banco central en el viejo ordenamiento para financiar al Tesoro.⁸ La mayor crítica al nuevo sistema es entonces que no está garantizada la independencia del Banco Central, que sería todavía más necesaria a raíz de las amplias facultades que le otorga la reforma. Así lo expresaba el autor:

“En la organización de nuestras instituciones no podemos olvidar nuestra realidad económica e histórica. Por eso no podemos trasplantar a nuestro medio aquellas que han sido estructuradas para otras realidades. Crear una organización bancaria que presentara amplias posibilidades para absorber el déficit fiscal era facilitar nuestra inclinación a los presupuestos desequilibrados y enfrentarnos más a menudo a balances de pagos negativos o a procesos inflatorios a los cuales la economía nacional presenta campo de fácil desarrollo” (Carranza Pérez, 1946; 19)

La mayor preocupación era que en el nuevo sistema la elasticidad a la expansión del crédito era mucho mayor que en el sistema anterior, mientras

8. Para más detalles sobre los primeros años del BCRA ver (Sember 2018).

la contracción era más difícil por el tipo de créditos que se quería fomentar.⁹ Según Carranza Pérez, las autoridades deberían elegir acertadamente qué sectores industriales promover para que no haya cuellos de botella que terminen en procesos inflacionarios, y además deberían tener en cuenta que haya una cierta proporción entre el ahorro y las disponibilidades. Así, el sistema luego de la reforma sería más eficiente que el anterior para alcanzar los nuevos objetivos de planeamiento centralizado, pero ante la ausencia de reglas que limiten la acción del Banco y sin elementos que garanticen su independencia, el éxito del nuevo sistema dependería exclusivamente de la capacidad y honestidad de las autoridades:

“La gente que maneje el sistema debe ser muy capaz, muy activa, muy honrada y muy bien intencionada. El éxito depende de tres elementos: hombre, hombres y hombres.”

(Carranza Pérez, 1946; 36)

Al igual que Carranza Pérez, Peñaloza también citaba al déficit fiscal como el mal “agudo y crónico” que padecía el país (Peñaloza 1948a, 5). En su extenso artículo hacía un recorrido sobre las distintas posturas teóricas respecto a la banca central, definiendo distintas concepciones sobre qué es un Banco Central y cuáles deberían ser sus funciones.

Reconocía que a partir de la crisis de 1929 se admitía una mayor intervención estatal en las cuestiones relativas a la banca central y en algunos casos una injerencia total (como, entre otros, el caso de Argentina) y que el estatismo había sido la posición ganadora en el debate entre estatismo e individualismo. Sin embargo, no se podían aceptar a ultranza las opiniones de Keynes y Fisher que “asignan a los Banco Centrales el poder, casi sobrenatural, de arrasar con las causas económicas de la crisis, eliminando el ciclo de depresión, por el solo hecho de que estas instituciones formen el estado mayor de gobierno, en el mercado monetario.” (Peñaloza 1948a, 33).

Peñaloza compartía con Carranza Pérez la crítica a la importación de instituciones creadas para otros países y proponía crear organismos pensados para la realidad económica y financiera del país en donde se instituirían.

9. Estas ideas están en consonancia con las de Raúl Prebisch, gerente general del BCRA entre 1935 y 1943, que sostenía que los bancos debían prestar sólo a corto plazo para capital de trabajo y no para inversiones, que debían financiarse con ahorros propios o a través del mercado de capitales.

Sin embargo, era más abierto que Carranza Pérez con respecto a la posibilidad de que el banco central financiase al tesoro, ya que los ingresos de este último durante el año no eran uniformes y esos créditos entonces permitían el desenvolvimiento sin obstáculos de la economía nacional. Además, sostenía, un préstamo de esta naturaleza era “una deuda de la mano derecha en favor de la izquierda” (Peñaloza 1948a, 50).

Si bien con la nacionalización se buscó que el único interés del Banco Central fuese el de la colectividad, el éxito dependería para este autor, de la prudencia y buena dirección de sus funcionarios, es decir, que éstos no tuviesen objetivos políticos sino en miras el bienestar de la economía argentina.

Peñaloza sostenía que al ser la economía actual una economía de crédito, el nuevo régimen para los créditos bancarios era útil porque mantenía al crédito bajo control y podía incidir en el rumbo económico del país. No estaba tan preocupado como Carranza Pérez por la poca elasticidad a la baja del crédito para inversión, y elogiaba el hecho de que el control de los créditos ya no se hiciese con la finalidad de mantener estable el tipo de cambio sino con la finalidad de mantener estables los precios. Esto último era importante porque, como afirmaba el *money doctor* norteamericano Edwin Kemmerer, los bancos eran las instituciones que menos se preocupaban por la inflación. Con este sistema, decía Peñaloza, “se obtendrá con el correr del tiempo, un volumen exacto y sano del crédito en todo el país (...). Vendrá de esta manera el crédito a jugar el papel de propulsor de las operaciones efectivas y serias de la producción del país y no a convertirse en un encubridor de negociaciones improductivas o fomentadoras de la especulación.”(Peñaloza 1948a, 56).

La cuestión del crédito también fue tratada en la Revista por Dino Jarach, especialista en finanzas y asesor del Poder Ejecutivo de la Provincia de Buenos Aires.¹¹ En el año 1948 se publican sus intervenciones en los congresos organizados en Roma por el Instituto de Finanzas Públicas y

10. Kemmerer tuvo una importante participación en la creación de bancos centrales en América Latina. Para un estudio completo sobre las acciones de Kemmerer en América Latina ver (Drake 1989).

11. Jarach, Dino. 1948. “Congresos de Finanzas Públicas y de La Asociación Fiscal Internacional, Celebrados En Roma, En Octubre de 1948.” *RFCE*, Segunda Época, vol. 1, n°s 2, 3 y 4, pp. 321–35.

por la Asociación Fiscal Internacional. Su asistencia a estos eventos fue en representación del Poder Ejecutivo de la Provincia de Buenos Aires, que en ese momento estaba realizando reformas en estos terrenos.¹² En dichos congresos intervino contra la idea de que el crédito internacional debía esperar a que los países hubiesen alcanzado un equilibrio interno para preservar el “equilibrio natural” de las economías y sostuvo por el contrario que el crédito “posee la capacidad para crear nuevas fuerzas económicas y encauzar aquellas que, abandonadas a su solo impulso, quedarían ociosas” (Jarach 1948, 323). También se expresó en contra de que el crédito fuese destinado solo a fines productivos, ya que era necesario restablecer el nivel de consumo del pueblo para crear las condiciones para la inversión productiva. En relación a este punto citó los créditos otorgados por Argentina para la adquisición de productos agrícolas.

Otro de los grandes temas discutidos en la *RFCE* fue el de la política agraria del peronismo. Peñaloza expuso y apoyó los intentos del gobierno peronista por resolver el problema, común a todos los países, de evitar la explotación del trabajador rural.¹³ Para esto el crédito agrario debía estar destinado a darle a los trabajadores rurales la propiedad de la tierra, y a garantizar que ésta tenga un rinde remunerador: “El día que se consiga extirpar al arrendatario y se llegue a crear la clase argentina del pequeño propietario rural, recién se habrá dado el paso más importante en la efectivización de las conquistas sociales.” (Peñaloza 1949, 347). El artículo hacía también una serie de propuestas para el crédito agrario, destinadas a cumplir los objetivos mencionados, e iba acompañado de un apéndice que reproducía la Ley de creación de la Sección “Crédito Agrario” del Banco Nación.

Sobre este tema también se publicó el artículo de Oscar Cocca “Algunas consideraciones sobre los arrendamientos rurales y sus consecuencias”, en el cual exponía toda una serie de motivos sociales y económicos por los cuales habría que abandonar el sistema de arrendamiento en favor de la propiedad de la tierra por parte de los arrendatarios, en línea con las medidas tomadas por el gobierno.¹⁴

12. De hecho Jarach fue quien redactó el Código Fiscal de la Provincia de Buenos Aires.

13. Peñaloza, Manuel Alberto, 1949, “Crédito Agrario”, *RFCE*, Segunda Época, vol. 2, n°s 2 y 3, pp. 241–356.

14. Cocca, Oscar. 1949. “Algunas Consideraciones Sobre Los Arrendamientos Rurales y Sus Consecuencias.” *RFCE*, Segunda Época, vol. 2, n°1, pp. 733–60.

Por último, el otro de los grandes temas de coyuntura tratados en la *RFCE* durante el primer peronismo fue la reforma constitucional de 1949. Ya en 1948, el decano Carlos Berardo había pronunciado una conferencia en un acto a favor de la reforma constitucional organizado por el Sindicato de Empleados del Banco de la Provincia de Córdoba.¹⁵ Esta conferencia aparecía en una sección de la revista titulada “Actividades de los profesores fuera de la facultad”. En esta conferencia Berardo se refería a la necesidad de modificar la constitución de 1853, inspirada en el liberalismo económico, por una que priorizase la idea de economía con fin social. En línea con el nacionalismo católico preponderante en Córdoba, proponía una “Argentina cristiana”, donde el poder económico estuviese sujeto a la autoridad pública, los factores de producción quedasen subordinados al bienestar de la colectividad, la propiedad tuviese una función social, la tierra fuese para quien la trabaja y se reafirmase la soberanía nacional.

En el mismo acto pronunció una conferencia el profesor Manuel Alberto Peñaloza, también publicada en la *RFCE* en la misma sección.¹⁶ Peñaloza se refería a las diversas conquistas políticas, económicas y sociales, que debían cristalizarse en una nueva constitución, en línea con las reformas constitucionales que habían tenido lugar en distintos países en la posguerra.

Sobre la reforma de la constitución también versaba el artículo de Juan Casiello, ganador del premio “Facultad” de la Facultad de Derecho y Ciencias Sociales.¹⁷ Este artículo era en realidad la reproducción de los capítulos más relacionados con cuestiones económicas del trabajo que había ganado el premio. El texto era muy favorable a la reforma, haciendo alusión a la inspiración dogmática en el cristianismo de la nueva constitución, que se aparta del “individualismo liberal como del totalitarismo absorbente” (Casiello 1949, 790). Celebraba a la nueva constitución por alentar a una economía humanista, que contemplaba la función social de la propiedad privada y subordinaba lo económico a lo político.

15. Berardo 1948b. “Régimen Económico de La Constitución Vigente. Necesidad de Su Reforma.” *RFCE*, Segunda Época, vol. 1, n° 2, 3 y 4, pp. 609–14.

16. Peñaloza 1948b. “La Nueva Constitución Argentina.” *RFCE*, Segunda Época, vol. 1, n° 2, 3 y 4, pp. 609–14.

17. Casiello, Juan. 1949. “La Dogmática de La Nueva Constitución.” *RFCE*, Segunda Época, vol. 2, n°4, pp. 787-801.

La relación entre lo económico y lo político también estuvo presente en una charla pronunciada por el decano de la Facultad de Ciencias Económicas, Carlos Berardo, en la cátedra de “Defensa Nacional” en 1949. Esta conferencia se reproducía en la *RFCE*.¹⁸

La Cátedra estaba dirigida por el General Víctor Majó, que era Jefe de Estado Mayor y Coordinación y que sería Ministro de Ejército en 1957 bajo el gobierno de Aramburu.¹⁹

Berardo hacía alusión al concepto de “guerra total”, al que aludía Perón en su discurso inaugural de la Cátedra de Defensa Nacional de la Universidad Nacional de la Plata el 10 de junio de 1944 (Perón 1945). Decía Perón que “El concepto de la “Nación en armas o guerra total”, emitido por el mariscal von der Goltz en 1883, es, en cierto modo, la teoría más moderna de la defensa nacional, por la cual las naciones buscan encauzar en la paz y utilizar en la guerra hasta la última fuerza viva del Estado, para conseguir su objetivo político”. A la luz de esta concepción de la defensa nacional, Berardo sostenía que era importante explorar las conexiones existentes entre lo económico y lo político. Se preguntaba si la economía debía estar subordinada al Estado o si el Estado debía estar subordinado a la economía, para finalmente llegar a la conclusión de que había una relación muy fuerte entre las formas de distribución de la propiedad y las formas de Estado: la estructura y el sistema económico eran determinantes para la organización política de los estados.

Berardo hacía referencia a Alejandro Bunge, que había puesto de relieve lo inadecuado de la estructura económica argentina. La agricultura y la ganadería constituían los pilares de la economía, y los gobiernos conservadores habían favorecido un incremento desproporcionado de las actividades agropecuarias en desmedro de las actividades manufactureras. Dado que la democracia no lograba la desaparición de las clases sociales, si no que las

18. Berardo, 1949, “La Economía En La Vida de Una Nación; Su Influencia En Lo Político.” *RFCE*, Segunda Época, vol. 2, n°4, pp. 733–60. En la Cátedra de Defensa Nacional también se pronunciaron las siguientes charlas, que no fueron reproducidas en la Revista: “Nuestro potencial humano y la defensa nacional”, “La organización económica del Estado para la guerra”, “Nuestro potencial industrial y la defensa nacional”, “Proyecciones de la Ley 12.709 de fabricaciones militares en la economía nacional”, “Los transportes y la economía de la defensa nacional”.

19. También hubo una cátedra de Defensa Nacional en la UNLP, que inauguró el mismo Perón el 10 de junio de 1944.

ignoraba y daba lugar a un capitalismo que incrementaba las desigualdades, esta estructura debía ser modificada.

Después de 1949, la *RFCE* no se ocupa más de coyuntura económica hasta el segundo gobierno peronista, cuando el Segundo Plan Quinquenal recibe un amplio tratamiento.

III. LA *RFCE* A PARTIR DEL SEGUNDO PLAN QUINQUENAL

A partir de 1952, se publicaron numerosos artículos sobre el Segundo Plan Quinquenal. A diferencia del período anterior, en estos casos, los artículos pasaron a ser más acordes a la difusión que al ámbito académico. En algunos casos, como veremos, eran reproducciones de conferencias, en las cuales se notaba un lenguaje más coloquial, destinado a la difusión de las políticas entre un público más amplio. En 1953 también cambia el director de la *RFCE*, que pasa a ser el contador Eitel González Maida.

El primero de estos artículos era una conferencia pronunciada por Victoria Hoya de Canén en la Facultad de Ciencias Económicas, con la finalidad de difundir el Plan. El objetivo es hacer comprender a la población los “motivos subyacentes en el reclamo hecho por el señor Presidente de la República, General Perón, de mayor producción y ahorro y de menor consumo”.²⁰ Los dos últimos factores, mayor ahorro y menor consumo, eran esenciales para el aumento del primero, la producción. Hoya de Canén interpretaba a los precios como la manifestación del equilibrio entre producción y consumo. La renta monetaria de la comunidad se gasta en consumo o se ahorra: el gasto en consumo vuelve inmediatamente a la circulación monetaria, aunque lo ahorrado también termina por formar parte de los ingresos de otros miembros de la comunidad, a través de los gastos en bienes de capital, acciones o títulos de Estado. Cuando aumenta la renta monetaria, entonces, aumenta la demanda de bienes y servicios, y si esta última no va acompañada de un mayor volumen físico de producción, surgirá una situación inflacionaria. Hoya de Canén explicaba entonces la situación inflacionaria como el resultado de un exceso de demanda, en parte gracias al

20. Hoya de Canén, Victoria, 1952, “Influencia Del Volumen de La Producción En Los Niveles de Vida y Su Vinculación Con El Plan Económico 1952.” *RFCE*, Segunda Época, vol. 5, n° 1, 2, 3 y 4, pp. 93–107..

crédito, que no había sido acompañada por el correspondiente aumento de la oferta. Sostenía que la Argentina se encuentra en una situación de pleno empleo, en la cual sólo se podía expandir una industria ofreciendo mayor salarios a los trabajadores ya ocupados, es decir a expensas de la contracción de otras industrias. Esta situación hacía que los aumentos de salarios no fuesen acompañados de una mayor productividad, y en consecuencia subiesen los precios. Esta situación podía subsanarse, según Hoya de Canén, con más inversión y la incorporación de las mujeres al mercado laboral, que consideraba dentro de las “categorías inferiores de reserva laboral” (Hoya de Canén 1952, 104). La autora exponía ideas de corte prekeynesiano, según las cuales los ahorros solo serían fructíferos si se destinaban a nuevas inversiones, acrecentando así el volumen físico de producción del país. Así se moderaría la demanda y además la restricción del consumo dejaría mayores saldos exportables que proporcionarían divisas.

En 1953 se publicaba otra transcripción de una conferencia de difusión sobre el Segundo Plan Quinquenal, pronunciada por Jorge Mosquera, futuro Decano de la Facultad de Ciencias Económicas.²¹ El autor presentaba al Plan como “científicamente elaborado”, pero aclaraba que para ver resultados el pueblo debía dejar de vivir por arriba de sus posibilidades, cosa que no sería difícil ya que el sacrificio de austeridad que pedía el Presidente en realidad era muy leve: “Tengamos austeridad y hagamos economía [...] y en cuanto las condiciones climáticas ayuden a brindarnos un excelente resultado en las tareas del agro, volveremos a derrochar” (Mosquera 1953, 7)

Defendía con fuerza la idea de que el menor consumo interno aumentaría los saldos exportables, que proporcionarían las divisas suficientes para adquirir bienes necesarios para la industria. Así, apoyaba las medidas de restricción al consumo, como la que establecía que un día por semana había que abstenerse de comer carne, haciendo la cuenta de cuántas libras esterlinas proporcionarían al país esta carne en el caso de ser exportada. Además, según el autor, al dejar de comprar carne una vez por semana, el monto ahorrado por cada consumidor entraría bajo la forma de ahorro en el sistema bancario, fomentando así la industria al dejar esos fondos disponibles para inversión.

21. Mosquera, Jaime. 1953, “Plan Económico 1952.” *RFCE*, Segunda Época, vol. 6, n°1, 2, 3 y 4, pp. 5–16.

Sostenía, además, que el plan de 1952 debía ser un “plan de toda la vida” (Mosquera 1953, 6). La planificación debía, en adelante, ser parte integral de la política económica. Las mismas ideas sostendría al año siguiente en un discurso pronunciado en ocasión de un homenaje que le realizó en España la Academia de Ciencias Económico-Financieras, donde elogiaba la planificación integral que caracterizaba a la “nueva Argentina” como una tercera posición entre individualismo y colectivismo (Mosquera 1954): “Los Justicialistas, inspirados en una profunda y auténtica realidad, humana y social, declaramos en cambio que ni la libertad, ni la justicia, ni la cultura, ni el dinero, ni la propiedad, son bienes absolutamente individuales ni absolutamente sociales.” (Mosquera 1954, 272).

Otra serie de artículos abordaba el Plan Quinquenal específicamente desde el aspecto monetario. El artículo de Camilo Dagum “El Plan Económico y la teoría cuantitativa de la moneda”, se concentraba en explicar los efectos de las medidas contempladas en el Segundo Plan Quinquenal – aumento de la producción, austeridad en el consumo y fomento del ahorro – a través de la teoría cuantitativa de la moneda.²² Un aumento de la producción con el resto de las variables constantes, según la teoría cuantitativa, hacía bajar los precios. La austeridad en el consumo y el ahorro, por otro lado, reducían la cantidad de moneda en circulación, lo que también se reflejaba en una reducción del nivel de precios. A esto se sumaba que la nacionalización del Banco Central permitía la racionalización del crédito, y por ende el control del aumento de la cantidad de moneda en circulación. Al apuntar al aumento de la producción, la austeridad en el consumo y el fomento del ahorro, el Plan era una excelente oportunidad para desterrar las presiones inflacionarias. La estabilización del nivel de precios evitaría las redistribuciones de riqueza e ingreso real producidas por las fluctuaciones económicas, y dado que la economía argentina se encontraba ya en un nivel de plena ocupación, la economía quedaría estabilizada en un nivel de pleno empleo, con lo cual, según el autor, se terminarían consiguiendo los tres objetivos más deseables en política económica: la eliminación del ciclo económico, la estabilización del nivel general de precios y el mantenimiento del empleo total.

Otro artículo, “La Política Monetaria en el 2° Plan Quinquenal”, que discute el Plan Quinquenal desde el punto de vista de la teoría cuantitativa,

22. Dagum, Camilo. 1952, “El Plan Económico y La Teoría Cuantitativa de La Moneda”, *RFCE*, Segunda Época, vol. 5, n° 1, 2, 3 y 4, pp. 139–53.

es la reproducción de una conferencia organizada por la Asociación Gremial de Estudiantes de Ciencias Económicas, pronunciada por Victoria Hoya de Canén.²³ En esta conferencia, la autora se refería específicamente a la política monetaria del Plan. La conferencia comenzaba con un recorrido por el origen de la moneda en su estado actual, comenzando por una economía de trueque para llegar al sistema contemporáneo. Luego, presentaba la teoría cuantitativa de la moneda, y describía cómo un aumento la cantidad de dinero -en general a través del crédito bancario- cuando había plena ocupación, sin que aumentase la cantidad de bienes y servicios, provocaría inflación. Hasta 1930, la mayor parte de las crisis monetarias y bancarias del país se explicaban porque en un contexto de modelo agroexportador y de dependencia del saldo del balance de pagos, el crédito de los bancos mantenía un poder adquisitivo “artificial”, que se destinaba a importaciones, sin que hubiese un aumento equivalente de las exportaciones. Esto estaba siempre acompañado por intereses de una deuda externa que además no era utilizada para aumentar la capacidad productiva del país. En este sentido, la reforma financiera de 1946 había sido la medida más trascendente de los últimos 50 años: “Ya no se piensa, como en la época de la creación del primer Banco Central, que la política del dinero y del crédito pueda ser autónoma e inspirada en fines propios, sino que debe estar dentro de la línea de la política general del Estado” (Hoya de Canén 1953, 106).

Con el nuevo sistema se podía ejercer un mayor control del crédito, de manera que su expansión no fuese inmoderada. Así se facilitaba el objetivo del Plan de defender el poder adquisitivo de la moneda y en consecuencia el de los salarios, de suavizar las fluctuaciones con medidas anticíclicas y de mantener el nivel de ocupación.

Otra de las grandes cuestiones del período era la política en materia agraria, protagonista durante el segundo gobierno peronista. A este tema se refería un artículo escrito por Juan Luis Nogueira García, profesor adjunto de política económica.²⁴ El autor criticaba la intervención pública en cuestiones agrarias realizada a partir de 1930 por haber sido esporádica y transitoria, sin resolver los problemas de fondo. Las compras de cosechas

23. Hoya de Canén, Victoria, 1953, “La Política Monetaria En El 2º Plan Quinquenal” *RFCE*, Segunda Época, vol. 6, n° 1, 2, 3 y 4, pp. 93–113.

24. Nogueira García, Juan Luis, 1952, “Política Agraria Argentina”, *RFCE*, Segunda Época, vol. 5, n° 1, 2, 3 y 4, pp. 127–38.

por parte del Estado a precios mínimos aliviaron la situación de los productores, pero no contribuyeron a “racionalizar la producción agraria”. Así como la intervención estatal logró desarrollar la industria, es correcto que ahora intente lograr el mismo objetivo con la agricultura, intentando obtener una mayor productividad y mayor beneficio para los trabajadores agrarios. Esto se estaba logrando, según el autor, con distintos instrumentos. En primer lugar, el Instituto Argentino de Promoción del Intercambio (IAPI), que al concentrar la comercialización tenía mayor poder de negociación a nivel internacional, consiguiendo mejores precios para las exportaciones. En segundo lugar, la política de colonización e inmigración, que había vendido a los colonos lotes de tierra otorgándoles facilidades mediante el crédito agrario: así, la tierra pasaba a ser de quien la trabajaba. Por otro lado, se estaba resolviendo el problema de la falta de mecanización, fomentando con un régimen de cambios adecuado y crédito a condiciones favorables la importación de maquinarias y equipos, con el fin de mejorar la productividad y la competitividad. El Estatuto del Peón era un instrumento adicional que contribuía a valorizar el trabajo rural y, el crédito otorgado a través del Banco de la Nación Argentina servía para la adquisición de tierras, viviendas, insumos, equipos, etc. Por último, el fomento de la cooperación agraria también ayudaba a mejorar la calidad de vida de los trabajadores rurales, tanto mediante las cooperativas de producción como las de consumo.

En 1954 se publicaba un artículo evaluando los resultados del Plan Quinquenal.²⁵ Debido al incremento de la demanda provocado por el mejoramiento del nivel de vida, de las obras públicas y de la mayor industrialización, sin un aumento equivalente de la producción por las restricciones de la guerra y posguerra, se había producido una situación inflacionaria. Se engendró la situación planteada por Haberler (1945) en su explicación de la penuria de capitales debida a un excesivo consumo en detrimento del ahorro. Como los demás autores de la revista, Ferrero de Fierro mantenía una visión prekeynesiana del ahorro y la inversión, al afirmar que “es ya firme convicción de que el origen del colapso no se debe a un ahorro exagerado, sino más bien a su insuficiencia.” (Ferrero de Fierro 1954, 195). Para resolver esta situación, afirmaba la autora, la reducción del consumo debía provenir tanto de los privados como del gasto público. A diferencia de los demás autores que defendían el Segundo Plan Quinquenal en la *RFCE*, Ferrero

25. Ferrero de Fierro, Irma. 1954, “Algunos Resultados Del ‘Plan Económico Para 1952.’”, *RFCE*, Segunda Época, vol. 7, n° 1 y 2, pp. 193–205.

de Fierro fue la única en reconocer que no alcanzaba la persuasión gubernamental para que el público ahorrara más si tenía los medios económicos suficientes para no hacerlo. Había que hacer de manera que a los individuos les conviniera ahorrar más. Además, el Estado debía actuar con la política fiscal para influir indirectamente sobre el consumo privado y directamente sobre el propio gasto público. Todas estas cuestiones se afrontaron según la autora con el Segundo Plan Quinquenal y, gracias a las políticas implementadas, durante 1953 se habían estabilizado algunos precios y habían bajado otros sin que se redujera el salario. Asimismo, se había incrementado la producción agropecuaria fomentando a las cooperativas, mediante créditos del Banco de Crédito Industrial Argentino y por intervención directa del gobierno. Así hubo mayor producción, estabilización de precios y mayores saldos exportables.

Finalmente, en el último número antes de que la publicación de la *RFCE* se interrumpiera por el golpe de estado de 1955, se publicaba “La Teoría del Desarrollo Económico y la política monetaria de los países periféricos”.²⁶ Este era el único artículo que se refería a la teoría del desarrollo económico como una rama de la teoría económica, y que relacionaba al Segundo Plan Quinquenal con los nuevos debates sobre el desarrollo latinoamericano. Apelaba en numerosas ocasiones al famoso manifiesto de Raúl Prebisch (Prebisch 1949), tanto como justificación de la necesidad de abandonar el rol de la Argentina como mero abastecedor de materias primas a nivel mundial como para adoptar la terminología centro-periferia y promover una teoría económica adaptada a la realidad latinoamericana. Repasaba distintas definiciones de desarrollo económico y llegaba a la conclusión de que la definición fundamental era la que establecía que era un proceso de acumulación de capital a una tasa mayor que el crecimiento de la población.

Al referirse en particular a la Argentina, al contrario de lo que sostenían los demás autores de la *RFCE*, fue el único en advertir que la gran cantidad de ahorro en la Caja Nacional de Ahorro Postal no resolvía el problema de la escasez de ahorro porque en realidad eran “consumos en suspenso” y era muy poco probable que se destinaran a inversiones productivas: su única utilidad era que disminuían la velocidad de circulación del dinero. También era el único de los autores que hacía referencia al efecto multiplicador de la

26. Ríos, Raúl Arturo. 1954, “La Teoría Del Desarrollo Económico y La Política Monetaria de Los Países Periféricos.” *RFCE*, Segunda Época, vol. 7, n° 3 y 4, pp. 267–73.

inversión y de las exportaciones, y a que no eran necesarios los ahorros para realizar las inversiones, sino que por el contrario el ahorro era el resultante de la inversión.

Sostenía que había que provocar el desarrollo económico a través de la planificación. El artículo se centraba en el tema de la política monetaria, y en la discusión en boga en esos años sobre la compatibilidad entre inflación y desarrollo económico. Uno de los principales problemas de la política monetaria en los países periféricos era justamente lograr el desarrollo sin inflación, teniendo en cuenta que la ocupación plena era deseable pero no era equivalente a desarrollo económico. Si bien era ampliamente aceptado que el Banco Central debía tener un rol en el desarrollo, esto no significaba que la financiación del desarrollo debiese ser inflacionista. Además, la expansión crediticia tenía un límite en la balanza de pagos. El fomento debía estar ligado a una selección crediticia que no debía depender como en los países desarrollados de la garantía del deudor, sino de la actividad económica que se desarrollaría con el crédito. Esta era la política que, según el autor, se había venido aplicando en Argentina.

La discusión teórica era relacionada en la última sección del artículo con el Segundo Plan Quinquenal. El autor sostenía que donde más se alejaba la Argentina del capitalismo tradicional era en la política crediticia, en virtud de la reforma financiera de 1946. El Plan era compatible con una política de desarrollo no inflacionaria, ya que se buscaba un aumento de la producción por habitante, pero manteniendo el poder adquisitivo del salario.

IV. CONSIDERACIONES FINALES

La *RFCE* se publicó hasta el segundo trimestre de 1955, cuando se interrumpió para reaparecer en 1957, con el nombre original de *Revista de Economía y Estadística*, y nuevamente un reinicio de la numeración con la leyenda “Tercera época”. El mensaje de la dirección de la *REyE* en esta ocasión resaltaba su trayectoria durante la primera época y destacaba la publicación, en el primer número de la nueva serie, de dos capítulos del libro de Friedrich Hayek “La Constitución de la libertad”. Los dos capítulos publicados eran “Libertad y libertades” y “La coerción y el estado”. Es de destacar que los editores de la *REyE* tuvieron acceso a estos textos antes de su publicación, que se produjo en Chicago en 1960 (Hayek 1960). Asimismo-

mo, al igual que al iniciar el peronismo, se publicaba en el primer número de la nueva serie la nueva reforma del sistema bancario con su exposición de motivos . Esto marcaba un nuevo comienzo para la *REyE*, en marcado contraste con su edición durante el período peronista.

La *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas* de la Universidad de Córdoba tuvo durante todo el peronismo una posición favorable al gobierno. Luego de cambiar su nombre a partir de 1948, desde sus páginas defendió y difundió las políticas económicas. No se publicaron artículos con posiciones críticas hacia el gobierno, aunque sí hubo muchos artículos de carácter teórico sin relación con la coyuntura económica. Durante el primer gobierno peronista, los artículos fueron de carácter académico y de una extensión considerable, mientras que, durante el segundo gobierno, la mayoría de los artículos fueron menos extensos y con un lenguaje más acorde a la difusión que al ámbito académico. Los autores de la *RFCE* fueron profesores de esa casa de estudios, excepto algunas traducciones de artículos de economistas extranjeros, o reproducciones de conferencias de académicos invitados a la Facultad de Ciencias Económicas.

Los artículos y temas tratados estuvieron en consonancia con las medidas de política económica adoptadas y las especialidades de los profesores de la facultad, que se concentraban sobre todo en temas monetarios y financieros, en el sector agrícola y en temas jurídicos, ya que algunos de ellos provenían de la Facultad de Derecho. Así, en la primera etapa del peronismo, los autores se centraban en las posibilidades de desarrollo abiertas por la reforma financiera y la posibilidad de impulsar la industria, favorecidas también por la reforma de la constitución. En la segunda fase, en cambio, los autores se centraban más en las posibilidades que dio la reforma financiera para restringir y controlar el crédito que en las facilidades para otorgar crédito a la industria. En general, todos los artículos tienen una mirada de corto plazo, menos el artículo de Ríos publicado en el último número antes del fin del segundo gobierno peronista, donde se aborda el tema más general del desarrollo económico y su compatibilidad con las políticas adoptadas por el peronismo.

28. Para más detalles sobre la reforma bancaria de 1957 ver (Odisio 2018).

REFERENCIAS

- Berardo, C. (1948). Régimen económico de la constitución vigente. Necesidad de su reforma. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas*, Segunda Época, 1 (2, 3, 4), 609-14.
- Berardo, C. (1949). La economía en la vida de una nación; su influencia en lo político. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas*, Segunda Época, 2 (4), 733-60.
- Carranza Pérez, R. (1946). Algunos aspectos del nuevo ordenamiento bancario en Argentina. *Revista de Economía y Estadística*, Primera Época, 8 (1, 2), 3-36.
- Casiello, J. (1949). La dogmática de la nueva Constitución. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas*, Segunda Época, 2 (4), 787-801.
- Cocca, O. (1949). Algunas consideraciones sobre los arrendamientos rurales y sus consecuencias. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas*, Segunda Época, 2 (1), 733-60.
- Dagum, C. (1952). El Plan Económico y la teoría cuantitativa de la moneda. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas*, Segunda Época, 5 (1, 2, 3, 4), 139-53.
- Drake, P. W. (1989). *The Money Doctor in the Andes: The Kemmerer Missions, 1923–1933*. Duke University Press.
- Fernández López, M. (2006). Benjamín Cornejo a cien años de su natalicio. *Revista de Economía y Estadística*, Cuarta Época, 44 (1), 7-12.
- Ferrero de Fierro, I. (1954). Algunos resultados del ‘Plan Económico para 1952’. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas*, Segunda Época, 7 (1, 2), 193-205.
- Haberler, G. (1945). *Prosperidad y depresión: Análisis teórico de los movimientos cíclicos*. Fondo de Cultura Económica.
- Hayek, F. (1960). *The Constitution of Liberty*. University of Chicago Press.
- Hoya de Canén, V. (1952). Influencia del volumen de la producción en los niveles de vida y su vinculación con el Plan Económico 1952. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas*, Segunda Época, 5 (1, 2, 3, 4), 93-107.

- Hoya de Canén, V. (1953). La Política Monetaria en el 2° Plan Quinquenal. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas*, Segunda Época, 6 (1, 2, 3, 4), 93-113.
- Jarach, D. (1948). Congresos de Finanzas Públicas y de la Asociación Fiscal Internacional, celebrados en Roma, en Octubre de 1948. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas*, Segunda Época, 1 (2, 3, 4), 321-335.
- Mason, C. y M. Rougier (2020). *A las palabras se las lleva el viento, lo escrito queda. Revistas y economía durante el primer peronismo: 1945-1955*. EU-DEBA.
- Mosquera, J. (1953). Plan Económico 1952. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas*, Segunda Época, 6 (1, 2, 3, 4), 5-16.
- Mosquera, J. (1954). Distinción al Señor Decano Doctor Jaime N. Mosquera. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas*, Segunda Época, 7 (1, 2), 267-73.
- Nogueira García, J. L. (1952). Política agraria argentina. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas*, Segunda Época, 5 (1, 2, 3, 4), 127-38.
- Odisio, J. (2018). El Banco Central y la búsqueda de promoción del desarrollo 1955-1966: complejización para un accionar estratégico. En M. Rougier y F. Sember (Eds.), *Historia necesaria del Banco Central de la República Argentina: entre la búsqueda de la estabilidad y la promoción del desarrollo* (pp. 197-250). Lenguaje Claro - Ciccus.
- Peñaloza, M. A. (1948). El Estado en sus relaciones con los Bancos Centrales. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas*, Segunda Época, 1 (1), 3-89.
- Peñaloza, M. A. (1948b). El Estado en sus relaciones con los bancos centrales, *Revista de La Facultad de Ciencias Económicas* Segunda Época, 1 (1), 3-89.
- Peñaloza, M. A. (1949). Crédito Agrario. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas* Segunda Época, 2 (2, 3), 241-356.
- Perón, J. D. (1945). Significado de la defensa nacional desde el punto de vista militar. Conferencia pronunciada el 10 de junio de 1944. Universidad Nacional de La Plata.
- Prebisch, R. (1949). El desarrollo económico de la América Latina y algunos de sus principales problemas. *El Trimestre Económico*, 16 (63), 347-431.

- Ríos, R. A. (1954). La teoría del desarrollo económico y la política monetaria de los países periféricos”. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas*, Segunda Época, 7 (3, 4), 267-73.
- Rougier, M. (2018). El Banco Central durante el primer peronismo 1946-1955: un instrumento clave de la política económica y la promoción de los sectores productivos. En M. Rougier y F. Sember (Eds.), *Historia necesaria del Banco Central de la República Argentina: entre la búsqueda de la estabilidad y la promoción del desarrollo*. Lenguaje Claro - Ciccus.
- Rougier, M. y J. Odisio (2018). *Argentina será industrial o no cumplirá sus destinos: las ideas sobre el desarrollo nacional (1914-1980)*. Imago Mundi.
- Sember, F. (2018). El banco mixto (1935-1945): entre la ortodoxia y la búsqueda de un nuevo sendero de crecimiento. En M. Rougier y F. Sember (Eds.), *Historia necesaria del Banco Central de la República Argentina: entre la búsqueda de la estabilidad y la promoción del desarrollo* (pp. 69-136). Lenguaje Claro - Ciccus.



Mercado laboral y pobreza en Argentina

Labour market and poverty in Argentina

JOSÉ L. NAVARRETE

Universidad Nacional de Córdoba, Facultad de Ciencias Económicas (Argentina).
Centro de Investigaciones en Ciencias Económicas (CIECS-CONICET) (Argentina)
UNDEF, IUA-CRUC, Facultad de Ciencias de la Administración (Argentina)
jlnavarrete@unc.edu.ar

A. DANIELA CRISTINA

Universidad Nacional de Córdoba, Facultad de Ciencias Económicas (Argentina).
Centro de Investigaciones en Ciencias Económicas (CIECS-CONICET) (Argentina)
daniela.cristina@unc.edu.ar

VALERIA J. BLANCO

Universidad Nacional de Córdoba, Facultad de Ciencias Económicas (Argentina)
valeria.blanco@unc.edu.ar

LUJÁN REYES

Universidad Nacional de Chilecito. Becaria Doctoral CONICET (Argentina)
lu.reyess@gmail.com

RESUMEN

El trabajo estudia el vínculo entre mercado laboral y pobreza en un panel de provincias argentinas en el periodo 1996-2018 mediante efectos fijos, GMM y modelo de efectos fijos con umbrales. Los resultados muestran que mejoras en el nivel y distribución del ingreso, el desempleo y la participación de personas con altos niveles de educación en el mercado laboral contribuyen a reducir la tasa de pobreza. Finalmente, mediante el método de umbrales de Hansen, se encuentra evidencia de efectos no lineales del ingreso, la informalidad y el desempleo sobre la pobreza, que dependen del grado de desigualdad de la jurisdicción.

Palabras clave: Mercado Laboral; Desempleo; Pobreza.

Códigos JEL: I32; J3.

Fecha de recepción: 6/3/2021

Fecha de aceptación: 6/10/2021



ABSTRACT

This paper analyses the influence of the labour market on poverty in the Argentinean provinces for the period 1996-2018 using fixed effects, GMM and threshold model. Results show that improvements in the income distribution, increases in labour market earnings or in the share of people with high education levels, and decreases in the unemployment rate contribute to the reduction of poverty at the provincial level. Finally, we use the Hansen threshold model to capture non-linearities in a non-dynamic fixed effects model, finding that nonlinear effects of income, informality and unemployment on poverty depend on the inequality of the province.

Keywords: Labour market; unemployment; poverty.

JEL Codes: I32; J3.

I. INTRODUCCIÓN

Luego de la crisis económica posterior a la salida de la Convertibilidad, la Argentina atravesó un período de aumento de su Producto Bruto Interno que se reflejó en mejoras en la mayoría de los indicadores del mercado laboral y en una fuerte reducción de la tasa de pobreza, que llegó a alcanzar al 60 % de las personas en el año 2002. Sin embargo, la incidencia de la pobreza se mantuvo siempre por encima del 15%. A partir del año 2014 se revierte esta tendencia descendente de la pobreza hasta llegar a valores próximos al 30% en 2018.

La dificultad para reducir los niveles de pobreza en Argentina puede atribuirse a diversos factores, siendo el mercado laboral uno de los principales determinantes de los ingresos de los individuos. En este sentido, la alta tasa de informalidad, los niveles de desigualdad laboral, el grado de calificación de la fuerza laboral en las distintas provincias, entre otros factores, se espera que afecten la tasa de pobreza.

El propósito de este trabajo es indagar y analizar el efecto de los diversos indicadores del mercado laboral sobre la tasa de pobreza en las

provincias argentinas entre los años 1996-2018. Este período heterogéneo abarca ciclos de crecimiento económico con mejoras en el mercado laboral y años de caída de la actividad con sus respectivos efectos sobre la tasa de pobreza. Se utilizan datos provenientes de la Encuesta Permanente de Hogares Puntual y Continua (EPH) para el tercer trimestre (onda Octubre para EPH puntual) y para la totalidad de las provincias de Argentina.

Se advierte que existen disparidades en los niveles de pobreza entre las provincias y que los efectos de las variables del mercado laboral no son homogéneos entre ellas. Para medir estos efectos, se recurre a dos técnicas econométricas: la primera es el método de datos de panel, donde se incluye como variable dependiente los niveles de pobreza de una provincia, y los diferentes indicadores del mercado laboral como variables explicativas. Alternativamente, se indaga acerca de efectos no lineales de estas variables explicativas sobre la pobreza a través del Método de Umbrales.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la Sección 2 se presenta un breve resumen de la literatura relacionada a la interacción de crecimiento, pobreza y mercado laboral. Posteriormente, se presentan el objetivo y la hipótesis del trabajo, para continuar luego con un análisis descriptivo de la evolución de la pobreza, la desigualdad y la relación entre el mercado laboral y la pobreza en Argentina. En la Sección 7, se mide el impacto de las variables del mercado laboral en la tasa de pobreza. Se finaliza con una breve conclusión de los resultados encontrados.

II. ANTECEDENTES

Uno de los principales referentes del estudio de la relación entre pobreza, crecimiento económico y distribución del ingreso es Bourguignon (2004), quien postula que los cambios en la tasa de pobreza se encuentran explicados no solo por cambios en el ingreso promedio, sino que también se asocian a transformaciones en su distribución. El autor afirma que para la eliminación de la pobreza absoluta se requiere una fuerte y específica combinación de políticas de crecimiento y distributivas. De esta manera, la posibilidad de reducción de la pobreza en cada país o región se encuentra dada por la evolución de la tasa de crecimiento económico y los cambios en la distribución del ingreso conjuntamente.

Ravallion (2001), Imai y Gaiha (2014), Guiga y Ben Rejeb (2012), Adams (2004), Fosu (2016), entre otros, encuentran una relación negativa entre pobreza y crecimiento, y que la desigualdad de ingresos actúa como un freno a la reducción de la pobreza. De esta forma, se observa que la desigualdad creciente inhibe la reducción de la pobreza y que países con procesos de crecimiento económico más equitativos en términos de distribución de la riqueza reducen la tasa de pobreza a una mayor velocidad.

En el plano nacional, se destacan los trabajos de Bustelo y Lucchetti (2003), Busso et al. (2005), Koszter et al. (2006), Gasparini et al. (2013), Medina y Galván (2014) y Beker (2016), quienes estudian la evolución de la pobreza en Argentina y descomponen su variación en efecto crecimiento y efecto redistribución. Gasparini et al. (2013) encuentran que el aumento de la pobreza entre los años 1998 y 2002 estuvo asociado tanto a una caída del ingreso per cápita como a un cambio en la estructura de la distribución. A su vez, se puede resaltar el estudio de Beker (2016), que concluye que, si la distribución del ingreso permanece constante, el crecimiento económico reduce los niveles de pobreza de un país. Sin embargo, cuando se produce una mayor desigualdad del ingreso como consecuencia del crecimiento económico, los niveles de pobreza podrían no disminuir, e incluso aumentar.¹

Existen diversos trabajos que exploran el vínculo mercado laboral-pobreza, tanto a nivel internacional como a nivel nacional. Cruces et al. (2017), en un trabajo para América Latina, estudia el impacto del crecimiento económico sobre la tasa de pobreza. Específicamente, analiza cómo el mercado laboral influyó sobre los niveles de pobreza en Argentina durante la década del 2000. Los resultados sugieren que la crisis económica de los años 2001-2002 afectó negativamente el crecimiento económico y las variables del mercado laboral incrementando, además, los niveles de pobreza. En el trabajo, se puntualiza que los años posteriores a la crisis 2001-2002 se caracterizaron por una fuerte recuperación de la actividad económica, mejoras en el mercado laboral y fuerte reducción en los niveles de pobreza y desigualdad. Asimismo, la crisis internacional del año 2008 afectó nega-

1. Existen algunos trabajos que abordan el tema indirectamente. Por ejemplo, Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2000) focalizan en determinantes de la distribución del ingreso, realizando microdescomposiciones. Altimir, Beccaria y González Rozada (2000), Frenkel y González Rozada (2000) y Menéndez y González Rozada (2001) realizan otros ejercicios de microsimulaciones con resultados semejantes.

tivamente solo a algunas variables del mercado laboral, como, por ejemplo, la tasa de desempleo, pero no a los niveles de pobreza.

Beccaria et al. (2011), en un trabajo sobre la dinámica de la pobreza en cinco países de América, encuentra que el mercado laboral es uno de los principales factores que influyen sobre los niveles de pobreza de un país. Estos factores están relacionados a la precariedad laboral asociada al trabajo informal, el número de miembros de una familia ocupados, los cambios en el ingreso y la tasa de desempleo. Lang (2012) estudia los vínculos entre la pobreza y el mercado laboral en Estados Unidos. Los resultados muestran que el mercado laboral tiene una fuerte influencia en la tasa de pobreza, existiendo una fuerte relación entre los salarios vigentes y la tasa de pobreza. El autor sostiene que la tasa de pobreza se encuentra estrechamente relacionada con los salarios en percentiles más bajos en la distribución salarial. Por su parte, la tasa de desempleo tiene un efecto modesto sobre los niveles de pobreza.

Existen además trabajos específicos para la realidad económica argentina. Beccaria et al. (2006) focalizan en el efecto que la segmentación en el mercado laboral (formal-informal) ejerce sobre la pobreza. Los autores sostienen que, en caso de que todos los trabajadores informales pasen al mercado formal, la disminución de la incidencia de la pobreza en Argentina sería significativa. Un análisis del impacto de la informalidad sobre la pobreza a nivel de las regiones argentinas se encuentra en Mario y García (2013). El trabajo destaca que la reducción en el salario mensual asociada a la informalidad varía entre las regiones del país: mientras que en el GBA el empleo informal reduce en un 53 % el salario mensual, en la Región Patagónica y del NEA este porcentaje asciende al 71 %. Los autores señalan que un proceso de formalización generaría reducciones en los niveles de pobreza de las regiones del país, pero no sería suficiente para erradicar esta problemática.

Gasparini et al. (2001) encuentran factores del mercado laboral que afectan tanto la distribución del ingreso como la pobreza en Argentina (véase, por ejemplo, pp. 59-60), entre ellos, cambios en la demanda de trabajo que favorecieron a trabajadores con mayor nivel de educación formal, y cambios en el desempleo resultante de una disminución en la tasa de inactividad. Otros antecedentes vinculados a la relación entre el mercado laboral y la pobreza son Simpson (2016) y Sconfienza (2017).

En suma, los resultados empíricos presentados sostienen que existe una relación negativa entre crecimiento económico y pobreza, dado que el incremento del producto se condice con una disminución de la proporción de personas bajo la línea de pobreza. Asimismo, se desprende que una mejora en la distribución del ingreso y de los indicadores del mercado laboral en general también permiten disminuir los niveles de pobreza, e incluso potenciar la influencia del crecimiento. Es por ello que el estudio en profundidad de dichos procesos para las provincias argentinas cobra especial relevancia.

III. HIPÓTESIS Y OBJETIVOS

En el presente trabajo se estudia la relación entre el mercado laboral y los niveles de pobreza en las provincias argentinas en el periodo 1996-2018. Se busca indagar los principales factores que explican los cambios en la tasa de pobreza a nivel subnacional. Dado que el período analizado incluye ciclos tanto de crecimiento económico como de recesiones, se investiga si el crecimiento, a través de mejoras en el mercado laboral, contribuye a explicar la disminución de los niveles de pobreza observados.

Transmitido el propósito general del trabajo, a continuación, se presentan las hipótesis a contrastar:

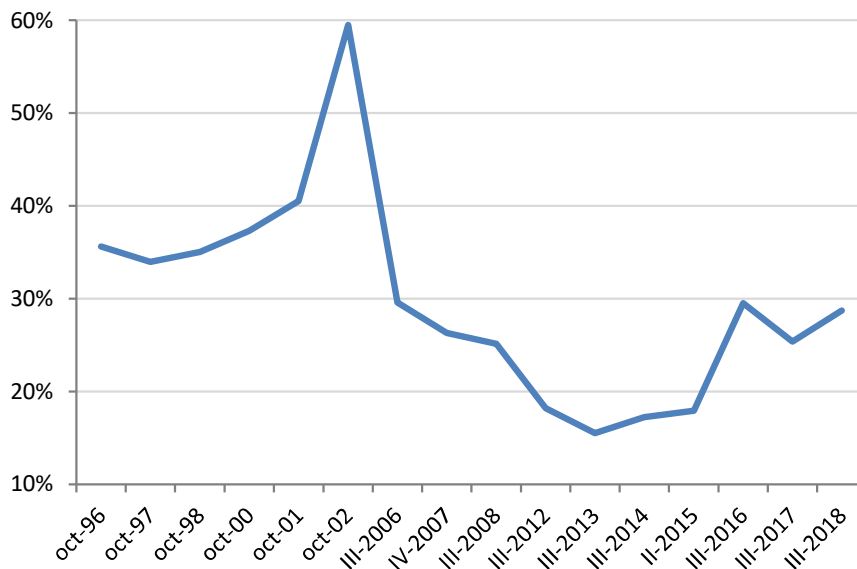
- Aumentos absolutos en el ingreso laboral contribuyen a reducir la tasa de pobreza.
- La desigualdad salarial influye en el nivel de pobreza.
- Una disminución tanto en la tasa de desempleo como en la informalidad laboral reducen la tasa de pobreza.
- Una mayor participación de trabajadores con altos niveles de educación en el empleo total en el mercado laboral favorece la reducción de la pobreza.
- Existen efectos diferenciales de variables tales como la tasa de desempleo, informalidad e ingreso laboral sobre la tasa de pobreza según el nivel de desigualdad de una provincia.

IV. EVOLUCIÓN DE LA POBREZA

Durante los últimos años de la década de los '90, el porcentaje de la población con ingresos por debajo de la línea de pobreza se ubicó en alrededor del 35 %. Posteriormente, con la crisis que sufrió nuestro país a inicios de la década del 2000, la proporción de pobres pasa del 37,3 % en ese año al 59,5 % en 2002, donde alcanza el pico máximo del periodo analizado (1996-2018). A partir de allí, con la recuperación de la economía posterior a la crisis, la incidencia de la pobreza comienza a caer rápidamente, alcanzando en el año 2004 el 33,67 %. Esta reducción sostenida de la pobreza en el país hasta el año 2013 implicó que los niveles de privación monetaria disminuyeran notablemente, alcanzando un nivel del 15,52 % en el 2013.

A partir del año 2014, se observa una tendencia creciente en la tasa de pobreza, llegando en el año 2016 al 29,52 %. Si bien en el año 2017 se tiene una mejora de cuatro puntos en el indicador, para el año 2018 la pobreza vuelve a crecer hasta alcanzar el 28,72 % (Gráfico 1).

Gráfico 1. Evolución de la tasa de pobreza en Argentina 1996-2018
Onda octubre (1996-2002) y tercer trimestre (2003-2018)

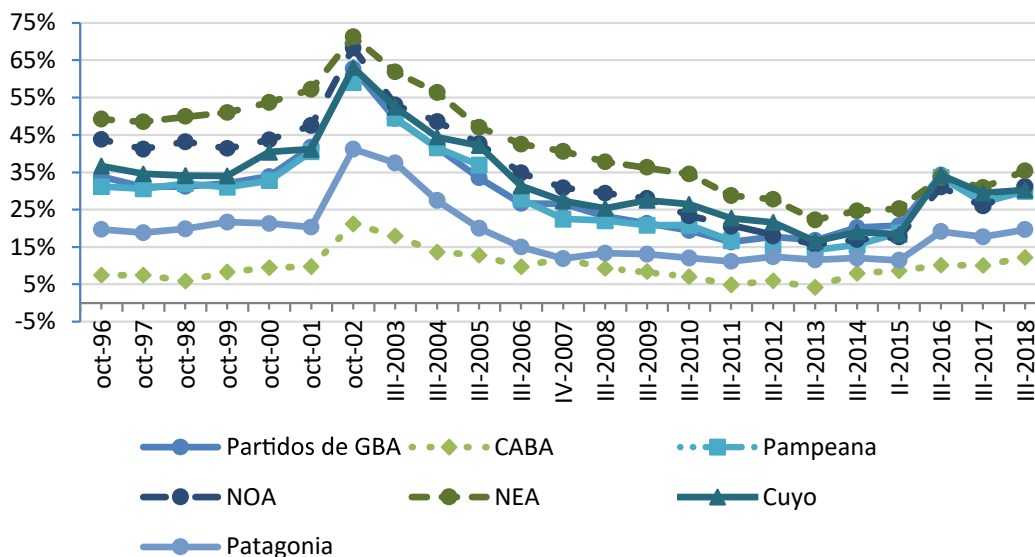


Fuente: Elaboración propia sobre la base de INDEC
Corresponde a la Onda octubre para la EPH puntual y el tercer trimestre para la EPH continua

A nivel provincial, la proporción de personas con ingresos por debajo de la línea de pobreza sigue la misma tendencia en todas las regiones, se incrementa paulatinamente a fines de la década de los '90, alcanza su pico máximo durante la crisis de la Convertibilidad y desciende de manera sostenida hasta el año 2014, evidenciando un crecimiento en los últimos años analizados. También se destaca la marcada heterogeneidad en los niveles de privación monetaria entre las distintas regiones del país .

La región del Noreste –compuesta por las provincias de Chaco, Corrientes, Formosa, y Misiones– es la que presenta la mayor proporción de personas pobres en el país en todo el periodo analizado. En estas provincias, la tasa de pobreza se encuentra muy por encima del promedio nacional. Por su parte, el Noroeste (Catamarca, Jujuy, La Rioja, Salta, Santiago del Estero y Tucumán) y Cuyo (San Juan, Mendoza y San Luis) también evidencian altos niveles de pobreza en relación al total del país, sin embargo, se mantiene en niveles inferiores a los del Noreste (véase Gráfico 2).

Gráfico 2. Evolución de la tasa de pobreza por regiones 1996-2018
Onda octubre (1996-2002) y tercer trimestre (2003-2018)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de INDEC.

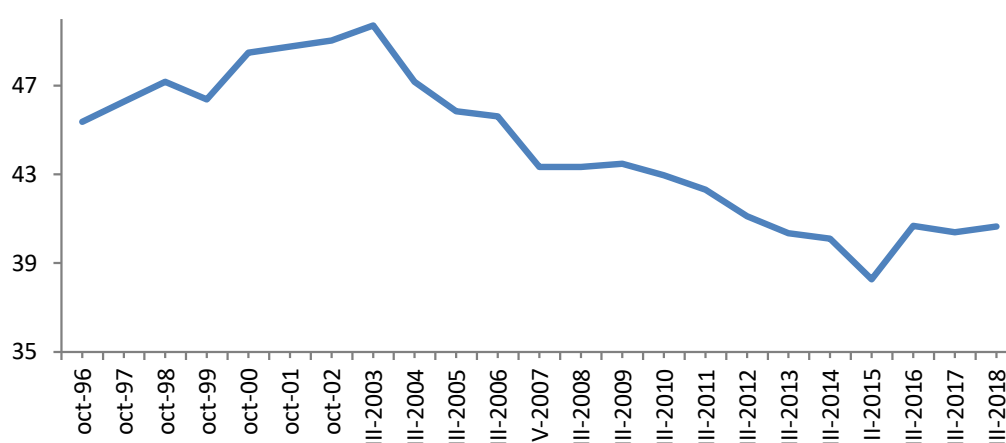
Corresponde a la Onda octubre para la EPH puntual y el tercer trimestre para la EPH continua.

- Para trabajar a nivel regional, se asignaron los aglomerados que pertenecen a cada una de las regiones. Asimismo, los aglomerados CABA y partidos de GBA se presentan por fuera de la región Pampeana.

V. DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO

La desigualdad en el país sigue un comportamiento similar al de la pobreza. Durante los últimos años de la década de los '90, la distribución del ingreso se vuelve más inequitativa: el Coeficiente de Gini aumenta de 45,36 puntos en 1996 a 48,48 puntos en el año 2000. Con la crisis de la Convertibilidad, a inicios de los años 2000, se profundiza esta desigualdad y el Coeficiente de Gini roza los 50 puntos, el valor máximo en todo el periodo bajo estudio. Posteriormente, una vez superada la crisis, comienza a evidenciarse una mejora sostenida en este indicador. Desde el año 2003 y hasta 2015, el Coeficiente de Gini desciende desde 49,72 a 38,27, lo que significa una reducción de 11,45 puntos. En el año 2016, se observa un leve deterioro en la distribución del ingreso (el aumento en el Coeficiente de Gini es de aproximadamente dos puntos respecto de 2015). A partir de allí, se estanca alrededor de los 40 puntos hasta el año 2018.

Gráfico 3. Evolución del Coeficiente de Gini en Argentina 1996-2018
Onda octubre (1996-2002) y tercer trimestre (2003-2018)



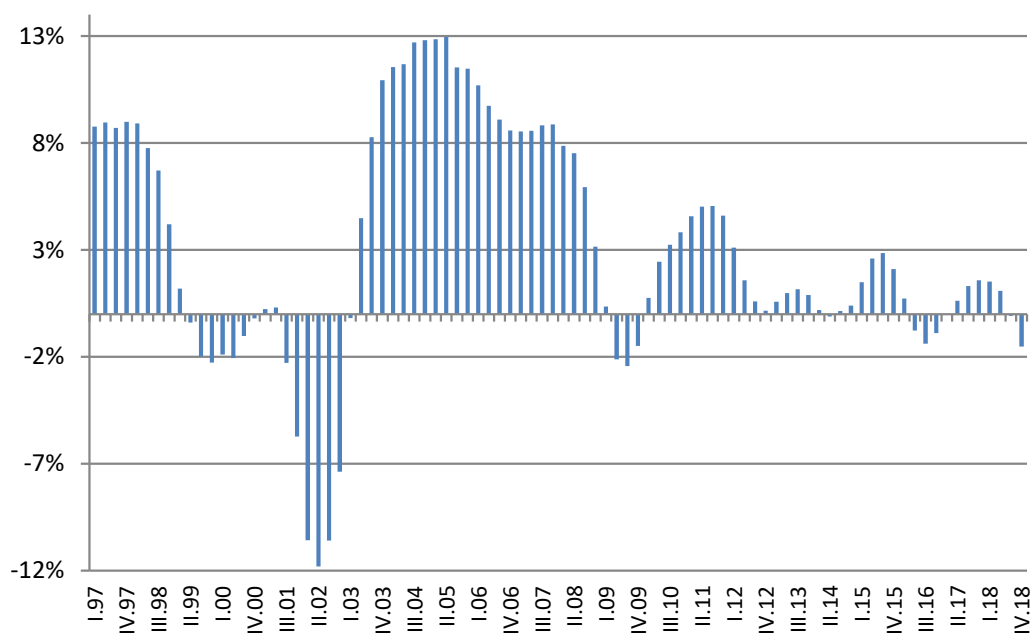
Fuente: Elaboración propia sobre la base de INDEC.
Corresponde a la Onda octubre para la EPH puntual y el tercer trimestre para la EPH continua.

VI. MERCADO LABORAL Y POBREZA EN ARGENTINA

A lo largo de la década de los '90, la tasa de actividad evidenció una clara tendencia alcista, estancándose en la década posterior para luego retomar nuevamente una tendencia alcista. La Población Económicamente Activa (PEA) en el periodo 1996-2018 creció sensiblemente, pasando en el caso total urbano de representar unos 13,1 millones de personas a 18,5 millones de personas. Si se analizan las tasas de variación interanual de la fuerza laboral, se observa que la tendencia al alza de la fuerza laboral solo se vio interrumpida sensiblemente en 2002 y 2014.

Respecto al empleo, se puede observar que, en el periodo analizado, las crisis económicas de los años 2001-2002, 2009-2010, 2013-2014 y 2018 impactaron negativamente en este indicador. Así, si se observa uno de los componentes más importantes del empleo como lo es el empleo registrado, se aprecia la fuerte incidencia que la crisis económica de 2001-2002 tuvo sobre el mismo (llegó a contraerse más del 10 % en términos interanuales) y la fuerte recuperación que le siguió, con tasas de crecimiento también superiores al 10 % interanual (véase Gráfico 4).

Gráfico 4. Tasa de variación interanual del empleo registrado



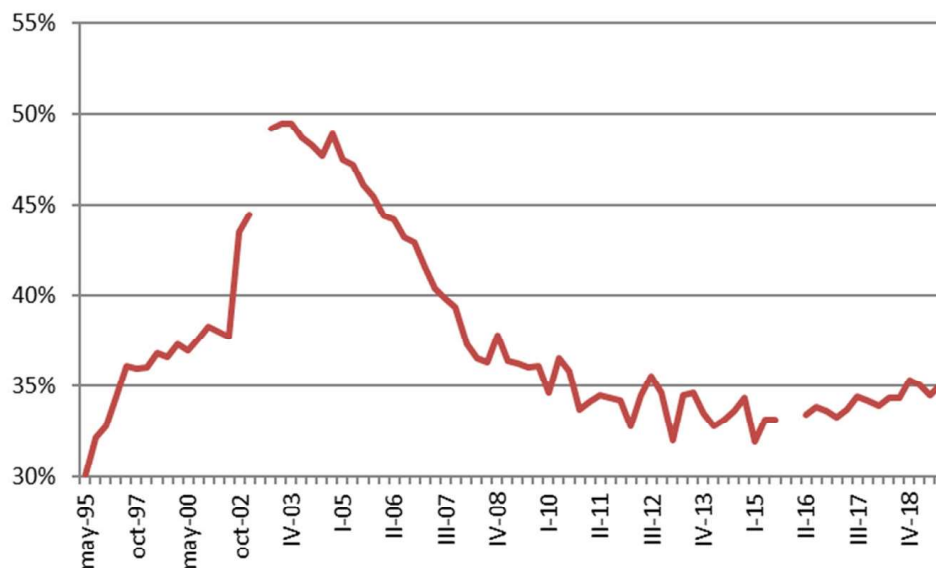
Fuente: Elaboración propia sobre la base de Ministerio de Economía.

La dinámica en el empleo de los sectores económicos es perceptiblemente distinta según el momento del ciclo que se considere. Muy sensibles son los sectores de la Construcción y la Industria. El sector Servicios se vio muy afectado durante la contracción económica del periodo 2001-2002, y durante el periodo 2009-2010, pero en el periodo más reciente (2017-2018) ha sido uno de los sectores que ha impulsado la creación de empleos.

En términos de participación relativa, entre los sectores impulsores del empleo registrado se destaca el de Servicios, que en casi todo el periodo considerado ha aportado un poco más del 40 % de la creación de puestos de trabajo. El Comercio es segundo en importancia en términos de creación de empleo, con el 22 % de la creación de empleo para el promedio de la serie analizada. La Industria, a pesar de ser muy procíclica, participa en un 18 % en promedio en la creación de puestos formales, en tanto que la Construcción promedia el 16 % de participación relativa en la creación de puestos formales.

La tasa de informalidad laboral aumenta en los momentos de crisis económica. El gran aumento de la tasa de informalidad laboral se observó como consecuencia de la crisis económica de 2001-2002 y, a partir de allí, a

Gráfico 5. Evolución de la tasa de informalidad



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Ministerio de Economía.

medida que se retornó a la senda de crecimiento económico, la informalidad laboral disminuyó, estabilizándose en alrededor del 35 %.

Las crisis económicas también tienen su impacto en la tasa de desempleo. En este sentido, en la crisis del año 2002, se observó una fuerte suba en el total de desocupados, llegando al máximo de la serie en mayo de 2002, cuando se encontraron desocupadas unos 3,4 millones de personas. Ninguna otra contracción económica tuvo el fuerte impacto contractivo de la crisis de 2002.

Relación entre variables seleccionadas y la pobreza

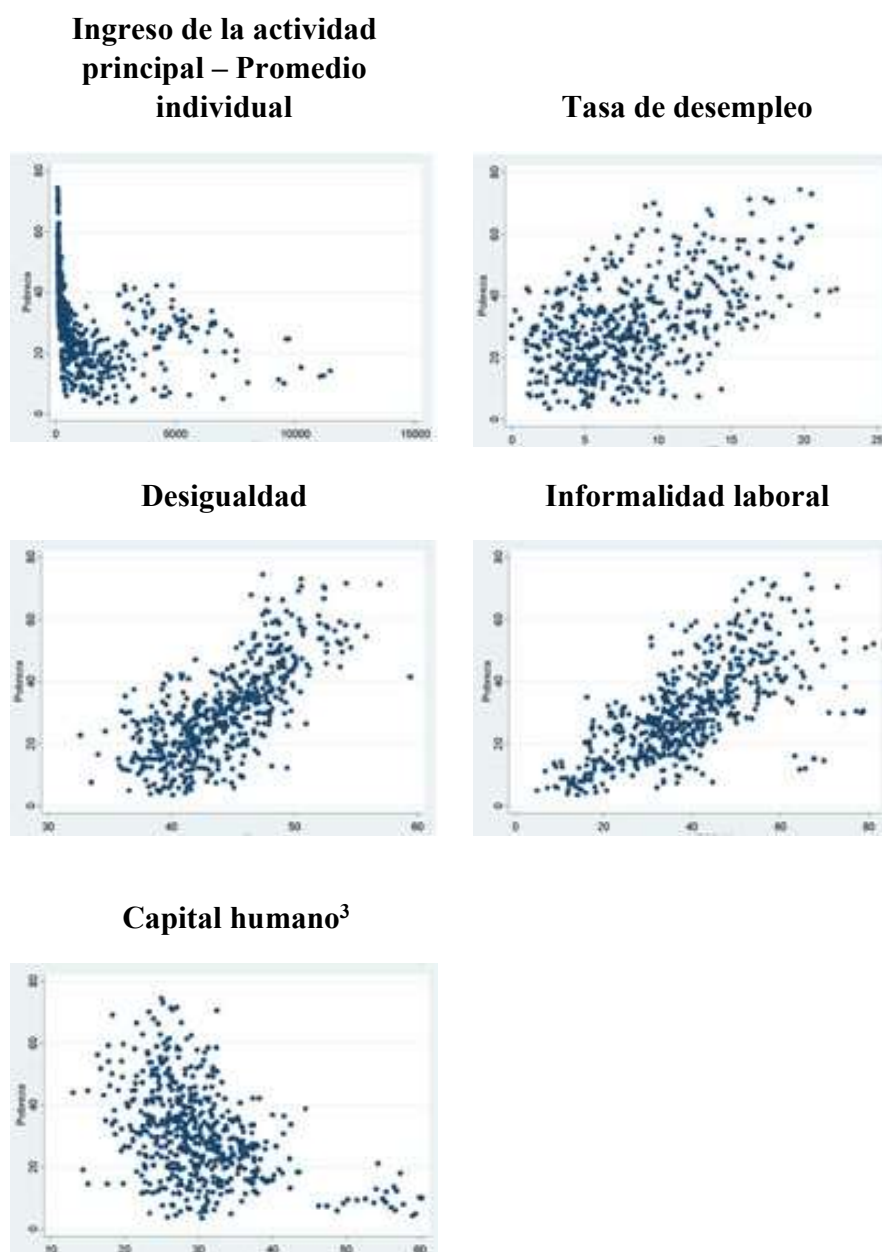
Avanzar sobre la determinación de los factores relevantes focalizando en los mercados de trabajo regionales permitirá comprender mejor los determinantes de la pobreza. A modo descriptivo, en el Gráfico 6 se presenta la relación de la incidencia de la pobreza y algunas variables del mercado laboral (ingreso promedio, tasa de desempleo, nivel de educación de los trabajadores, desigualdad e informalidad) observadas en las provincias argentinas en el período 1996-2018.

Algunas observaciones surgen con claridad respecto a la relación entre las variables seleccionadas y la pobreza: existe una clara correlación positiva entre la pobreza y la tasa de desempleo. Se observa además una correlación negativa entre la participación de trabajadores con alta educación en el mercado laboral y la pobreza.

Con respecto a la distribución del ingreso, se observa una clara relación positiva entre el Coeficiente de Gini y la pobreza: a mayor desigualdad de los ingresos laborales, mayor incidencia de la pobreza. Finalmente, se observa una clara correlación positiva entre la informalidad laboral y la pobreza.

Dadas las hipótesis planteadas en la Sección 3, se espera que mejoras en los indicadores del mercado laboral de las provincias se encuentren asociadas a reducciones en los niveles de pobreza. Concretamente, se define como mejora en un indicador del mercado laboral cuando las variables seleccionadas en esta investigación muestran la siguiente performance:

Gráfico 6. Relación entre variables seleccionadas y pobreza



Fuente: Elaboración propia.

3. Aproximado por la participación relativa de los trabajadores con alto nivel de educación respecto del total de personas ocupadas.

- aumento absoluto en el ingreso laboral a precios constantes,
- disminución de la tasa de desempleo,
- disminución de la desigualdad de los ingresos laborales (menor coeficiente de Gini),
- disminución de la tasa de informalidad,
- aumento de la participación de sectores o ramas de altos ingresos en el empleo total,
- disminución de la participación de sectores o ramas de bajos ingresos en el empleo total,
- aumento en la participación de trabajadores con alta educación en el empleo total,
- disminución en la participación de trabajadores con baja educación en el empleo total,
- disminución de la participación de trabajadores sin remuneración en el empleo total,
- disminución de la participación de trabajadores cuentapropistas en el empleo total,
- aumento de la participación de los asalariados en el empleo total,
- aumento de la participación de los empleadores en el empleo total.

En la Tabla 1, se muestra la variación cualitativa de las variables del mercado laboral y la tasa de pobreza para cada provincia entre los años 1996-2018. Se puede observar que en solo cinco provincias (Chubut, Córdoba, CABA, La Pampa y Santa Cruz) la tasa de pobreza se incrementó en el período bajo análisis. Respecto a los indicadores del mercado laboral, se tiene:

- La tasa de desempleo disminuye en casi todas las provincias, excepto en La Pampa y Santa Cruz.
- Aumenta la participación de los trabajadores con más de 13 años de educación en todas las provincias (esto implica una mejora del mercado laboral).

- La tasa de informalidad disminuye en casi todas las jurisdicciones, con excepción de Chaco.
- La desigualdad de los ingresos laborales disminuye en casi todas las provincias, excepto en CABA, Catamarca y la Pampa.
- La participación de los trabajadores sin remuneración se incrementa en Misiones, Santa Cruz, Santa Fe y Santiago del Estero.
- El ingreso laboral aumenta en todas las provincias, excepto en CABA.
- Respecto a la participación de las ramas o sectores, se observa mucha disparidad entre provincias.
- En La Pampa y CABA, el 50 % y 41 % de los indicadores del mercado laboral analizados muestran un deterioro cualitativo en el período. En estas jurisdicciones, se observa un incremento de la tasa de pobreza. Sin embargo, en las provincias de Formosa y San Luis, que exhiben deterioros en el 41 % de sus indicadores laborales, la tasa de pobreza disminuye. En el resto de las provincias, los indicadores del mercado laboral que empeoran no superan el 33 %.

Tabla 1. Cambios cualitativos en el mercado laboral y la pobreza en Argentina 1996-2018 - Variaciones entre puntas (parte a)

	Tasa de desempleo	Bajo nivel educativo	Medio nivel educativo	Alto nivel educativo	Tasa de Informalidad	Coefficiente de Gini	Participación de Empleador
BUE	-	-	+	+	-	-	-
CAP	-	-	-	+	-	+	-
CAT	-	-	+	+	-	+	-
CHA	-	-	+	+	+	-	-
CHU	-	-	+	+	-	-	-
CBA	-	-	+	+	-	-	-
CTE	-	-	+	+	-	-	+
ERI	-	-	+	+	-	-	+
FOR	-	-	+	+	-	-	-
JUY	-	-	+	+	-	-	+
LPA	+	-	+	+	-	+	+
LRJ	-	-	+	+	-	-	+
MZA	-	-	+	+	-	-	-
MIS	-	-	+	+	-	-	-
NEU	-	-	+	+	-	-	+
STA	-	-	+	+	-	-	-
SJU	-	-	+	+	-	-	-
SLU	-	-	+	+	-	-	-
SCR	+	-	+	+	-	-	-
SFE	-	-	+	+	-	-	+
SGO	-	-	-	+	-	-	+
TDF	-	-	+	+	-	-	-
TUC	-	-	+	+	-	-	-

(-) Refleja un deterioro. (+) Refleja una mejora. Fuente: Elaboración propia

Tabla 1. Cambios cualitativos en el mercado laboral y la pobreza en Argentina 1996-2018 - Variaciones entre puntas (parte b)

	Participación de Cuentapropia	Participación de Empleados	Participación de empleados sin remuneración	Proporción Personas Pobres	Participación de altos ingresos	Participación de bajos ingresos	Participación de ingresos medios	Ingreso laboral
BUE	-	+	-	-	-	+	+	+
CAP	+	+	-	+	+	+	-	-
CAT	+	-	-	-	+	-	-	+
CHA	-	+	-	-	+	+	-	+
CHU	+	+	-	+	-	+	+	+
CBA	-	+	-	+	+	+	-	+
CTE	-	+	-	-	+	-	-	+
ERI	+	-	-	-	-	-	+	+
FOR	+	-	-	-	-	+	-	+
JUY	-	+	-	-	+	-	-	+
LPA	+	-	-	+	-	+	-	+
LRJ	+	-	-	-	-	+	+	+
MZA	-	+	-	-	-	+	+	+
MIS	-	+	+	-	+	-	-	+
NEU	-	+	-	-	-	+	-	+
STA	-	+	+	-	-	+	+	+
SJU	+	+	-	-	-	+	+	+
SLU	+	-	-	-	-	+	+	+
SCR	-	+	+	+	-	-	+	+
SFE	-	+	-	-	-	+	+	+
SGO	-	+	+	-	+	+	-	+
TDF	-	+	-	-	+	-	+	+
TUC	-	+	-	-	+	-	-	+

(-) Refleja un deterioro. (+) Refleja una mejora. Fuente: Elaboración propia

Tabla 2. Descripción de variables

Variable	Definición
Proporción de personas pobres: <i>Pobreza</i>	Tasa de pobreza, calculada como la proporción de individuos cuyos ingresos son inferiores a la línea de pobreza (canasta básica total).
Tasa de informalidad laboral: <i>Informalidad</i>	Proporción de personas ocupadas asalariadas que no tienen descuento jubilatorio ni aportan por sí mismas a algún sistema jubilatorio.
Bajo nivel educativo de los trabajadores: <i>B_ED</i>	Proporción de trabajadores con 8 o menos años de educación.
Nivel educativo medio de los trabajadores: <i>M_ED</i>	Proporción de trabajadores que tienen entre 9 y 13 años de educación.
Alto nivel educativo de los trabajadores: <i>A_ED</i>	Proporción de trabajadores con más de 13 años de educación.
Ingreso laboral: <i>Ingreso</i>	Ingreso promedio de la actividad principal a precios de 2010 (variable P21 en la EPH).
Desigualdad de ingresos: <i>Gini</i>	Coficiente de Gini calculado a partir del ingreso laboral de la actividad principal (variable P21 en la EPH).
Tasa de desempleo: <i>TD</i>	Proporción de la población desempleada respecto a la población económicamente activa.
Participación de ocupados que revisten la categoría de empleador: <i>Empleador</i>	Proporción de ocupados clasificados como empleadores o jefe (variable <i>cat_ocup</i> =1 en la EPH continua o <i>P17</i> =1 en EPH puntual).
Participación de ocupados cuentapropistas: <i>Cuenta_propia</i>	Proporción de ocupados clasificados como cuenta-propistas (variable <i>cat_ocup</i> =2 en la EPH continua o <i>P17</i> =2 en EPH puntual).
Participación de ocupados que revisten la categoría de empleado: <i>Empleado</i>	Proporción de ocupados clasificados como empleados (variable <i>cat_ocup</i> =3 en la EPH continua o <i>P17</i> =3 en EPH puntual).
Participación de ocupados sin remuneración: <i>Sin_remuneración</i>	Proporción de ocupados sin remuneración (variable <i>cat_ocup</i> =4 en la EPH continua o <i>P17</i> =4 en EPH puntual).
Participación de rama de actividad de altos ingresos: <i>A_rama</i>	Participación de las tres ramas con mayores ingresos laborales en el período de referencia.
Participación de rama de actividad de ingresos medios: <i>M_rama</i>	Participación de las tres ramas con ingresos laborales medios en el período de referencia.
Participación de rama de actividad de bajos ingresos: <i>B_rama</i>	Participación de las tres ramas con menores ingresos laborales en el período de referencia.

5. Para clasificar a un individuo como pobre, en primer término, se identificaron los hogares cuyo nivel de ingreso total familiar es inferior al valor de la canasta básica total. Una vez determinados los hogares pobres, se computó a la totalidad de sus miembros como individuos pobres.

6. Las ramas se clasificaron siguiendo a Creces et. al (2017). Para más detalle, véase Anexo A1.

VII.1. EL MODELO GENERAL

Para cuantificar la influencia de diferentes variables del mercado laboral sobre la tasa de pobreza, se procedió, en una primera instancia, a estimar la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned} Pobreza_{it} = & \alpha + \gamma_1 ingreso_{it} + \gamma_2 TD_{it} + \gamma_3 Gini_{it} \\ & + \gamma_4 informalidad_{it} + \gamma_5 M_ED_{it} + \gamma_6 A_ED_{it} \\ & + \gamma_7 Empleador_{it} + \gamma_8 Empleado_{it} + \gamma_9 M_rama_{it} \\ & + \gamma_{10} A_rama_{it} + \gamma_{11} y^* + \mu_i + \varepsilon_{it}. \end{aligned}$$

En la ecuación a estimar, se incluye el término μ_i para considerar la heterogeneidad no observada de cada provincia –típicamente se la puede tratar como efecto fijo o efecto aleatorio–. Según el Test de Hausman, el mejor estimador es el modelo de efectos fijos, ya que los μ_i no son independientes de los ε_{it} , por lo que la estimación por efectos aleatorios sería sesgada. El test de Hausman arroja un $\chi^2(19) = 64.52$, lo que implica al nivel de significatividad de 0,001 que se rechaza la hipótesis nula, por lo que el empleo de efectos fijos es adecuado. El test de Pesaran de correlación contemporánea indica la presencia de dependencia *cross-sectional* ($\alpha = 0.001$) y, mediante el test de Wald modificado para *groupwise heteroskedasticity*, $\chi^2(24) = 21.65$ (Prob > chi2 = 0.5999), no se rechaza la hipótesis nula de homoscedasticidad. Se estiman errores estándar *Driscoll and Kraay* (cfr. Hoechle: 2007), que permiten controlar por heteroscedasticidad, autocorrelación y *cross sectional dependence*.

En la Tabla 3, se incluyen los estimadores de efectos fijos con errores robustos (FE VCE), efectos aleatorios con errores robustos (RE VCE), máxima verosimilitud (MLE), estimadores *between* (BE), promedio poblacional con errores robustos (PA VCE) y efectos fijos con errores estándar *Driscoll - Kraay* (DISCROLL). Finalmente, para controlar por posible endogeneidad de la variable ingresos, se realizaron estimaciones por el método de momentos generalizados (GMM). En términos generales, se observa consistencia y relativa estabilidad en los resultados, independientemente del modelo empleado.

Los resultados obtenidos denotan que, como se esperaba, un aumento en el ingreso laboral tiende a disminuir la tasa de pobreza. Este efecto

es más fuerte en el modelo GMM, que considera la posible endogeneidad de la variable. También, se puede observar que un aumento de la tasa de desempleo aumenta la tasa de pobreza. Este efecto es considerablemente más fuerte cuando se considera el modelo GMM. Una peor distribución del ingreso laboral (mayor valor del Coeficiente de Gini) empeora la situación de pobreza. Esto puede deberse a que la tendencia a la polarización se efectúe con cierta pérdida de los ingresos de los trabajadores en la parte inferior de la distribución del ingreso.

En línea con la teoría del capital humano, cuanto mayor es la participación de trabajadores con alta educación en el mercado laboral, la pobreza tiende a disminuir (siempre que la variable es significativa, tiene el signo esperado; véase Modelos 2, 3 y 5). Por su parte, la mayor participación de empleadores en el mercado laboral, que se considera una mejora en el mismo, tiende a reducir la tasa de pobreza (salvo en la estimación GMM, en la cual el coeficiente es positivo y no significativo estadísticamente).

A pesar de que una de las hipótesis del trabajo establece que se podría esperar cierto impacto de la informalidad laboral en la pobreza, principalmente debido a que los informales se encuentran precarizados en el mercado laboral —esto es, con menores ingresos esperados—, no se encontró evidencia del efecto de la informalidad sobre la pobreza. Sobre este punto se volverá en las estimaciones con umbrales.

En relación a las ramas de actividad, los resultados no son concluyentes. Sin embargo, se insinúa que, contrariamente a lo esperado, cuanto mayor es la participación de las ramas de actividad con altos o medios ingresos (lo que se considera una mejora en el mercado laboral), la pobreza tiende a ser mayor.

En la Tabla A.3 del Anexo, se presentan los resultados de estimaciones similares a las presentadas, pero con las variables en logaritmos. De allí se desprende, entre otras cosas, que la elasticidad ingreso de la pobreza se encuentra próxima a -1.17 (-1.3 si se la estima por GMM) coincidente con la evidencia empírica a nivel nacional e internacional. Asimismo, la elasticidad desigualdad se ubica en torno a 1.37 (1.7 si se la estima por GMM).

Tabla 3. Estimaciones mercado laboral y pobreza

	(1)	(2)	(3)	(4)
Variabes	FE VCE	RE VCE	MLE	BE
<i>Ingreso</i>	-0.023*** (0.006)	-0.027*** (0.004)	-0.026*** (0.002)	-0.019*** (0.005)
<i>TD</i>	0.684*** (0.136)	0.580*** (0.142)	0.618*** (0.093)	-0,358 (0.344)
<i>Gini</i>	1.225*** (0.138)	1.233*** (0.146)	1.231*** (0.096)	1.189* (0.648)
<i>Informal</i>	-0,052 (0.066)	-0,043 (0.075)	-0,049 (0.031)	0,015 (0.167)
<i>M_ED</i>	-0,048 (0.149)	-0,013 (0.146)	-0,025 (0.095)	0,277 (0.297)
<i>A_ED</i>	-0,201 (0.124)	-0.178* (0.107)	-0.189*** (0.072)	-0,075 (0.18)
<i>Empleador</i>	-0,535 (0.417)	-0,63 (0.438)	-0.594*** (0.22)	-2,399 (2.057)
<i>Empleado</i>	0.286** (0.135)	0,198 (0.145)	0.234** (0.097)	-0,593 (0.38)
<i>M_rama</i>	0.546*** (0.15)	0.198** (-0.079)	0.261*** (0.083)	0,009 (0.096)
<i>A_rama</i>	0,268 (0.187)	0.199** (0.083)	0.202*** (0.072)	0,065 (0.124)
<i>D_Years</i>	Si	Si	Si	NO
Constante	-54.23*** (17.33)	-29.77*** (11.48)	-34.98*** (10.75)	36,19 (43.76)
Obs.	542	542	542	542
R ²	0.814			0.956
Rho	0.559	0.184	0.303	
sigma	7.873	5.791		
sigma_e	5.23	5.230	5.192	
F	119.2			28.54
AR1 (Pr>z)				
AR2 (Pr>z)				
Hansen (Pr>chi2)				

Nota: ***, ** y * representan significancia estadística al 1, 5 y 10% respectivamente. En las estimaciones realizadas a través de GMM se utilizaron como variables instrumentales a los retardos de las variables explicativas (ecuación en niveles) y los rezagos de las variables explicativas en diferencias (ecuación en primeras diferencias). Para las estimaciones se utilizaron los comandos XTREG y XTABOND2 del software Stata. De los test de Arellano-Bond y Hansen no se advierten problemas de autocorrelación de los errores ni sobreidentificación en el uso de instrumentos.

Tabla 3. Estimaciones mercado laboral y pobreza (continuación)

	(5)	(6)	(7)
Variabes	PA VCE	DISCROLL	GMM
<i>Ingreso</i>	-0.026*** (0.004)	-0.023*** (0.005)	-0.048*** (0.009)
<i>TD</i>	0.621*** (0.142)	0.684*** (0.13)	1.564*** (0.287)
<i>Gini</i>	1.230*** (0.138)	1.225*** (0.117)	1.3** (0.552)
<i>Informal</i>	-0,049 (0.072)	-0,052 (0.037)	-0,188 (0.132)
<i>M_ED</i>	-0,026 (0.143)	-0,048 (0.138)	0,007 (0.379)
<i>A_ED</i>	-0.190* (0.112)	-0,201 (0.138)	0,089 (0.205)
<i>Empleador</i>	-0,591 (0.425)	-0.535*** (0.145)	2,583 (1.877)
<i>Empleado</i>	0.237* (0.139)	0.286*** (0.101)	1.085* (0.552)
<i>M_rama</i>	0.268*** (0.086)	0.546* (0.315)	0,037 (0.167)
<i>A_rama</i>	0.202** (0.098)	0,268 (0.277)	0.565*** (0.164)
<i>D_Years</i>	Si	Si	Si
Constante	-35.53*** (11.8)	-54.23* (31.1)	-113.9** (47.27)
Obs.	542	542	483
R ²			
Rho			
sigma			
sigma_e			
F		9947	49.15
AR1 (Pr>z)			0.001
AR2 (Pr>z)			0.496
Hansen (Pr>chi2)			0.889

Nota: ***, ** y * representan significancia estadística al 1, 5 y 10% respectivamente. En las estimaciones realizadas a través de GMM se utilizaron como variables instrumentales a los retardos de las variables explicativas (ecuación en niveles) y los rezagos de las variables explicativas en diferencias (ecuación en primeras diferencias). Para las estimaciones se utilizaron los comandos XTREG y XTABOND2 del software Stata. De los test de Arellano-Bond y Hansen no se advierten problemas de autocorrelación de los errores ni sobreidentificación en el uso de instrumentos.

Anteriormente, se observó que la mejora de algunos indicadores del mercado laboral como, por ejemplo, un aumento del ingreso laboral de la actividad principal, una disminución de la tasa de desempleo o una reducción de la desigualdad del ingreso laboral, tienden a reducir la tasa de pobreza. Sin embargo, existen otros indicadores del mercado laboral como, por ejemplo, la tasa de informalidad, donde los resultados no son concluyentes. Puede suceder que la tasa de informalidad se relacione de manera positiva o negativa con la pobreza dependiendo de la progresividad de la distribución del ingreso (esto es, que existan efectos no lineales). Si esto fuese así, la tasa de informalidad podría resultar no significativa en las estimaciones del presente acápite que no consideran esta posibilidad, ya que, de existir cambios de signo, el promedio estimado no los captaría. Esto es lo que se tratará a continuación.

VII.2. ANÁLISIS DE UMBRALES

Con el propósito de profundizar el análisis de los efectos del mercado laboral sobre los niveles de pobreza, se procedió a indagar posibles efectos no lineales del mercado laboral sobre la tasa de pobreza de una provincia. Para captar estos efectos no lineales o umbrales, se siguió la metodología propuesta por Hansen (1999: 345-368) para estimar un modelo de datos de panel con umbrales, no dinámico y de efectos fijos (*Threshold model*). La especificación del modelo es la siguiente:

$$Y_{i,t} = \alpha + X_{i,t} (q_{i,t} < \gamma) \beta_1 + X_{i,t} (q_{i,t} \geq \gamma) \beta_2 + \mu_i + \varepsilon_{i,t},$$

siendo $Y_{i,t}$ la variable dependiente que, en nuestro caso, hace referencia a la tasa de pobreza de una provincia i en el año t , α es un término constante, $X_{i,t}$ es un vector de variables explicativas (entre ellas, la tasa de informalidad, desempleo, desigualdad, etc.). Por su parte, $q_{i,t}$ es la variable utilizada como umbral, mientras que γ es el parámetro umbral que separa el efecto de una variable explicativa X sobre la tasa de pobreza. Finalmente, μ_i es el efecto individual propio de una provincia y $\varepsilon_{i,t}$ hace referencia al error aleatorio. La ecuación muestra el efecto diferencial de una variable X sobre la tasa de pobreza (β_1 o β_2) según el valor de la variable *threshold* $q_{i,t}$ sea menor o mayor al parámetro γ .

El modelo de umbrales abre la posibilidad a la existencia de más de un umbral, lo que implica que pueden existir diversos regímenes (más de

dos coeficientes β) en una misma ecuación. La identificación del número de umbrales se realiza empleando las pruebas de contraste con el estadístico F.

Las estimaciones realizadas en este trabajo consideran la posibilidad de existencia de efectos no lineales de la informalidad laboral, del ingreso laboral y de la tasa de desempleo sobre la pobreza, dependiendo del *thresholds* para el Coeficiente de Gini. En las Tablas 4.C, 5.C y 6.C se presentan, respectivamente, los resultados de las estimaciones.

En primer lugar, se procedió a considerar efectos no lineales de la informalidad laboral sobre la tasa de pobreza según el grado de desigualdad que presente la provincia.

Los resultados sugieren la existencia de dos umbrales para el Coeficiente de Gini (véase Tablas 4.A y 4.B)⁷ y, por lo tanto, se tiene que el efecto de la tasa de informalidad sobre los niveles de pobreza de una provincia depende de cuán desigual es la distribución del ingreso. Según el valor del Coeficiente de Gini de una provincia se encuentre por encima o por debajo de 46,36, la tasa de informalidad tendrá un efecto diferencial sobre la pobreza. Asimismo, cuando el valor del Coeficiente de Gini oscila entre 46.36 y 50.13, habrá efectos disímiles a la situación que se produce cuando una provincia supera un valor de 50.13 del indicador de desigualdad.

**Tabla 4.A. Efectos no lineales de la informalidad laboral:
Test para umbrales - Coeficiente de Gini**

	Test para 1 umbral	Test para 2 umbrales
F	48.02	23.56
Prob.	0.000	0.003

**Tabla 4.B. Efectos no lineales de la informalidad laboral:
Umbrales estimados - Coeficiente de Gini**

Umbral	Valor estimado	Intervalo de confianza al 95 %	
1	46.36	46.15	46.40
2	50.13	49.73	50.35

7. Igual número de umbrales se identificaron para los casos de la informalidad laboral y el nivel de ingresos. Los resultados en base a un umbral se reportan solo a modo informativo.

Respecto a los coeficientes estimados de las otras variables, se confirman algunos resultados obtenidos en las estimaciones de datos de panel sin considerar la posibilidad de umbrales. Por ejemplo, de la Tabla 4.C se desprende que una mejora en el ingreso laboral (Ingreso) tiende a reducir la tasa de pobreza de una provincia. De manera similar, una reducción en la tasa de desempleo (TD) o una mejora en la distribución del ingreso (Gini) –lo que se considera una mejora en las condiciones del mercado laboral– tienden a reducir la tasa de pobreza.

Un resultado llamativo está relacionado a la rama o sector de empleo. A priori, se esperaría que una mayor participación de las ramas consideradas de mayores ingresos tendería a reducir la pobreza (se espera que el coeficiente estimado sea negativo); sin embargo, los resultados obtenidos muestran que cuanto más elevada sea la participación de las ramas de mayores ingresos (lo que se considera una mejora en el mercado laboral), la tasa de pobreza tiende a aumentar, lo que contrapone la hipótesis inicial. Algo similar ocurre con las ramas de ingresos medios.

Adicionalmente, los resultados también señalan que un aumento en la participación de los empleadores en el mercado laboral (Empleador) tiende a reducir la tasa de pobreza, ocurriendo lo opuesto con la participación de los asalariados o empleados (Empleado) –recordar que se toma como base a los trabajadores cuentapropistas y a los trabajadores sin remuneración–. En relación a la incidencia del capital humano, se tiene que, cuanto mayor sea la participación en el mercado laboral de trabajadores con más de 13 años de educación (variable A_ED), la tasa de pobreza de esa provincia tiende a reducirse (el coeficiente estimado es -0.323 y significativo). Estos resultados confirman lo encontrado en las estimaciones con datos de panel sin la presencia de umbrales.

Finalmente, de la Tabla 4.C se desprende que la tasa de informalidad tiene un efecto sobre la pobreza cuando la desigualdad es baja. Aquí, el coeficiente estimado es negativo (-0.138) cuando el Coeficiente de Gini asume valores menores a 46.36. Este resultado implica que, en aquellas provincias con baja desigualdad, un incremento en la tasa de informalidad puede contribuir a reducir la tasa de pobreza de la misma.⁸ La informalidad,

8. Cuando el Coeficiente de Gini asume valores entre 46.36 y 50.13, el coeficiente estimado para la informalidad laboral es negativo, pero no es significativo (-0.019).

**Tabla 4.C. Estimación considerando efectos no lineales
de la informalidad laboral - Coeficiente de Gini como umbral**

Variable dependiente: Pobreza	1 umbral	2 umbrales
<i>M_ED</i>	-0.089 (0.87)	-0.125 (1.26)
<i>A_ED</i>	-0.311** (3.46)	-0.323** (3.66)
<i>Ingreso</i>	-0.025** (11.28)	-0.025** (11.86)
<i>Gini</i>	0.829** (7.31)	0.586** (4.8)
<i>TD</i>	0.564** (5.52)	0.546** (5.47)
<i>A_rama</i>	0.323** (2.96)	0.321** (3.01)
<i>M_rama</i>	0.534** (5.27)	0.503** (5.07)
<i>Empleador</i>	-0.496* (2.24)	-0.452* (2.09)
<i>Empleado</i>	0.275** (2.66)	0.287** (2.83)
<i>Informal (Gini ≤ 46.36)[1]</i>	-0.135** (3.91)	-0.138** (4.08)
<i>Informal (46.36 > Gini ≤ 50.13)</i>	-0.018 (80.55)	-0.019 (0.58)
<i>Informal (Gini > 50.13)</i>		0.071 (1.87)
<i>D_Year</i>	Si	Si
Constante	-28.202* (2.22)	-14.64 (1.15)
R ²	0,84	0,85
N	506	506

Nota: ***, ** y * representan significancia estadística al 1, 5 y 10% respectivamente.

al ser una desregulación en los hechos de un mercado laboral poco flexible, puede contribuir a reducir la pobreza. En otros términos, en la medida en que la estructura productiva recepte operar en la informalidad (tanto agentes contratados como contratantes), esto es, autodesregulándose en los hechos, el mercado laboral generará más empleo y, *ceteris paribus*, habrá menor pobreza.⁹ Cuando el Coeficiente de Gini es mayor a 50.13, el coeficiente estimado para la informalidad laboral es positivo (0.071), como podría esperarse a priori, aunque no resulta estadísticamente significativo.

De forma similar al análisis efectuado recientemente, se procedió a contrastar efectos no lineales del ingreso laboral sobre la tasa de pobreza según el grado de desigualdad que presente una provincia. Aquí, los valores del Coeficiente de Gini encontrados como umbrales son 41.77 y 53.55 (Tabla 5.B).

Los coeficientes estimados (Tabla 5.C) están en línea con los presentados previamente. Así, una mayor participación de los trabajadores con más años de estudios tiende a reducir la tasa de pobreza. Situación similar se presenta cuando aumenta la participación de empleadores. Asimismo, existe una relación directa entre la tasa de desempleo o el Coeficiente de Gini y la pobreza.

**Tabla 5.A. Efectos no lineales del ingreso laboral
Test para umbrales - Coeficiente de Gini**

	Test para 1 umbral	Test para 2 umbrales
F	71.5	18.18
Prob.	0.000	0.047

**Tabla 5.B. Efectos no lineales del ingreso laboral
Umbrales estimados - Coeficiente de Gini**

Umbral	Valor estimado	Intervalo de confianza al 95 %	
1	41.77	41.62	41.77
2	53.55	52.83	53.69

9. Se agradecen los valiosos comentarios del Dr. Alberto José Figueras en la interpretación de los resultados obtenidos.

**Tabla 5.C Estimaciones considerando efectos no lineales del ingreso laboral
Coeficiente de Gini como umbral**

Variable dependiente: Pobreza	1 umbral	2 umbrales
<i>M_ED</i>	-0,082 (0.82)	-0,028 (0.28)
<i>A_ED</i>	-0.287** (3.25)	-0.258** (2.95)
<i>Informal</i>	-0,037 (1.14)	-0,052 (1.62)
<i>TD</i>	0.532** (5.32)	0.553** (5.60)
<i>A_rama</i>	0.299** (2.81)	0.328** (3.12)
<i>M_rama</i>	0.508** (5.12)	0.492** (5.02)
<i>Empleador</i>	-0.431* (1.98)	-0.447* (2.09)
<i>Empleado</i>	0.252* (2.49)	0.223* (2.23)
<i>Gini</i>	1.469** (14.61)	1.647** (15.17)
<i>Ingreso (Gini ≤ 41.77)</i>	-0.024** (11.39)	-0.024** (11.45)
<i>Ingreso (41.77 > Gini ≤ 53.55)</i>	-0.031** (13.22)	-0.032** (13.58)
<i>Ingreso (Gini > 53.55)</i>		-0.049** (9.71)
<i>D_Year</i>	Si	Si
Constante	-53.539** (4.45)	-61.759** (5.14)
R ²	0.85	0.85
N	506	506

Nota: ***, ** y * representan significancia estadística al 1, 5 y 10% respectivamente.

Nuevamente, se tiene que cuanto mayor es la participación de las ramas de altos (ahora también medios) ingresos, la pobreza tiende a aumentar. El coeficiente asociado a la tasa de informalidad es no significativo.

Finalmente, se puede observar que existe un efecto diferencial del ingreso de la actividad principal sobre los niveles de pobreza que depende del grado de desigualdad. Los coeficientes estimados (-0.024; -0.032 y -0.049) son todos significativos estadísticamente y se incrementan, en valor absoluto, cuando los niveles de desigualdad crecen en una provincia.

**Tabla 6.A. Efecto no lineal de la tasa de desempleo
Test para umbrales – Coeficiente de Gini**

	Test para 1 umbral	Test para 2 umbrales
F	55.38	20.46
Prob.	0.000	0.020

**Tabla 6.B. Efecto no lineal de la tasa de desempleo
Umbrales estimados – Coeficiente de Gini**

Umbral	Valor estimado	Intervalo de confianza al 95 %	
1	46.39	46.11	46.48
2	50.09	49.71	50.35

De la Tabla 6.C se observa que el efecto del desempleo sobre la pobreza es mayor cuando la distribución del ingreso es más desigual. Los coeficientes estimados tienen el signo esperado (positivo) y son significativos para niveles del Coeficiente de Gini superiores a 46.39. Respecto a las demás variables, se confirma que una mayor participación en el mercado laboral de personas con niveles de educación alta contribuye a reducir los niveles de pobreza. Lo mismo sucede para un mayor ingreso laboral y una mayor participación de empleadores en el mercado laboral. El coeficiente estimado para la tasa de informalidad tiene signo negativo, aun cuando ya se mostró que el mismo depende de los umbrales del Coeficiente de Gini.

Tabla 6.C. Estimaciones considerando efectos no lineales de la tasa de desempleo - Coeficiente de Gini como umbral

Variable dependiente: Pobreza	1 umbral	2 umbrales
<i>M_ED</i>	-0,164 (1.61)	-0.209* (2.08)
<i>A_ED</i>	-0.352** (3.94)	-0.367** (4.17)
<i>Ingreso</i>	-0.023** (10.65)	-0.023** (11.07)
<i>Gini</i>	0.883** (8.21)	0.689** (5.98)
<i>Informal</i>	-0.078* (2.39)	-0.067* (2.08)
<i>A_rama</i>	0.338** (3.12)	0.326** (3.06)
<i>M_rama</i>	0.562** (5.6)	0.532** (5.39)
<i>Empleador</i>	-0.478* (2.17)	-0.449* (2.08)
<i>Empleado</i>	0.285** (2.77)	0.283** (2.81)
<i>TD(Gini ≤ 46.3)</i>	0.270* (2.35)	0,206 (1.81)
<i>TD(46.39 > Gini ≤ 50.09)</i>	0.794** (7.85)	0.723** (7.19)
<i>TD(Gini > 50.09)</i>		1.046** (9.04)
<i>D_Year</i>	Si	Si
Constante	-29.687* (2.37)	-16.828 (1.33)
R ²	0.84	0.85
N	506	506

Nota: ***, ** y * representan significancia estadística al 1, 5 y 10% respectivamente.

En resumen, el método de umbrales nos permite ampliar la discusión acerca de los efectos no lineales del mercado laboral sobre los niveles de pobreza. De esta manera, cuando se incluye la posibilidad de efectos no lineales de variables como la informalidad, el nivel de ingreso y la tasa de desempleo sobre la pobreza, se tiene que estas no linealidades existen dependiendo del grado de desigualdad de una provincia. Así, por ejemplo, se tienen provincias como Chaco, Misiones, Formosa, Jujuy, Santa Fe, Santiago del Estero y Tucumán, donde se observaron niveles del Coeficiente de Gini superiores a 50,13 en varios años del período analizado (aproximadamente en un 25 % de la muestra), donde el efecto de la tasa de desempleo sobre la pobreza es mayor respecto de otras jurisdicciones. Por otro lado, se tiene que en provincias como Catamarca, Chaco, Misiones, Santa Fe y Tucumán, la mediana del Coeficiente de Gini se ubica por encima del umbral de 46, lo que implica que, para estas jurisdicciones, el efecto de la tasa de informalidad, la tasa de desempleo e incluso el nivel de ingreso de la actividad principal podría ser diferente respecto al resto de las provincias. Esto constituye un resultado muy importante al momento de diseñar políticas públicas que busquen reducir los niveles de pobreza en una región o provincia.

VIII. RESUMEN Y CONCLUSIONES

En este trabajo, se analiza la influencia de variables del mercado laboral como determinantes de la tasa de pobreza. Los resultados denotan que un aumento del ingreso laboral de la actividad principal, una disminución de la tasa de desempleo o una reducción de la desigualdad del ingreso laboral, que se consideran mejoras en el mercado laboral, tienden a reducir la tasa de pobreza. Esto último puede deberse a que la tendencia a la polarización se efectúe con cierta pérdida de los ingresos de los trabajadores en la parte inferior de la distribución del ingreso. Además, consistente con la teoría del capital humano, se observa que cuanto mayor es la participación de trabajadores con alta educación en el mercado laboral, la pobreza tiende a disminuir.

La mayor participación de empleadores en el mercado laboral, que se considera una mejora en el mismo, tiende a reducir la tasa de pobreza. Sin embargo, existen otros indicadores del mercado laboral como, por ejemplo, la tasa de informalidad o las ramas de actividad, donde los resultados no son concluyentes.

También se pudo observar que la elasticidad ingreso de la pobreza está próxima a -1.17 coincidente con la evidencia empírica a nivel nacional e internacional, mientras que la elasticidad desigualdad se ubica en torno a 1.37 . Dichos indicadores ascienden a -1.3 y 1.7 , respectivamente, si se estiman mediante GMM.

Se realizan estimaciones que consideran la posibilidad de existencia de efectos no lineales en la informalidad laboral, en el ingreso laboral y en la tasa de desempleo sobre la pobreza, dependiendo de *thresholds* para el Coeficiente de Gini.

Cuando se toman en cuenta efectos no lineales de la informalidad laboral sobre la tasa de pobreza según el grado de desigualdad que presente la provincia, los resultados sugieren la existencia de dos umbrales para el Coeficiente de Gini, por lo tanto, el efecto de la tasa de informalidad sobre los niveles de pobreza depende de cuán desigual es la distribución del ingreso en una provincia.

Se confirman algunos resultados obtenidos en las estimaciones de datos de panel sin considerar la posibilidad de umbrales. Por ejemplo, que una mejora en el ingreso laboral tiende a reducir la pobreza de una provincia. De manera similar, una mejora en las condiciones del mercado laboral disminuye la pobreza. En relación a la influencia del capital humano, se tiene que cuanto mayor sea la participación en el mercado laboral de trabajadores con más de 13 años de educación, la tasa de pobreza de esa provincia tiende a reducirse. Adicionalmente, un aumento en la participación de los empleadores en el mercado laboral tiende a reducir la tasa de pobreza. Un resultado llamativo está relacionado con la rama o sector de empleo. A priori, se esperaría que una mayor participación de las ramas consideradas de mayores ingresos reduciría la pobreza. Sin embargo, los resultados obtenidos muestran que cuanto más elevada sea la participación de las ramas de mayores ingresos (una mejora en el mercado laboral), la incidencia de la pobreza tiende a aumentar. Algo similar ocurre con las ramas de ingresos medios.

Finalmente, se encuentran efectos no lineales del ingreso laboral y del desempleo según el nivel de desigualdad en cada jurisdicción: cuanto mayor es el Coeficiente de Gini, los efectos diferenciales del ingreso y del desempleo sobre la tasa de pobreza son mayores.

En resumen, cuando se incluye la posibilidad de efectos no lineales de variables como la informalidad, el nivel de ingreso y la tasa de desempleo sobre la pobreza, se tiene que estas no linealidades existen dependiendo del grado de desigualdad de una provincia. Esto constituye un resultado muy importante al momento del diseño de políticas públicas que busquen reducir los niveles de pobreza en una región o provincia.

VIII. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Adams, R. H. Jr. (2004). Economic Growth, Inequality and Poverty: Estimating the Growth Elasticity of Poverty. *World Development*, 32(12), 1989-2014. doi: 10.1016/j.worlddev.2004.08.006.
- Beker, V. A. (2016). Growth, Inequality and Poverty: What Do We Know?. Departamento de Economía - Universidad de Belgrano, Universidad de Buenos Aires. Disponible en <https://ssrn.com/abstract=2727231> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2727231>.
- Ben Rejeb, J. y Guiga, H. (2012). Poverty, Growth and Inequality in Developing Countries. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2(4), pp. 470- 479. Recuperado de <http://www.econjournals.com/index.php/ijefi/article/view/262/pdf>
- Beccaria, L., Groisman, F. y Monsalvo, P. (2006). Segmentación del Mercado de Trabajo y Pobreza en Argentina. Asociación Argentina de Economía Política. Disponible en https://aaep.org.ar/anales/works06/Beccaria_Groisman_Monsalvo.pdf.
- Beccaria, L., Maurizio, R., Fernández, A. L. y Monsalvo, A. L. (2011). Dynamics of Poverty, labor Market and Public Policies in Latin America. Poverty and Economic Policy Research Network. PMMA Working Paper 2011-0.
- Bourguignon, F. (2004). The Poverty-Growth-Inequality Triangle. Proceedings of the AFD-EUDN Conference, 2003. Research Department. Agence Française de Développement.
- Busso, M., Cerimedo F. y Cicowiez M. (2005). Pobreza, Crecimiento y Desigualdad: Descifrando la Última Década en Argentina. Documento de Trabajo no. 21

del Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), Universidad Nacional de La Plata.

Cruces, G., Fields, G., Jaume, D. y Viollaz, M. (2017). *Growth, Employment, and Poverty in Latin America*, Oxford University Press.

Fosu, A. K. (2016). Growth, Inequality and Poverty Reduction in Developing Countries: Recent Global Evidence. *Research in Economics*. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.rie.2016.05.005>

Gasparini, L., Cicowiez, M. y Sosa Escudero, W. (2013). *Pobreza y Desigualdad en America Latina. Conceptos, Herramientas y Aplicaciones*. Editorial Temas.

Hansen Bruce, E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference. *Journal of Econometrics*, 93, 345–368.

Imai, K. S. y Gaiha, R. (2014). Dynaminc and Long-term Linkages among Growth, Inequality and Poverty in Developing Countries. Economics Discussion Paper Series EDP-1410, Social School of Sciences, University of Manchester..

Lang, K. (2012). Poverty and the Labor Market. In Jefferson, Ph. N. (Ed.), *The Oxford Handbook of the Economics of Poverty*.

Lépure, E. y Simpson, S. (2016). Concentrated Poverty and Labour Markets: Youth Marginalization in Buenos Aires's Informal settlements. Documentos de Trabajo Inclusión e Integración Urbana en América Latina no. 2/2016.

López, H. y Servén, L. (2006). A Normal Relationship?. Poverty, Growth and Inequality. Policy Research Working Paper Series 3814, World Bank.

López, J. H. (2006). The Relative Roles of Growth and Inequality for Poverty Reduction. In Perry, G. E. (Ed.), *Poverty Reduction and Growth: Virtuous and Vicious Circles*. (pp. 57-73). Washington DC: World Bank.

Medina, F. y Galván, M. (2014). Crecimiento Económico, Pobreza y Distribución del Ingreso. Fundamentos Teóricos y Evidencia Empírica para América Latina 1997-2007. *Serie de Estudios Estadísticos* no. 82, Unidad de Estadísticas Sociales CEPAL, Naciones Unidas.

- Ravallion, M. y Chen S. H., (1997). What Can New Survey Data Tell Us About Recent Changes in Distribution and Poverty?. *World Bank Economic Review*, 11(2), 357-82.
- Ravallion, M. (2001). Growth, Inequality and Poverty: Looking Beyond Averages. *World Development*, 29(11), 1803-1815.
- Ravallion, M.; Chen, S. y Sangraula, F. (2008). Dollar a Day Revisited. Policy Research Working Paper Series 4620, World Bank.
- Ravallion, M. (2016). *The Economics of Poverty: History, Measurement, and Policy*. Oxford University Press.
- Sconfienza, M. E. (2017). Pobreza y Acceso al Empleo en Argentina ¿Cómo se Relacionan Demanda e Inclusión Laboral?. *Revista de Ciencias Sociales (CR)*, 4(158). Disponible en <https://www.redalyc.org/pdf/153/15354921007.pdf>.

ANEXO

A.1. Cálculo de Variables

Ramas

Siguiendo a Creces et. al (2017), las actividades fueron clasificadas en diez ramas: actividades primarias, industria de baja calificación, industria de alta calificación, construcción, comercio, servicios públicos, servicios calificados, administración pública, educación y salud, trabajo doméstico. Las actividades pertenecientes a cada rama fueron clasificadas según el Código de clasificador industrial uniforme (CIU REV.3) para los años 1996-2010:

Tabla A.1. Clasificación de actividades hasta 2010

Variable	Definición
Actividades primarias: <i>actividades_primarias</i>	=1 si $p18 > 9$ y $p18 < 150$; =0 en caso contrario.
Industria de baja calificación: <i>l_industry</i>	=1 si $p18 > 149$ y $p18 < 193$ =0 en caso contrario.
Industria de alta calificación: <i>h_industry</i>	=1 si $p18 > 199$ y $p18 < 380$ =0 en caso contrario.
Construcción: <i>construcción</i>	=1 si $p18 > 450$ y $p18 < 460$ =0 en caso contrario.
Comercio: <i>comercio</i>	=1 si $(p18 > 499$ y $p18 < 560)$ o $p18 = 725$ =0 en caso contrario.
Servicios públicos: <i>servicio_publico</i>	=1 si $(p18 > 399$ y $p18 < 420)$ o $(p18 > 599$ y $p18 < 650)$ =0 en caso contrario.
Servicios calificados: <i>skilled_services</i>	=1 si $(p18 > 649$ y $p18 < 724)$ o $(p18 > 728$ y $p18 < 750)$ =0 en caso contrario.
Administración pública: <i>adm_publica</i>	=1 si $(p18 > 750$ y $p18 < 760)$ =0 en caso contrario.
Educación y salud: <i>educ_salud</i>	=1 si $(p18 > 800$ y $p18 < 860)$ o $(p18 > 899$ y $p18 < 925)$ o $p18 = 990$ o $p18 = 930$ =0 en caso contrario.
Trabajos domésticos: <i>trabajos_domesticos</i>	=1 si $p18 = 950$ =0 en caso contrario.

En el caso de la EPH continua (desde 2011 en adelante), se realizó la siguiente clasificación, empleando la Clasificación de actividades económicas para encuestas sociodemográficas del MERCOSUR (CAES-MERCOSUR):

Tabla A.2. Clasificación de actividades desde 2011

Variable	Definición
Actividades primarias: <i>actividades_primarias</i>	=1 si (pp04b_caes>0 y pp04b_caes<04) o(pp04b_caes>4 y pp04b_caes<10) o (pp04b_caes>100 y pp04b_caes<301) o (pp04b_caes>499 y pp04b_caes<901) =0 en caso contrario.
Industria de baja calificación: <i>l_industry</i>	=1 si (pp04b_caes>9 y pp04b_caes<17) o pp04b_caes=31 opp04b_caes=32 o pp04b_caes=38 o (pp04b_caes>1000 y pp04b_caes<1601) o (pp04b_caes>3099 y pp04b_caes<3201) o pp04b_caes=3800 =0 en caso contrario.
Industria de alta calificación: <i>h_industry:</i>	=1 si (pp04b_caes>16 y pp04b_caes<31) o pp04b_caes=33 o (pp04b_caes>1699 y pp04b_caes<3010) o pp04b_caes=3300 =0 en caso contrario.
Construcción: <i>construcción</i>	=1 si (pp04b_caes=40 o pp04b_caes=4000) =0 en caso contrario.
Comercio: <i>comercio</i>	=1 si (pp04b_caes>44 y pp04b_caes<49) o (pp04b_caes>54 y pp04b_caes<57) o (pp04b_caes>4500 y pp04b_caes<4812) o (pp04b_caes>5499 y pp04b_caes<5603) =0 en caso contrario.
Servicios públicos: <i>servicio_publico</i>	=1 si (pp04b_caes>34 y pp04b_caes<40) o (pp04b_caes>48 y pp04b_caes<54) o (pp04b_caes>3500 y pp04b_caes<3901) o (pp04b_caes>4900 y pp04b_caes<5301) =0 en caso contrario.

Tabla A.2. Clasificación de actividades desde 2011 (continuación)

Variable	Definición
Servicios calificados: <i>skilled_services</i>	=1 si (pp04b_caes>57 y pp04b_caes<75) o (pp04b_caes>76 y pp04b_caes<83) o pp04b_caes=99 o (pp04b_caes>5799 y pp04b_caes<6301) o (pp04b_caes>6899 y pp04b_caes<7401) o (pp04b_caes>7700 y pp04b_caes<8201) o pp04b_caes=9900 =0 en caso contrario.
Administración pública: <i>adm_publica</i>	=1 si pp04b_caes=83 o pp04b_caes=84 o (pp04b_caes>8299 y pp04b_caes<8404) =0 en caso contrario.
Educación y salud: <i>educ_salud</i>	=1 si pp04b_caes=75 o (pp04b_caes>84 y pp04b_caes<97) o pp04b_caes=7500 o (pp04b_caes>8500 y pp04b_caes<9610) =0 en caso contrario.
Trabajos domésticos: <i>trabajos_domesticos</i>	=1 si pp04b_caes=97 o pp04b_caes=98 o (pp04b_caes>9699 y pp04b_caes<9801) =0 en caso contrario.

A.2. Impacto del mercado laboral sobre la pobreza

Tabla A.3. Estimaciones mercado laboral y pobreza (en log)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(6)	(7)	(8)
	FE vce	RE vce	MLE	PE	PA vce	GMM
<i>lIngreso</i>	-1.174*** (0.104)	-1.137*** (0.09)	-1.150*** (0.04.)	-0.610** (0.234)	-1.149*** (0.092)	-1.249*** (0.191)
<i>lTD</i>	-0.034 (0.019)	-0.035** (0.016)	-0.035** (0.016)	0.0159 (0.116)	-0.035** (0.017)	0.099 (0.086)
<i>lGini</i>	1.369*** (0.202)	1.389*** (0.205)	1.383*** (0.111)	1.480 -1.606	1.384*** (0.201)	1.698* (0.936)
<i>lInformal</i>	-0.031 (0.058)	-0.024 (0.055)	-0.027 (0.027)	0.115 (0.310)	-0.027 (0.055)	0.028 -146
<i>lM_ED</i>	-0.245** (0.099)	-0.232** (0.092)	-0.236** (0.102)	-0.191 (0.526)	-0.235*** (0.091)	-0.309 (0.461)
<i>lA_ED</i>	-0.054 (0.076)	-0.088 (0.062)	-0.077 (0.051)	-0.607* (0.301)	-0.078 (0.065)	-0.343* (0.178)
<i>lEmpleador</i>	0.0293 (0.029)	0.025 (0.029)	0.027 (0.019)	-0.254 (0.345)	0.027 (0.029)	0.343* (0.178)
<i>lEmpleado</i>	0.917*** (0.217)	0.880*** (0.180)	0.901*** (0.183)	-1.634 -1.312	0.900*** (0.185)	1.903 -1.349
<i>lM_RAMA</i>	-0.133 (0.092)	-0.096 (0.072)	-0.103 (0.084)	-0.0838 (0.208)	-0.103 (0.066)	-0.045 (0.169)
<i>lA_RAMA</i>	-0.192** (0.092)	-0.0765 (0.053)	-0.109* (0.063)	0.0227 (0.197)	-0.107* (0.057)	0.152 (0.194)
<i>D_Years</i>	Si	Si	Si		Si	Si
<i>Constante</i>	4.030** (1.580)	3.416** (1.499)	3.549*** (1.090)	11.56 (8.395)	3.540** (1.479)	-2.26 (6.91)
Obs.	540	540	540	540	540	478
R ²	0.899			0.942		
AR1 (Pr>z)						0.002
AR2 (Pr>z)						0.395
Sargan (Pr>chi2)						0.013
Hansen test: Pr>chi2						0.764
Nº de instrumentos						26

Nota: ***, ** y * representan significancia estadística al 1, 5 y 10 % respectivamente. Para las estimaciones realizadas a través de GMM se utilizó el estimador System. Para las estimaciones se utilizaron los comandos XTREG y XTABOND2 del software Stata. Específicamente, para el caso de las estimaciones GMM, se utilizó la opción System con el propósito de obtener un estimador eficiente, controlando posibles problemas de heterogeneidad y simultaneidad. Los test de Arellano-Bond y Hansen no evidencian problemas de autocorrelación de los errores ni sobreidentificación en el uso de instrumentos.



Dispersión accionaria y desempeño de los bancos argentinos

Shareholder dispersion and performance of Argentine banks

MARTÍN DUTTO

Universidad Nacional del Litoral, Facultad de Ciencias Económicas (Santa Fe, Argentina)
mardutto@gmail.com

MARCOS NARVAEZ

Universidad Nacional del Litoral, Facultad de Ciencias Económicas (Santa Fe, Argentina)
marcosn77@gmail.com

EMILIANO CARLEVARO

Universidad Nacional del Litoral, Facultad de Ciencias Económicas (Santa Fe, Argentina)
ecarlevaro@gmail.com

JUAN JULLIER

Universidad Nacional del Litoral, Facultad de Ciencias Económicas (Santa Fe, Argentina)
juan.jullier@gmail.com

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es explorar la asociación entre el grado de concentración propietaria y el desempeño de los bancos argentinos, medido a través del retorno real sobre los activos (ROA), rentabilidad sobre el patrimonio (ROE), e ingresos financieros netos durante el período 2005 a 2017. A partir de un análisis de regresión lineal con datos de panel, se describe una asociación negativa entre la concentración y el desempeño. Esta asociación es positiva para bancos con pocos propietarios. Argumentamos que, para bajos niveles de concentración, el propietario mayoritario toma excesivo riesgo resultando en menores retornos, mientras que la toma de riesgos se vuelve menor a mayor concentración propietaria.



Palabras clave: estructura de propiedad, teoría de la agencia, bancos, rendimiento.

Códigos JEL: G3, G32, G34, G21.

Fecha de recepción: 20/4/2020

Fecha de aceptación: 9/10/2021

ABSTRACT

In this paper, we analyze the degree of ownership concentration as a determinant of performance in Argentine banks, measured through return on assets (ROA), return on equity (ROE), and Net Financial Income during the period from 2005 to 2017. Based on panel data analysis, we conclude that there is a negative relationship between ownership concentration and performance. This association is positive for banks with few owners. We argue that controlling owners take excessive risk in banks with lower levels of ownership concentration which results in low returns. Adversely, a less risk taking behavior increases at higher levels of concentration.

Keywords: ownership structure, agency theory, banks, performance.

JEL Codes: G3, G32, G34, G21.

I. INTRODUCCIÓN

La importancia de las entidades financieras como canalizadoras de ahorro e inversión, junto a su vínculo con el desarrollo y el crecimiento de las economías, han dado origen a diversos estudios para determinar cuáles son las causas que determinan el desempeño de estas entidades. Una rama de la literatura considera, en particular, la posible influencia del grado de concentración propietaria en las entidades financieras y su consecuente toma de riesgo. En este sentido, Magalhaes, Gutiérrez Urtiaga y Tribó (2010) afirman:

Un bajo nivel de riesgo bancario puede obstaculizar el crecimiento económico, mientras que un alto nivel de riesgo amenaza la estabilidad. Por lo tanto, tiene sentido para los gobernantes e instituciones regular a los bancos con el propósito de moldear e influir su toma de riesgo y desempeño para alcanzar el crecimiento y la estabilidad. (p.2).

El argumento es que una mayor dispersión accionaria podría llevar a una mayor toma de riesgo. Esto sería así, se argumenta, debido a que cada inversor individual tiene una limitada exposición a este riesgo, por lo que su aversión al riesgo sería menor.

El objetivo aquí es explorar la relación entre el desempeño de los bancos argentinos y su grado de concentración propietaria. El análisis se concentra en los bancos, dado que son las principales entidades financieras en Argentina. Midiendo el desempeño con ratios contables, como retorno real sobre los activos (ROA), rentabilidad sobre el patrimonio (ROE), y por medio de los ingresos financieros netos, se la relaciona con el grado de concentración propietaria a través de un índice de concentración para todos los bancos entre 2005 y 2017. El objetivo es exploratorio, mas no permite establecer relaciones causales.

Se usa el análisis de regresión lineal para datos de panel con efectos fijos. La muestra comprende la totalidad de bancos argentinos que operaron en el período bajo estudio, incluso aquellos que dejaron de funcionar, reduciendo un posible sesgo de supervivencia. Consideramos variables estándar en la literatura que afectan el desempeño bancario, como así también un tratamiento distinto a bancos estatales y privados.

Los resultados sugieren la existencia de una relación negativa estadísticamente significativa entre la concentración propietaria y el desempeño para los bancos argentinos durante este período. La magnitud de la relación es diferente si se consideran la rentabilidad sobre el patrimonio y los ingresos financieros netos sobre activos como medidas del desempeño, lo cual puede explicarse por diferencias en las estructuras de capital o políticas de dividendos de cada banco, así como en los modelos de negocios que adopten. Esta asociación, sin embargo, se da en dirección contraria para bancos con pocos propietarios.

El texto se organiza de la siguiente forma: en el apartado II se detalla el marco teórico aplicado; en el apartado III se expone la descripción de los datos utilizados, las variables utilizadas y el modelo econométrico elegido; en el apartado IV se muestran los resultados obtenidos y se discute acerca de su utilidad en función de los objetivos planteados; y en el apartado V se presentan las notas finales.

II. MARCO TEÓRICO

II.1. Revisión de literatura

Una gran variedad de resultados puede encontrarse en la literatura relacionada a factores que afectan o se relacionan con el desempeño de los bancos, algunos de los cuales se mencionan a continuación.

En relación al *grado de concentración propietaria*, Ozili y Uadiale (2017) encontraron que los bancos nigerianos con una mayor concentración propietaria tenían mejores *return on assets (ROA)*, *net interest margin (NIM)* and *recurring earning power (REP)*, mientras que aquellos con una baja concentración tenían mejores *return on equity (ROE)*. A su vez, Zheng, Moudud-Ul-Huq, Rahman y Ashraf (2017) concluyeron que un menor grado de concentración propietaria se asocia con menor riesgo. Por otra parte, Chalermchatvichien, Jumreornvong, Jiraporn, y Singh (2014) obtuvieron una visión dual, esto es, a niveles bajos de concentración propietaria los propietarios resultan ser más propensos a la toma de riesgos que los administradores y tenedores de deuda, mientras que a niveles altos de concentración propietaria los grandes accionistas tienden a invertir más en el monitoreo de los administradores y a demandar beneficios más seguros, algo que se puede expresar como una relación negativa entre el grado de la concentración propietaria y la toma de riesgos.

En relación a la *estructura de propiedad*, Laeven y Levine (2009) encontraron que los bancos que tienen un accionista mayoritario con una gran porción del banco son más riesgosos y que el riesgo bancario depende de la estructura de propiedad. Por su parte, Demsetz y Villalonga (2001) no encontraron una relación estadísticamente significativa entre la estructura de propiedad y el desempeño de la empresa.

En relación al *tipo de propiedad*, Martín-Oliver, Ruano y Salas-Fu-más (2017) estudiaron cómo la diversidad institucional influyó en la toma de riesgo de los bancos españoles y por qué las cajas españolas tuvieron una peor *performance* en comparación con los bancos privados a partir de la crisis, algo que podría explicarse en función de la capacidad para adaptarse a los shocks externos, inherente a cada tipo de entidad bancaria.

II.2. Postulados teóricos

Siguiendo a Jensen y Meckling (1976), según la teoría de la agencia, los propietarios o principales de una firma contratan administradores o agentes para que trabajen en ella en su beneficio. Sin embargo, es esperable que cada una de las partes de la relación de agencia pretenda maximizar sus beneficios, algo que resulta posible dada la existencia de asimetría en la información generada a partir de que los accionistas no trabajan activamente en la empresa. Esto es, los agentes cuentan con información que los *outsiders* o propietarios no-controlantes no poseen e intentan maximizar su beneficio personal actuando con mayor aversión al riesgo al no recibir directamente los beneficios que resulten fruto de invertir en actividades riesgosas, mientras que los propietarios pretenden obtener mayores beneficios a través de la maximización del valor de la firma.

A pesar de que existen mecanismos destinados a corregir el problema de la agencia y que suponen un costo para el principal, entre ellos, supervisión e incentivos, no puede asegurarse que los agentes actuarán siempre en beneficio de los principales.

De los párrafos precedentes, y coincidiendo con los postulados de Ozili y Uadiale (2017), se puede inferir que cuanto menor sea el grado de concentración propietaria, y en tanto los agentes puedan desviar los esfuerzos para su propio beneficio, sería esperable que los rendimientos de las entidades bancarias sean menores. No obstante, cuando aumenta el grado de concentración propietaria y los propietarios mayoritarios se convierten en propietarios controlantes, estos últimos pueden mostrar una actitud similar a la de los agentes y perseguir el beneficio personal en perjuicio de los propietarios no-controlantes, disminuyendo el valor de la firma, algo que mostraría una relación negativa entre el grado de concentración propietaria y la rentabilidad de una entidad. En consecuencia, cualquiera de los dos efectos podría ser observable y, por lo tanto, la cuestión se reduce a analizar empíricamente qué es lo que realmente ocurre en el sistema bancario argentino en el período bajo estudio.

Por otra parte, siguiendo a Laeven *et al.* (2009), cuanto menor sea el grado de concentración propietaria en una entidad bancaria, menor riesgo debería ser observado. Sin embargo, si un propietario tuviera gran parte de

su riqueza invertida en la propiedad del banco, mostraría mayor aversión al riesgo en comparación con un propietario diversificado, el cual buscaría maximizar beneficios a través de actividades más riesgosas. Es decir, según los autores cabría suponer que aquellos bancos con un alto grado de concentración propietaria y con propietarios que posean su riqueza diversificada, tenderían a ser más riesgosos. Sin embargo, al no contar con dicha información en relación a los propietarios, el análisis se limita a analizar de qué forma se asocian el grado de concentración propietaria y el riesgo en los bancos argentinos.

III. MATERIALES Y MÉTODOS

El análisis se lleva a cabo a partir del modelo de regresión de datos de panel con efectos fijos. Lo que se busca con este modelo es evaluar la relación entre las variables que se definen en la sección siguiente.

Se consideró el período desde el primer trimestre de 2005 al último trimestre de 2017. El inicio de la muestra se corresponde con el inicio de un período de estabilidad después del saneamiento del sistema financiero, luego de las crisis de 2002; mientras que la muestra concluye en el trimestre previo a la crisis de balanza de pagos de 2018-1T. Las variables tienen una frecuencia trimestral.

III.1. Descripción de variables

Para medir la *concentración propietaria*, se efectuó una adaptación del Índice de Herfindahl (IHH), índice utilizado para medir el grado de concentración económica en un mercado al sumar los cuadrados de las participaciones de cada uno de los agentes que intervienen en dicho mercado. Se obtuvo así, para cada trimestre desde enero de 2005 hasta diciembre de 2017, un valor entre 0 y 1, el cual fue el resultado de sumar los cuadrados de las participaciones en los votos de asamblea de cada uno de los propietarios de cada entidad, siendo valores cercanos a 0 los que indican un grado menor de concentración mientras que, a medida que se acercan a 1, el grado de concentración es mayor.

Para los accionistas agrupados o no identificados, debería considerarse la participación que cada uno tiene en los votos de la entidad. No

obstante, de ello resultaría que su “aporte” al cálculo del IHH sea ínfimo. En este sentido y para no despreciar la capacidad de estos accionistas de actuar como una coalición dentro de la asamblea, se consideró la participación total del grupo como si se tratara de un único accionista. Aun así, el aporte al cálculo del IHH para cada banco y en cada momento, no afecta la medición del mismo. El único caso a considerar es el de BANCO MACRO S.A., cuyos accionistas agrupados tuvieron, en promedio, una participación del 33,22 %, alcanzando un valor máximo de 46,84 % (ver Apéndice A). En consecuencia, se reportan como prueba de robustez los resultados obtenidos en caso de excluir dicho banco de la muestra.

Nuestro análisis se centra en el retorno sobre los Activos (ROA) real como medida del desempeño, con retrasos de 12 meses. Esto es debido a que la Rentabilidad sobre el Patrimonio (ROE) real se ve afectado por el apalancamiento y los Ingresos Financieros Netos sobre Activos netos (IFN) reales se encuentran implícitos dentro de la medida del ROA. Además, como la asociación entre el grado de concentración propietaria y el desempeño puede no ser inmediata, el grado de concentración propietaria de un banco en un período determinado se empareja con el desempeño obtenido por dicho banco luego de 12 meses.

El ROA nominal se calcula de la siguiente manera:

$$\text{ROA} = \frac{\text{Resultados de los últimos 12 meses}}{\text{Promedio de Activos 12 meses (neto de op.de pase)}} \quad (1)$$

Por su parte, el ROE nominal se obtiene a partir de:

$$\text{ROE} = \frac{\text{Resultados mensuales de los últimos 12 meses}}{\text{Promedio del PN sin resultado 12 meses (rezagado 1 período)}} \quad (2)$$

Asimismo, IFN nominal se calcula como:

$$\text{IFN} = \frac{\text{Ingresos financieros-Egresos financieros}}{\text{Promedio de activos 12 meses (neto de op.de pase)}} \quad (3)$$

A partir de los rendimientos nominales y de la aplicación de la fórmula de Fisher para el cálculo del rendimiento real de las inversiones, se obtienen las medidas reales de cada una de las variables que capturan el desempeño. Esto es:

$$r^* = (r_{nominal} - \pi) / (1 + \pi) \quad (4)$$

donde r^* es la medida del desempeño real (ROA, ROE e Ingresos financieros netos); mientras que π representa la tasa de inflación para el mismo período. Para medir esta, considerando la posible falta de objetividad que puedan presentar las medidas oficiales del Índice de Precios al Consumidor (IPC), se hizo uso del índice elaborado por Cavallo y Bertolotto (2016), el cual se basa en el empalme entre la medición oficial publicada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de la República Argentina (INDEC) hasta 2007 con el índice de precios *online* que publica el sitio PriceStats®.

Con el objetivo de emparejarlo con la medida trimestral de la concentración propietaria, se calcularon los promedios trimestrales de las observaciones mensuales del desempeño comentadas en los párrafos precedentes.

Como variables macroeconómicas de control, se consideran:

- Estimador Mensual de Actividad Económica (EMAE): este estimador “refleja la evolución mensual de la actividad económica del conjunto de los sectores productivos a nivel nacional” (INDEC). Es decir, es un indicador que permite anticipar la tasa de variación del PBI, por lo que se incorpora como proxy de la variación de la demanda de crédito en la economía. Se esperaría entonces una relación positiva entre esta variable y el desempeño.

Para su adaptación, se tomó la tasa de variación del EMAE reportado y se calcularon los promedios trimestrales.

- TASA BADLAR: aquella definida por el Banco Central de la República Argentina (BCRA) como la “tasa de interés pagada por depósitos a plazo fijo de más de un millón de pesos en el tramo de 30 a 35 días por el promedio de entidades bancaria” (BCRA, 2019:87).
- RESERVAS BCRA: siguiendo a Basu, Druck y Marston (2004), se

incorpora el ratio M3/Reservas Internacionales BCRA. La importancia de este ratio radica en el hecho de que un incremento del mismo se asocia con un incremento en el riesgo y una pérdida de confianza en la moneda, lo cual puede conducir a una crisis bancaria. Esto es, un incremento del ratio implica que el banco central cuenta con menos recursos para hacer frente a una corrida. En este sentido, los autores plantean que debería esperarse una relación negativa entre este ratio y la eficiencia bancaria. Para su adaptación, se obtienen observaciones mensuales a partir de calcular $[(\text{Promedio de M3 últimos 12 meses})/(\text{Promedio de reservas internacionales últimos 12 meses}) * 100]$, y luego se calculan promedios trimestrales de dichas observaciones mensuales para emparejarlo con el resto de las variables.

- Asimismo, de acuerdo con Basu *et al.* (2004), el riesgo país es una medida a tener en cuenta en las economías emergentes porque forma parte del costo del capital. Esto es, un incremento en el riesgo país puede anticipar una caída del PBI no solo al reducir el retorno real de las inversiones, sino que cuando el riesgo es alto puede dificultar el acceso al crédito extranjero. En este sentido, los autores postulan que sería esperable que un incremento en el riesgo país se asocie de forma negativa con el desempeño. Para su adaptación, se tomó la tasa de variación anual del riesgo país calculada mensualmente y se obtuvieron los promedios trimestrales.

A su vez, se consideran variables de control que capturan el riesgo a nivel de bancos, tales como:

- **RATIO DE CAPITAL:** Se define como $(\text{Capital} / \text{Activos Netos de Op. pases} * 100)$.
- **TASA ACTIVA:** Promedio trimestral de la tasa de préstamos implícita últimos 12 meses (anualizada en %).
- **RATIO DE LIQUIDEZ:** Se define como $(\text{Activos líquidos} / \text{Activos Netos de Op. pases} * 100)$

Las variables mencionadas en los párrafos anteriores se resumen en la Tabla 1.

Tabla 1. Variables consideradas

VARIABLES DEPENDIENTES	
Concentración	Sumatoria de los cuadrados de las participaciones de cada propietario/a en cada una de las entidades. Frecuencia trimestral.
ROA	Promedio trimestral de las medidas anuales publicadas mes a mes por el BCRA (<i>winsorizado</i> ³ al 99 %).
ROE	Promedio trimestral de las medidas anuales publicadas mes a mes por el BCRA (<i>winsorizado</i> al 99 %).
IFN	Promedio trimestral de las medidas anuales publicadas mes a mes por el BCRA (<i>winsorizado</i> al 99 %).
VARIABLES DE CONTROL	
Tasa de inflación	Serie elaborada a partir del empalme entre la información oficial publicada por el INDEC con el índice elaborado por PriceStats. Promedios trimestrales de la tasa de variación anual de frecuencia mensual.
EMAE	Promedios trimestrales de la tasa de variación anual, obtenida a partir de las variaciones mensuales publicadas por INDEC.
RESERVAS BCRA	Promedio trimestral de las observaciones mensuales del ratio anual M3 / Promedio anual Reservas internacionales.
RIESGO PAÍS	Promedios trimestrales de la tasa de variación anual obtenida mensualmente.
TASA BADLAR	Promedios trimestrales de la tasa nominal anual promedio publicada por el BCRA.
RATIO DE CAPITAL	Promedios trimestrales del ratio de Capital a Activo publicada por el BCRA.
TASA ACTIVA	Promedio trimestral de la tasa de préstamos implícita últimos 12 meses (anualizada en %), obtenidas de las hojas de balances publicadas por el BCRA.
RATIO DE LIQUIDEZ	Promedios trimestrales del ratio de Activos líquidos a Activos publicada por el BCRA.

Fuente: elaboración propia.

3. Por *winsorizar* se entiende establecer el rango entre percentiles de manera que los valores que quedan fuera de ese rango son considerados valores extremos y reemplazados por el valor más cercano dentro del rango (Tukey, 1962). Para un rango del 99 %, los valores extremos son los valores inferiores al percentil 0,5 % y superiores al percentil 99,5 %. Nótese que no hay truncamiento de datos sino imputación de los valores extremos.

III.2. Fuentes de datos

La información a nivel de bancos fue recuperada de los informes de entidades financieras publicados por el BCRA, tomando como período bajo análisis el comprendido entre los años 2005 hasta 2017, inclusive. En relación a las medidas del desempeño, como los datos anuales publicados por el BCRA tienen una frecuencia mensual, para emparejarlo con la medida de la concentración, se calcularon los promedios trimestrales de cada una de las observaciones. Esto es, la medida del ROA para el primer trimestre de cualquier año para el banco i corresponde al promedio del ROA anual (últimos 12 meses) observado en enero, febrero y marzo de dicho año para la entidad.

Este estudio considera a todos los bancos que operaron en el período, incluso a aquellos bancos que dejaron de operar durante el mismo. En este sentido, el análisis reduce la posible existencia de sesgo de supervivencia. Sin embargo, excluimos del análisis a los bancos sucursales de entidades extranjeras. El argumento es que considerar que este tipo de bancos tiene un único propietario no considera la estructura de propiedad de su casa matriz.

En cuanto a las variables de control: la tasa de variación del Estimador Mensual de Actividad Económica se obtuvo a partir de la serie histórica publicadas por el INDEC; la tasa BADLAR y los ratios contables para cada banco se recuperaron de los informes publicados por el BCRA; la serie histórica del riesgo país se recuperó del sitio web de *Ámbito Financiero*⁴; y, por último, los datos necesarios para el cálculo del ratio de M3/Reservas Internacionales BCRA se obtuvieron de las series históricas Subsecretaría de Programación Macroeconómica.

IV. RESULTADOS

IV.1. Descripción de la muestra

La Tabla 2 resume los datos muestrales de las variables especificadas en el apartado anterior, siendo las desviaciones estándar los valores indicados en paréntesis.

4. Disponible en: <https://www.ambito.com/contenidos/riesgo-pais-historico.html>

Tabla 2. Resumen de estadísticas descriptivas de la muestra completa

Variable	Media
Concentración	0.66 (0.29)
ROA	-16.07 (6.36)
ROE	-0.86 (16.5)
IFN	-8.93 (9.29)
EMAE	2.96 (4.94)
RIESGO PAÍS	-1.10 (7.17)
BADLAR	14.06 (8.03)
RESERVAS BCRA	2.64 (3.41)
RATIO DE CAPITAL	20 (18.62)
TASA ACTIVA	24.04 (17.86)
RATIO DE LIQUIDEZ	12.38 (8.94)
Bancos	64
Trimestres	52
Observaciones	3145

Se destaca que, en promedio, el desempeño fue negativo durante el período bajo estudio. Por otra parte, el valor mínimo de la variable Concentración es un valor cercano a cero (0.01), el cual corresponde específicamente al Banco Credicoop que, al ser una cooperativa, pertenece a su millón de asociados/as quienes poseen un voto cada uno/a. Por otro lado, el valor máximo 1,00 de dicha variable corresponde a aquellas entidades que tienen un único propietario que cuenta con el 100 % de los votos para la toma de

decisiones. La desviación estándar de la variable concentración es de 0.29 es relevante a los efectos de comparar los diferentes tipos de bancos de la muestra.

Considerando cada tipo de entidad por separado, ya sean estatales, privadas de capital nacional o privadas locales de capital extranjero, y aplicando el método *winsorization* sobre cada una de las submuestras, se obtienen los resultados que se detallan a en la Tabla 3.

La media de la variable Concentración para las entidades estatales es de 0.88, valor superior al calculado para la muestra completa, y tiene una desviación estándar menor de 0.16, algo que se ajusta a la idea de que, para ser consideradas estatales, más del 50 % de los votos deben ser propiedad del Estado. Por otra parte, la baja variabilidad de la concentración propietaria para este tipo de entidades no brinda suficiente información que ayude a arribar a conclusiones ya que, como era de esperarse, solo se cuenta con observaciones que van de 0.50 a 1.00 y, además, hay poca o nula variación del grado de concentración dentro de cada entidad a lo largo del tiempo, por lo que se pierde poder estadístico.

En cuanto al ROA, para este tipo de entidades se observa una media de -15.92 % cercana a la media de la muestra completa una vez suavizado el efecto de los posibles outliers y una desviación estándar de 5.47, lo que arroja un CV del 34 %, permitiendo aproximarse a la idea de que el desempeño de las entidades estatales, medido a través del ROA, es más estable que el desempeño del resto de entidades de la muestra.

Por su parte, los bancos privados de capital nacional presentan la media de Concentración más baja de la muestra, esto es, una media de 0.55. Sin embargo, la desviación estándar de la media 0.29 es bastante aproximada a la desviación estándar calculada para la muestra completa, lo cual permite comparar el comportamiento de este tipo de entidades con el del resto de los bancos.

El ROA de los bancos privados de capital nacional presenta una media de -15.57 %, una desviación estándar de 6.58 y un CV del 42 %. Este coeficiente es menor, aunque aproximado al de la muestra completa, y refleja mayor variabilidad en comparación con el ROA en los bancos estatales.

Tabla 3. Resumen de estadísticas descriptivas por tipo de banco

Variable	Obs.	Media	Desv. Est.	Valor mínimo	Valor máximo
Bancos estatales					
Concentración	651	0.88	0.16	0.51	1
ROA	651	-15.92	5.47	-27.76	-2.76
Bancos privados capital nacional					
Concentración	1.857	0.55	0.29	0.01	1
ROA	1.857	-15.57	6.58	-45.96	6.91
Bancos privados locales de capital extranjero					
Concentración	429	0.82	0.19	0.52	1
ROA	429	-16.16	5.75	-30.79	0.73

En relación a los bancos privados locales de capital extranjero, se destaca el alto grado de concentración propietaria que presentan en comparación con los demás tipos de entidades bancarias. La variable Concentración presenta una media de 0.82 y una desviación estándar de 0.19, aproximadamente. Esto es importante ya que nos encontramos ante la misma limitación que surge al analizar los datos correspondientes a los bancos estatales.

La media del ROA de -16.16 % junto con la desviación estándar arrojan un CV del 36 %, siendo este similar al observado para las entidades privadas de capital nacional, por lo que se interpreta que poseen una dispersión similar alrededor de la media.

IV.2. Análisis de datos de panel

El modelo se define como:

$$r_{i,t} = \alpha + \beta_0 \text{CONC}_{i,t} + \beta_1' X + \beta_2 \text{PRIVADO}_{i,t} + \omega_t + \phi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

En el modelo, α es el intercepto; r es la variable que mide el desempeño (ROA, ROE e Ingresos Financieros Netos sobre Activos) del banco i en el momento t ; CONC es la variable que mide la concentración propietaria

a través del índice IHH, mientras que β_0 es el coeficiente estimado de dicha variable; X es el vector (4×1) de variables macroeconómicas de control que agrupan los efectos de distintos shocks que afectan a todos los bancos de la muestra y β_1 es su correspondiente vector de parámetros; ω y ϕ son variables que agrupan efectos fijos por trimestre y por banco, respectivamente; $PRIVADO_{i,t}$ es una variable binaria que toma el valor 1 para bancos privados al momento t ; y, por último, ε es el término del error que se supone ortogonal a las variables explicativas y sin correlación serial ni entre paneles.

Los resultados presentados surgen del modelo anterior en el que la variable dependiente r es estandarizada, esto es, reexpresada en sus valores a partir de la media y varianza muestral. Esto facilita la comparación de las ecuaciones estimadas entre las tres variables dependientes consideradas: ROA, ROE e Ingresos Financieros Netos sobre Activos.

Se realizaron las pruebas de Hausman para elegir entre efectos fijos y aleatorios (Wooldridge, 2002, p.288), siendo el modelo de efectos fijos el adoptado en todos los casos. Se realizó, a su vez, la prueba para determinar si los efectos fijos por tiempo no son necesarios, hipótesis que se rechaza en todos los casos.

Se detectó heterocedasticidad del error a partir de la prueba de Wald modificada (Greene, 2000). Todos los resultados en las tablas de regresión presentan, por lo tanto, estimaciones del error robustos a la heterocedasticidad basadas en White (1980).

La Tabla 4 muestra los resultados de las regresiones considerando 12 meses de retraso en la asociación entre la concentración y las medidas de desempeño.

El ajuste del modelo es menor para el ROE. Esto es de esperar ya que el ROE no solo depende de las variables que afectan el rendimiento, sino también de su política de dividendos y de su estructura de capital.

Los valores estimados sugieren que existe una asociación negativa entre el grado de concentración propietaria y el desempeño. Por ejemplo, un aumento de 1 punto en la concentración, medida a través del IHH, está asociado con una reducción de 0.38 desviaciones estándar en el ROA anual.

Tabla 4. Bancos Privados y Públicos

	ROA	ROE	IFN
Concentración (rezago de 12 meses)	-0,38* (0,204)	-0,88*** (0,273)	-0,77 (0,468)
EMAE	-0,01 (0,026)	0,04 (0,052)	0,05 (0,045)
BADLAR	-0,05** (0,021)	0,022 (0,047)	0,01 (0,03)
RIESGO PAÍS	-0,12*** (0,021)	-0,05 (0,043)	-0,07** (0,031)
RESERVAS BCRA	0,16*** (0,053)	0,05 (0,121)	0,04 (0,081)
RATIO DE CAPITAL	0,01*** (0,003)	0,01* (0,004)	0,01*** (0,004)
TASA ACTIVA	0,01*** (0,001)	0,01*** (0,002)	0,02*** (0,004)
RATIO DE LIQUIDEZ	-0,001 (0,001)	-0,01*** (0,002)	0,001 (0,001)
Número de Bancos	63	63	63
Observaciones	2.60	2.603	2.607
R ²	0,799	0,184	0,708

Nota. Los símbolos ***, ** y * refieren a la significación estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. El valor entre paréntesis corresponde al error estándar estimado. Todas las regresiones incluyen efectos fijos por trimestre y por tipo de banco. Estimadores robustos ante la presencia de heterocedasticidad.

Fuente: Elaboración propia a partir del informe de entidades financieras.

Se observa significación estadística y económica en todos los casos (IFN significativo al 15 %), siendo el ROA el que presenta una menor magnitud económica en la asociación entre la variable de concentración y el desempeño.

En relación a las variables de control, EMAE, se espera que muestre una asociación positiva con el desempeño por funcionar como *proxy* del nivel de actividad económica y de la demanda de créditos, aunque al no pre-

sentar significación estadística no es clara la relación entre dichas variables. Por el contrario, RIESGO PAÍS se asocia de forma negativa con el desempeño y es consistente con lo esperado. Es decir, un incremento del riesgo país se traduce en un incremento del costo de capital o dificulta el acceso al crédito extranjero, por lo que impactaría negativamente en el desempeño.

En síntesis, los valores de los coeficientes estimados sugieren que existe una asociación negativa entre el grado de concentración propietaria y el desempeño, siendo la relación de intercambio de mayor magnitud en el caso de IFN y ROE. Esta asociación negativa persiste, por un lado, al excluir la Crisis Financiera Global y crisis del campo de 2008, considerando el período 2009-2017 (ver Apéndice B) y, por otro lado, al no considerar efectos fijos por tipo de banco (ver Apéndice C), siendo en este último caso el coeficiente estimado de la variable de concentración significativo al 15 % para las regresiones de ROA e IFN y al 1 % para la regresión de ROE.

Una posible explicación es que, a mayor grado de concentración propietaria, aumenta la discrecionalidad por parte de los propietarios controlantes, quienes actúan con menor aversión al riesgo a costa de los propietarios no controlantes.

Un banco con una política de créditos riesgosa establecerá una mayor tasa activa para compensar ese riesgo. Asimismo, para cubrirse, este banco debería contar con una mayor capacidad de absorción de pérdidas, lo que se traduce en un mayor ratio de capital. Sin embargo, puede que un banco riesgoso obtenga beneficios durante algunos períodos, aunque luego no pueda absorber las pérdidas producto de la mayor toma de riesgo.

Por otra parte, la divergencia en la magnitud de la significación económica de la concentración para cada medida del desempeño puede deberse a dos factores. En primer lugar, a que el ROE se ve afectado por la estructura de capital de cada banco. En segundo lugar, a que IFN es un buen indicador de desempeño para bancos bajo el modelo de negocio de banca tradicional, aunque puede no serlo para bancos que persigan otros tipos de modelos de negocios.

IV.3. Ejercicios de robustez

Se excluyeron los bancos públicos de las regresiones de ROA y ROE. El argumento se basa en la posibilidad de que sean los bancos públicos los que determinen el resultado para muestra completa. En este sentido, la Tabla 5 muestra que la asociación económica negativa entre la concentración y el desempeño continúa siendo dominante en ambas regresiones y, en el caso del ROE, la significación estadística de la concentración se asemeja a la obtenida para la muestra completa.

Tabla 5. Bancos privados

	ROA	ROE
Concentración (rezago de 12 meses)	-0.33 (0.233)	-0.90*** (0.298)
EMAE	-0.01 (0.035)	0.05 (0.068)
BADLAR	-0.05* (0.027)	0.04 (0.06)
RIESGO PAÍS	-0.12*** (0.028)	-0.04 (0.056)
RESERVAS BCRA	0.16** (0.071)	0.03 (0.156)
RATIO DE CAPITAL	0.011*** (0.003)	0.01 (0.005)
TASA ACTIVA	0.01*** (0.002)	0.01*** (0.002)
RATIO DE LIQUIDEZ	-0.002 (0.001)	-0.01*** (0.003)
Número de Bancos	50	50
Observaciones	2010	2006
R ²	0.766	0.199

Nota. Los símbolos ***, ** y * refieren a la significación estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. El valor entre paréntesis corresponde al error estándar estimado. Todas las regresiones incluyen efectos fijos por trimestre. Estimadores robustos ante la presencia de heterocedasticidad.

Fuente: Elaboración propia a partir del informe de entidades financieras.

La Tabla 6 muestra que, cuando el análisis se restringe a aquellos casos en los cuales el grado de concentración propietaria es mayor al 70 %, el coeficiente estimado de la variable Concentración es positivo, significativo estadísticamente y de magnitud económica apreciable, tanto para ROA como para ROE.

Los resultados principales no cambian al excluir el Banco Macro S.A. de la muestra. Como se mencionó anteriormente, dicho banco constituye un caso particular debido a la presencia de un gran porcentaje de votos en manos de accionistas agrupados o no identificados.

Tabla 6. Bancos con una concentración mayor al 70 %

	ROA	ROE
Concentración (rezago de 12 meses)	0.66* (0.379)	1.85** (0.89)
EMAE	0.009 (0.027)	0.06 (0.068)
BADLAR	-0.04 (0.024)	0.02 (0.066)
RIESGO PAÍS	-0.10*** (0.024)	-0.03 (0.06)
RESERVAS BCRA	0.14** (0.065)	0.04 (0.169)
RATIO DE CAPITAL	0.002 (0.007)	0.001 (0.008)
TASA ACTIVA	0.001 (0.002)	-0.01 (0.005)
RATIO DE LIQUIDEZ	-0.002 (0.002)	-0.005* (0.002)
Número de Bancos	38	38
Observaciones	1294	1290
R ²	0.777	0.129

Nota. Los símbolos ***, ** y * refieren a la significación estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. El valor entre paréntesis corresponde al error estándar estimado. Todas las regresiones incluyen efectos fijos por trimestre. Estimadores robustos ante la presencia de heterocedasticidad.

Fuente: Elaboración propia a partir del informe de entidades financieras.

Una posible explicación de esta divergencia de ROE y ROA a distintos niveles de concentración es que, cuanto más concentrada esté la propiedad de un banco, será en mayor medida el propietario controlante quien deba soportar las pérdidas, lo que lo llevaría a actuar con mayor diligencia en la toma de riesgos. Esto, asimismo, puede estar condicionado por la proporción de riqueza que tenga dicho propietario invertida en el banco, lo cual excede los objetivos de nuestro trabajo.

En el caso de IFN, la relación negativa persiste en todos los niveles de concentración propietaria, por lo que no se reportan cambios respecto a los resultados obtenidos previamente.

Por último, en la Tabla 7 se muestra la relación entre el desempeño y los cambios en la concentración propietaria producidos 24 meses antes. En relación a la variable Concentración, no se observan cambios significativos respecto a los resultados reportados en la Tabla 4, por lo que persiste la idea de una relación negativa y de una asociación no inmediata. Se destaca, sin embargo, que las variables de control muestran una mayor significatividad estadística y que tanto EMAE como RESERVAS BCRA se asocian en este caso de la forma esperada con el desempeño.

V. CONCLUSIONES

En general, los resultados sugieren una asociación de magnitud económicamente relevante entre medidas contables de desempeño y el grado de concentración propietaria para bancos argentinos durante el período 2005-2017. Esta asociación es negativa en la mayoría de los casos, aunque tiende hacia el terreno positivo al restringir la muestra a niveles altos de concentración propietaria. Esta divergencia podría merecer una futura indagación. Una posibilidad, sugerida por los resultados, es que, a mayor grado de concentración propietaria, mayor poder de discrecionalidad tendrá el propietario controlante sobre las decisiones, lo que le permite ir en búsqueda de ganancias extraordinarias a costa de exponer a un mayor riesgo a los propietarios no controlantes. Sin embargo, en los niveles más altos de concentración propietaria, sería este mismo propietario controlante quien debería soportar las pérdidas de forma individual, por lo que tendería a actuar con mayor diligencia en la toma de riesgo.

Tabla 7. Bancos con una concentración mayor al 70 %

	ROA	ROE	IFN
Concentración (rezago de 12 meses)	-0.34* (0.207)	-0.96*** (0.251)	-0.74 (0.444)
EMAE	0.07*** (0.016)	0.08*** (0.029)	0.10*** (0.023)
BADLAR	-0.01 (0.016)	0.05 (0.035)	0.04* (0.019)
RIESGO PAÍS	-0.09*** (0.018)	-0.03 (0.037)	-0.05** (0.024)
RESERVAS BCRA	-0.05** (0.021)	-0.05 (0.048)	-0.07*** (0.024)
RATIO DE CAPITAL	-0.01*** (0.003)	0.01 (0.004)	0.01*** (0.003)
TASA ACTIVA	-0.01*** (0.002)	0.02*** (-0.003)	0.02*** (0.004)
RATIO DE LIQUIDEZ	-0.01 (0.001)	-0.01*** (0.002)	0.001 (0.001)
Número de Bancos	63	63	63
Observaciones	2366	2362	2366
R ²	0.747	0.203	0.675

Nota. Los símbolos ***, ** y * refieren a la significación estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. El valor entre paréntesis corresponde al error estándar estimado. Todas las regresiones incluyen efectos fijos por trimestre. Estimadores robustos ante la presencia de heterocedasticidad. Fuente: Elaboración propia a partir del informe de entidades financieras.

Cabe mencionar que la asociación negativa puede estar sesgada por la omisión en la regresión de la aversión al riesgo individual de los propietarios. Esto restringe la interpretación de los coeficientes estimados. Por ejemplo, un problema de autoselección tal que un/a propietario/a con alta aversión al riesgo decida no asociarse con otros propietarios, incluso conociendo la aversión al riesgo de sus socios/as. En este caso, no es la concentración lo que configura el rendimiento de la entidad, sino la aversión al riesgo individual de sus propietarios. Una posible solución al problema de endogeneidad derivado de la autoselección sería la búsqueda de cambios exógenos en los propietarios de una entidad que deje inalterada la concentración. Esta tarea se deja para una futura investigación.

VI. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Basu, R., Druck, P., & Marston, D. (2004). Bank consolidation and performance: The Argentine experience. Documento de trabajo. Recuperado de https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=878974

BCRA. (2019). Informe de política monetaria (julio de 2019). Recuperado de <https://www.bcra.gob.ar/Pdfs/PublicacionesEstadisticas/IPOM0719.pdf>

Cavallo, A., & Bertolotto, M. (2016). Serie Completa de Inflación de Argentina Desde 1943 a 2016 (Filling the Gap in Argentina's Inflation Data). Recuperado de <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2787276>

Chalermchatvichien, P., Jumreornvong, S., Jiraporn, P., & Singh, M. (2014). The effect of bank ownership concentration on capital adequacy, liquidity, and capital stability. *Journal of Financial Services Research*, 45(2), 219-240.

Demsetz, H., & Villalonga, B. (2001). Ownership structure and corporate performance. *Journal of Corporate Finance*, 7(3), 209-233.

Greene, W. H. (2000). *Econometric Analysis*. Prentice Hall: New Jersey.

Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360.

Laeven, L., & Levine, R. (2009). Bank governance, regulation and risk taking. *Journal of Financial Economics*, 93(2), 259-275.

Magalhaes, R., Gutiérrez Urtiaga, M., & Tribó, J. A. (2010). Banks' ownership structure, risk and performance. Recuperado de https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1102390

APÉNDICE A:**Accionistas agrupados o no identificados en el cálculo de la concentración**

ENT	BANCO	ACCIONISTAS				VOTOS (%)		
		Mín.	Máx.	Promedio	Mín.	Máx.	Promedio	
7	BANCO GALICIA	718	884	783	0.98	2.56	2.04	
17	BBVA BANCO FRANCÉS S.A.	43	12989	3969	0.01	20.85	6.68	
20	BANCO DE LA PROVINCIA DE CORDOBA S.A.	1	1	1	0.70	0.70	0.70	
27	BANCO SUPERVIELLE S.A.	3	114	26	0.08	0.44	0.14	
34	BANCO PATAGONIA S.A.	847	5450	2663	1.15	29.94	7.25	
44	BANCO HIPOTECARIO S.A.	395	4277	2452	2.40	8.26	7.80	
45	BANCO DE SAN JUAN S.A.	5147	5617	5292	0.25	0.32	0.26	
60	BANCO DEL TUCUMÁN S.A.	6	195	33	0.07	5.00	0.79	
72	BANCO SANTANDER RÍO S.A.	7104	10272	10101	0.68	1.80	0.87	
79	BANCO REGIONAL DE CUYO S.A.	1974	1974	1974	0.07	0.10	0.09	
83	BANCO DEL CHUBUT S.A.	467	467	467	9.49	10.00	9.90	
93	BANCO DE LA PAMPA SOCIEDAD DE ECONOMIA MIXTA	16975	17209	17017	6.33	16.53	9.81	
94	BANCO DE CORRIENTES S.A.	5090	5090	5090	0.56	0.76	0.68	
97	BANCO PROVINCIA DEL NEUQUÉN SOCIEDAD ANÓNIMA	341	341	341	5.00	10.00	6.55	
147	BANCO B.I. CREDITANSTALT SOCIEDAD ANÓNIMA	No ident	No ident	No ident	0.01	0.01	0.01	

Fuente: Elaboración propia a partir del informe de entidades financieras.

Accionistas agrupados o no identificados en el cálculo de la concentración

ENT	BANCO	ACCIONISTAS				VOTOS (%)		
		Mín.	Máx.	Promedio	Mín.	Máx.	Promedio	
198	BANCO DE VALORES S.A.	1	1	1	0.01	0.01	0.01	
247	BANCO ROELA S.A.	2	4	2.72	0.43	0.43	0.43	
254	BANCO MARIVA S.A.	2	5	3	0.75	6.46	3.62	
265	HEXAGON BANK ARGENTINA S.A.	1	1	1	0.02	0.02	0.02	
285	BANCO MACRO S.A.	4571	14490	7364	23.23	46.84	33.22	
299	BANCO COMAFI SOCIEDAD ANÓNIMA	3	9	5	0.16	0.52	0.29	
303	BANCO FINANSUR S.A.	5	8	6	4.39	7.05	6.15	
306	BANCO PRIVADO DE INVERSIONES SOCIEDAD ANÓNIMA	2	2	2	0.85	2.03	1.68	
311	NUEVO BANCO DEL CHACO S. A.	193	193	193	0.70	2.52	1.26	
312	BANCO VOII S.A.	7	7	7	0.06	0.13	0.11	
315	BANCO DE FORMOSA S.A.	168	168	168	1.06	1.06	1.06	
330	NUEVO BANCO DE SANTA FE SOCIEDAD ANÓNIMA	277	805	224	1.39	1.76	1.57	
387	NUEVO BANCO SUQUÍA S.A.	3	3	3	0.02	0.02	0.02	
388	NUEVO BANCO BISEL S.A.	2	2	2	0.40	0.40	0.40	

Fuente: Elaboración propia a partir del informe de entidades financieras.

APÉNDICE B:**Período de 2009 a 2017**

	ROA	ROE	IFN
Concentración (rezago de 12 meses)	-0.47 (0.322)	-1.07*** (0.388)	-0.97 (0.892)
EMAE	-0.17*** (0.014)	0.13*** (0.028)	0.18*** (0.022)
BADLAR	0.05*** (0.014)	0.07** (0.028)	0.08*** (0.019)
RIESGO PAÍS	-0.07*** (0.016)	-0.03 (0.026)	-0.03 (0.024)
RESERVAS BCRA	-0.32*** (0.02)	-0.21*** (0.041)	-0.30*** (0.033)
RATIO DE CAPITAL	0.01** (0.004)	0.01 (0.005)	0.01*** (0.004)
TASA ACTIVA	0.01*** (0.002)	0.02*** (0.003)	0.02*** (0.006)
RATIO DE LIQUIDEZ	-0.001 (0.001)	-0.003* (0.002)	0.002 (0.002)
Bancos (N)	60	60	60
Observaciones	1920	1916	1920
R ²	0.720	0.201	0.669

Nota. Los símbolos ***, ** y * refieren a la significación estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. El valor entre paréntesis corresponde al error estándar estimado. Todas las regresiones incluyen efectos fijos por trimestre. Estimadores robustos ante la presencia de heterocedasticidad. Fuente: Elaboración propia a partir del informe de entidades financieras.

APÉNDICE C:**Exclusión de la variable PRIVADO**

	ROA	ROE	IFN
Concentración (rezago de 12 meses)	-0.34 (0.203)	-0.74** (0.305)	-0.7 (0.461)
EMAE	-0.01 (0.026)	-0.04 (0.053)	0.05 (0.045)
BADLAR	-0.05** (0.02)	0.02 (0.048)	0.01 (0.03)
RIESGO PAÍS	-0.12*** (0.021)	-0.05 (0.044)	-0.07** (0.032)
RESERVAS BCRA	0.16*** (0.05)	0.05 (0.123)	0.04 (0.081)
RATIO DE CAPITAL	0.01*** (0.003)	0.01 (0.005)	0.01*** (0.004)
TASA ACTIVA	0.01*** (0.002)	0.01*** (0.002)	0.02*** (0.004)
RATIO DE LIQUIDEZ	-0.002 (0.001)	-0.01*** (0.002)	0.001*** (0.004)
Número de Bancos	63	63	63
Observaciones	2607	2603	2607
R ²	0.080	0.174	0.705

Nota. Los símbolos ***, ** y * refieren a la significación estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. El valor entre paréntesis corresponde al error estándar estimado. Todas las regresiones incluyen efectos fijos por trimestre. Estimadores robustos ante la presencia de heterocedasticidad. Fuente: Elaboración propia a partir del informe de entidades financieras.



REVISTA DE ECONOMÍA Y ESTADÍSTICA

INSTITUTO DE ECONOMÍA Y FINANZAS
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS
UNIVERSIDAD NACIONAL DE CÓRDOBA

INSTRUCCIONES PARA LOS AUTORES

I. NORMAS GENERALES

Se reciben para su posible publicación en la Revista de Economía y Estadística trabajos en idioma español o inglés, inéditos y que no estén siendo sometidos simultáneamente para su publicación en otros medios.

Todo trabajo recibido estará sujeto a la aprobación de un Comité de Árbitros, especialistas de reconocido prestigio. El procedimiento que se utiliza es el doble ciego (autores y árbitros anónimos).

Los originales deberán presentarse en versión electrónica (preferentemente en formato Word y Excel) y ser enviados a los editores de la Revista por medio del portal web de la misma: <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/about/submissions> Es responsabilidad del autor asegurarse que el archivo sea completamente legible en cualquier computadora personal (no solamente en aquella sobre la cual el artículo fue compuesto). No serán aceptados archivos ilegibles.

Los Editores no aceptan la responsabilidad por el daño o la pérdida de artículos presentados. Sobre la aceptación de un artículo, se pedirá al autor/es transferir los derechos de autor del artículo al editor. Esta transferencia asegurará la diseminación más amplia posible de información.

Por mayor información, dirigirse a reye@economicas.unc.edu.ar o consultar en la dirección web <http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/index>

II. TIPOS DE CONTRIBUCIONES

- Artículos
- Artículos breves
- Crítica bibliográfica

III. NORMAS EDITORIALES

El autor enviará el trabajo de acuerdo con las siguientes normas editoriales:

Extensión: los artículos deberán estar escritos a doble espacio, con márgenes de 2,5 cm.; la extensión promedio será de veinticinco (25) páginas, numeradas consecutivamente (la página del título es la página 1) y en ningún caso podrán superarse las cuarenta (40) páginas.

La primer página del artículo deberá contener la siguiente información:

Título: debe ser corto, explicativo y contener la esencia del trabajo. Se debe consignar en inglés y castellano.

Autor (es): indicar los nombres y apellidos completos sin títulos profesionales, seguido de la dirección postal (institucional o particular según corresponda) y dirección de correo electrónico.

Resumen: los trabajos deberán ir acompañados por un resumen en español y en inglés. El resumen debe escribirse en un solo párrafo de no más de 100 palabras. Contendrá una descripción del problema, los objetivos, la metodología y las principales observaciones y conclusiones. Se debe consignar en inglés y castellano.

Palabras claves: se debe incluir la clasificación JEL (JOURNAL OF ECONOMIC LITERATURE CLASSIFICATION SYSTEM) disponible en Internet y hasta cinco palabras claves que definan el artículo, en inglés y castellano.

Referencias: todas las referencias bibliográficas citadas en el texto deberán ser presentadas alfabéticamente, y estar escritas según las normas de la APA (Manual de Publicación de la Asociación Americana de Psicología, como mínimo 5ta o 6ta Edición). Sólo los trabajos citados aparecen en la sección Referencias y viceversa. En Referencias no deben figurar trabajos que aún no han sido aceptados para publicación. Sólo pueden mencionarse en el texto aclarando que está en preparación (López, en preparación).

Tablas (cuadros) y Figuras (gráficos): tanto las tablas como las figuras se numerarán con números arábigos y cada una llevará una leyenda y

la fuente si fuera el caso. Deben insertarse como objeto de Office y/o adjuntar el archivo excel con los datos originales. Si en una figura se incluyen fotografías, deberán presentarse en forma de copias en blanco y negro, brillantes y de muy buena calidad. Ejemplos:

Figura 1

Precios de las acciones y riesgo/país

Fuente: JPMorgan

Tabla 1

Cambios de tipo de tenencia de la vivienda

Fuente: encuesta movilidad espacial en Bogotá, Centro de Estudios sobre el Desarrollo Económico (CEDE), 1993.

Las tablas, referencias y leyendas para figuras deberán ser escritas en páginas separadas.

Fórmulas: deberán ser numeradas consecutivamente como (1), (2), etc. sobre el lado derecho de la página. Si la derivación de fórmulas ha sido abreviada, se recomienda presentar por separado, cuando sea pertinente, la derivación completa (que no será publicada). Deben realizarse con el Editor de Ecuaciones de Word, siempre insertas en el documento como objeto editable.

Notas al pie de página: deberán ser en un mínimo y numeradas consecutivamente en todas partes del texto con números en superíndice. Deberán ser escritas a doble espacio y no incluir fórmulas.

Nombre de organizaciones y/o instituciones: deberá indicarse la denominación completa, con su correspondiente sigla entre paréntesis, de toda organización o institución mencionada en el trabajo.

Anexo: con la base de datos, cuando corresponda, es conveniente el envío en un archivo adjunto, de los datos utilizados para las estimaciones y/o construcción de tablas y gráficos.



REVISTA DE ECONOMÍA Y ESTADÍSTICA

INSTITUTO DE ECONOMÍA Y FINANZAS
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS
UNIVERSIDAD NACIONAL DE CÓRDOBA

INSTRUCTIONS FOR AUTHORS

I. GENERAL INFORMATION

Papers submitted for publication in Revista de Economía y Estadística must be written in Spanish or English and should not simultaneously be submitted for publication in other journals. Received papers will be considered by a Board of Associate Editors, composed by well known and prestigious specialists. Articles will be subject to the double blind procedure (anonymous authors and referees).

Original submissions should be submitted electronically (preferably in Word and Excel format) and sent to the Journal's editors via the Journal's web portal: <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/about/submissions>. It is the authors' responsibility to ensure that the file is completely legible in any personal computer (not only in the one in which the article was written). Not legible files will not be accepted.

The Editors will not take any responsibility for any damage or loss of submitted articles. On papers acceptance, authors will be asked to transfer their property rights to the Editors in order that the amplest dissemination of information can be guaranteed.

For further information please email to reye@economicas.unc.edu.ar, or visit our web page <http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/index>

II. TYPES OF CONTRIBUTIONS

- Articles
- Short Articles
- Bibliographical Reviews
- Contributions to Policy Watch

III. MANUSCRIPT PREPARATION

Papers' length. Submitted articles should typically be less than 25 double-spaced pages with 2.5 cm margins on all sides, and should in no event exceed 40 pages. Pages should be consecutively numbered (the title page being number 1).

Title page. The title page will include:

The **article title**, which should be short, self explaining and bearing the paper's essence, in Spanish and in English.

The authors' name and permanent affiliations, followed by their current postal address, e-mail address and telephone or fax number.

The title page will also include single paragraph abstracts, in Spanish and in English, of not more than 100 words each and a list of two to five keywords in Spanish and in English. The JEL classification should be included.

Footnotes. Footnotes will be kept at a minimum and numbered consecutively and designated by superscripts in the text. All footnotes should be typed double-spaced and they will not include formula.

References. All bibliographical references cited in the text must be presented alphabetically and written according to the APA style (Publication Manual of the American Psychological Association, at least 5th or 6th Edition). Only the cited works should appear in the References section and vice versa. References should not include papers not yet accepted for publication. They can only be mentioned in the text clarifying that it is in progress (i.e. Lopez, in progress).

Formula. They should be numbered consecutively throughout the text [e.g. (1), (2), etc] on the right of the page. It is recommended, in case of abbreviated formula display, to separately submit their complete derivation (which will be not published). They must be done with the Word Equation Editor, always inserted in the document as an editable object.

Tables and Figures. Tables as well as figures should be identified with Arabic numbers and will have a legend and the source (whenever it

applies). Figures carrying photographs will be presented in brilliant, good quality white and black copies. Tables, references and figure legends should be written in separate pages.

Organizations and Institutions. Organizations and Institutions quoted or mentioned in the paper will be indicated with their complete denomination and the corresponding initials between brackets.

Annex. Authors are advised to send, enclosed to the paper, the file with the database used for estimations and the construction of tables and graphics.

UNIVERSIDAD NACIONAL DE CÓRDOBA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS
INSTITUTO DE ECONOMÍA Y FINANZAS

REPÚBLICA ARGENTINA

REVISTA
DE
ECONOMÍA Y ESTADÍSTICA

VOLUMEN LIX - Número 1

AÑO 2021

Un enfoque de red para estudiar los efectos de la inversión extranjera directa sobre el crecimiento económico11

MATÍAS PARDINI Y GABRIEL MONTES ROJAS

Consideraciones metodológicas acerca del Análisis Estocástico de Frontera en modelos de datos de panel: evidencias del modelo ECF orientado a costos en el Sector Bancario Argentino37

IGNACIO G. GIRELA Y JOSÉ M. VARGAS

La Revista de Economía y Estadística de la Universidad Nacional de Córdoba durante los dos primeros gobiernos peronistas (1946-1955) 61

FLORENCIA SEMBER

Mercado laboral y pobreza en Argentina 85

JOSÉ L. NAVARRETE, A. DANIELA CRISTINA, VALERIA J. BLANCO Y LUJÁN REYES

Dispersión accionaria y desempeño de los Bancos Argentinos125

MARTÍN DUTTO, MARCOS NARVAEZ, EMILIANO CARLEVARO Y JUAN JULIER
