

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN



Explorando la relación de largo plazo entre mercado laboral y pobreza en Argentina

Exploring the long-run relationship between labor market and poverty in Argentina

José Navarrete ¹ | Daniela Cristina ¹

¹Universidad Nacional de Córdoba. Facultad de Ciencias Económicas, Instituto de Economía y Finanzas y Departamento de Economía y Finanzas. CICE, CIECS UNC-CONICET. Córdoba, Argentina.

Correspondencia

José Luis Navarrete, Departamento de Economía y Finanzas, Universidad Nacional de Córdoba Córdoba, Argentina.
Email: jlnavarrete@unc.edu.ar

Fecha de recepción

Mayo 2024

Fecha de aceptación

Junio 2024

RESUMEN

El trabajo analiza la relación de largo plazo entre la tasa de incidencia de la pobreza y el mercado laboral en Argentina utilizando un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos lineal aumentado en un panel de 29 aglomerados urbanos para el período 2003-2023. Se encuentra que el ingreso laboral tiene una relación negativa y estadísticamente significativa sobre la pobreza en el largo plazo, en tanto que la tasa de desempleo, la tasa de informalidad laboral y el Coeficiente de Gini presentan una relación positiva con la pobreza. No se encuentran evidencias de efectos asimétricos del mercado laboral sobre la pobreza en el largo plazo.

Palabras clave: Mercado laboral; Pobreza; Argentina.

Códigos JEL: I32, J3.

ABSTRACT

This paper analyses the long-run relationship between poverty and labour market in 29 urban centers in Argentina from 2003 to 2021 using a cross-sectionally augmented linear autorregressive distributed lag model, considering both symmetric and asymmetric variations. The study reveals a negative relationship between labour income and poverty whereas the unemployment rate, informality rate, and Gini Coefficient are directly linked to poverty. Notably, the analysis does not find evidence of asymmetric effects of the labor market on poverty over the long term.

Keywords: Labour market; Poverty; Argentina.

JEL codes: I32, J3.

1 | INTRODUCCIÓN

La pobreza es un fenómeno multidimensional y depende de diversos factores, entre los que se encuentra el ingreso tanto en nivel como en la desigualdad de su distribución. En este sentido, el mercado laboral constituye el principal canal por medio del cual la actividad económica de un país afecta a la pobreza. En general, las mejoras en el mercado laboral, como las reducciones en la tasa de desempleo, de la informalidad, incrementos en el nivel de los ingresos laborales reales o en la desigualdad en la distribución del ingreso, se traducen en reducciones en la incidencia de la pobreza. Si bien muchos estudios destacan esta relación de corto plazo, es importante indagar también si estas variables están relacionadas en el largo plazo y conocer, además, cómo es dicha relación.

La motivación de este trabajo surge entonces a partir de la necesidad de investigar las relaciones de largo plazo entre variables del mercado laboral y la pobreza en Argentina para el período 2003-2023 y determinar la existencia de posibles efectos asimétricos, lo cual tiene implicancias directas para el diseño de políticas. En la literatura se reconoce que, por ejemplo, tanto el crecimiento económico como la mejora distributiva, generan reducciones en la pobreza. Sin embargo, luego de las crisis económicas, estos índices no vuelven fácilmente a sus niveles previos, por lo que hay indicios de que las mencionadas relaciones pueden ser asimétricas (es decir, la relación entre las variables ante una disminución del indicador puede no ser la misma que ante un incremento en el mismo).

Dado lo anteriormente expuesto, el objetivo de este trabajo es cuantificar la influencia a largo plazo del mercado laboral sobre la pobreza en Argentina. Para alcanzar este propósito, se llevarán a cabo estimaciones de las elasticidades de largo plazo de diferentes variables que aproximan el desempeño del mercado laboral sobre la pobreza, a través de un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos con efectos-correlacionados comunes (*CCE common-correlated effects*) para datos de panel largos. También se utilizará una versión no lineal para contrastar la existencia de posibles asimetrías.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la Sección 2 se presenta el marco conceptual y resultados de trabajos previos. En la Sección 3 se detallan las fuentes de datos y se explica la metodología empírica utilizada, mientras que la Sección 4 presenta los resultados obtenidos. Por último, en la Sección 5 se encuentran las conclusiones.

2 | REVISIÓN LITERARIA

A nivel internacional es común encontrar trabajos cuyo propósito es estimar las elasticidades ingreso y desigualdad de la pobreza como una primera aproximación a los determinantes de esta última. Entre otros, se destacan Bourguignon (2004), Marrero y Servén (2022), López y Servén (2006), Fosu (2017), quienes encuentran que dichas elasticidades son significativamente distintas de cero, tienen el signo esperado, difieren entre países, y sus valores dependen positivamente de los niveles de ingreso y negativamente de la desigualdad inicial.

En este sentido, Bourguignon (2004) destaca que para sostener la reducción de la pobreza a largo plazo es necesario crecer, dado el límite natural que existe para la redistribución. Advierte también, que las políticas que sean efectivas en la disminución de la desigualdad pueden ofrecer una doble ganancia, dado que aminoran la pobreza en el presente y también aceleran su reducción futura.

Un antecedente para Argentina lo encontramos en el trabajo de Zack y Sotelsek (2019), quienes utilizando datos trimestrales del período 2003-2017 analizan los efectos asimétricos del ciclo económico sobre diversos indicadores sociales en Argentina. Los autores encuentran que existe un efecto asimétrico del ciclo económico sobre la pobreza en Argentina. En cambio, no encuentran evidencia de que el valor de la elasticidad distribución sea diferente según se trate de una fase ascendente o descendente del ciclo.

La hipótesis de efectos asimétricos del ciclo económico sobre la tasa de pobreza radica en que la distribución del ingreso mejora en las etapas de crecimiento y empeora en las recesiones, pero el deterioro producido durante las fases descendentes es mayor que la mejora obtenida en las fases ascendentes. Entonces, como el ciclo económico tiene un efecto asimétrico sobre la distribución del ingreso, este efecto tiene que verse reflejado en las variaciones de la pobreza (Agenor (2004).

Agenor (2004) sostiene además, que las crisis económicas y financieras afectan desproporcionadamente a los más a los pobres, porque carecen de activos y acceso a los mercados financieros que les permitan protegerse ante los shocks adversos sobre el ingreso y el empleo. Asimismo, debido a la falta de educación y habilidades valoradas por el mercado, los pobres tienden a tener menos posibilidades de movilidad (entre sectores o regiones) que los trabajadores más calificados, por lo tanto, les cuesta más capitalizar las oportunidades de empleo que pueden surgir en la etapa de recuperación.

Se suelen identificar al menos cuatro canales mediante los cuales las crisis deterioran la distribución del ingreso y perjudican mayormente a los pobres: primero, la caída en el producto genera una disminución de la demanda laboral que es mayor para los trabajadores no calificados; segundo, el alto nivel de inflación que suele observarse al final de las crisis financieras, deteriora los salarios reales, pero también afecta más a los ahorros de los pobres, que conservan una mayor parte de su riqueza en efectivo (regresividad del impuesto inflacionario); tercero, las grandes depreciaciones que ocurren durante las crisis generan un aumento del precio relativo de los bienes transables sobre los no transables (tipo de cambio real), que afecta negativamente los salarios reales de las clases medias y bajas, que suelen ser consumidoras netas de alimentos, sobre todo en los países con mayor población urbana; y cuarto, el recorte del gasto público que normalmente se implementa en respuesta a las crisis financieras provoca un severo impacto en las familias pobres, quienes reciben menos transferencias y servicios sociales (Halac y Schmuckler 2004).

Hay motivos para creer que pueden existir asimetrías en las relaciones entre el crecimiento, la desigualdad y la pobreza. De acuerdo con Beker (2016), las causas de la pobreza en la población económicamente activa son básicamente dos: el desempleo y un nivel de ingresos que no permite alcanzar la línea de pobreza. Desde esta perspectiva, se podría decir que si la relación entre la tasa de crecimiento y la tasa de desempleo es negativa y asimétrica, como plantean varios trabajos¹, probablemente el crecimiento y la pobreza también estén inversamente relacionados de forma asimétrica. En cuanto a la insuficiencia de ingresos, si los salarios reales de las personas ubicadas en los percentiles más bajos de la distribución del ingreso no aumentan rápidamente en las etapas de crecimiento, también se observarán efectos asimétricos, debido al gran perjuicio que exhiben durante las recesiones por las razones antes explicadas.

Diversos trabajos exploran la relación entre el mercado laboral y pobreza tanto a nivel internacional como para Argentina. Beccaria et al. (2009 y 2011) encuentra que el mercado laboral es uno de los principales factores que influye sobre los niveles de pobreza en América Latina.

¹ Entre ellos se pueden mencionar el de Shin et al. (2014), Moreno, Gómez, Muñoz y Pereira (2021) y Bod'ya y Považanová (2021). Para el caso de Argentina, trabajos como los de Porras y Martín-Román (2020) y Zanin (2021) confirman la existencia de la relación inversa entre crecimiento y desempleo, aunque su asimetría ha sido menos estudiada.

Respecto a la realidad económica argentina, se tiene trabajos como el de Cruces et al. (2017), donde se indaga la relación entre mercado laboral y la pobreza en Argentina durante la década del 2000. Se encuentra que en los años de crisis económica con deterioro en el mercado laboral la pobreza aumentó, mientras que los años de mejoras en el mercado laboral se tradujeron en reducciones en los niveles de pobreza. Beccaria et al. (2006) sostienen que en el caso que todos los trabajadores informales pasen al mercado formal, la disminución de la incidencia de la pobreza en Argentina sería significativa.

Asimismo, Mario y García (2013) destacan que un proceso de formalización de la fuerza laboral generaría reducciones en los niveles de pobreza de las regiones del país, pero no sería suficiente para erradicar esta problemática. Navarrete et al. (2021) estudia el vínculo entre mercado laboral y pobreza en un panel de provincias argentinas en el período 1996-2018, encontrando evidencias de que mejoras en el nivel de ingreso y su distribución, como así también en la tasa de desempleo, contribuyen a reducir la tasa de pobreza. Además, se encuentran evidencias de efectos no lineales del ingreso, la informalidad y el desempleo sobre la pobreza, que dependen del grado de desigualdad de la jurisdicción.

Gasparini et al. (2007), Sconfienza (2017) y Reyes (2022), entre otros, también hallan evidencias del impacto del mercado laboral sobre la tasa de pobreza en Argentina. En suma, los resultados empíricos presentados indican que existe una relación entre mercado laboral y pobreza a corto plazo. Sin embargo, hay muy poca evidencia empírica de esta relación en el largo plazo. Además, es escasa la evidencia de efectos asimétricos, lo que motiva una contribución en este aspecto. La disponibilidad de datos y de nuevas metodologías econométricas permite estudiar esta problemática, focalizando en el rol del mercado laboral como canal para mejorar los índices de pobreza en Argentina a largo plazo.

3 | DATOS Y METODOLOGÍA

3.1 | Datos

Para el presente trabajo se utilizan datos trimestrales de 29 aglomerados urbanos² para el período que va desde el tercer trimestre del año 2003 al segundo trimestre del año 2023. Las variables utilizadas son: la tasa de pobreza (o tasa de incidencia de la pobreza), el ingreso promedio de la actividad principal a precios constantes de 2003, así como el Coeficiente de Gini del ingreso per cápita familiar, la tasa de desempleo y la tasa de informalidad.

Con el propósito de obtener una serie comparable de la tasa de pobreza, se procedió a realizar algunos ajustes que se detallan a continuación:

- Para cálculo de pobreza se toman las canastas básicas totales (CBT) promedio de cada trimestre (2003-2023). Los datos se toman del trabajo de Zack et al. (2020). Dichos autores calcularon tasas de pobreza comparables para período 2003-2019, utilizando datos de todos los aglomerados incluidos en la EPH en cada momento, y en base a la metodología que utiliza el INDEC desde el año 2016.
- Los ingresos están expresados a precios de 2003 (agosto 2003=100).
- Para los valores de la CBT entre 2007 y 2015 se utilizó la inflación calculada por el sitio Inflación verdadera (<http://www.inflacionverdadera.com/>).

En la Tabla 1, se presenta una descripción de las variables utilizadas en el presente trabajo. La Tabla 2 presenta las principales medidas descriptivas de las variables. Esta información se presenta por región, con el propósito de exteriorizar la disparidad presente entre las diferentes jurisdicciones del país. De la misma se desprende que la región con el nivel promedio de pobreza más alta es el NEA (48.38 %) con valores que oscilaron entre el 17 y 78 % en el período analizado. Le sigue en nivel la región NOA con un valor medio de 43.05 %. En otro extremo, la región Patagonia presenta el menor valor promedio de pobreza (25.79 %). También existen diferencias entre los niveles promedios de las variables que pertenecen al mercado laboral. En este sentido, las mayores tasas de desempleo promedio se dan en el GBA y en la región Pampeana, mientras que la desigualdad es mayor en las regiones NOA y NEA. Es importante destacar que existen importantes diferencias hacia el interior de cada región.

Tabla 1. Descripción de variables

Variante	Descripción	Fuente
Pobreza	Tasa de incidencia de la pobreza. Porcentaje de personas pobres respecto del total de la población.	EPH-INDEC
Ingreso	Ingreso promedio de la actividad principal de trabajadores asalariados a precios de 2003.	EPH-INDEC
Gini	Coeficiente de Gini del ingreso per capita familiar	EPH-INDEC
TD	Tasa de desempleo, calculada como desempleados de la población económicamente activa.	EPH-INDEC
Informal	Tasa de informalidad, calculada como la proporción de trabajadores asalariados que no realizan aportes jubilatorios ni se realizan descuentos para obra social	EPH-INDEC

En la Tabla 3 se presenta una matriz de correlación, destacándose que el signo del coeficiente de correlación entre la pobreza y las variables del mercado laboral es el esperado. En cuanto a la relación entre las variables incluidas en este trabajo, se observa que la tasa de incidencia de la pobreza tiene una alta correlación negativa

con el ingreso (-0.8) y una correlación positiva con la desigualdad y la tasa de informalidad (0.5 y 0.75 respectivamente). Finalmente, se tiene que la tasa de pobreza se encuentra correlacionada de forma directa con la tasa de desempleo.

²Los aglomerados no incluidos en este trabajo son: San Nicolás-Villa Constitución, Rawson-Trelew y Viedma-Carmen de Patagones. La exclusión de estos aglomerados obedece a que los mismos se incorporaron en la EPH con fecha posterior a 2003.

A continuación, se presenta un diagnóstico de la situación de Argentina haciendo énfasis en indicadores del mercado laboral para poder determinar la influencia de estos sobre la pobreza. Según se puede observar en la Figura 1, el fenómeno de la pobreza es persistente y de larga data en Argentina. A pesar de pequeños vaivenes de corto plazo, cuando se analiza su evolución de largo plazo se observa claramente que la tasa de pobreza, después de llegar a su

punto más alto como consecuencia de la crisis del 2001-2002; verificó un período de disminución sostenida, con mínimos de alrededor del 25 % en los años 2015 y 2017. A partir del año 2018 se observa un período ascendente hasta el año 2020. Durante el año 2021, la tasa de pobreza desciende temporalmente para iniciar nuevamente una fase ascendente desde la segunda mitad del año 2022.

Tabla 2. Estadísticas descriptivas

Región ³	Variable	Observaciones	Media ⁴	Desvío Estandar
GBA	Pobreza	152	28.53	14.66
	Ingreso	152	1038.58	212.67
	Gini	152	41.66	2.62
	Informal	152	32.18	10.00
	TD	152	9.01	2.96
NOA	Pobreza	456	43.05	11.31
	Ingreso	456	649.40	113.67
	Gini	456	41.47	5.18
	Informal	456	42.89	7.26
	TD	456	7.67	3.25
NEA	Pobreza	303	48.38	11.81
	Ingreso	303	669.76	115.26
	Gini	303	41.99	4.62
	Informal	303	40.98	8.11
	TD	303	4.57	2.54
CUYO	Pobreza	228	41.98	11.00
	Ingreso	228	758.55	126.93
	Gini	228	40.16	3.44
	Informal	228	41.00	6.55
	TD	228	5.09	2.95
PAMPEANA	Pobreza	760	36.32	11.43
	Ingreso	760	859.68	147.14
	Gini	760	41.31	3.52
	Informal	760	34.85	8.56
	TD	760	8.59	3.21
PATAGONIA	Pobreza	303	25.79	12.41
	Ingreso	303	1356.26	314.63
	Gini	303	40.24	3.42
	Informal	303	18.75	6.89
	TD	303	5.92	2.84

Notas: ³ GBA: Ciudad de Buenos Aires y Partidos del Gran Buenos Aires; NOA: Santiago del Estero, Jujuy-Palpalá, Gran Catamarca, Salta, La Rioja, Gran Tucumán-Tafí; NEA: Posadas, Gran Resistencia, Corrientes, Formosa; CUYO: Gran Mendoza, San Luis-El Chorrillo, Gran San Juan; PAMPEANA: La Plata, Bahía Blanca-Cerri, Gran Rosario, Gran Santa Fe, Gran Paraná, Gran Córdoba, Concordia, Santa Rosa-Toay, Mar del Plata-Batán, Río Cuarto; PATAGONIA: Comodoro Rivadavia-Rada Tilly, Neuquén-Plottier, Río Gallegos, Ushuaia-Río Grande. ⁴ Los valores corresponden al promedio simple de las jurisdicciones que integran cada región en el período 2003 al 2023.

Tabla 3. Matriz de correlación

Variable	Pobreza	Ingreso	Gini	TD	Informal
Pobreza	1				
Ingreso	-0.80	1			
Gini	0.50	-0.24	1		
Informal	0.75	-0.81	0.42	1	
TD	0.28	-0.16	0.43	0.26	1

Este trabajo analiza el vínculo entre la pobreza y la situación del mercado laboral, por lo que a continuación se analizan las tendencias en el empleo registrado, empleo no registrado (tasa de informalidad), tasa de desempleo, evolución de los ingresos laborales de los individuos y de la distribución del ingreso. En términos de empleo privado registrado (véase Figura 2), se observa que después de los bajos niveles de empleo registrado como consecuencia de la crisis

de 2001-2002, hubo un periodo de clara generación de puestos de trabajo que duró hasta el año 2008. Posteriormente, comenzó un periodo de estancamiento en la generación de puestos en el sec-

tor privado registrado de la economía que duró hasta el año 2021. En los últimos dos años de la muestra se aprecia un incremento del empleo registrado.

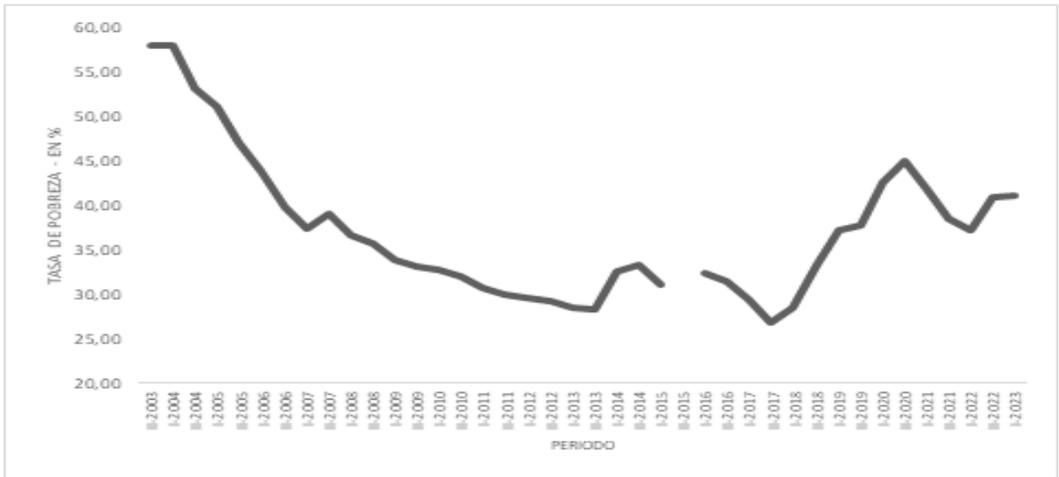


Figura 1. Evolución de la pobreza

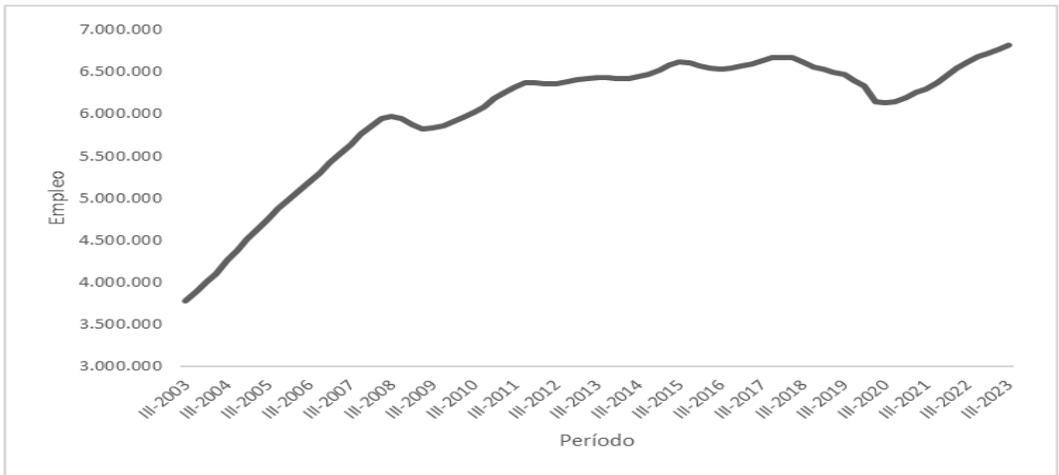


Figura 2. Evolución del empleo privado registrado

Una de las características de largo plazo de la informalidad laboral (véase Figura 3) es que la misma subió sostenidamente. Se situaba en alrededor del 22% a comienzos de los años 80 (véase Gertel et al., 2011), llegando a alcanzar máximos históricos (con una incidencia de casi el 50%) en el periodo 2003-2004. Posteriormente, comenzó a disminuir, estabilizándose⁵ a partir del año 2008 en alrededor del 34%.

Para comprender mejor la dinámica del mercado laboral se cuenta con información de la evolución de la tasa de desempleo.

La Figura 4 muestra la evolución de este indicador para el total de aglomerados urbanos. Se observa que, después de exhibir valores altos como consecuencia de la crisis económica de principios de este siglo, la tasa de desempleo cayó sensiblemente estabilizándose en alrededor del 7% hasta mediados del año 2015. La disminución en dicha tasa es reflejo del importante crecimiento del empleo que existió hasta ese periodo: en el sector privado registrado se observó entre 2002 y 2015 un incremento de unos tres millones de puestos de trabajo.

⁵En la figura se observa con claridad además la incidencia de las restricciones del COVID sobre el mercado laboral.

A partir de este momento, y de manera coincidente con las crecientes dificultades para la generación de nuevos puestos de trabajo, la tasa de desempleo comenzó a seguir una tendencia oscilante, llegando a superar el 10 % en los años 2020 y 2021⁶.

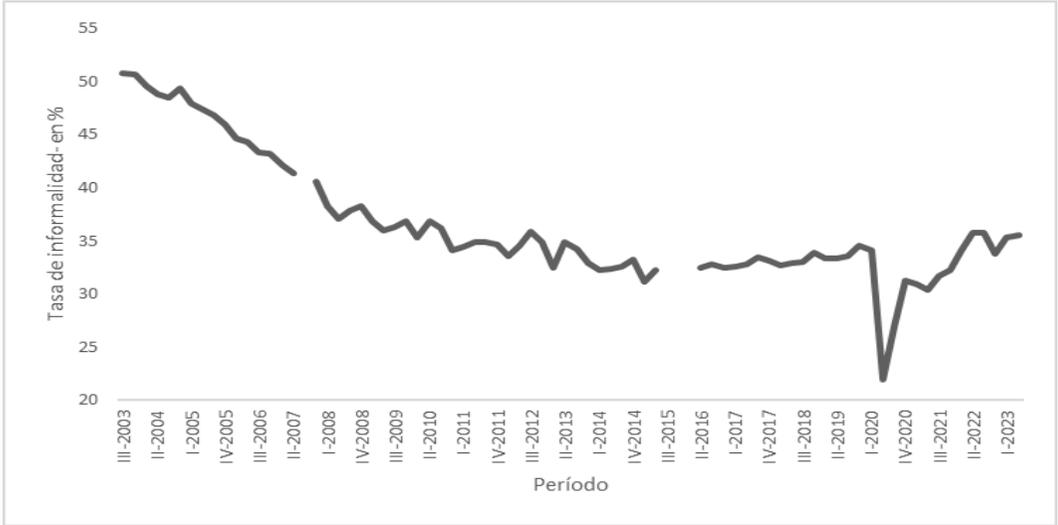


Figura 3. Evolución de la tasa de informalidad laboral

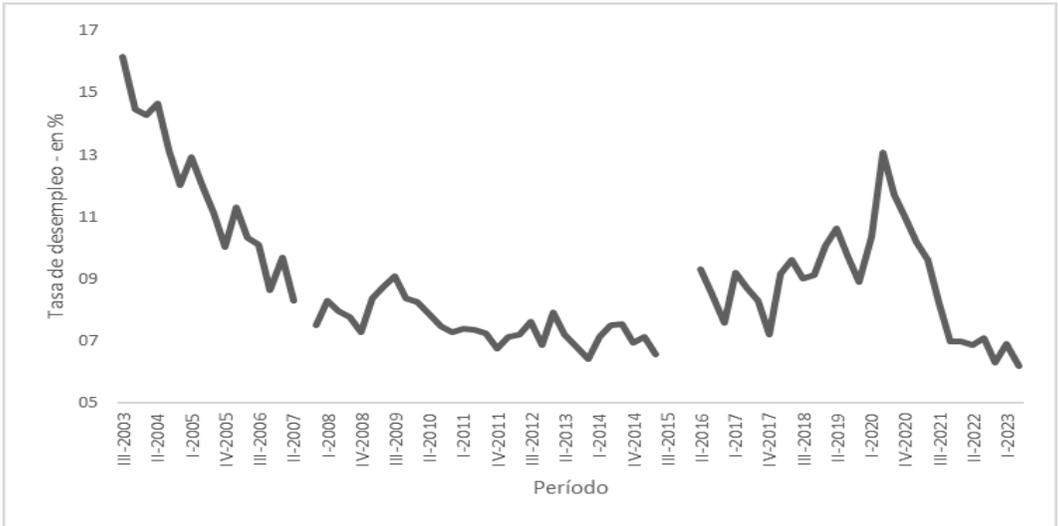


Figura 4. Evolución de la tasa de desempleo

En términos de los ingresos reales de los asalariados (véase Figura 5), se observa que luego del deterioro de ingresos por la crisis 2001-2002, sobrevino un periodo de recuperación de ingresos reales (2004-2012). A partir del año 2012, se inicia una fase de pérdida de ingresos laborales para los asalariados. De hecho, en el se-

gundo trimestre del año 2023, se tiene un poder adquisitivo exigüamente por encima del nivel mínimo de la serie (2003). Por su parte, para analizar la evolución de la distribución del ingreso se considera el Coeficiente de Gini del ingreso per cápita familiar (véase Figura 6).

⁶Es importante destacar que la tasa de desempleo se encuentra influenciada por la existencia de la creciente protección social que existe en Argentina.

Según se puede observar, la distribución del ingreso mejoró hasta el año 2012, momento en que el Coeficiente de Gini comienza una tendencia ligeramente ascendente que marca un movimiento hacia una distribución más concentrada del ingreso. En general, del análisis surge que la tasa de pobreza acompañó los ciclos económicos del país. Esto implica que, por ejemplo, incrementos en el ingreso, reducciones en la desigualdad, en el desempleo o la informalidad

fueron acompañados de mejoras en términos de pobreza. Para complementar el estudio de los vínculos de largo plazo entre pobreza y mercado laboral, en la Figura 7 se muestra la relación entre las tasas de crecimiento promedio anual de la pobreza y las variables del mercado laboral, consideradas por aglomerados, en un período 10 años⁷.

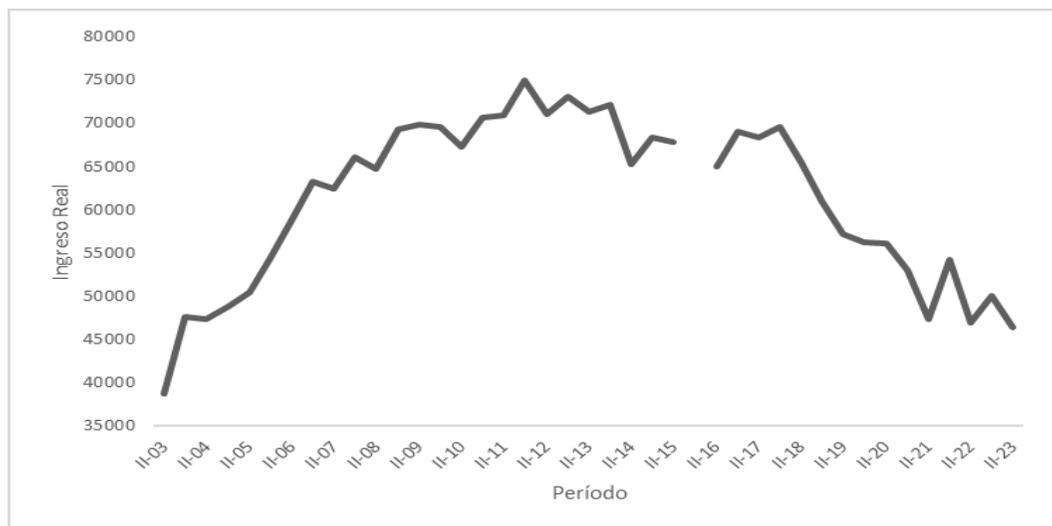


Figura 5. Evolución del ingreso real de la ocupación principal de los asalariados

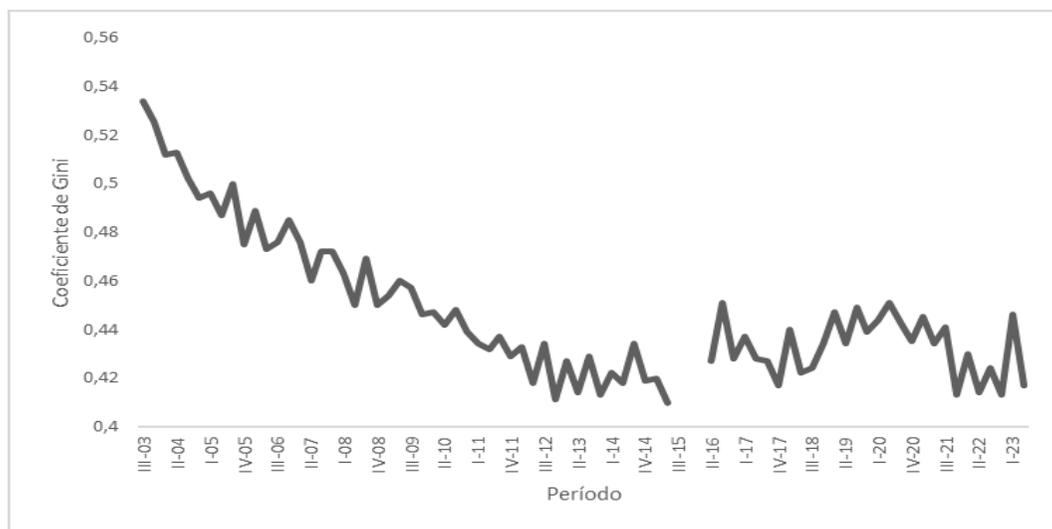


Figura 6. Evolución del Coeficiente de Gini del ingreso per cápita familiar

⁷ Específicamente, se relaciona la tasa de crecimiento promedio observada para las variables en el término de diez años. Así, se tienen las tasas entre los años 2003-2013, 2004-2014, 2005-2015, etc.

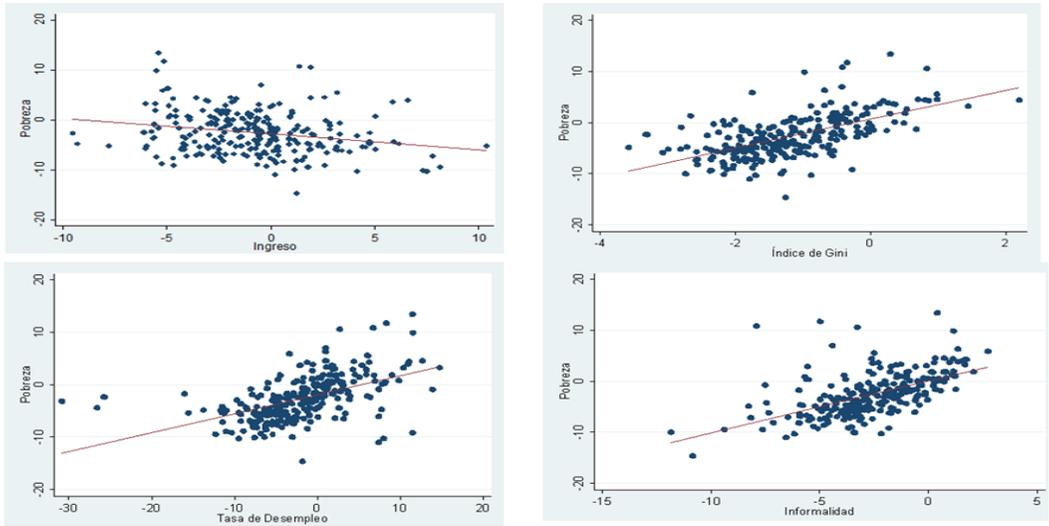


Figura 7. Relaciones de largo plazo entre pobreza y mercado laboral

4 | METODOLOGÍA

El objetivo del presente trabajo es estudiar la relación de largo plazo entre la tasa de incidencia de la pobreza y el mercado laboral en Argentina. Específicamente, se busca estimar las elasticidades de largo plazo entre la pobreza y diferentes variables explicativas relacionadas al mercado laboral. Para ello, se empleará un modelo de paneles heterogéneos autorregresivo de rezagos distribuidos lineal (ARDL) controlado por efectos correlacionados comunes (Chudik, y Pesaran 2015; Pesaran y Smith 1995; Pesaran, Shin y Smith 1999; Shin, Yu y Greenwood-Nimmo ;2014).

Existen dos técnicas predominantes para estimar modelos de datos de panel dinámicos heterogéneos: el estimador Mean Group (MG) que consiste en estimar una ecuación para cada grupo por separado y calcular el promedio de los coeficientes, obteniendo coeficientes consistentes del promedio aun cuando las variables son integradas de orden 1 (I(1)); y el estimador Pooled Mean Group (PMG), que surge de agrupar y promediar, es un camino intermedio entre una estimación agrupada pura (coeficientes homogéneos) y una estimación MG (coeficientes heterogéneos), dado que permite que las ordenadas al origen, los coeficientes de corto plazo y las varianzas de los errores varíen entre grupos, pero que los coeficientes de largo plazo sean iguales.

En términos generales, un modelo ARDL(p_y, q_x) con efectos correlacionados comunes puede ser presentado de la siguiente manera:

$$y_{i,t} = \sum_{j=1}^{p_y} \lambda_{i,j} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q_x} \beta_{i,j} x_{i,t-j} + \sum_{j=0}^p \gamma_j' [i, I] \bar{z}_{t-j} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

donde $y_{i,t}$ es la variable dependiente, $x_{i,t}$ es la variable explicativa, $\bar{z}_t = (\bar{y}, \bar{x})' = (\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_{i,t}, \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_{i,t})'$ es el promedio transversal de las variables dependientes e independientes, μ_i es el efecto fijo de cada grupo, λ_{ij} es el coeficiente asociado a los rezagos de la variable dependiente y β_j el asociado a la variable independiente, γ_j' son los coeficientes estimados del promedio de la dependencia transversal, ϵ_{it} los residuos, $i = 1, 2, \dots, N$ y $t = 1, 2, \dots, T$

Seguendo a Ditzén (2018 y 2021), para estimar la relación de largo plazo, o el efecto de las variables explicativas sobre la variable dependiente en estado estacionario a partir de la Ecuación 1, se tiene

$$\hat{\theta}_t = \frac{\sum_{j=0}^{p_x} \hat{\beta}_{j,i}}{1 - \sum_{j=1}^{p_y} \hat{\lambda}_i} \quad (2)$$

De la Ecuación 2 se tiene que $\hat{\theta}_t$ son los coeficientes de largo plazo de i que pueden ser estimados por medio del estimador *mean group* o *pooled*

Si además se quieren considerar los efectos asimétricos las variables explicativas pueden descomponerse como una sumatoria parcial de sus cambios positivos y negativos (Ecuación 3), tal como lo hacen Shin et. al. (2014). Es decir:

$$x_{i,t} = x_{i0} + x_{i,t}^+ x_{i,t}^- \quad (3)$$

donde $x_{i,t}^+ = \sum_{j=1}^t \max(\delta x_{ij}, 0)$; $x_{i,t}^- = \sum_{j=1}^t \min(\delta x_{ij}, 0)$

De esta forma, el modelo a estimar quedaría expresado como:

$$y_{i,t} = \sum_{j=1}^{p_y} \lambda_{i,j} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q_x} (\beta_{i,j} x_{i,t-j}) + \sum_{j=0}^p \gamma_j' \bar{z}_{t-j} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

Para el caso bajo estudio, el modelo ARDL(p,q) a ser estimado es el siguiente:

$$y_{i,t} = \sum_{j=1}^{p_y} \lambda_{i,j} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q_x} (\beta_{i,j} x_{i,t-j}) + \sum_{j=0}^p \gamma_j' \bar{z}_{t-j} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

De la Ecuación 5 se tiene que $P_i(i, t)$ corresponde a la tasa de incidencia de la pobreza del aglomerado i en el periodo t (los datos

son trimestrales). Asimismo, $X_{i,t}$ representa a las variables que describen la evolución del mercado laboral: ingreso promedio de la actividad principal a precios de 2003, Coeficiente de Gini del ingreso per cápita familiar, la tasa de desempleo y la tasa de informalidad. Todas las variables se expresan en logaritmos. Finalmente, Z_t hace referencia al promedio de las variables dependiente e independientes.

Por su parte, el modelo con asimetrías a estimar está presentado en la Ecuación 6:

$$P_{i,t} = \sum_{j=1}^{p_y} \lambda_{ij} P_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q_x} (\beta_{ij}^+ X_{i,t-j}^+ + \beta_{ij}^- X_{i,t-j}^-) + \sum_{j=0}^p \lambda'_{ij} Z_{t-j} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

5 | DISCUSIÓN DE RESULTADOS

Para verificar que el orden de integración de las variables incluidas en los modelos sea menor a dos, se utilizó la prueba ADF de

Fisher (F-ADF) y la prueba de Im, Pesaran y Shin (2003) (IPS). Ambas permiten testear la hipótesis nula de que todos los paneles tienen raíz unitaria (es decir, son no estacionarios) cuando los paneles no estén balanceados. También se utiliza la prueba de Pesaran (2007) (CADF) elaborada para evaluar la estacionariedad en casos donde se sospecha de la presencia de dependencia entre grupos (CD).

Los tests de cointegración de Pedroni (1999 y 2004), Kao (1999) y Westerlund (2005) se emplean para comprobar la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables, sin importar si son I(0) o I(1). Todas las pruebas tienen como hipótesis nula la no cointegración.

Además, se utilizan los métodos desarrollados por Pesaran (2015) para evaluar si los residuos están correlacionados entre grupos; es decir, si existe dependencia entre grupos o *cross-sectional dependence*⁸. De existir, las estimaciones se llevarán a cabo incluyendo los promedios rezagados de cada grupo, como proponen Chudik y Pesaran (2015).

Las pruebas de raíz unitaria realizadas rechazan la hipótesis nula en todos los casos (Tabla 4), lo cual indica que las variables son estacionarias en niveles (I(0)).

Tabla 4. Pruebas de raíz unitaria para datos de panel

	LnPobreza	Ingreso	Gini	TD	Informal
IPS	-5.6558***	-5.5263***	-8.1124***	-9.9244***	-7.8551***
F-ADF Chi-sq	106.51***	117.55***	164.41***	197.76***	156.19***
Pesaran CADF	-7.561***	-11.893***	-14.051***	-10.251***	-11.146***

Notas: *** representa significancia estadística del 1% Para mitigar la presencia de CD en las pruebas IPS y F-ADF, siguiendo a Levin, Lin y Chu (2002) en cada periodo se sustrae la media de la serie de cada grupo.

Para contrastar la hipótesis de cointegración entre la tasa de pobreza y variables que aproximan el desempeño del mercado laboral, se procedió a realizar diversos test para datos de panel en especificaciones de modelos alternativas. Así, los modelos A, B, C y D presentados en la Tabla 5 incluyen como única variable explicativa al nivel de ingreso, el Coeficiente de Gini, la tasa de informalidad

y la tasa de desempleo respectivamente. El modelo E incluye como variables explicativas el nivel de ingreso y el coeficiente de Gini, mientras que el modelo F suma al anterior, la tasa de desempleo. Finalmente, el modelo G incluye al Coeficiente de Gini, la tasa de desempleo y la tasa de informalidad como variables explicativas.

Tabla 5. Pruebas de raíz unitaria para datos de panel

Estadístico	A	B	C	D	E	F	G
Pedroni rho	-22.635***	-22.881***	-17.108***	-19.477***	-25.419***	-21.966***	-16.499***
Pedroni PP	-18.329***	-18.304***	-14.148***	-15.647***	-23.789***	-23.909***	-18.388***
Pedroni ADF	-19.501***	-18.889***	-15.427***	-16.340***	-24.306***	-23.798***	-18.071***
Kao ADF	-4.273***	-4.054***	-0.867	-3.739***	-6.189***	-8.375***	-3.648***
Westerlund	-3.670**	-3.019***	-2.595***	-2.868***	-2.719***	-1.775**	-0.635

Notas: ** y *** representa significancia estadística del 5% y 1% respectivamente. Para mitigar la presencia de CD en todas las pruebas, siguiendo a Levin et. al. (2002) en cada periodo se sustrae la media de la serie de cada grupo. En las pruebas de Pedroni, se consideraron los estadísticos "de grupo", que permiten que el coeficiente autorregresivo difiera entre grupos.

⁸ De darse la presencia de cierta dependencia entre las unidades de observación a través de un factor común que afecte a las mismas (cross-sectional dependence o CD), ignorarla al momento de la estimación llevaría a estimadores sesgados e inconsistentes (Chudik, y Pesaran 2015; Ditzgen, Jan 2018 y 2021).

Las pruebas de Pedroni (1999 y 2004), Kao (1999) confirmarían la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo para todos los modelos propuestos con un nivel de significatividad del 1%, excepto por la prueba de Kao en el modelo C, que tiene como única variable explicativa la Informalidad. El test de Westerlund también rechaza la hipótesis nula de no cointegración al 1% a excepción del modelo G. Por lo tanto, los diferentes test de cointegración estarían acreditando una relación de cointegración entre la tasa de pobreza y las diferentes variables del mercado laboral.

Seguidamente, para contrastar la hipótesis de homogeneidad de pendientes en paneles largos, se procedió a realizar el test propuesto por Pesaran y Yamagata (2008). La hipótesis nula establece

que todas las pendientes de las unidades de observación (aglomerados en nuestro caso) son iguales. Si se rechaza la hipótesis nula, entonces utilizar un modelo con pendientes iguales conlleva a un

resultado inconsistente y sesgado en las estimaciones. En la Tabla 6 se exponen los resultados de las estimaciones, donde en todos los modelos propuestos se rechaza la hipótesis nula de homogeneidad de pendientes, lo que sugiere que se trata de un panel largo con coeficientes heterogéneos.

Una vez confirmada la estacionariedad de las variables, la cointegración entre las mismas y la heterogeneidad de pendientes, se procedió a estimar la Ecuación 5.

Tabla 6. Test de Homogeneidad de Pendientes

	A	B	C	D	E	F	G
Delata	8.532***	3.327***	4.684***	7.447***	5.341***	6.579***	7.597***
Delta adj.	8.788***	3.427***	4.824***	7.671***	5.546***	6.892***	7.957***

Notas: ** y *** representa significancia estadística del 5% y 1% respectivamente. En cada estimación se controla por CD.

El número óptimo de rezagos, tanto para la variable dependiente como las variables independientes, se obtiene estimando diferentes especificaciones de p y q para cada unidad de observación y seleccionado el que minimice el criterio de información. El modelo general se elige observando los valores de p y q óptimos en cada uni-

da de observación que más se repiten. Procediendo de esta manera, se llega a que la mejor especificación del modelo ARDL es $p = 1$ y $q = 0$. De lo expuesto en párrafos anteriores, el modelo a estimar es el siguiente:

$$P_{i,t} = \lambda_{i,t}P_{i,t-1} + \beta_1 Ingreso_{i,t} + \beta_2 Gini_{i,t} + \beta_3 TD_{i,t} + \beta_4 Informal_{i,t} + \sum_{j=0}^p \gamma_{i,t,j} \bar{z}_{t-j} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

La Ecuación 7 muestra que, el nivel de pobreza actual depende de sus valores observados en el período inmediatamente anterior y de los valores actuales de: el nivel de ingreso, el Coeficiente de Gini, la tasa de desempleo y la tasa de informalidad. También depende del promedio de las variables dependientes y explicativas.

La Tabla 7 muestra los resultados de las elasticidades de largo plazo obtenidas a través del modelo sin asimetrías y con el estimador *mean-group*. En todas las estimaciones se encuentra que existe dependencia entre las unidades observacionales, por lo que se debe incluir la variable Z en cada estimación.

Tabla 7. Elasticidades de largo plazo - Modelos sin asimetrías

	A	B	C	D	E	F	G
Velocidad de ajuste	-0.583***	-0.563***	-0.545***	-0.513***	-0.663***	-0.733***	-0.680***
Ingreso	-1.033***				-0.967***	-0.857***	
Gini		0.889***			0.819***	0.611***	0.478***
Informal			0.287***				0.182***
TD				0.171***		0.102***	0.099***
N	1757	1757	1757	1749	1757	1749	1749
N_g	29	29	29	29	29	29	29
T	61	61	61	60	61	60	60
F	3.13	1.86	2.02	3.21	1.78	0.82	0.62
r2	0.83	0.82	0.81	0.80	0.84	0.85	0.85
CD test	-4.25***	-4.70***	-3.59***	-3.39***	-4.52***	-3.2***	-3.35***

Notas: *, **, *** corresponden a una significatividad del 10, 5 y 1% respectivamente. CD test corresponde al valor del estadístico utilizado para el test de cross-sectional dependence. Wald test es p-valor de rechazar la hipótesis nula de igualdad de coeficientes de largo plazo. Todas las variables están en logaritmos.

En primer lugar, se estima la Ecuación 7 incluyendo como única variable dependiente al ingreso promedio de la actividad principal de los asalariados. Los resultados se presentan en la columna A y muestran que la elasticidad ingreso de largo plazo estimada es significativa, negativa y asume un valor de -1.033. Este resultado implica que una mejora en el mercado laboral, medida por un incremento del ingreso de la actividad principal en una jurisdicción, reduce la tasa de pobreza en el largo plazo. Asimismo, se tiene que el coeficiente velocidad de ajuste es de -0.583, lo que implica que el 58.3% del desequilibrio se ajusta en el primer período.

La columna B de la Tabla 7 muestra que la elasticidad de largo plazo de la desigualdad sobre la tasa de pobreza es positiva, tal como prevé la teoría, significativa y menor que la unidad (0.889). Un aumento en la desigualdad (aumento en el Coeficiente de Gini), incrementa la pobreza en el largo plazo. La velocidad de ajuste de los desequilibrios de corto plazo indica que el 56.3% del desequilibrio se ajusta en un período. Las elasticidades de largo plazo referidas a la tasa de informalidad y la correspondiente a la tasa de desempleo tienen los signos esperados y son significativas. Esto implica que aumentos en la tasa de desempleo o en la informalidad (es decir, un deterioro del mercado laboral), incrementan la tasa de pobreza a largo plazo.

En la columna E, se incluyen como variables independientes al nivel de ingreso y la desigualdad. Nuevamente las elasticidades de largo plazo resultan significativas y con los signos esperados. Estos coeficientes están en línea con resultados de trabajos a nivel mundial, donde se observa que incrementos en desigualdad se encuentran asociados a incrementos en la pobreza mientras que el ingreso tiene una relación negativa con la pobreza (Gasparini, et al. 2019; Bourguignon, 2004; Zack, 2019). Respecto a la velocidad de ajuste, se tiene que la misma se incrementa y señala que el 66.3% del desequilibrio de corto plazo se cierra en un período.

En la columna F se incorpora la tasa de desempleo como variable explicativa, además del ingreso y la desigualdad. Todas las elasticidades tienen el signo esperado y son estadísticamente significativas. En esta oportunidad, la elasticidad desempleo asume un valor de 0.102, señalando la existencia de una relación directa y significativa de este indicador con la tasa de pobreza en el largo plazo.

Finalmente, en la columna G se agrega la tasa de informalidad como variable explicativa, sin incluir el ingreso debido a alta correlación que existe entre las mismas (superior al 0.8 en valor absoluto). Nuevamente se ratifica la influencia de la informalidad sobre la tasa de pobreza en el largo plazo, alcanzado su elasticidad a un valor de 0.182. Las elasticidades para la desigualdad y tasa de desempleo mantienen su signo.

En resumen, a partir de los resultados expuestos en la Tabla 7 se puede confirmar la influencia del mercado laboral sobre los niveles de pobreza en el largo plazo. Así, mejoras en el mercado laboral como por ejemplo aumentos en el ingreso de la actividad principal o reducciones en la desigualdad, el desempleo o la informalidad tienden a reducir la tasa de pobreza a largo plazo. Estos resultados tienen implicancias de política muy claras: la reducción de la tasa de pobreza en Argentina requiere contar con un mercado laboral dinámico, que genere empleo calificado de altos ingresos y baja informalidad.

En este punto, se analiza la posibilidad de existencia de asimetrías en las relaciones entre la pobreza y el mercado laboral. Se consideran impactos asimétricos del ingreso, el Coeficiente de Gini, la tasa de desempleo y la tasa de informalidad laboral. Esto es, se analiza si el impacto sobre la pobreza difiere si se considera de manera separada cuando el ingreso aumenta (Ingreso⁺) o si ingreso disminuye (Ingreso⁻); si hay una diferencia en el impacto cuando el coeficiente de Gini aumenta (Gini⁺) o disminuye (Gini⁻).

Tabla 8. Elasticidades de largo plazo - Modelos con asimetrías

	A	B	C	D	E	F	G
Velocidad de ajuste	-0.719***	-0.684***	-0.694***	-0.646***	-0.762***	-0.735***	-0.805***
Ingreso+	-0.801***				-0.803***		-0.759***
Ingreso-	-0.823***				-0.691***		-0.710***
Gini+		0.515***				0.499***	
Gini-		0.665***				0.791***	
TD+			0.147***				
TD-			0.180***				
Informal+				0.197**			
Informal-				0.293***			
Ingreso						-0.871***	
Gini					0.653***		0.555***
TD							0.113***
N	1757	1757	1757	1757	1757	1757	1749
N_g	29	29	29	29	29	29	29
T	61	61	61	61	61	61	60
F	1.22	0.98	0.91	0.83	0.92	1.06	0.56
r2	0.83	0.83	0.83	0.82	0.85	0.86	0.85
CD test	-4.42***	-4.52***	-4.21***	-3.78***	-4.15***	-4.22	-3.54***
Wald test	0.02	0.75	0.78	0.68	0.33	4.09**	0.10

Notas: *, **, *** corresponden a una significatividad del 10, 5 y 1% respectivamente. CD test corresponde al valor del estadístico utilizado para el test de cross-sectional dependence. Wald test es p-valor de rechazar la hipótesis nula de igualdad de coeficientes de largo plazo. Todas las variables están en logaritmos.

En la Tabla 8 se presentan los resultados de las elasticidades de largo plazo obtenidas para un modelo con asimetrías obtenidos por el estimador mean-group. Los resultados muestran que, según la especificación del modelo, los desvíos de corto plazo se ajustan entre 64,6% y 80,5% en el primer año, siendo todos ellos estadísticamente significativos y con el signo esperado. Respecto al ingreso, se confirma la relación negativa de largo plazo entre pobreza e ingreso. Los coeficientes estimados son significativos estadísticamente y asumen valores diferentes según sea un aumento del ingreso o una disminución del mismo (columna A). Para períodos de incrementos en el ingreso laboral, la elasticidad de largo plazo es de -0.801 , mientras que una disminución del ingreso tiene una elasticidad de largo plazo algo menor e igual a -0.823 . A pesar de que estos valores difieran, el test de Wald no rechaza la hipótesis nula de que dichas elasticidades sean iguales. Por su parte, las elasticidades de largo plazo de la desigualdad asumen un valor positivo, menor a la unidad y son estadísticamente significativos (columna B), lo que señala la relación directa entre ambas variables. El test de Wald tampoco rechaza la hipótesis nula que ambos valores sean iguales.

Cuando se consideran los impactos asimétricos de la tasa de informalidad y la tasa de desempleo (columnas C y D), los resultados están en línea con los encontrados con el modelo sin asimetrías. Ambas variables presentan una relación directa y significativa con la tasa de pobreza. Nuevamente, el test de Wald no encuentra diferencias significativas entre los coeficientes de asimetrías estimados.

La columna E de la Tabla 8 muestra los resultados de un modelo donde la tasa de pobreza depende en forma asimétrica del nivel de ingreso, controlando por el efecto de la desigualdad. Los signos de las elasticidades son los esperados (negativos y levemente inferiores a la unidad). El test de Wald no rechaza la hipótesis nula de igualdad de elasticidades, lo que implica no existen efectos diferenciales del ingreso sobre la tasa de pobreza.

Respecto a la desigualdad y controlando el efecto del ingreso laboral tampoco se encuentran efectos asimétricos sobre la tasa de pobreza a largo plazo (columna F), aunque se confirma el signo positivo de la elasticidad. Finalmente, el modelo G estudia los efectos asimétricos del ingreso sobre la pobreza, pero controlando por desigualdad y tasa de desempleo. Los resultados confirman la no existencia de efectos asimétricos del ingreso laboral sobre la tasa de pobreza.

En función de lo anteriormente expuesto, los resultados indican que el diseño de políticas públicas orientadas a la reducción de la pobreza en el largo plazo en Argentina debería orientar las acciones hacia una mayor creación de empleo genuino. Estaríamos hablando, entonces, de la necesidad de fortalecer políticas orientadas a la desregulación y flexibilización del mercado laboral argentino (sin que ello implique precarización laboral) como instrumento para la reducción de la pobreza. Esta flexibilización seguramente implicaría que, los mercados laborales subnacionales respondieran más bien a factores inherentes a los propios mercados laborales provinciales y menos a la influencia del peso de las negociaciones salariales centralizadas a nivel de todo el país. (Cfr. Blanco et al., 2023).

Lejos se encontraría la receta que el Estado debería generar trabajo para impulsar la economía, aunque fuera para enterrar y desenterrar botellas (o pozos, como dijera Keynes).

6 | CONCLUSIONES

En el presente trabajo se estudia la relación de largo plazo entre la tasa de incidencia de la pobreza y el mercado laboral en Argentina. Específicamente, se busca estimar las elasticidades de largo plazo entre la pobreza y distintas variables explicativas relacionadas con el mercado laboral.

Para un panel de 29 aglomerados urbanos argentinos, en el período 2003-2023, se utiliza un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos lineal aumentado CS-ARDL(1,0,,0). Los resultados muestran que el mercado laboral ejerce una influencia estadísticamente significativa sobre la pobreza. Esto es, se observa que el ingreso laboral detenta una relación negativa y significativa con la pobreza en el largo plazo, mientras que la tasa de desempleo, la tasa de informalidad laboral y el Coeficiente de Gini presentan una relación positiva con la pobreza. Los resultados indican que el diseño de políticas públicas orientadas a la reducción de la pobreza en el largo plazo en Argentina debería enfocarse, por un lado, en una mayor creación de empleo genuino, es decir, implementar políticas que impulsen la generación de empleo de calidad, en el sentido de que este sea tanto formal como bien remunerado. Por ende, el diseño de programas de capacitación laboral podría ser efectivo para combatir la pobreza.

Por otro lado, para ayudar a dinamizar el mercado laboral y generar de esta manera más oportunidades de empleo, se podrían diseñar políticas orientadas a la desregulación y flexibilización del mercado laboral argentino (sin que ello implique precarización laboral) como instrumento para la reducción de la pobreza. Esta flexibilización seguramente implicaría que los mercados laborales subnacionales (regionales o provinciales) respondieran más a factores inherentes a sus propios mercados laborales provinciales (y menos a la influencia del peso de las negociaciones salariales centralizadas a nivel nacional). Esto es, las políticas de empleo (y, por ende, de reducción de la pobreza) podrían beneficiarse de enfoques más descentralizados y adaptados a las realidades regionales.

Finalmente, cualquier diseño de política de empleo debe estar acompañado por políticas que contribuyan al crecimiento sostenido de la economía. La estabilidad macroeconómica colabora con el aumento del ingreso laboral o la reducción del desempleo y la desigualdad, factores que afectan la tasa de pobreza a largo plazo.

Entre las principales líneas de investigación futura, se destaca la necesidad de indagar el impacto en la reducción de la pobreza a largo plazo de políticas específicas de inclusión laboral, como programas de capacitación, incentivos para la contratación de grupos vulnerables o medidas de apoyo a emprendedores. Además, sería de utilidad un análisis de la influencia sobre la pobreza de políticas focalizadas por género o sobre la formalización laboral.

Referencias bibliográficas

- [1] Agénor, P. R. (2004). Macroeconomic adjustment and the poor: analytical issues and cross country Evidence. *Journal of Economic Surveys*, 18 (3), 351-408.
- [2] 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.
- [3] Beccaria, L., y Groisman, F. (2009). Informalidad y pobreza: una relación compleja. *Argentina desigual*, 95-155
- [4] DATATUR. (2020). 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.
- [5] Beker, Victor A. (2016). Growth, Inequality and Poverty: What

- Do We Know? Disponible en: <https://ssrn.com/abstract=2727231>
- [6] Blanco, V. J., Cristina, A. D., Figueras, A. J., Iturralde, I. M. (2023). Convergencia y flexibilidad de los salarios en Argentina. *Economic Analysis Review*, 38(2), 39-72.
- [7] Bod'a, M., & Považanová, M. (2021). Output-unemployment asymmetry in Okun coefficients for OECD countries. *Economic Analysis and Policy*, 69, 307-323.
- [8] Bourguignon, F. (2004). The Poverty-Growth-Inequality Triangle. The World Bank. *Indian Council for Research on International Economic*.
- [9] Chudik, A., and M. H. Pesaran. (2015). Large panel data models with cross-sectional dependence: A survey. In *The Oxford Handbook Of Panel Data*, ed. B. H. Baltagi, 2-45. Oxford: Oxford University Press.
- [10] Cruces, G., Fields, G., Jaume, D. y Viollaz, M. (2017). Growth, Employment, and Poverty in Latin America, Oxford University Press.
- [11] Ditzen, J. (2018). xtdc2: Estimating dynamic common correlated effects in Stata. *The Stata Journal*, 18:3, 585 - 617.
- [12] Ditzen, J. (2021). Estimating long run effects and the exponent of cross-sectional dependence: an update to xtdc2. *The Stata Journal* 21:3.
- [13] Fosu, A. K. (2017). Growth, Inequality and Poverty Reduction in Developing Countries: Recent Global Evidence. *Research in Economics*. 71(2) 306-336
- [14] Gasparini, L., Gutiérrez, F., & Tornarolli, L. (2007). Growth and income poverty in Latin America and the Caribbean: evidence from household surveys. *Review of Income and Wealth*, 53(2), 209-245
- [15] Gasparini, L., Tornarolli, L., & Gluzmann, P. (2019). El desafío de la pobreza en Argentina. *Diagnóstico y perspectivas*. CIPEC, PNUD y CEDLAS.
- [16] Gertel, H., Cristina, D & Navarrete, J. (2011). Diagnóstico y Estrategias de Mediano y Largo Plazo en Trabajo y Empleo. En Kesman (editor), COPEC.
- [17] Halac, M., & Schmuckler, S. (2004). Distributional Effects of Crises: the financial channel. *Economía, Journal of LACEA*, 5(1), 1-67.
- [18] Levin, A., C.-F. Lin, and C.-S. J. Chu. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics* 108: 1-24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7).
- [19] López, H. y Servén, L. (2006). A Normal Relationship? Poverty, Growth and Inequality. *Policy Research*. Working Paper Series. Banco Mundial
- [20] Im, K. S., Pesaran M. H. and Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics* 115: 53-74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7).
- [21] Marrero, G. y Servén L. (2022). Growth, inequality and poverty: a robust relationship? *Empirical Economics* 63:725-791. <https://doi.org/10.1007/s00181-021-02152-x>.
- [22] Mario, A., y García, A. (2013). Informalidad laboral, pobreza y regiones. Un análisis desde la coyuntura Argentina. *Revista de estudios regionales y mercado de trabajo*, (9), 107-125. Disponible en: http://www.memoria.fahce.unlp.edu.ar/art_revistas/pr.6298/pr.6298.pdf.
- [23] Moreno, D. C. G., Gómez, M. Á. M., Muñoz, V. E. S., & Pereira, J. G. S. (2021). Crecimiento y desempleo en Ecuador: Enfoque asimétrico de la Ley de Okun. *ECA Sinergia*, 12(1), 27-42.
- [24] Navarrete, J. L.; Cristina, Daniela; Blanco, Valeria; y Reyes, Lujan (2021) Mercado laboral y pobreza en Argentina. *Revista de Economía y Estadística*. Vol LIX, N°1, pp 85-123. <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE>.
- [25] Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61: 653-670.
- [26] Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory* 20: 597-625. <https://doi.org/10.1017/S0266466604203073>.
- [27] Pesaran M.H. y Smith R. (1995) Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68(1),79-113.
- [28] Pesaran M.H., Shin Y. y Smith R.P. (1999) Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634.
- [29] Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.
- [30] Pesaran, M. H. y Yamagata T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142 (1), 50-93.
- [31] Pesaran, M. H. (2015). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric Reviews*, 34, 1089-1117.

- [32] Porras, S., y Martín-Román, Á. L. (2020). Relación entre las características de los mercados de trabajo latinoamericanos y la ley de Okun. *Serie Documentos de Trabajo* 10(20).
- [33] Reyes, Luján (2022). Análisis de los determinantes de la pobreza monetaria en Argentina en el periodo 2003-2019. *Perspectivas Revista de Ciencias Sociales*. 7(14), 705-728
- [34] 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>.
- [35] Shin, Y., Yu, B., Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. In: Sickles, R., Horrace, W. (eds) *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*. Springer, New York, NY. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9
- [36] Westerlund, J. (2005). New simple tests for panel cointegration. *Econometric Reviews*, 24, 297-316. <https://doi.org/10.1080/07474930500243019>.
- [37] Zack, G., y Sotelsek, D. (2019). The Asymmetric Effect of the Business Cycle on Poverty in Argentina. *Panoeconomicus*, 66(3), 347-364.
- [38] Zack, G., Schteingart, D. y Favata, F. (2020). Pobreza e indigencia en Argentina: construcción de una serie completa y metodológicamente homogénea. *Sociedad y Economía*, (40), 69-98. <https://doi.org/10.25100/sye.v0i40.8020>.
- [39] Zanin, L. (2021). On the estimation of Okun's coefficient in some countries in Latin America: a comparison between OLS and GME estimators. *Empirical Economics*, 60(3), 1575-1592.



Publicado por **Revista Económica**, este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo los términos de la Licencia Internacional Commons Atribución 4.0 Internacional. Para ver una copia de esta licencia, visite <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>
© Autor(es) 2024