

**Departamento de Economía**

**Tipo de documento:** Tesis de maestría



*Maestría en Economía Aplicada*

# **El impacto asimétrico del crecimiento sobre la pobreza y una aproximación a sus causas**

**Autoría:** Cámpoli, Nicolás Guillermo

**Fecha:** 2025

## **¿Cómo citar este trabajo?**

*Cámpoli, N. (2025). "El impacto asimétrico del crecimiento sobre la pobreza y una aproximación a sus causas". [Tesis de maestría. Universidad Torcuato Di Tella]. Repositorio Digital Universidad Torcuato Di Tella*

<https://repositorio.utdt.edu/handle/20.500.13098/13600>

El presente documento se encuentra alojado en el Repositorio Digital de la **Universidad Torcuato Di Tella** bajo una licencia Creative Commons Atribución-No Comercial-Compartir Igual 4.0 Internacional

**Dirección:** <https://repositorio.utdt.edu>



# El impacto asimétrico del crecimiento sobre la pobreza y una aproximación a sus causas

Alumno: Nicolás Guillermo Cámpoli\*

Tutor: Pablo Sanguinetti

Departamento de Economía  
Maestría en Economía Aplicada

Junio 2025

---

\*Se agradece a Pablo Sanguinetti y Rodrigo Gastón Solano por sus comentarios y sugerencias, que contribuyeron significativamente a la realización de este trabajo.

# El impacto asimétrico del crecimiento sobre la pobreza y una aproximación a sus causas

Nicolás Guillermo Cámpoli

## Resumen

El trabajo investiga los efectos asimétricos del crecimiento económico sobre la pobreza en América Latina, desde una perspectiva tanto teórica como empírica. Utilizando un modelo *panel NARDL* para 13 países de América Latina y el Caribe, se encontró evidencia de que las contracciones del PIB per cápita aumentan la pobreza en mayor medida a lo que las expansiones logran reducirla. Entre los mecanismos que explican esto, se sugiere que las fricciones en los mercados laborales originan una relación asimétrica en la relación PIB-desempleo, de lo que se encontró evidencia mediante la misma metodología. Adicionalmente, se conjetura que shocks económicos diferentes afectan a la pobreza con distinta intensidad, y como aproximación se estimaron los efectos generados por distintos tipos de crisis (cambiarías, bancarias, de deuda y la pandemia de COVID-19). Aunque los valores de los coeficientes estimados sugieren que las crisis cambiarías y, en especial, el COVID-19 amplifican el impacto de las recesiones sobre la pobreza, la evidencia estadística no resulta concluyente.

**Palabras claves:** Pobreza, Crecimiento, Desempleo, Panel NARDL

**Clasificación JEL:** I32, E24, C23

# Índice

<b>1. Introducción</b>	<b>4</b>
<b>2. Revisión de la literatura y marco teórico</b>	<b>5</b>
2.1. Crecimiento, desigualdad y pobreza . . . . .	5
2.2. El efecto asimétrico del ciclo económico sobre la pobreza y las posibles causas . . . . .	6
2.3. Modelo teórico: mercado laboral dual y efectos de los shocks sobre la pobreza . . . . .	10
2.4. Canales de transmisión de la asimetría: resumen . . . . .	16
<b>3. Metodología empírica</b>	<b>17</b>
<b>4. Resultados de las estimaciones</b>	<b>22</b>
4.1. Comprobando la existencia del efecto asimétrico en la relación PIB - pobreza . . . . .	23
4.2. Analizando el efecto de las crisis y el desempleo . . . . .	26
<b>5. Conclusiones</b>	<b>28</b>
<b>Referencias</b>	<b>30</b>
<b>Anexo</b>	<b>33</b>

## Índice de tablas

1.	Estimaciones modelos 1, 2 y 3 . . . . .	25
2.	Estimaciones para el modelo del desempleo y los que incor- poran los tipos de crisis . . . . .	27
3.	Periodo considerado y datos faltantes por país y variable - Modelos con tasa de pobreza como variable dependiente . . .	33
4.	Periodo considerado y datos faltantes por país - Desempleo	34
5.	Pruebas de raíz unitaria para las variables dependientes e independientes . . . . .	35
6.	Pruebas de raíz unitaria para los residuos de los modelos ARDL(1,0) . . . . .	35
7.	Resultados de las pruebas de cointegración de Pedroni y Westerlund . . . . .	36
8.	Estimaciones modelos 1 y 3 con ajustes de corto plazo - Método MG . . . . .	37
9.	Estimaciones modelos 1 y 3 con ajustes de corto plazo - Método PMG . . . . .	38

## Índice de figuras

1.	Mercados Laborales con Shocks en la productividad total de los factores agregada $A$ . . . . .	14
2.	Mercados Laborales con Shocks en la productividad total de los factores sectoriales $A_I$ y $A_F$ . . . . .	15

# 1. Introducción

América Latina ha experimentado avances importantes en la reducción de la pobreza en las últimas décadas, pero todavía enfrenta grandes desafíos. Según datos del banco Mundial y la SEDLAC, al año 2023 una de cada cuatro personas de la región vivía con menos de 6.85 dólares diarios (en paridad de poder adquisitivo de 2017). Si bien durante los primeros quince años del siglo la proporción de personas pobres en América Latina y el Caribe disminuyó fuertemente (del 50% al 30%), el progreso se estancó a partir de 2015, lo que se vio agravado con la pandemia del COVID-19. Esto sitúa a la región como una de las que avanza con mayor lentitud hacia la erradicación de la pobreza (Rodríguez Castelán *et al.*, 2024). Por lo tanto, el estudio de la pobreza y sus determinantes sigue siendo sumamente relevante para el diseño de políticas públicas.

En ese sentido, la relación entre crecimiento económico, desigualdad y pobreza ha sido central en la economía del desarrollo. A partir de trabajos pioneros como los de Ravallion (2001), Kakwani y Subbarao (1990) y Bourguignon (2003), muchos autores han demostrado que la pobreza disminuye con el aumento de los ingresos y la mejora en la distribución del ingreso. Sin embargo, se ha prestado menos atención a que la relación entre el crecimiento económico y las variaciones en la pobreza pueden no ser simétricas. Al respecto, Zack y Sotelsek (2019) encuentran que en Argentina las contracciones económicas incrementan la pobreza más de lo que las expansiones logran reducirla.

Teniendo en cuenta este hallazgo, el trabajo trata de contribuir a la literatura en tres aspectos. Primero, se analiza desde el punto de vista teórico los canales que pueden originar la asimetría. Por un lado, se enfatiza en que ciertas fricciones del mercado laboral introducen un efecto asimétrico entre las variaciones del PIB y el desempleo, y por otro se muestra que shocks que afectan a toda la economía o en particular al sector informal, pueden tener un impacto mayor sobre la pobreza que aquellos que influyen sobre el sector formal.

Segundo, con el fin de testear si el crecimiento tiene un efecto asimétrico sobre la tasa de pobreza en la región, se emplea el método *Mean Group* (MG) para estimar un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos no lineal con datos de panel (*panel NARDL*), en base a datos del periodo 1992-2023 para 13 países de América Latina y el Caribe<sup>1</sup>.

Tercero, para analizar si las hipótesis teóricas planteadas son empíricamente relevantes, se examina la presencia de asimetrías en la relación PIB-desempleo. Además,

---

<sup>1</sup>Los países son Argentina, Bolivia, Brasil, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Honduras, Panamá, Paraguay, Perú, Uruguay y República Dominicana.

con el objetivo de aproximar el efecto heterogéneo de los distintos tipos de shocks económicos, se estima si el impacto de las de las contracciones del PIB per cápita sobre la pobreza varía según la naturaleza de la crisis, que puede ser financiera (bancaria o de deuda soberana), cambiaria y la pandemia del COVID-19.

## 2. Revisión de la literatura y marco teórico

### 2.1. Crecimiento, desigualdad y pobreza

Desde el enfoque monetario, la pobreza se define como la proporción de la población cuyos ingresos no superan la línea de pobreza. En este marco, tanto el crecimiento económico como la reducción de la desigualdad pueden aumentar el ingreso de los pobres en relación a la línea de pobreza y, en consecuencia, disminuir la pobreza. En este sentido, Gasparini *et al.* (2012) señalan que el análisis del triángulo pobreza-desigualdad-crecimiento puede abordarse desde tres niveles: el mecánico, el de las asociaciones empíricas y el causal.

El primero indica que existe una **relación mecánica** entre la pobreza, el crecimiento y la desigualdad: el grado de pobreza de una población, que está dado por la masa de la cola inferior de la función de densidad de los ingresos, se puede modificar porque esta se desplaza horizontalmente (crecimiento) o porque cambia su forma (redistribución). Considerando esto, los cambios en la pobreza se pueden descomponer en un efecto crecimiento (negativo) y un efecto desigualdad (positivo).

Los primeros trabajos que estimaron estos efectos, documentaron una relación inversa entre crecimiento y pobreza, y una directa entre desigualdad y pobreza. Entre ellos se encuentran los de Kakwani y Subbarao (1990), Jain y Tendulkar (1990) y Ravallion (2001). Algunos estudios más recientes (Gasparini *et al.* (2007) y Medina y Galván (2014)) han estimado estos efectos para Latinoamérica, mostrando que tanto el crecimiento como las variaciones en la distribución del ingreso son relevantes para explicar los cambios en la tasa de incidencia de la pobreza, aunque con una mayor contribución del efecto crecimiento.

En cuanto al análisis de **asociaciones empíricas**, numerosos autores han cuantificado la influencia del crecimiento sobre la pobreza. Siguiendo a Gasparini *et al.* (2012), el enfoque metodológico más usual ha consistido en estimar elasticidades mediante una regresión, donde el cambio proporcional de la tasa de incidencia de la pobreza depende de la tasa de crecimiento del ingreso medio (o PIB per cápita). Para ello, típicamente se han utilizado datos de panel de múltiples países.

En esta línea, un trabajo importante es el de Bourguignon (2003), quien estimó

elasticidades crecimiento y desigualdad de la pobreza utilizando una muestra de 26 países en desarrollo. Bajo el supuesto de distribución log-normal de los ingresos, encontró que ambas elasticidades son funciones crecientes del nivel de desarrollo y decrecientes del grado de desigualdad. Estudios posteriores como Lopez y Servén (2006) y Fosu (2017) confirmaron estos hallazgos manteniendo el supuesto de log-normalidad, mientras que Kalwij y Verschoor (2007) llegaron a conclusiones similares sin imponer dicho supuesto.

Es decir, diversos estudios estimaron estas elasticidades bajo el supuesto de que los ingresos de la población se distribuyen log-normal, y han llegado resultados similares: existe una relación directa entre la pobreza y el crecimiento e inversa entre la pobreza y la desigualdad, pero además estos efectos tienen una mayor magnitud cuando los países son más desarrollados y el grado de desigualdad es más bajo.

## **2.2. El efecto asimétrico del ciclo económico sobre la pobreza y las posibles causas**

Si bien existe una gran cantidad de trabajos que estiman el impacto del crecimiento y los cambios en la distribución del ingreso sobre la pobreza, son menos los autores que se han preguntado si cada uno de estos efectos es diferente según haya una expansión o una recesión de la economía. En este sentido, Zack y Sotelsek (2019) plantean que existe un efecto asimétrico del ciclo económico sobre la pobreza en Argentina.

Utilizando datos trimestrales del periodo 2003-2017 para Argentina, los autores analizan los efectos asimétricos del ciclo económico sobre diversos indicadores de la pobreza (la tasa de incidencia o FGT(0), la brecha o FGT(1) y la severidad o FGT(2)). Para ello, estiman un Modelo de Corrección del Error en el que incluyen una variable dicotómica que toma el valor 1 en los trimestres en los que la variación interanual del ingreso cae. Al emplear como variables dependientes la pobreza y la indigencia, encuentran que el coeficiente asociado a la interacción de la variable dicotómica y el ingreso familiar por adulto equivalente es significativamente distinto de 0 y negativo. Con este hallazgo, concluyen que, existe un efecto asimétrico del ciclo económico sobre la pobreza, debido a que el valor absoluto de la elasticidad ingreso de la pobreza es mayor en los períodos en los que el ingreso cae. 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.

De acuerdo con Zack y Sotelsek (2019), el motivo de que exista tal asimetría es que el ciclo económico tiene un efecto asimétrico sobre la distribución del ingreso, y por lo tanto este efecto se ve reflejado en las variaciones de la pobreza y la indigencia.

Varios trabajos previos, como los de Janvry y Sadoulet (2000), Lustig (2000) y Agénor (2004), encontraron que la distribución del ingreso mejora en las etapas de crecimiento y empeora en las recesiones, pero el deterioro de las fases descendentes es mayor a la mejora obtenida en las fases ascendentes.

Siguiendo esa lógica, Agénor (2004) sostiene 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 le permitan protegerse ante los shocks adversos sobre el ingreso y el empleo. Además, debido a la falta de educación y habilidades valoradas por el mercado, los pobres tienden a tener menor capacidad para moverse (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.

Amado *et al.* (2005) y Halac *et al.* (2004) afirman que se pueden identificar 4 canales mediante los cuales las crisis deterioran la distribución del ingreso y perjudican mayormente a los pobres:

- la caída en el producto genera una disminución de la demanda laboral, que es mayor para los trabajadores no calificados
- 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 (el impuesto inflacionario es recesivo)
- la depreciaciones que ocurren durante las crisis generan un aumento del precio relativo de los bienes transables respecto a los no transables (suba del tipo de cambio real), afectando 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
- 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

Es decir, los argumentos que se encuentran en la literatura para explicar la asimetría sustentan la idea de que la volatilidad afecta negativamente la distribución del ingreso, que se deteriora mucho en las crisis y no mejora demasiado en las recuperaciones o expansiones, y esto se ve reflejado en un efecto asimétrico del ciclo sobre la pobreza (Zack & Sotelsek, 2019).

Ahora bien, es útil pensar cuales son los canales por los que los cambios en el PIB afectan directamente a la tasa de pobreza, para analizar si estos explican la no linealidad de dicha relación. 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, la relación entre el crecimiento y los cambios en la tasa de pobreza puede ser asimétrica si el desempleo o los salarios reales de las personas de menores ingresos están asociados de forma asimétrica con el ciclo económico.

Basándose en Okun (1962), múltiples estudios han demostrado que la **relación entre el crecimiento del producto y las variaciones de la tasa de desempleo** es inversa y varía entre países. Pero además, muchos autores hallaron que tal asociación es asimétrica, debido a que la tasa de desempleo reacciona más a los cambios del producto cuando este cae que cuando crece. Entre ellos, se puede mencionar el de Harris y Silverstone (2001), Cuaresma (2003), Shin *et al.* (2014), Moreno Gómez *et al.* (2021), Bod'a y Považanová (2021), Neifar (2020) y Sangare *et al.* (2024).

Entre los principales motivos de esta asimetría destacan las fricciones del mercado laboral que generan histéresis, fenómeno por el cual el aumento del desempleo durante las crisis pueda volverse persistente, manteniéndose elevado aún cuando la economía se recupera. Como señalan Lang y De Peretti (2009), el desempleo responde de manera no lineal a las fluctuaciones del producto debido a que el trabajo actúa como un factor cuasi-fijo: los costos de despido, contratación y entrenamiento llevan a las empresas a ser cautelosas al ajustar su fuerza laboral. Así, durante recesiones las firmas pueden retrasar los despidos hasta confirmar la persistencia del shock negativo, pero en las expansiones suelen ser más lentas para contratar, priorizando la productividad de los trabajadores existentes. Los autores sostienen que cuando los empleadores despiden una cantidad determinada de mano de obra después de un shock negativo, es probable que no contraten exactamente la misma cantidad después de un shock positivo de igual magnitud.

Moreno Gómez *et al.* (2021) afirman que el crecimiento económico puede no traducirse en reducciones significativas del desempleo, ya que muchas empresas optan por aumentar la producción con su plantilla existente o la población activa crece más rápido que la generación de empleo en las fases ascendentes. En cambio, durante las crisis el desempleo se dispara, por la proximidad del PIB al producto potencial en fases expansivas previas.

Mediante un modelo de insiders-outsiders, Blanchard y Summers (1988) muestran que los trabajadores asociados a sindicatos (“insiders”) negocian salarios sin considerar a los desempleados (“outsiders”), perpetuando los altos niveles de desempleo alcanzados tras shocks adversos. En recesiones, la reducción de “insiders” eleva estructuralmente el desempleo, mientras que en expansiones, la recuperación no restaura completamente los puestos perdidos. Además como manifiesta Agénor (2004), los trabajadores pueden perder habilidades durante el tiempo que permane-

cen desempleados, dificultando su retorno al mercado laboral.

Por todos estos motivos, es probable que durante las recuperaciones económicas que siguen a las crisis, la tasa de desempleo no vuelva rápidamente a su nivel previo, o que muchos trabajadores que antes tenían un trabajo formal se incorporen en trabajos informales, de menor productividad y menores salarios.

En cuanto a la **insuficiencia de ingresos**, se observarán efectos asimétricos si los ingresos de quienes se ubican por debajo de la línea de pobreza no aumentan rápidamente en la fase ascendente del ciclo, debido al gran daño que reciben durante las recesiones por las razones antes explicadas.

Asumiendo que los ingresos de los pobres dependen de la remuneración al empleo no calificado, la relación producto-pobreza puede ser asimétrica si durante las expansiones la demanda de mano de obra calificada (o de capital) se incrementa más que la de mano de obra no calificada, mientras que en las recesiones ambas se contraen por igual, o la demanda de trabajo no calificado experimenta una reducción más pronunciada. No obstante, este patrón no necesariamente se manifiesta de manera uniforme a través de todas las economías ni en todos los momentos, sino que depende de la naturaleza específica del shock que afecte a la economía.

Crisis que afecten en mayor medida al sector informal, como la del COVID-19 en el año 2020, pueden tener un impacto más elevado sobre la tasa de pobreza que aquellas que afectan de forma directa al sector formal. También existen procesos de crecimiento que favorecen solo a la demanda de mano de obra calificada, teniendo una baja eficacia en reducir la pobreza.<sup>2</sup>

De la misma forma, hay otros factores que pueden contribuir a que el ciclo económico tenga un impacto asimétrico sobre los ingresos de los más pobres:

- Muchas de las crisis están asociadas a devaluaciones reales. Si los ingresos de los pobres dependen mucho de sectores que producen bienes no transables, y la canasta que define el valor de la línea de pobreza está compuesta mayormente por transables (como los alimentos), el aumento del tipo de cambio real reduce el ingreso de los pobres relativo a la línea de pobreza. Luego, en las expansiones suelen existir una apreciación de la moneda que debería tener el efecto opuesto, pero quizás es menor su magnitud.
- Si el gasto social es procíclico y se ajusta mucho en las crisis, se agrava el impacto de la recesión sobre la pobreza. Para que esto contribuya a que la re-

---

<sup>2</sup>Según Gasparini (2005), esto ocurrió en Argentina durante el proceso de integración a la economía mundial de los 90s. La apertura comercial externa conllevó un cambio a favor de la producción y el empleo en sectores que utilizan más intensivamente recursos naturales y mano de obra calificada, lo cual produjo un aumento del retorno relativo de los recursos naturales y una ampliación de la brecha salarial entre los trabajadores calificados y no calificados.

lación PIB-pobreza sea asimétrica, la recuperación del gasto en las expansiones no debería tener tanto efecto sobre la pobreza.

En base a lo expuesto, se puede pensar que la relación inversa entre el PIB y la tasa de pobreza podría ser asimétrica por dos canales:

1. Canal del empleo: las variaciones del PIB están inversamente relacionadas a los cambios en la tasa de desempleo, y dicha relación es asimétrica. Esto significa que, de no haber cambios en la tasa de actividad, son más las personas que quedan desempleadas en las recesiones que las que consiguen trabajo en las recuperaciones/expansiones. Además, muchas de ellas pueden conseguir empleo pero en el sector informal, con menores remuneraciones. La existencia de este canal está asociada a fricciones en el mercado laboral, por lo que puede tratarse de un problema estructural de la economía.
2. Canal de los ingresos: la relación producto-pobreza puede ser asimétrica si las expansiones favorecen la demanda de mano de obra calificada por sobre la de mano de obra no calificada, mientras que en las recesiones se reducen ambas por igual o en mayor medida la segunda. Más que ser un factor estructural, esto parece depender del tipo de shock o proceso que atraviese cada economía.

### 2.3. Modelo teórico: mercado laboral dual y efectos de los shocks sobre la pobreza

Con el objetivo de analizar los efectos de shocks heterogéneos sobre la pobreza y entender por qué puede guardar una relación no lineal con el ciclo económico, se plantea un modelo donde el producto total ( $Y$ ) es la suma de la producción del sector formal ( $Y_F$ ) e informal ( $Y_I$ ). Esta depende de la productividad total de los factores agregada  $A$ , y de las específicas a cada sector ( $A_F, A_I$ ).

El sector formal emplea trabajadores calificados, y su producto está dado por:

$$Y_F = P_F \cdot A \cdot A_F \cdot K^{1-\alpha} L_F^\alpha, \quad \alpha \in (0, 1) \quad (1)$$

El sector informal emplea trabajadores no calificados, y su producción es:

$$Y_I = P_I \cdot A \cdot A_I \cdot L_I^\beta, \quad \beta \in (0, 1) \quad (2)$$

Entonces, el producto total es:

$$Y = Y_F + Y_I = A(P_F A_F K^{1-\alpha} L_F^\alpha + P_I A_I L_I^\beta) \quad (3)$$

Se asume que los mercados están segmentados, y la oferta laboral de ambos sectores es inelástica. De esta forma, la oferta laboral total de la economía (que conforma la población económicamente activa) es  $\bar{L} = \bar{L}_F + \bar{L}_I + U$ , siendo  $U$  los trabajadores desempleados.

En el óptimo, los salarios reales son igual a la productividad marginal del trabajo ( $W_j = P_j \frac{\partial Y_j}{\partial L_j}$  con  $j = I, F$ ). Como las productividades de ambos sectores son distintas, el salario formal ( $W_F$ ) difiere del informal ( $W_I$ ). Asumiendo que los salarios nominales formales son inflexibles a la baja, se tiene:

$$W_F = \begin{cases} \bar{W}_F & \text{si } L_F < \bar{L}_F \\ P_F \alpha A A_F \left(\frac{K}{L_F}\right)^{1-\alpha} & \text{si } L_F = \bar{L}_F \end{cases} \quad (4)$$

$$W_I = P_I A A_I \left(\frac{1}{L_I}\right)^{1-\beta} \quad (5)$$

Luego, la demanda de trabajo del sector formal es:

$$L_F^D = \left(\frac{\alpha A A_F P_F K^{1-\alpha}}{W_F}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (6)$$

Pero si el salario formal es menor al salario mínimo ( $W_F < \bar{W}$ ), habrá desempleo ( $U > 0$ ) y el empleo formal será:

$$L_F = \left(\frac{\alpha A A_F P_F K^{1-\alpha}}{\bar{W}}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (7)$$

Por otra parte, la demanda de trabajo del sector informal es:

$$L_I^D = \left(\frac{\beta A A_I P_I}{W_I}\right)^{\frac{1}{1-\beta}} \quad (8)$$

Como no hay rigideces de salarios en el sector informal, este siempre alcanzará el equilibrio, siendo la oferta laboral igual a la demanda. Entonces, el empleo informal será:

$$L_I = \bar{L} - U - L_F$$

mientras que el desempleo está dado por  $U = \bar{L}_F - L_F$ .

### 2.3.1. Indicador de Pobreza:

La pobreza monetaria es la proporción de la población cuyos ingresos ( $I$ ) en un periodo son menores a la línea de pobreza definida ( $z$ ). Si se considera solo la población económicamente activa y se la normaliza a 1, se tendrá que  $\bar{L} = L_F + L_I + U = 1$ , y la pobreza es:

$$H = Pr(I < z) \quad (9)$$

Como no existe un seguro de desempleo o ayuda similar, en este modelo un trabajador desempleado tendrá ingresos iguales a 0, por lo que se encontrará por debajo de la línea de la pobreza. Si además se supone que los salarios formales son suficientemente altos ( $W_F > z$ ), la pobreza será positiva si hay desempleo o los salarios informales son menores al valor de la línea de pobreza. Entonces, se puede decir que:

$$H = Pr(I < z) = \begin{cases} U(\bar{L}_F) & \text{si } W_I \geq z \\ U + \bar{L}_I & \text{si } W_I < z \end{cases} \quad (10)$$

Esta definición implica una simplificación extrema, debido a que los salarios informales son diversos, algunos salarios formales pueden ser inferiores a la línea de pobreza y las personas desempleadas pueden tener otros ingresos. Sin embargo, permite ilustrar que la pobreza, al menos de la población económicamente activa, está asociada de forma directa con el desempleo y el nivel de informalidad (en este caso, dado por la proporción de trabajadores no calificados), y de manera inversa con los ingresos cercanos a la línea de pobreza, es decir:

$$H = Pr(I < z) = F(\bar{U}^+, \bar{L}_I^+, \bar{W}_I^-) \quad (11)$$

### 2.3.2. Análisis de Shocks

Para entender lo que ocurre con la pobreza ante cambios en el PIB, se analiza lo que puede ocurrir ante shocks exógenos, mediante la introducción de cambios en  $A$ ,  $A_I$  o  $A_F$ .

La forma en la que fue planteado el modelo hace posible analizar por separado el efecto sobre la pobreza del desempleo (que ocurre en el sector formal) y de los ingresos (del sector informal). Esto se debe al supuesto de que los dos mercados laborales están segmentados, de forma que los trabajadores calificados solo trabajan en empleos formales o están desempleados, mientras que los no calificados cuentan con empleos informales.

### Shock exógeno sobre toda la economía ( $A$ )

Los cambios en  $A$  están directamente asociados a cambios en el producto total y el de cada sector. Derivando las ecuaciones (1) (2) y (3) respecto a  $A$  se obtiene que:

$$\frac{\partial Y}{\partial A} > 0; \frac{\partial Y_F}{\partial A} > 0; \frac{\partial Y_I}{\partial A} > 0$$

En cuanto al mercado informal, las ecuaciones (8) y (5) muestran que  $A$  también están directamente asociados a la demanda laboral y al salario informal de equilibrio. Shocks positivos generan aumentos en la demanda laboral informal ( $\frac{\partial L_I}{\partial A} > 0$ ) y por ende en el salario informal de equilibrio ( $\frac{\partial W_I}{\partial A} > 0$ ), y lo opuesto ocurre con shocks negativos. Esto se puede ver gráficamente en el gráfico del sector informal de la figura 2.

En base a los supuestos del modelo, si inicialmente  $W_I = z$ , un shock negativo que hace caer a  $W_I$  vuelve a todos los trabajadores informales pobres, mientras que si  $W_I$  es levemente inferior a  $z$ , un shock positivo los saca a todos de la pobreza ( $H$ ). Desde este punto de vista, el efecto para cambios positivos o negativos de  $A$  sobre  $H$  es similar si todos los ingresos informales se encuentran cercanos a la línea de pobreza. Sin embargo, si están muy por debajo o muy por encima, los cambios en la demanda laboral informal no tendrán demasiado efecto en la pobreza.<sup>3</sup>

Por otra parte, el efecto sobre la pobreza por el canal del desempleo depende de la situación en la que se encuentre el mercado formal. Si  $W_F < \bar{W}$  y el shock sobre  $A$  no cambia esa situación, cambios positivos y negativos en  $A$  producen efectos de signo opuesto pero de magnitud similar sobre  $H$ . Como se puede ver en la figura 2, cambios negativos en  $A$  producen caídas de la demanda laboral (de  $\bar{L}_F$  a  $L'_F$ ) y aumentos del desempleo, produciendo subas en  $H$ , mientras que cambios positivos en  $A$  pueden reducir el desempleo (volviendo de  $L'_F$  a  $\bar{L}_F$ ).

Ahora bien, si se parte de una situación de pleno empleo, el efecto sobre la pobreza es asimétrico: un shock positivo en el producto se traduce en mejoras en el salario informal (de  $\bar{W}$  a  $W''_F$ ) pero no hay cambios en el desempleo. Por el contrario, un shock negativo genera una suba del desempleo y por lo tanto de la pobreza, sin producir cambios en los salarios formales.

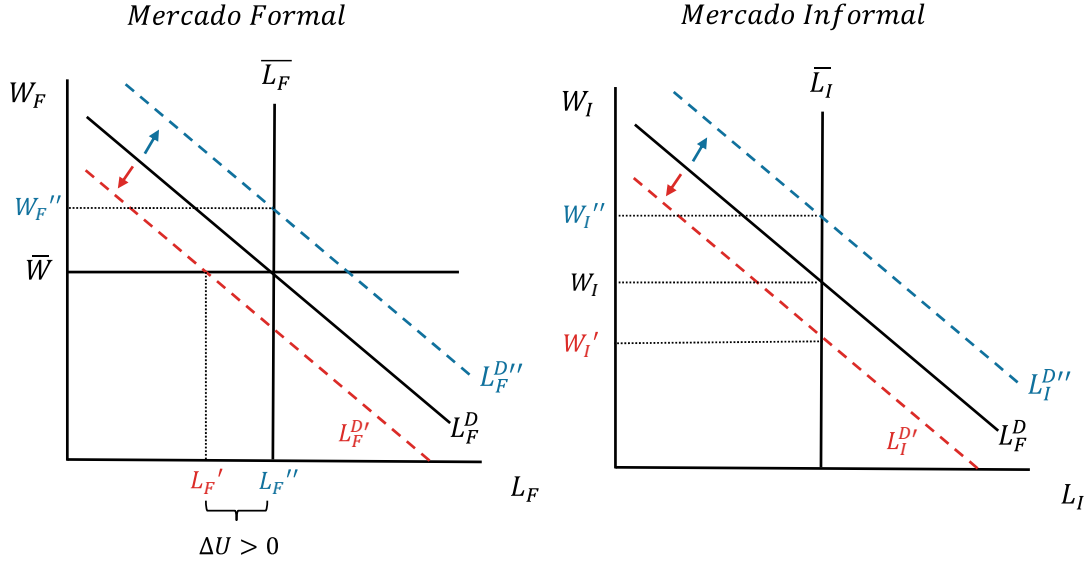
Lo anterior permite ilustrar que las fricciones en el mercado laboral contribuyen a explicar el efecto asimétrico del ciclo económico sobre la pobreza. En el modelo, la fricción se introduce exógenamente mediante la inflexibilidad a la baja de los salarios, pero sus consecuencias son coherentes con las derivadas de otras imperfecciones, que atenúan el efecto de los shocks positivos sobre el desempleo pero generan incre-

---

<sup>3</sup>Lo que es consistente con la idea de que la tasa de incidencia es menos sensible a cambios en los ingresos cuando se considera líneas de pobreza más bajas.

Figura 1: Mercados Laborales con Shocks en la productividad total de los factores agregada  $A$

$$A' < A; A'' > A$$



mentos en los ingresos por encima de la línea de pobreza. Como se indicó, esto puede deberse al poder de negociación de los sindicatos y el incremento de “outsiders” durante las crisis (Blanchard & Summers, 1988), o a la preferencia de las empresas por intensificar la producción con la plantilla existente ante los elevados costos de contratación (Lang & De Peretti, 2009).

En el caso particular de la figura 2, se plantea una situación donde el efecto sobre la pobreza es asimétrico: partiendo de una situación donde el salario formal es igual al mínimo ( $W_F = \bar{W}$ ) y el informal ( $W_I$ ) cercano a la línea de pobreza, el shock negativo afecta a la tasa de pobreza por el canal del desempleo y el de los ingresos informales, mientras que el shock positivo solo lo hace por la mejora en los ingresos informales.

### Shocks en la productividad de cada sector ( $A_I$ y $A_F$ )

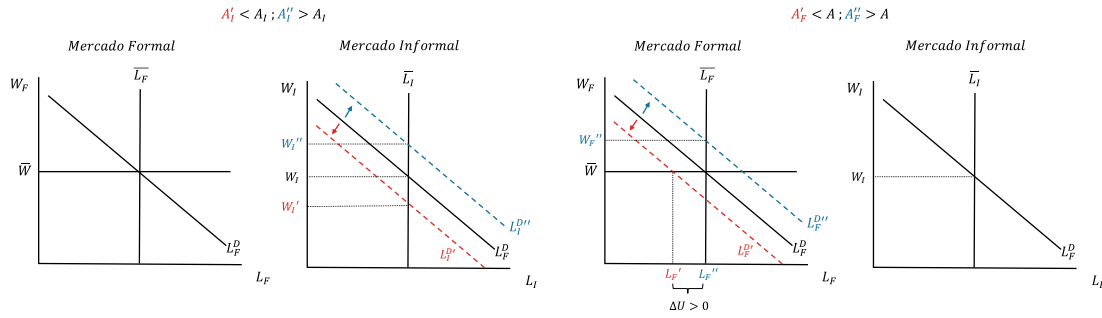
Los efectos de shocks en la productividad total específica de cada sector son iguales a los antes mencionados, solo que afectan a las variables del sector específico (los mercados están segmentados)

$$\frac{\partial L_I^D}{\partial A_I} > 0; \frac{\partial L_F^D}{\partial A_I} = 0; \frac{\partial L_I^D}{\partial A_F} = 0; \frac{\partial L_F^D}{\partial A_F} > 0;$$

De aquí se puede conjeturar que un shock en el sector informal seguramente

genere cambios en la pobreza al alterar  $W_I$ , mientras que un shock que afecte al sector formal solo tiene un impacto en la tasa de pobreza si produce cambios en el desempleo.

**Figura 2: Mercados Laborales con Shocks en la productividad total de los factores sectoriales  $A_I$  y  $A_F$**



En resumen, el modelo permite ilustrar que los cambios en el PIB o en los ingresos promedio de la economía, no necesariamente están asociados de forma lineal con los cambios la pobreza, sino que dependen de la situación en la que esta se encuentra y del tipo de shock que origine los cambios. Además, muestra como las fricciones del mercado laboral pueden ser el origen del efecto asimétrico, al no traducirse los incrementos del producto en mejoras del desempleo.

### 2.3.3. Desigualdad de los ingresos

Bajo los supuestos del modelo, la desigualdad en los ingresos surge de la brecha salarial entre sectores ( $W_F > W_I$ ) y la existencia de desempleo ( $U > 0$ ), cuyos ingresos asociados son nulos.

Una forma de medir la desigualdad es mediante el coeficiente de Gini ( $G$ ), que indica de qué tan lejos está la distribución del ingreso de la perfecta igualdad. En este caso, el coeficiente de Gini y por tanto la desigualdad será más alta cuando:

- Mayor sea el desempleo ( $U$ )
- Mayor sea la brecha salarial ( $W_F - W_I$ )
- Mayor sea la diferencia entre el empleo formal e informal ( $L_F - L_I$ ), que sin desempleo es  $\bar{L}_F - \bar{L}_I$

Sobre el último ítem, se supuso que la oferta laboral es inelástica, ya que la cantidad de trabajadores calificados y no calificados está dada. La diferencia entre ambas no se ve afectada por los shocks, y está asociada de forma positiva con la pobreza.

En cuanto a los shocks que tienen impacto sobre el desempleo, estos afectarán a la pobreza y también a la desigualdad. Aumentos (caídas) en el desempleo se

verán reflejados en subas (reducciones) de la pobreza e incrementos (caídas) de la desigualdad.

Luego, una mayor brecha salarial se verá reflejado siempre en un incremento de la desigualdad, pero no siempre existirán cambios en la pobreza. Un shock en el sector formal puede afectar al salario formal  $W_F$  y generar cambios en la desigualdad, pero sin generar variaciones en la pobreza por no afectar los ingresos de niveles más bajos o el desempleo.

Además, un shock positivo en la productividad del sector formal puede implicar un aumento en el PIB a nivel agregado pero un aumento en la desigualdad, por introducir un incremento en la brecha salarial (una suba del salario formal  $W_F$  sin una mejora del informal  $W_I$ ). Es decir, los cambios en el producto no siempre están inversamente relacionados con las variaciones en la desigualdad.

En resumen, este modelo simple permite mostrar de forma esquemática cómo los shocks macroeconómicos que afectan al producto de la economía pueden influir sobre la tasa de pobreza y la desigualdad. Cambios en el PIB tienen un impacto directo sobre la pobreza y este efecto no siempre es lineal, mientras que los cambios en la desigualdad en general se relacionan de forma directa con la tasa de pobreza.

## 2.4. Canales de transmisión de la asimetría: resumen

La literatura identifica diversos mecanismos a través de los cuales las recesiones deterioran la distribución del ingreso y generan un doble efecto negativo en la tasa de pobreza: se incrementa tanto por la caída del ingreso promedio como por el aumento en la desigualdad distributiva. Durante las fases de recuperación, si bien el ingreso promedio se expande y la distribución del ingreso mejora, esta última lo hace en menor magnitud, configurando así una respuesta asimétrica de la pobreza al ciclo económico.

Aquí se enfatiza en que la relación asimétrica entre los cambios del PIB y las variaciones en la pobreza pueden ser explicadas por dos grandes canales a nivel agregado: el del desempleo y el de los ingresos.

Si el canal del empleo es importante para explicar el efecto asimétrico, significa que existen fricciones de carácter estructural en los mercados laborales, que determinan que el impacto de las variaciones del PIB sobre la pobreza sea sistemáticamente mayor durante las recesiones que durante las expansiones. Sin embargo, si el canal relevante fuera el de los ingresos, puede que se observe un efecto asimétrico porque los shocks que enfrenta la economía afectan a sectores distintos. Bajo esta perspectiva, resulta interesante examinar si la magnitud del impacto de las contracciones

del PIB sobre la pobreza varía según la naturaleza de la crisis económica.

En lo que sigue del trabajo, primero se buscará verificar si los cambios negativos en el PIB tienen un impacto mayor sobre la pobreza que los cambios positivos. Zack y Sotelsek (2019) concluyeron que esto así en Argentina, pero aquí se busca comprobar si también ocurre cuando se incorporan datos del resto de los países de la región, y empleando una método de estimación diferente.

Luego, con el fin de ver si los canales mencionados son relevantes para explicar la existencia del efecto asimétrico, se analiza si distintos tipos de crisis (bancarias, de deuda pública, cambiarias y la del covid) afectan de forma diferente a la tasa de pobreza. Además, se comprueba si la relación entre los cambios del PIB y de la tasa de desempleo es inversa y asimétrica.

### 3. Metodología empírica

Con el propósito analizar si el efecto del PIB sobre la pobreza es asimétrico en los países de la región, se recurre al modelo autorregresivo de rezagos distribuidos no lineal con datos de panel, o *panel NARDL*. Esta metodología surge como una combinación de los métodos elaborados por Pesaran y Smith (1995) y Pesaran *et al.* (1999), que permiten realizar estimaciones con paneles dinámicos heterogéneos, y el modelo luego desarrollado por Shin *et al.* (2014) para estimar coeficientes asimétricos con series de tiempo.

De esta forma, la estimación de un modelo *panel NARDL* permite contemplar:

- efectos heterogéneos por grupo, en este caso países
- la no estacionariedad de las variables, siendo posible utilizar variables con distinto orden de integración, siempre que sea menor a dos
- la no linealidad ocasionada por las asimetrías en las relaciones causales (los cambios positivos en la variable explicativa tienen un impacto sobre la variable dependiente de una magnitud diferente a los cambios negativos)

Como manifiestan Pesaran *et al.* (1999), se pueden emplear dos técnicas para estimar modelos con paneles dinámicos y efectos heterogéneos: el método Mean Group (MG) 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 es un camino intermedio entre una estimación agrupada pura (con coeficientes homogéneos para todos los grupos) 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 asume que los

coeficientes de largo plazo son iguales.

Ambos métodos son apropiados para datos de panel donde el número de períodos (T) y de grupos (N) son grandes, y en los que una o más variables tengan raíz unitaria. Además, se pueden realizar estimaciones cuando los paneles no están balanceados, como ocurre en este trabajo.

Siguiendo a Shin *et al.* (2014), para analizar si existen efectos asimétricos, se realiza una descomposición de la variable explicativa  $x_{it}$  en sus cambios positivos y negativos, de la siguiente manera:

$$x_{it} = x_{i0} + x_{it}^+ + x_{it}^- \quad (12)$$

donde

$$x_{it}^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta x_{ij}, 0); \quad x_{it}^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta x_{ij}, 0) \quad (13)$$

Si bien se probaron distintas especificaciones, los modelos presentados son NARDL(1,0) estimados mediante el método MG<sup>4</sup>. Estos no contemplan de forma separada los ajustes de corto plazo y los coeficientes de largo plazo para las variables explicativas, y pueden expresarse como:

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \beta_{i1}^+ x_{i,t-1}^+ + \beta_{i1}^- x_{i,t-1}^- + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (14)$$

donde  $\alpha_i$  representa el efecto fijo específico de cada país ( $i$ ),  $y$  es la variable dependiente y  $x$  la variable explicativa.

Como **variable dependiente**, se utiliza la tasa de incidencia de la pobreza, que es el porcentaje de la población que se ubica por debajo de la línea de pobreza. Dado que las tasas deben ser comparables entre países, se utilizan las líneas de pobreza de dólares diarios en paridad del poder adquisitivo (ppa), expresadas en dólares de 2017. Se consideran tres líneas de pobreza distintas:

- a. 2.15 dólares diarios
- b. 3.65 dólares diarios
- c. 6.85 dólares diarios

En primera instancia, se estimaron 3 grupos de modelos, cada uno de ellos con las tres tasas de pobreza como variable dependiente. Las **variables explicativas** son el PIB per cápita ppa ( $\ln\_pib$ ), el índice de Gini ( $\ln\_Gini$ ) y la informalidad ( $\ln\_inf$ ), calculada como el porcentaje de los trabajadores que se encuentra en un empleo

---

<sup>4</sup>De todas las especificaciones, esta resultó la mejor. En el anexo se exhiben otras alternativas, que representan un NARDL(1,2) bajo formato de modelo de corrección del error.

informal<sup>5</sup>. Dado que el objetivo es ver si los cambios en el PIB per cápita afectan de forma distinta a la pobreza de acuerdo a si este disminuye o aumenta, se contemplan sus cambios positivos (“\_pos”) y negativos (“\_neg”) como indica la ecuación (13). Además, en todos los modelos se incluye el rezago de la tasa de pobreza. Todas las variables están en logaritmo natural, de manera tal que los coeficientes representan elasticidades.

En el **modelo 1**, se utiliza como variable de control al índice de Gini, de forma que la ecuación a estimar es:

$$\ln\_pob_{it} = \alpha_i + \rho_i \ln\_pob_{i,t-1} + \beta_{i1}^+ \ln\_pib\_pos_{it} + \beta_{i1}^- \ln\_pib\_neg_{it} + \beta_{i2} \ln\_Gini_{it} + \epsilon_{it} \quad (15)$$

Más que cuantificar la relación entre el índice de Gini y la tasa de pobreza, aquí el objetivo es que funcione como un control que permita aislar adecuadamente los efectos de los cambios positivos y negativos del producto en la variaciones de la pobreza. No obstante, en la sección 2 se explicó que los shocks que afectan al PIB influyen sobre la distribución del ingreso, por lo que la estimación anterior podría tener un problema de endogeneidad que resulte en coeficientes sesgados. Es por ello que se estimó un segundo modelo donde se utiliza una variable instrumental para el Gini. Los instrumentos elegidos fueron la tasa de inflación ( $\ln\_inflacion$ ), la proporción de trabajadores con nivel educativo bajo ( $\ln\_trabnc$ ) y el gasto social per cápita en dólares ( $\ln\_gtosocpc$ ). Así, la ecuación estimada para el **modelo 2** se puede expresar como:

$$\ln\_pob_{it} = \alpha_i + \rho_i \ln\_pob_{i,t-1} + \beta_{i1}^+ \ln\_pib\_pos_{it} + \beta_{i1}^- \ln\_pib\_neg_{it} + \beta_{i2} \ln\_Gini_{it} + \epsilon_{it} \quad (16)$$

donde  $\ln\_Gini_{it}$  son los valores predichos que surgen de estimar

$$\ln\_Gini_{it} = \theta_{i1} \ln\_inflacion_{it} + \theta_{i2} \ln\_trabnc_{it} + \theta_{i3} \ln\_gtosocpc_{it} + \epsilon_{it}$$

Por último, en el **modelo 3** se considera la informalidad en vez del Gini como variable explicativa. Este está dado por:

$$\ln\_pob_{it} = \alpha_i + \rho_i \ln\_pob_{i,t-1} + \beta_{i1}^+ \ln\_pib\_pos_{it} + \beta_{i1}^- \ln\_pib\_neg_{it} + \beta_{i2} \ln\_inf_{it} + \epsilon_{it} \quad (17)$$

---

<sup>5</sup>Se toma una definición productiva de la informalidad, bajo la cual un trabajador se considera informal si es un asalariado de una pequeña empresa (con menos de 5 trabajadores), un trabajador autónomo no profesional o un trabajador sin ingresos.

En segunda instancia, se busca determinar si el impacto de los cambios negativos en el PIB sobre la pobreza dependen del tipo de crisis que enfrenta la economía. Para ello, se recurrió al trabajo de Laeven y Valencia (2018), quienes elaboraron una base de datos sobre episodios de crisis alrededor del mundo en el periodo 1970-2017. Los autores identifican 3 tipos de crisis: bancarias, cambiarias, y de deuda soberana (que pueden ser crisis por default y por reestructuración).

Utilizando sus datos hasta el año 2017, y su criterio para definir los años en los que existe una crisis de cada tipo<sup>6</sup>, se construyeron 3 variables dummy que toman el valor de 1 para los años en los que existió una crisis.

El objetivo es tener una proxy de variables que capten los shocks que enfrenta la economía, los cuales puede afectar más al sector formal o informal (como se muestra en la sección 2.3). Se intuye que las crisis bancarias y de deuda soberana afectan de forma más directa al sector formal. Además, según Laeven y Valencia (2018) estas pueden coincidir, por el efecto derrame que tiene el incumplimiento de pagos del sector público sobre los bancos (por su exposición a títulos públicos) o del sector bancario al público (por ejemplo, a través de los salvatajes). Por ello, se construyó la variable *cris\_bancdeuda*, que es igual a 1 en los años donde existe una crisis bancaria o de deuda.

Otra de las variables dicotómicas es *cris\_camb*, que es igual a 1 en los años de crisis cambiarias, y se puede presumir que afecta a toda la economía. Asimismo, se agregó una dummy que se activa en el año 2020, con el propósito de capturar el impacto de la pandemia del COVID-19. Si bien esta crisis afectó a toda la economía en su conjunto, tuvo un efecto más severo sobre el sector informal. Esto obedece a que muchos trabajadores cuentapropistas y microemprendimientos obtienen sus ingresos de actividades presenciales que, durante aquel período, estuvieron sujetas a múltiples restricciones. Además, su capacidad financiera suele ser menor a la del sector formal, y gran parte de ellos no tenían acceso a los programas estatales de alivio que beneficiaban a las empresas, como subsidios salariales o créditos a tasas subsidiadas.

Bajo estas consideraciones, a partir del **modelo 1**, se estimaron 2 adicionales: en el **modelo 4** se agregan las 3 dummies indicadoras de la existencia de una crisis como variables explicativas, mientras que en el **modelo 5** se incluye la interacción entre dichas variables y la que representa los cambios negativos del PIB.<sup>7</sup>

---

<sup>6</sup>De los 13 países considerados y entre 2017 y 2023, solo se identifican crisis por deuda soberana en Argentina (2019 y 2020) y Ecuador (2020), mientras que solo se hubo crisis cambiarias en Argentina. Se define un año de crisis cambiaria en aquel donde hay una depreciación nominal “fuerte” de la moneda frente al dólar estadounidense. Se considera que como tal un episodio donde hay: i) una depreciación interanual de al menos el 30 % o ii) una depreciación de al menos 10 puntos porcentuales más alta que la tasa de depreciación que el año previo.

<sup>7</sup>No se incluyen las dicotómicas y las variables de interacción en un mismo modelo para evitar

Finalmente, con el fin de comprobar si los cambios en el PIB tienen un efecto asimétrico sobre el desempleo, se estimó un modelo donde el logaritmo natural del desempleo ( $\ln\_des$ ) es la variable independiente y los cambios positivos y negativos del PIB per cápita son las explicativas, es decir: <sup>8</sup>

$$\ln\_des_{it} = \alpha_i + \rho_i \ln\_des_{i,t-1} + \beta_{i1}^+ \ln\_pib\_pos_{it} + \beta_{i1}^- \ln\_pib\_neg_{it} + \epsilon_{it} \quad (18)$$

Para determinar si la diferencia entre los coeficientes asociados a los cambios positivos y negativos del PIB es estadísticamente significativa, se implementa el test de Wald. La hipótesis nula plantea la igualdad entre ambos parámetros ( $\beta_{i1}^+ = \beta_{i1}^-$ ), de modo que su rechazo implicaría que los coeficientes difieren. En el contexto de este trabajo, tal resultado confirmaría que los efectos de las variaciones del PIB sobre la pobreza (y el desempleo) son asimétricos.

Respecto a los supuestos que debe cumplir el método de estimación, este requiere que el orden de integración de las variables sea inferior a 2. Por ende, realizaron las pruebas de IM-Pesaran-Shin y el Fisher ADF test, que son pruebas de raíz unitaria para datos de panel. También se verificó que exista una relación de cointegración de largo plazo de las variables mediante los test de Pedroni y Westerlund. A su vez, se constató que los residuos de los modelos sean estacionarios mediante las pruebas de raíz unitaria, y se utilizó el test elaborado por Pesaran (2015) para comprobar la existencia de dependencia transversal débil (*weak cross-sectional dependence*).

Los **datos utilizados para las estimaciones** son anuales, y los países incluidos en el análisis son Argentina, Bolivia, Brasil, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Honduras, Panamá, Paraguay, Perú, Uruguay y República Dominicana. Los datos del PIB per cápita y la tasa de inflación se obtuvieron del Banco Mundial, el gasto social per cápita en dólares de la CEPAL, y el resto (tasas de pobreza, índice de Gini, proporción de trabajadores con nivel educativo bajo, informalidad y desempleo) de la SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial). El periodo de tiempo varía con el país dependiendo de la disponibilidad de los datos, pero en todos los casos se encuentra entre 1992 y 2023. Dado que los métodos empleados permiten realizar estimaciones con paneles no balanceados, lo que se buscó fue maximizar la cantidad de datos utilizados sin efectuar imputaciones para los años con datos faltantes. <sup>9 10</sup>

---

problemas de colinealidad.

<sup>8</sup>El objetivo es comprobar si existen efectos asimétricos, más que obtener un valor para el coeficiente de Okun como hacen muchos de los trabajos antes mencionados (dicho coeficiente indica en cuantos puntos porcentuales varía la tasa de desempleo ante cambios en la tasa de crecimiento del PIB). Por ello se mantiene el criterio utilizado en el resto de modelos, que consiste en expresar las variables dependientes e independientes en logaritmo natural.

<sup>9</sup>Para los países cuyos datos no surgen de una única serie comparable, estas se empalmaron mediante el método de la variación, tomando como base los valores de la serie más reciente.

<sup>10</sup>En el Anexo se detalla el periodo de tiempo y los datos faltantes de cada país.

## 4. Resultados de las estimaciones

Para empezar, ninguna de las variables presenta un orden de integración superior a uno: en todas las pruebas se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria para las series en primeras diferencias. Sólo el PIB per cápita, la tasa de informalidad y la proporción de trabajadores con bajo nivel educativo resultan  $I(1)$ , en tanto el resto de las variables se comportan como estacionarias en niveles. La única incertidumbre se presenta en la tasa de pobreza calculada con la línea de 6.85 dólares diarios, que sería  $I(1)$  según el test IPS pero  $I(0)$  de acuerdo al contraste Fisher-ADF. Todos estos resultados se detallan en la tabla 5 del Anexo.

Por otra parte, en términos generales las pruebas de cointegración señalan que las relaciones especificadas en la sección 3 son de equilibrio. Las pruebas de Pedroni y Westerlund indican que existe una relación de largo plazo para las tasas de pobreza frente a los cambios positivos y negativos del PIB per cápita y el Gini (como plantean los modelos 1 y 2), y también lo hay cuando se considera la tasa de informalidad en vez del índice de Gini (modelo 3). Asimismo, habría una relación de cointegración entre la tasa de desempleo y los cambios positivos y negativos del PIB per cápita.

En todos los casos señalados se rechaza la hipótesis nula de que los residuos de las ecuaciones de largo plazo presentan raíz unitaria, lo que permite concluir que las relaciones propuestas son estacionarias. La única salvedad surge al considerar la tasa de pobreza definida con la línea de 6,85 dólares diarios en función del PIB per cápita y el Gini (modelo 1.3), donde el contraste de Pedroni no rechaza la hipótesis nula. En esta prueba, la hipótesis alternativa exige cointegración en todos los paneles, distinto a la de Westerlund, que admite la existencia de cointegración solo en un subconjunto. A diferencia del test de Pedroni, este último sí rechaza hipótesis nula para esta ecuación, lo que sugiere que existe una relación de equilibrio pero no en los trece países considerados. Los resultados mencionados pueden verse en la tabla 7 del Anexo.

En cuanto las estimaciones<sup>11</sup>, inicialmente se probó con modelos NARDL(2,1), de forma de poder representarlos con el formato de un modelo de corrección del error. Esta formulación permite identificar, simultáneamente, los coeficientes de corto plazo y las elasticidades de largo plazo, por lo que resulta compatible tanto con el estimador MG como PMG.

Se encontró que la mayoría de los coeficientes de largo plazo estimados con el método PMG no resultaron significativamente distintos de 0, pero si lo fueron gran parte de los coeficientes de corto plazo, que surgen de estimar un coeficiente para

---

<sup>11</sup>Las mismas fueron realizadas con Stata mediante el comando `xtdcce2` creado por Ditzén (2018).

cada país y promediar (en la tabla 9 del Anexo se muestran estos resultados para los modelos 1 y 3). Esto sugiere que la magnitud de los efectos difiere entre países, lo que hace preferible el uso del estimador MG.

No obstante, al estimar los modelos NARDL(2,1) con MG, solo algunos de los coeficientes de corto plazo de las variables explicativas resultaron significativos (ver tabla 8 del Anexo). Por esta razón, se optó por estimar todos los modelos bajo un formato NARDL(1,0) mediante el método MG. Se trata de una especificación que contempla la existencia de efectos heterogéneos por país y es más parsimoniosa, debido a que excluye los rezagos de las variables independientes.

Los modelos NARDL(1,0) exhiben una mejor bondad de ajuste que los NARDL(2,1) y, en todos los casos, sus residuos resultan estacionarios (como muestra la tabla 6 en el Anexo. Esto es un indicio de que los cambios en el PIB per cápita y en el coeficiente de Gini repercuten sobre las tasas de pobreza de manera prácticamente contemporánea, sin retardos significativos. Cabe aclarar que los datos utilizados tienen una frecuencia anual, de modo que esta conclusión podría diferir con datos semestrales o trimestrales.

#### **4.1. Comprobando la existencia del efecto asimétrico en la relación PIB - pobreza**

Los resultados de los Modelos 1, 2 y 3 se presentan en la tabla 1<sup>12</sup>. El coeficiente del rezago de la variable dependiente es siempre positivo y estadísticamente distinto de cero, lo que refleja persistencia en las tasas de pobreza. Todos los coeficientes resultan significativos para un  $\alpha = 10\%$ , con excepción de los asociados a la tasa de informalidad en los modelos 3.a, 3.b y 3.c.

Además, en todos los casos los signos son los esperados: la tasa de pobreza responde de manera inversa a los cambios (positivos y negativos) en el PIB per cápita, y de forma directa a variaciones en el índice de Gini y la tasa de informalidad. La única irregularidad es el signo negativo del coeficiente asociado informalidad en el Modelo 3.a, pero este carece de significancia estadística.

Dado que el Gini puede ser endógeno al estar influenciado por las variaciones del PIB, se estimaron los modelos 2.a, 2.b y 2c mediante el método de variables instrumentales. El test de Hansen-J no rechaza la exogeneidad de los instrumentos elegidos para el Gini (tasa de inflación, proporción de trabajadores con bajo nivel educativo y gasto social per cápita), de modo que se los considera válidos.

---

<sup>12</sup>La letra que acompaña a cada modelo identifica la línea de pobreza utilizada como variable dependiente: a) 2,15 dólares diarios; b) 3,65 dólares; c) 6,85 dólares.

Las conclusiones sobre la significancia de los coeficientes y su signo no difieren de respecto a las de los modelos 1, señalando que aumentos en la desigualdad no inducidos por cambios en el PIB se reflejan en incrementos de la tasa de pobreza. Además, los valores estimados para todos los coeficientes son muy similares, lo que indica que la posible endogeneidad del Gini no introduce sesgos sustanciales.

En los nueve modelos estimados, el valor absoluto del coeficiente asociado a los cambios negativos del PIB per cápita es mayor en valor absoluto que el los cambios positivos, lo que sugiere que las recesiones afectan más a la pobreza que las expansiones. A modo de ejemplo, según el modelo 1.c un caída en el PIB per cápita del 1 % genera un aumento en la tasa de pobreza de 6.85 dólares diarios del 1.968 %, mientras que un incremento del 1 % reduce la pobreza en un 0.733 %.

Para verificar que esta diferencia sea estadísticamente significativa, se utilizó el test de Wald, cuya hipótesis nula asume la igualdad entre ambos coeficientes. La prueba confirma la existencia de un efecto asimétrico en los modelos 1.b, 1.c, 2.a y 2.c, pero no rechaza la hipótesis nula de simetría en el resto.

Es decir, en los modelos que incluyen la tasa de informalidad como variable explicativa, los coeficientes asociados a los aumentos y a las caídas del PIB per cápita no difieren significativamente, aunque dichos modelos presentan un menor poder explicativo que aquellos que incorporan el índice de Gini. Por el contrario, al tener en cuenta el Gini como variable explicativa, ya sea observado o instrumentado, la prueba de Wald confirma la existencia de asimetría para la línea de pobreza de 6.85 dólares diarios, mientras que los resultados son menos claros para las líneas de 2.15 y 3.65 dólares.

En síntesis, aunque la evidencia no es completamente concluyente con las tres líneas de pobreza, los resultados apuntan a que el efecto del crecimiento sobre la pobreza es, en general, asimétrico: las recesiones aumentan la pobreza en una magnitud mayor a la reducción que logra el crecimiento durante las fases expansivas.

Respecto a la bondad de ajuste de los modelos, en todos el estadístico F rechaza la hipótesis nula de que todos los coeficientes son simultáneamente iguales a 0. El coeficiente de determinación presentado ( $R_{MG}^2$ ) representa un promedio de los  $R^2$  de cada país ponderados por su contribución a la varianza del error <sup>13</sup>. En todos los modelos estos valores superan 0,90, lo que indica un elevado poder explicativo.

Una debilidad radica en la presencia de dependencia transversal. Para varios modelos el test CD de Pesaran (2015) rechaza la hipótesis nula de dependencia débil, lo

---

<sup>13</sup> Siguiendo a Holly *et al.* (2010), el  $R_{MG}^2$  se calcula como  $R_{MG}^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_i^2}{\sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_{\Delta p_i}^2}$ , donde  $\hat{\sigma}_i^2$  son las varianzas estimadas de los residuos para cada grupo y  $\hat{\sigma}_{\Delta p_i}^2$  las varianzas muestrales de las regresoras.

Tabla 1: Estimaciones modelos 1, 2 y 3

	MG con Gini			MG VI con Gini			MG con informalidad		
	1.a	1.b	1.c	2.a	2.b	2.c	3.a	3.b	3.c
	pob215	pob365	pob685	pob215	pob365	pob685	pob215	pob365	pob685
L.pob215	0.140** (0.06)			0.145** (0.06)			0.156** (0.08)		
L.pob365		0.297*** (0.07)			0.335*** (0.08)			0.283*** (0.08)	
L.pob685			0.416*** (0.08)			0.442*** (0.08)			0.405*** (0.08)
pib_pos	-1.967*** (0.29)	-1.343*** (0.19)	-0.773*** (0.13)	-2.002*** (0.29)	-1.083*** (0.33)	-0.605*** (0.18)	-2.647*** (0.71)	-1.639*** (0.41)	-0.817*** (0.22)
pib_neg	-2.364* (1.25)	-2.675*** (0.63)	-1.938*** (0.44)	-3.373*** (0.97)	-2.630** (1.03)	-2.310*** (0.75)	-3.916** (1.87)	-3.408* (1.89)	-1.913** (0.90)
gini	3.129*** (0.84)	2.020*** (0.59)	1.027*** (0.30)	3.170*** (1.08)	1.468* (0.87)	1.375* (0.72)			
inf							-0.015 (1.20)	0.511 (0.77)	0.527 (0.40)
Obs.	293	293	293	280	280	280	287	287	287
T	22.538	22.538	22.538	21.538	21.538	21.538	22.077	22.077	22.077
F	54.158***	101.279***	135.430***	50.764***	87.766***	97.909***	47.646***	81.547***	111.694***
$R_{MG}^2$	0.930	0.962	0.971				0.924	0.954	0.966
CD	-0.079	0.303	-2.605***	6.301***	6.585***	4.387***	-1.054	2.130**	-1.706*
Hansen J				30.374	32.107	24.060			
Wald F	0.130	5.229**	7.567***	2.761*	1.911	4.406**	0.496	0.916	1.640

Notas: El número de períodos (T) corresponde al promedio por país. El total de países es  $N=13$ .

Todas las variables se expresan en logaritmos naturales. Los valores entre paréntesis son los errores estándar. \*\*\*, \*\* y \* indican significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 % respectivamente.

que sugiere que los residuos están relacionados entre países. Una estrategia habitual para abordar este problema consiste en incorporar los promedios transversales de las variables explicativas, como en el modelo CS-ARDL de Chudik y Pesaran (2013). No obstante, las estimaciones realizadas con tal especificación no eliminaron la dependencia transversal y, además, la inclusión de los promedios transversales reduce grados de libertad, cuestión importante dada la dimensión limitada de la muestra. Por estas razones se optó por mantener la especificación NARDL(1,0) estimada mediante el método MG.

Más allá de las conclusiones sobre los efectos asimétricos, los valores estimados están en línea con los hallazgos de trabajos previos. En este sentido Gasparini *et al.* (2007) muestran que las elasticidades son sensibles a la ubicación de la línea de pobreza en la distribución del ingreso, mientras que Fosu (2017) plantea que sacar a las personas de la pobreza requiere un mayor esfuerzo cuando nos movemos hacia un umbral superior. En todos los modelos aquí estimados, se verifica que la elasticidad crecimiento de la pobreza es negativa y la elasticidad desigualdad positiva, y ambas varían de acuerdo a la tasa de pobreza, reduciéndose en valor absoluto cuando nos movemos a una línea de pobreza más alta.

## 4.2. Analizando el efecto de las crisis y el desempleo

El trabajo de Zack y Sotelsek (2019) muestra que existe un efecto asimétrico del ciclo económico sobre la pobreza en Argentina, y en este se llega a conclusiones similares utilizando un método diferente con datos de varios países de América Latina. A partir de estos resultados, se puede decir que las crisis suelen tener un impacto fuerte sobre la pobreza, y en las recuperaciones cuesta más volver a los niveles previos.

Sin embargo, tal como se argumenta en la sección 2, los shocks que golpean a sectores diferentes pueden traducirse en impactos heterogéneos sobre la pobreza. De ello se desprende que no todas las crisis tienen el mismo impacto y que la asimetría observada podría no ser una generalidad.

Sobre la base de los modelos 1<sup>14</sup> se estimaron modelos que incluyen variables dicotómicas de cada tipo de crisis (modelo 4) y su interacción con el cambio negativo en el PIB per cápita (modelo 5). Los resultados se presentan en la tabla 2.

Se observa que la significancia y los valores de los coeficientes son similares estimaciones previas, aunque los asociados al Gini y los cambios negativos del PIB se redujeron en valor absoluto. El test de Wald, que en los Modelos 1 rechazaba la hipótesis de simetría para las líneas de pobreza de 3.65 y 6.85 dólares diarios, ahora solo la rechaza para la de 6.85 dólares, confirmando el efecto asimétrico con esta tasa de pobreza.

Ninguno de los coeficientes que se añadieron resulta estadísticamente distintos de 0, aunque sus valores se ajustan a lo esperado. Las crisis bancarias y de deuda no deberían tener un impacto fuerte en la pobreza, en línea con un shock centrado en el sector formal. En cambio, las crisis cambiarias y esencialmente la del COVID-19 si tendrían un gran impacto, la primera por afectar a toda la economía y la segunda por influir especialmente sobre el sector informal.

En consonancia con lo expuesto, el coeficiente que acompaña a *cris\_bancdeuda* es negativo, aunque muy cercano a 0, mientras que el signo de los coeficientes asociados a las crisis cambiarias (*cris\_camb*) y al COVID-19 (*cris\_covid*) son positivos, siendo este último más elevado. Al considerar la interacción con el cambio negativo del PIB per cápita (modelos 5), las conclusiones son similares. Los coeficientes para *pibneg\_criscomb* y *pibneg\_criscovid* son negativos, lo que sugiere que el efecto de los cambios negativos en el PIB per cápita sobre la pobreza se amplifica cuando la economía enfrenta este tipo de crisis.

---

<sup>14</sup>Se consideran estos modelos debido a que tienen más parsimonia que los estimados mediante variables instrumentales, y la endogeneidad del Gini parecería no introducir sesgos sustanciales.

**Tabla 2: Estimaciones para el modelo del desempleo y los que incorporan los tipos de crisis**

	MG con dummy crisis			MG con interacción crisis			MG
	4.a	4.b	4.c	5.a	5.b	5.c	desempleo
	pob215	pob365	pob685	pob215	pob365	pob685	des
L.pob215	0.211*** (0.06)			0.210*** (0.06)			
L.pob365		0.348*** (0.07)			0.345*** (0.07)		
L.pob685			0.477*** (0.09)			0.475*** (0.09)	
L.desempleo							0.331*** (0.08)
pib_pos	-1.988*** (0.30)	-1.420*** (0.19)	-0.737*** (0.14)	-1.990*** (0.30)	-1.443*** (0.19)	-0.747*** (0.14)	-0.459*** (0.17)
pib_neg	-1.951 (1.30)	-2.290*** (0.60)	-1.528*** (0.44)	-1.951 (1.30)	-2.308*** (0.60)	-1.534*** (0.44)	-1.924** (0.80)
gini	2.639*** (0.72)	1.533*** (0.40)	0.805*** (0.19)	2.644*** (0.72)	1.507*** (0.40)	0.790*** (0.19)	
cris_bancdeuda	-0.042* (0.02)	-0.030 (0.03)	-0.013 (0.02)				
cris_camb	0.010 (0.02)	0.026 (0.03)	0.028 (0.03)				
cris_covid	0.141 (0.09)	0.073 (0.08)	0.067 (0.05)				
pibneg_crisbancdeuda				5.207 (4.65)	4.716 (4.20)	3.247 (2.95)	
pibneg_criscomb				-0.461 (0.47)	-0.580 (0.66)	-0.587 (0.61)	
pibneg_criscovid				-0.991 (0.66)	-0.565 (0.54)	-0.451 (0.36)	
Obs.	293	293	293	293	293	293	310
T	22.538	22.538	22.538	22.538	22.538	22.538	23.846
F	32.427***	65.721***	101.270***	32.479***	65.047***	101.243***	11.057***
$R^2_{MG}$	0.932	0.966	0.977	0.932	0.965	0.977	0.658
CD	0.061	1.235	-2.271**	-0.034	1.192	-2.357**	10.583***
Wald F	0.001	2.115	3.117*	0.001	2.074	3.063*	3.663*

Notas: El número de períodos (T) corresponde al promedio por país. El total de países es N=13. Todas las variables se expresan en logaritmos naturales, salvo las tres dicotómicas indicadoras de crisis. Los valores entre paréntesis son los errores estándar. \*\*\*, \*\* y \* indican significancia estadística al 1%, 5% y 10% respectivamente.

Es decir, si se presta atención a los signos y los valores de los coeficientes, los resultados van en línea con lo esperado, señalando que las crisis bancarias y de deuda no tienen un efecto directo sobre la pobreza, mientras que si lo tienen las crisis cambiarias, que afectan a toda la economía, y en mayor medida la del COVID-19, que impactó con más énfasis al sector informal. Sin embargo, los coeficientes estimados no resultaron significativos, por lo que no se encontró evidencia estadística que apoye esta conjetura.

Por otra parte, los coeficientes asociados a las caídas del PIB per cápita siguen siendo significativos, y superiores en valor absoluto a los de los aumentos. Es decir, incluso luego de controlar por la existencia de diversos tipos shocks, persiste el efecto

asimétrico, lo que sugiere que hay algún factor más estructural que lo explica. En este sentido, la hipótesis de la sección 2 postula que dicha asimetría podría transmitirse a través del mercado laboral.

En la última columna de la tabla 2, se muestran los resultados para el modelo que vincula la tasa de desempleo con los cambios positivos y negativos en el PIB per cápita. Aquí se observa que dicha relación es inversa, y que el impacto de las caídas en el PIB per cápita es mayor al de los incrementos: la tasa de desempleo aumenta un 1.924 % y se reduce un 0.459 % ante una caída y un incremento del 1 % en el PIB per cápita, respectivamente. Además, considerando un nivel de significancia del 10 %, el test de Wald ratifica que el efecto es asimétrico, confirmando la hipótesis de que en las recesiones el desempleo se eleva más de lo que se reduce en las expansiones.

En síntesis, la evidencia encontrada respalda la existencia de un efecto asimétrico del crecimiento sobre la pobreza: las contracciones económicas incrementan la pobreza con mayor intensidad de la que logran aliviarla las expansiones o recuperaciones. Este patrón persiste después de considerar distintos tipos de crisis y podría vincularse, al menos en parte, con el comportamiento asimétrico del mercado de trabajo.

## 5. Conclusiones

La evidencia encontrada en este trabajo señala que el impacto del crecimiento económico sobre la pobreza en América Latina es asimétrico: las recesiones elevan la tasa de pobreza en una magnitud superior a la reducción lograda en las recuperaciones o expansiones.

Este resultado se obtuvo a partir de la estimación de modelos panel NARDL mediante el método Mean Group (MG), utilizando datos no balanceados de 13 países de la región en el período 1992–2023. Los resultados son robustos al controlar por desigualdad, informalidad y tipos de crisis. Además, de acuerdo al test de Wald, el efecto asimétrico es particularmente significativo para la línea de pobreza más alta (6.85 dólares diarios ppa), pero la evidencia es menos concluyente con las líneas media (3.65) y baja (2.15). Estos hallazgos son consistentes con los encontrados por Zack y Sotelsek (2019) para Argentina, y amplían su validez al plano regional.

Al replicar la estrategia empírica para la tasa de desempleo, se constató que ésta también responde de forma asimétrica a las variaciones del PIB per cápita: las caídas del producto incrementan el desempleo más de lo que las expansiones lo reducen. De acuerdo a lo expuesto en la discusión teórica, esto ocurre principalmente por la histéresis del mercado laboral y la presencia de los costos de ajuste, siendo una de

las causas para explicar que el efecto del crecimiento sobre la pobreza sea asimétrico.

Adicionalmente, se analizó la forma en que diversos tipos de shocks pueden impactar con diferentes intensidades en los ingresos de los pobres. Si bien los valores de los coeficientes estimados indican que las crisis cambiarias (que afecta a toda la economía) y la pandemia COVID-19 (con mayor impacto en el sector informal) intensifican el efecto de las recesiones sobre la pobreza, estos coeficientes no resultaron significativos, por lo que no se encontró evidencia estadística que valide dicha afirmación. Además, la asimetría asociada al PIB per cápita persiste incluso tras controlar por estos eventos, lo que apunta a que es un fenómeno estructural vinculado, al menos en parte, a las fricciones del mercado laboral.

En materia de política económica, la existencia del efecto asimétrico implica que para reducir la pobreza de forma sostenida resulta crucial evitar las crisis, dado que estas pueden anular buena parte de los avances logrados en las etapas expansivas. Esto sugiere que, las políticas orientadas a preservar la estabilidad macroeconómica, pueden tener un impacto más duradero en la reducción de la pobreza que aquellas medidas de estímulo de corto plazo que comprometen la sostenibilidad fiscal y generan desequilibrios. Asimismo, es fundamental considerar el rol de la informalidad sobre la pobreza, y reconocer que las fricciones del mercado laboral pueden demorar la reducción del desempleo durante las fases expansivas, limitando así el efecto favorable del crecimiento sobre la pobreza.

## Referencias

- Agénor, P.-R. (2004). Macroeconomic adjustment and the poor: analytical issues and cross-country evidence. *Journal of economic surveys*, 18(3), 351-408.
- Amado, N. A., Cerro, A. M., & Meloni, O. (2005). Making explosive cocktails: Recipes and costs for 26 crises from 1823 to 2003. *XL Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política (La Plata, 16 al 18 de noviembre de 2005)*.
- Beker, V. A. (2016). Growth, inequality and poverty: what do we know? *Available at SSRN 2727231*.
- Blanchard, O. J., & Summers, L. H. (1988). Beyond the natural rate hypothesis. *The American Economic Review*, 78(2), 182-187.
- Bod'a, M., & Považanová, M. (2021). Output-unemployment asymmetry in Okun coefficients for OECD countries. *Economic Analysis and Policy*, 69, 307-323.
- Bourguignon, F. (2003). The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods.
- Chudik, A., & Pesaran, M. H. (2013). Large panel data models with cross-sectional dependence: a survey. *CAFE Research Paper*, (13.15).
- Cuaresma, J. C. (2003). Okun's law revisited. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(4), 439-451.
- Ditzen, J. (2018). Estimating dynamic common-correlated effects in Stata. *The Stata Journal*, 18(3), 585-617.
- Fosu, A. K. (2017). Growth, inequality, and poverty reduction in developing countries: Recent global evidence. *Research in Economics*, 71(2), 306-336.
- Gasparini, L. (2005). El fracaso distributivo de Argentina: el papel de la integración y las políticas públicas. *de América Latina*.
- Gasparini, L., Cicowiez, M., & Sosa Escudero, W. (2012). *Pobreza y desigualdad en América Latina*. Temas Grupo Editorial.
- 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.
- Halac, M., Schmukler, S. L., Fernández-Arias, E., & Panizza, U. (2004). Distributional effects of crises: the financial channel [with comments]. *Economía*, 5(1), 1-67.
- Harris, R., & Silverstone, B. (2001). Testing for asymmetry in Okun's law: A cross-country comparison. *Economics bulletin*, 5(2), 1-13.
- Holly, S., Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2010). A spatio-temporal model of house prices in the USA. *Journal of Econometrics*, 158(1), 160-173.

- Jain, L. R., & Tendulkar, S. D. (1990). Role of growth and distribution in the observed change in headcount ratio measure of poverty: a decomposition exercise for India. *Indian Economic Review*, 165-205.
- Janvry, A. d., & Sadoulet, E. (2000). Growth, poverty, and inequality in Latin America: A causal analysis, 1970–94. *Review of Income and Wealth*, 46(3), 267-287.
- Kakwani, N., & Subbarao, K. (1990). Rural poverty and its alleviation in India. *Economic and political weekly*, A2-A16.
- Kalwij, A., & Verschoor, A. (2007). Not by growth alone: The role of the distribution of income in regional diversity in poverty reduction. *European Economic Review*, 51(4), 805-829.
- Laeven, M. L., & Valencia, M. F. (2018). *Systemic banking crises revisited*. International Monetary Fund.
- Lang, D., & De Peretti, C. (2009). A strong hysteretic model of Okun’s Law: theory and a preliminary investigation. *International Review of Applied Economics*, 23(4), 445-462.
- Lopez, J. H., & Servén, L. (2006). *A normal relationship?: poverty, growth, and inequality* (Vol. 3814). World Bank Publications.
- Lustig, N. (2000). Las crisis y la incidencia de la pobreza: Macroeconomía socialmente responsable.
- Medina, F., & Galván, M. (2014). Crecimiento económico, pobreza y distribución del ingreso: Fundamentos teóricos y evidencia empírica para América Latina, 1997-2007.
- Moreno Gómez, G. A., Cabrales Vega, R. A., Franco Londoño, J., Trujillo Henao, S. E., Patiño Suárez, V. M., Sánchez Naranjo, J. C., Muñoz Rincón, L. V., Quiroz Mazuera, A. F., García Cuevas, A. M., Arroyave Durán, C. D., et al. (2021). La Investigación, Innovación y Extensión al servicio de la sociedad, en el marco de la Sexta Jornada de Apropiación Social del Conocimiento.
- Neifar, M. (2020). Cyclical Output, Cyclical Unemployment, and augmented Okun’s Law in MENA zone.
- Okun, A. M. (1962). Potential GNP: Its Measurement and Significance, Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 653-670.
- Pesaran, M. H. (2015). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric reviews*, 34(6-10), 1089-1117.

- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American statistical Association*, 94(446), 621-634.
- Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 68(1), 79-113.
- Ravallion, M. (2001). Growth, inequality and poverty: looking beyond averages. *World development*, 29(11), 1803-1815.
- Rodríguez Castelán, C., Ñopo, H., Winkler, H., & Maquera Sardón, D. (2024). América Latina y el Caribe: datos clave sobre pobreza y desigualdad. *Banco Mundial Blog de Datos*. <https://blogs.worldbank.org/es/opendata/america-latina-y-el-caribe-datos-clave-sobre-pobreza-y-desigualdad>
- Sangare, V. P., Djezou, W. B., & Ble, C. (2024). Economic Cycles and Employment Growth in the WAEMU Zone: An Analysis Using a Non-Linear ARDL Panel Model. *Business and Economics Research Journal*, 15(1), 1-18.
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications*, 281-314.
- Westerlund, J. (2005). New simple tests for panel cointegration. *Econometric Reviews*, 24(3), 297-316.
- Zack, G., & Sotelsek, D. (2019). The asymmetric effect of the business cycle on poverty in Argentina. *Panoeconomicus*, 66(3), 347-364.

## Anexo

### Cobertura temporal por país

La tabla 3 muestra el período considerado y las observaciones faltantes por país para las variables empleadas en los modelos cuya variable dependiente es la tasa de pobreza (modelos 1 a 5). La tabla 4 presenta la misma información para el modelo de desempleo. Cabe señalar que, dentro del horizonte temporal considerado, no se registran datos faltantes para el PIB per cápita ni la tasa de inflación.

**Tabla 3: Período considerado y datos faltantes por país y variable - Modelos con tasa de pobreza como variable dependiente**

País	Período	Años con datos faltantes dentro del periodo	
		pob, Gini, trabnc, inf	gtosocpc
Argentina	1992–2022	–	–
Bolivia	2000–2021	2003, 2004, 2010	–
Brasil	1993–2022	2000, 2010	–
Colombia	2002–2022	2006, 2007	–
Costa Rica	1989–2023	–	1989 a 1992
Ecuador	2003–2023	–	–
El Salvador	2000–2022	–	–
Honduras	2001–2020	–	–
Panamá	1991–2023	2020, 2022	1990 a 1999
Paraguay	1995–2022	–	1995 a 1999
Perú	1997–2022	–	1997, 1998
Uruguay	1995–2022	1999 y 1995 a 2000 solo para inf	–
República Dominicana	2000–2022	–	–

**Tabla 4: Periodo considerado y datos faltantes por país - Desempleo**

<b>País</b>	<b>Periodo</b>	<b>Años con datos faltantes dentro del periodo</b>
Argentina	1992–2022	–
Bolivia	1997–2021	1998, 2003, 2004, 2010
Brasil	1993–2022	2000, 2010
Colombia	2002–2022	2006, 2007
Costa Rica	1989–2023	–
Ecuador	2003–2023	–
El Salvador	1995–2022	1997
Honduras	1993–2020	2000
Panamá	1991–2023	2020, 2022
Paraguay	1995–2022	–
Perú	1997–2022	–
Uruguay	1995–2022	1999
República Dominicana	2000–2022	–

## Pruebas de raíz unitaria y cointegración

El **test de Im, Pesaran y Shin** (IPS) y la **prueba Fisher-ADF** son contrastes de raíz unitaria para datos de panel que permite utilizar paneles desbalanceados. La hipótesis nula en ambos casos establece que todos los paneles presentan raíz unitaria y por ende son no estacionarios, mientras que la alternativa admite que el coeficiente autorregresivo pueda variar entre grupos y al menos un panel sea no estacionario.

El test IPS implica estimar un estadístico ADF para cada grupo y promediarlos para obtener un estadístico global que converge a una distribución normal estándar. En el caso del test Fisher-ADF, los *p-values* de las pruebas ADF individuales se combinan de acuerdo a la estructura de datos supuesta para obtener distintos estadísticos globales. Aquí se muestran los resultados de la prueba considerando el *inverse chi-squared* y *Modified inverse chi-squared*, diseñado para situaciones donde el número de paneles ( $N$ ) es finito.

La tabla 5 presenta los estadísticos de las pruebas de raíz unitaria para todas las variables dependientes e independientes utilizadas en el trabajo, mientras la tabla 6 lo hace con las pruebas realizadas para los residuos de los modelos.

**Tabla 5: Pruebas de raíz unitaria para las variables dependientes e independientes**

Variable	Im–Pesaran–Shin		Fisher ADF (Inv. $\chi^2$ )		Fisher ADF (Mod. $\chi^2$ )		Conclusión
	Nivel	1ra dif.	Nivel	1ra dif.	Nivel	1ra dif.	
ln_pob215	-3.193***	-14.748***	54.382***	136.23***	3.936***	15.286***	I(0)
ln_pob365	-1.413*	-13.549***	44.911**	105.811***	2.623***	11.068***	I(0)
ln_pob685	-0.953	-12.227***	40.339**	104.749***	1.988**	10.921***	I(0)-I(1)
ln_gini	-3.376***	-17.060***	46.409***	200.260***	2.830***	24.165***	I(0)
ln_pib	0.904	-12.933***	22.152	150.722***	-0.534	17.296***	I(1)
ln_inf	0.636	-14.372***	23.595	166.673***	-0.333	19.508***	I(1)
ln_inflacion	-5.035***	-16.888***	86.532***	282.929***	8.394***	35.630***	I(0)
ln_trab_nc	-0.991	-16.869***	24.604	153.320***	-0.194	17.656***	I(1)
ln_gtosocpc	-2.106**	-16.771***	44.473**	182.596***	2.562***	21.716***	I(0)
ln_desempleo	-2.969***	-13.054***	47.000***	159.317***	2.912***	18.488***	I(0)

Notas: \*\*\*, \*\* y \* indican significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 % respectivamente.

**Tabla 6: Pruebas de raíz unitaria para los residuos de los modelos ARDL(1,0)**

Modelo	Im–Pesaran–Shin	Fisher ADF (Inv. $\chi^2$ )	Fisher ADF (Mod. $\chi^2$ )
1.a	-12.24***	114.501***	12.273***
1.b	-10.966***	81.753***	7.732***
1.c	-10.511***	111.615***	11.873***
2.a	-11.226***	86.253***	8.356***
2.b	-10.831***	95.709***	9.667***
2.c	-10.493***	105.372***	11.007***
3.a	-11.813***	126.36***	13.917***
3.b	-10.794***	97.971***	9.981***
3.c	-10.695***	123.105***	13.466***
4.a	-12.446***	113.112***	12.08***
4.b	-11.346***	100.014***	10.264***
4.c	-12.146***	116.992***	12.618***
5.a	-12.409***	111.86***	11.907***
5.b	-11.358***	97.957***	9.979***
5.c	-12.153***	116.93***	12.61***
Desempleo	-8.346***	118.908***	12.884***

Notas: \*\*\*, \*\* y \* indican significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 % respectivamente.

Las **pruebas de cointegración** se utilizan para comprobar la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables, independientemente de si estas son I(0) o I(1). Las elaboradas por Pedroni (1999) y Westerlund (2005) son contrastes para datos de panel basado en los residuos. Ambos están diseñados para datos con con T y N grandes, permiten considerar vectores de cointegración específicos para cada panel y admiten que los mismos no estén balanceados.

En ambos contrastes, la hipótesis nula sostiene que no existe cointegración, debido a que los errores de la regresión de largo plazo presentan raíz unitaria todos los paneles. En cambio, las hipótesis alternativas difieren levemente entre sí. En el test

de Pedroni, bajo hipótesis alternativa existe cointegración en todos los paneles (los errores son estacionarios), mientras que en el de Westerlund la cointegración puede estar presente sólo en algunos.

En la tabla 7 se exhiben los estadísticos de los contrastes de Pedroni y Westerlund, obtenidos para las relaciones de largo plazo implícitas en los modelos 1, 3 y el modelo de desempleo.

**Tabla 7: Resultados de las pruebas de cointegración de Pedroni y Westerlund**

Modelo	Test de Pedroni			Test de Westerlund
	Group rho	Group t PP	Group t ADF	
1.a	-1.978**	-2.858***	-4.345***	-2.511***
1.b	-0.859	-1.285*	-1.920**	-2.150**
1.c	-0.115	0.190	-0.015	-1.895**
3.a	-3.666***	-4.599***	-5.498***	-3.053***
3.b	-2.685***	-4.053***	-4.228***	-2.872***
3.c	-2.475***	-3.103***	-3.636***	-2.661***
Desempleo	-4.505***	-5.242***	-6.065***	-3.177***

Notas: \*\*\*, \*\* y \* indican significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 % respectivamente.

## Modelos ARDL(2,1) en formato de Modelo de Corrección del Error

Un modelo NARDL( $p, q$ ) con datos de panel bajo la forma de Modelo de Corrección del Error Asimétrico (AECM) se puede expresar como:

$$\Delta y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \theta_{i1}^+ x_{i,t-1}^+ + \theta_{i1}^- x_{i,t-1}^- + \sum_{k=1}^{p-1} \alpha_{ik} \Delta y_{i,t-k} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_j^+ \Delta x_{i,t-j}^+ + \pi_{1j}^- \Delta x_{i,t-j}^-) + u_i + \epsilon_{it} \quad (19)$$

donde  $\mu_i$  es el efecto fijo específico de cada grupo. El método MG asume que todos los coeficientes son distintos entre grupos, en cambio PMG asume las elasticidades de largo plazo ( $\theta_i^+, \theta_i^-$ ) son iguales. A continuación, se presentan las estimaciones realizadas para los modelos 1 y 3, considerando un NARDL(2,1) con datos de panel, utilizando los métodos MG y PMG.

**Tabla 8: Estimaciones modelos 1 y 3 con ajustes de corto plazo - Método MG**

	MG con Gini			MG con informalidad		
	1.a	1.b	1.c	3.a	3.b	3.c
	pob215	pob365	pob685	pob215	pob365	pob685
L.pob215	-0.787*** (0.09)			-0.839*** (0.11)		
L.pob365		-0.652*** (0.10)			-0.708*** (0.09)	
L.pob685			-0.494*** (0.08)			-0.500*** (0.08)
D.pib_pos	0.485 (0.72)	-0.261 (0.39)	-0.092 (0.21)	1.351 (1.14)	0.403 (0.75)	0.423 (0.54)
D.pib_neg	-4.659 (2.87)	-2.497* (1.48)	-1.671 (1.07)	-3.154* (1.87)	-1.748 (1.28)	-1.958** (0.80)
D.gini	0.117 (0.63)	0.316 (0.52)	0.423 (0.26)			
D.inf				-0.903 (0.66)	-0.671 (0.48)	-0.338 (0.36)
pib_pos	-2.108*** (0.43)	-1.351*** (0.19)	-0.768*** (0.15)	-2.773*** (0.85)	-1.756*** (0.37)	-0.744*** (0.13)
pib_neg	-0.277 (2.50)	-1.716** (0.73)	-1.220*** (0.34)	-2.478 (2.22)	-2.486 (2.13)	-0.677 (0.72)
gini	2.676*** (1.01)	1.696** (0.69)	0.504** (0.23)			
inf				0.522 (1.11)	0.933 (0.67)	0.742** (0.33)
Obs.	293	293	293	286	286	286
T	22.538	22.538	22.538	22	22	22
F	5.240***	6.895***	8.087***	5.397***	6.202***	7.863***
$R_{MG}^2$	0.670	0.733	0.765	0.687	0.718	0.767
CD	-0.513	-1.258	-3.078*	-2.116**	2.012**	-2.042**

Notas: El número de períodos (T) corresponde al promedio por país. El total de países es N=13.

Todas las variables se expresan en logaritmos naturales. Los valores entre paréntesis son los errores estándar. \*\*\*, \*\* y \* indican significancia estadística al 1%, 5% y 10% respectivamente.

**Tabla 9: Estimaciones modelos 1 y 3 con ajustes de corto plazo -  
Método PMG**

	MG con Gini			MG con informalidad		
	1.a	1.b	1.c	3.a	3.b	3.c
	pob215	pob365	pob685	pob215	pob365	pob685
L.pob215	-0.334** (0.15)			-0.265 (0.19)		
L.pob365		-0.173 (0.13)			-0.203 (0.18)	
L.pob685			-0.125 (0.10)			-0.177 (0.13)
D.pib_pos	-1.610** (0.68)	-1.308*** (0.49)	-0.778*** (0.23)	-1.377* (0.80)	-0.909 (0.56)	-0.500 (0.31)
D.pib_neg	-4.237** (2.04)	-3.857*** (1.43)	-2.559*** (0.91)	-3.882** (1.79)	-3.133** (1.26)	-1.958** (0.82)
D.gini	1.643** (0.71)	1.620*** (0.51)	0.891*** (0.31)			
D.inf				0.059 (1.08)	0.189 (0.69)	0.187 (0.38)
pib_pos	-0.694 (0.53)	-0.377 (0.35)	-0.210 (0.18)	-0.788 (0.67)	-0.455 (0.50)	-0.230 (0.19)
pib_neg	-0.301 (1.43)	-0.252 (0.58)	-0.184 (0.44)	-0.218 (0.87)	-0.228 (0.82)	-0.150 (0.28)
gini	1.153 (1.15)	0.401 (0.64)	0.136 (0.29)			
inf				0.036 (0.62)	0.410 (0.40)	0.417* (0.24)
Obs.	293	293	293	286	286	286
T	22.538	22.538	22.538	22	22	22
F	6.486***	8.361***	9.239***	5.026***	6.271***	8.313***
$R_a^2$	0.251	0.179	0.151	0.315	0.248	0.167
CD	0.939	1.302	-0.899	1.299	3.872***	-0.791

Notas: El número de períodos (T) corresponde al promedio por país. El total de países es N=13.

Todas las variables se expresan en logaritmos naturales. Los valores entre paréntesis son los errores estándar. \*\*\*, \*\* y \* indican significancia estadística al 1%, 5% y 10% respectivamente.