



ESTUDIOS DEL CAMBIO CLIMÁTICO EN AMÉRICA LATINA

# Cambio climático, agricultura y pobreza en América Latina

## Una aproximación empírica

Luis Miguel Galindo  
Joseluis Samaniego  
José Eduardo Alatorre  
Jimmy Ferrer  
Orlando Reyes



NACIONES UNIDAS

CEPAL



# Cambio climático, agricultura y pobreza en América Latina

## Una aproximación empírica

Luis Miguel Galindo  
Joseluis Samaniego  
José Eduardo Alatorre  
Jimy Ferrer  
Orlando Reyes



Este documento fue preparado por Luis Miguel Galindo, Joseluis Samaniego, José Eduardo Alatorre, Jimmy Ferrer y Orlando Reyes, funcionarios de la Unidad de Cambio Climático de la División de Desarrollo Sostenible y Asentamientos Humanos de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), en el marco de las actividades del Programa EUROCLIMA (CEC/10/001), con financiamiento de la Comisión Europea.

Ni la Comisión Europea ni ninguna persona que actúe en nombre de la Comisión es responsable del uso que pueda hacerse de la información contenida en esta publicación. Los puntos de vista expresados en este estudio son de los autores y no reflejan necesariamente los puntos de vista de la Comisión Europea.

Las opiniones expresadas en este documento, que no ha sido sometido a revisión editorial, son de exclusiva responsabilidad de los autores y pueden no coincidir con las de la organización.

## Índice

Resumen ejecutivo.....	7
Introducción general.....	9
I. Crecimiento económico, sector agrícola y pobreza: marco general .....	11
II. El sector agrícola en América Latina: participación sectorial y causalidad de Granger .....	19
A. Participación sectorial agrícola en América Latina.....	19
III. Agricultura y dinámica económica general: causalidad de Granger .....	25
IV. Crecimiento económico, agricultura y pobreza en América Latina: los números básicos ....	33
A. Crecimiento económico y pobreza.....	37
V. Escenarios de crecimiento económico y pobreza .....	55
VI. Cambio climático, agricultura y pobreza: una aproximación empírica .....	61
VII. Conclusiones y comentarios de política pública.....	75
Bibliografía.....	79
Anexos.....	87
Anexo 1 Indicadores de pobreza .....	88
Anexo 2 Crecimiento económico y pobreza.....	90
Anexo 3 Metodología econométrica .....	92
Anexo 4 Pruebas de raíces unitarias.....	100
Anexo 5 Especificación del modelo VAR .....	104
Cuadros	
Cuadro 1 Especificaciones econométricas .....	14
Cuadro 2 Estimación de la relación Chenery-Syrquin .....	22
Cuadro 3 Estadísticos del procedimiento de Johansen.....	26
Cuadro 4 Pruebas de cointegración por panel basadas en el procedimiento de Engle-Granger .....	28
Cuadro 5 Pruebas de cointegración por panel basadas en el método de Johansen .....	28
Cuadro 6 Pruebas de causalidad de Granger .....	29
Cuadro 7 Pruebas de causalidad de Granger .....	30
Cuadro 8 Pruebas de causalidad de Granger .....	31

Cuadro 9	Estimaciones de tendencia para diferentes indicadores.....	36
Cuadro 10	Estimaciones de tendencia .....	37
Cuadro 11	Estimaciones econométricas de la elasticidad del crecimiento económico sobre los cambios en la pobreza.....	39
Cuadro 12	Estimaciones econométricas de la elasticidad del crecimiento agrícola de la pobreza .....	42
Cuadro 13	Coeficiente de correlación y regresión de los indicadores de pobreza (HC).....	45
Cuadro 14	Indicadores de pobreza y desigualdad .....	46
Cuadro 15	Regresiones de pobreza y crecimiento económico: ecuación 2.....	48
Cuadro 16	Regresiones de pobreza, crecimiento económico: ecuación 4.....	49
Cuadro 17	Hipótesis 1. Regresiones de pobreza y composición del crecimiento económico: ecuación 5.....	50
Cuadro 18	Hipótesis 1. Regresiones de pobreza y composición del crecimiento económico: ecuación 6.....	51
Cuadro 19	Hipótesis 2. Regresiones de pobreza y crecimiento económico asimétrico: ecuación 8.....	52
Cuadro 20	Hipótesis 2. Regresiones de pobreza y crecimiento económico asimétrico: ecuación 9.....	53
Cuadro 21	Hipótesis 5. Regresiones de pobreza y crecimiento económico, considerando el sector extractivo: ecuación 10 .....	53
Cuadro 22	Hipótesis 5. Regresiones de pobreza y crecimiento económico, considerando el sector extractivo: ecuación 11 .....	54
Cuadro 23	Datos básicos.....	57
Cuadro 24	Escenario BAU 2025.....	58
Cuadro 25	Crecimiento PIB per cápita necesario para reducir la pobreza a la mitad en 2025.....	59
Cuadro 26	Rangos de estimaciones de los efectos del cambio climático sobre cultivos seleccionados .....	62
Cuadro 27	Promedio de temperatura y precipitación .....	68
Cuadro 28	Impactos del calentamiento global alrededor de la década de 2080 sobre el potencial agrícola en países de América Latina .....	69
Cuadro 29	Estimaciones preferidas sobre impacto del calentamiento global en la línea base a 2080 .....	70
Cuadro 30	Cambio en la capacidad agrícola, 2080.....	71
Cuadro 31	Pobreza en 2025 ante cambio climático .....	72
Cuadro 32	Pobreza en 2025 ante cambio climático .....	73
Cuadro A.1	Pruebas de raíz unitaria del valor agregado no agrícola .....	100
Cuadro A.2	Pruebas de raíz unitaria del valor agregado agrícola .....	101
Cuadro A.3	Pruebas de raíces unitarias .....	103
Cuadro A.4	Número de rezagos para los modelos VAR.....	104
Cuadro A.5	Estimaciones de panel dinámico.....	105
Cuadro A.6	Estimaciones de panel dinámico Arellano Bond.....	106

## Gráficos

Gráfico 1	América Latina y el Caribe: PIB per cápita, 1980-2011 .....	19
Gráfico 2	América Latina y el Caribe y el mundo: participación porcentual de la agricultura en el PIB, 1980-2010.....	20
Gráfico 3	América Latina y el Caribe: participación porcentual de la agricultura en el PIB, 1980-2011 .....	21
Gráfico 4	América Latina y el Caribe: empleo agrícola como porcentaje del total, 1990-2011.....	21
Gráfico 5	América Latina y el Caribe: indicadores de pobreza, 1990-2011 .....	34
Gráfico 6	América Latina y el Caribe: índice de Gini rural y urbano, 1990-2011 .....	35

Gráfico 7	Proporción de la población rural por debajo de la línea de indigencia y de pobreza .....	35
Gráfico 8	Incidencia de pobreza en los hogares rurales por tipología, 2009 .....	37
Gráfico 9	América Latina y el Caribe: crecimiento del PIB per cápita y de la pobreza .....	38
Gráfico 10	Elasticidad de cambios en la pobreza con respecto al crecimiento económico ....	38
Gráfico 11	América Latina: elasticidad de crecimiento económico sobre los cambios en la pobreza.....	40
Gráfico 12	Distribución de las elasticidades de crecimiento de la pobreza.....	41
Gráfico 13	Elasticidad de los cambios en la pobreza con respecto al crecimiento agrícola .....	43
Gráfico 14	Distribución de las elasticidades de cambios en la pobreza con respecto al crecimiento agrícola, total de estudios.....	43
Gráfico 15	Comparación del índice de recuento de la pobreza, dependiendo de las líneas de pobreza .....	44
Gráfico 16	Crecimiento PIB per cápita necesario para reducir la pobreza a la mitad en 2025.....	56
Gráfico A.1	Participación porcentual de la elaboración de alimentos, bebidas y tabaco en la manufactura, 2001 .....	105
Diagrama		
Diagrama 1	Descomposición del cambio en pobreza en efecto ingreso y efecto distribución.....	12



## Resumen ejecutivo

El cambio climático es uno de los grandes desafíos globales del siglo XXI para alcanzar un desarrollo sostenible; ello atendiendo a sus consecuencias sobre las actividades económicas, el bienestar de la población y los ecosistemas y al esfuerzo simultáneo que implica atender los impactos climáticos negativos, adaptarse a las nuevas condiciones climáticas y realizar los procesos de mitigación de gases de efecto invernadero requeridos para estabilizar el clima (IPCC, 2007; Stern, 2007). En este contexto, existe un intenso debate sobre las relaciones y procesos de retroalimentación que se establecen entre el cambio climático y la pobreza.

El principal objetivo de este estudio es entonces analizar los efectos *potenciales* del cambio climático sobre la pobreza en América Latina (AL) derivados de la evolución del sector agrícola; ello a través de identificar los impactos del cambio climático sobre el producto agrícola y los efectos del crecimiento agrícola sobre la pobreza en América Latina. Esto es, el cambio climático incide sobre el ritmo de crecimiento económico, en particular en el ritmo de crecimiento económico del sector agrícola que es especialmente sensible a las condiciones climáticas, y a su vez, el ritmo de crecimiento económico del sector agrícola incide sobre la evolución de la pobreza. De esta forma, puede identificarse uno de los impactos potenciales del cambio climático sobre la pobreza, utilizando como canal de transmisión el ritmo de crecimiento del producto agrícola y estableciendo las relaciones y magnitudes entre el crecimiento económico y la pobreza (Bourguignon, 2003; OECD, 2007; Ravallion, 2004a). Existen desde luego otros canales de transmisión que en este trabajo no son considerados.

Las economías de América Latina mostraron una tasa de crecimiento promedio anual del PIB *per cápita* de 1% y del PIB agrícola *per cápita* del 0,7%, entre 1980 y 2011. En este contexto, se observa una paulatina reducción de la participación del sector agrícola en el total de la economía. De este modo, las economías con un PIB *per cápita* más elevado muestra también una menor participación del sector agrícola. Sin embargo, esta relación inversa entre ingreso *per cápita* y participación del sector agrícola es menos pronunciada en América Latina que en el resto del mundo. Asimismo, la evidencia de las pruebas de causalidad de Granger muestra que existe un complejo vínculo entre la economía agrícola y el resto de los sectores económicos que se traducen en una causalidad bidireccional. Ello sugiere, atendiendo a la importancia del sector agrícola en AL, que es fundamental buscar una vinculación más virtuosa que contribuya al desarrollo agrícola, permita ampliar las oportunidades para la población rural y garantizar la seguridad alimentaria en el contexto del cambio climático (Timmer, 2002).



Las estimaciones realizadas para América Latina en este estudio confirman que el crecimiento económico reduce la pobreza y que la distribución del ingreso reduce las elasticidades del crecimiento económico sobre la pobreza o incide directamente sobre la pobreza. Esto es, el crecimiento económico reduce la pobreza y la mala distribución del ingreso la acentúa; ambos coeficientes son estadísticamente significativos con las distintas especificaciones y métodos aplicados. Así, los coeficientes de la elasticidad del crecimiento económico sobre los cambios en la pobreza se ubican entre -1 y -2,5 y de la elasticidad de la distribución del ingreso, medida por el índice de Gini, se estima entre 1,6 y 0,9 para América Latina. Destaca la relevancia de la distribución del ingreso ya que, por ejemplo, la redistribución tiene un efecto permanente sobre una mayor elasticidad del crecimiento económico sobre los pobres y además puede contribuir al crecimiento económico de largo plazo (Aghion et al., 1999; Alesina y Rodrik, 1994).

La evidencia para América Latina muestra además que los coeficientes de las elasticidades del crecimiento económico agrícola y del resto de la economía sobre la pobreza no son diferentes y que no es posible rechazar la hipótesis nula de que ambos coeficientes son iguales, utilizando los indicadores de pobreza de CEPAL<sup>1</sup>. Sin embargo, el impacto del crecimiento económico agrícola sobre la pobreza es mayor que el impacto del crecimiento económico del resto de los sectores para el indicador de severidad de la pobreza considerando la línea de indigencia. De este modo, la composición del producto resulta relevante para combatir la severidad de la pobreza en América Latina (Bravo-Ortega y Lederman, 2005; Cervantes-Godoy y Dewbre, 2010; Ravallion y Datt, 1996).

Los resultados obtenidos en este estudio, con base en información de CEPAL, permiten argumentar que el efecto del crecimiento económico sobre la pobreza no es simétrico; esto es, la pobreza es más sensible a las caídas del ingreso que al aumento del ingreso, incluyendo el caso de la desagregación del impacto agrícola. En este sentido, resulta particularmente relevante evitar los episodios de caída del PIB agrícola y disponer de una red de protección social durante esos períodos; la información disponible muestra además que a los pobres les resulta más difícil enfrentar eventos climáticos extremos que puede incluso conducir a las conocidas trampas de pobreza y de baja productividad.

En este contexto, el cambio climático es un factor que incide sobre la pobreza en América Latina, entre otros canales a través de influir en el desempeño del sector agrícola. En efecto, la evidencia muestra que el cambio climático reduce el producto agrícola y en este sentido reduce el ritmo en el que se puede reducir la pobreza.

De este modo, el cambio climático es un factor que dificulta el cumplimiento de las metas de reducción de la pobreza. Por ejemplo, en un escenario con una pérdida simulada de 5,6% del producto agrícola de América Latina al 2025 entonces se estima que 3,8 millones de personas no saldrían de la indigencia como consecuencia del cambio climático; esta cifra puede ser incluso mayor en el caso en que la pérdida simulada sea consecuencia de caídas del producto y no solo de carencia de crecimiento. A su vez, al considerar el efecto de fertilización del carbono, el impacto promedio sobre la agricultura en la región al 2025 es de 3,4%. Ello implica 4,3% de personas menos que salen de la indigencia en relación con el escenario BAU lo que se traduce en 2,8 millones de personas que se mantiene en la indigencia como consecuencia del cambio climático. Así, estas pérdidas asociadas al cambio climático implican retardar las metas de reducción de la pobreza y por tanto resulta fundamental que América Latina y el Caribe (ALC) desarrolle una agricultura más dinámica, más inclusiva y más resiliente al cambio climático como parte de una agenda social.

---

<sup>1</sup> Estos resultados son distintos dependiendo de la línea de pobreza utilizada.

## Introducción general

El cambio climático es uno de los grandes desafíos globales del siglo XXI para alcanzar un desarrollo sostenible<sup>2</sup>; ello atendiendo a sus consecuencias sobre las actividades económicas, el bienestar de la población y los ecosistemas y al esfuerzo simultáneo que implica atender los impactos climáticos negativos, adaptarse a las nuevas condiciones climáticas y realizar los procesos de mitigación de los gases de efecto invernadero (IPCC, 2007; Stern, 2007). En este contexto, existe un intenso debate tanto académico como de política pública, sobre las relaciones y magnitudes de impacto que se establecen entre el cambio climático, las actividades agrícolas y la pobreza en América Latina. Esta relación se basa en la presencia de dos canales de transmisión simultáneos. En primer lugar, la evidencia disponible muestra que el cambio climático tiene una especial incidencia en las actividades agrícolas (Cline, 2007; Hertel y Rosch, 2010); esto es, existe una relación cóncava entre la temperatura y la precipitación y la productividad y el producto agrícola; de este modo aumentos continuos de temperatura, asociados al cambio climático, inciden, después de un cierto límite, en pérdidas de productividad y del producto agrícola y, en forma similar, eventos climáticos extremos pueden traducirse en pérdidas del producto agrícola significativas (CEPAL, 2010; IPCC, 2007; Mendelsohn y Dinar, 2009; Stern, 2007). En segundo lugar, la evidencia muestra también que el crecimiento agrícola incide, a través de diversos canales, en la pobreza (Christiaensen, Demery y Kuhl, 2010a; Christiaensen y Demery, 2007; The World Bank, 2007). De este modo, el cambio climático incide sobre el ritmo de crecimiento del producto y en la productividad del sector agrícola que a su vez incide sobre la evolución de la pobreza<sup>3</sup> (Thurlow, Zhu, y Diao, 2009).

Esta relación entre cambio climático, crecimiento agrícola y pobreza resulta especialmente pertinente en América Latina atendiendo a la importancia estratégica de este sector y a que buena parte de la pobreza más intensa en la región se concentra aun en áreas rurales (Byerlee, Diao, y Jackson, 2005; Christiaensen *et al.*, 2010a; Nissanke y Thorbecke, 2007; Ravallion y Chen, 2007). Así, el principal objetivo de este estudio es analizar los efectos *potenciales* del cambio climático sobre la pobreza a través de identificar los efectos del crecimiento agrícola sobre la pobreza y los impactos del cambio climático sobre el producto agrícola en América Latina. Ello tiene desde la óptica de la política pública

---

<sup>2</sup> El desarrollo sostenible requiere considerar simultáneamente los factores económicos, sociales y ambientales con objeto de preservar adecuadamente los activos físicos, ambientales y naturales, económicos y sociales actuales para las generaciones futuras.

<sup>3</sup> Existen, desde luego otros canales de transmisión entre el cambio climático y la pobreza.

consecuencias relevantes ya que permite identificar las consecuencias potenciales y riesgos que presenta el actual estilo de crecimiento, en particular del sector agrícola, ante el cambio climático.

De este modo, promover el desarrollo sostenible requiere, entre otras cosas, promover un crecimiento económico, en particular del sector agrícola, resiliente o menos vulnerable al cambio climático. En este sentido, las actividades agrícolas tendrán en el futuro un papel relevante para alcanzar un desarrollo más equilibrado con menor pobreza, que garantice la seguridad alimentaria y de manera creciente la seguridad energética (biocombustibles), incorporando un mayor valor agregado a sus actividades, y atendiendo a los patrones esperados de consumo mundial de alimentos (Cline, 2007).

El estudio incluye siete secciones, la primera es, obviamente, la introducción. En la segunda sección se esbozan las principales hipótesis del trabajo que relacionan el crecimiento económico y la pobreza. La tercera sección presenta las pruebas de causalidad de Granger (Granger, 1969). En la cuarta sección se presentan las estimaciones econométricas que relacionan el crecimiento agrícola y la pobreza. En la quinta sección se presenta la elaboración del escenario base de los índices de pobreza a 2025. En ellos se utilizan las elasticidades de crecimiento económico a pobreza estimadas en la sección cuarta y las proyecciones de población a 2025. La sección seis simula escenarios de pobreza al 2025 con la presencia de los impactos del cambio climático. Finalmente, la sección siete presenta las conclusiones del estudio.

## I. Crecimiento económico, sector agrícola y pobreza: marco general

Los cambios en la pobreza pueden considerarse la consecuencia lógica de un cambio en el ingreso medio individual (efecto crecimiento económico) o de modificaciones en la distribución del ingreso<sup>4</sup> (efecto distribución del ingreso) (Bourguignon y Morrisson, 2002; Bourguignon, 2003, 2004; Epaulard, 2003; Hanmer y Naschold, 2000; Kanbur, 2000; Mosley, Hudson, y Verschoor, 2004; Ravallion, 1997, 2001, CEPAL, 2012). De este modo, el aumento del ingreso medio de la población se traduce en una reducción de la pobreza bajo el supuesto de una distribución (log) normal de los ingresos constante<sup>5</sup> (véase el diagrama 1) (Bourguignon, 2003, 2004; Datt y Ravallion, 1992; Loayza y Raddatz, 2010; OECD, 2010; Ravallion y Chen, 1997). Por ello, un doble dividendo de la distribución del ingreso sobre la pobreza corresponde a su efecto directo sobre la pobreza y a su impacto a través de la elasticidad ingreso de la pobreza (Bourguignon, 2003; Ravallion, 2004a).

La presencia de esta tensión dinámica entre crecimiento económico, pobreza y distribución del ingreso<sup>6</sup> conduce a un debate intenso en donde destacan varios puntos:

1. Las relaciones y formas funcionales que se establecen entre crecimiento económico y distribución del ingreso y sus efectos potenciales sobre la pobreza; esto es, la evidencia disponible muestra que estas relaciones pueden ser positivas, negativas, no lineales (en forma de U invertida) o incluso asociaciones tenues<sup>7</sup> y que ello tiene consecuencias colaterales con la magnitud de las elasticidades del crecimiento económico sobre la

<sup>4</sup> Existe un residual no explicado, que por ejemplo Kolenikov y Shorrocks (2005) lo asocian a los efectos de los cambios en los precios.

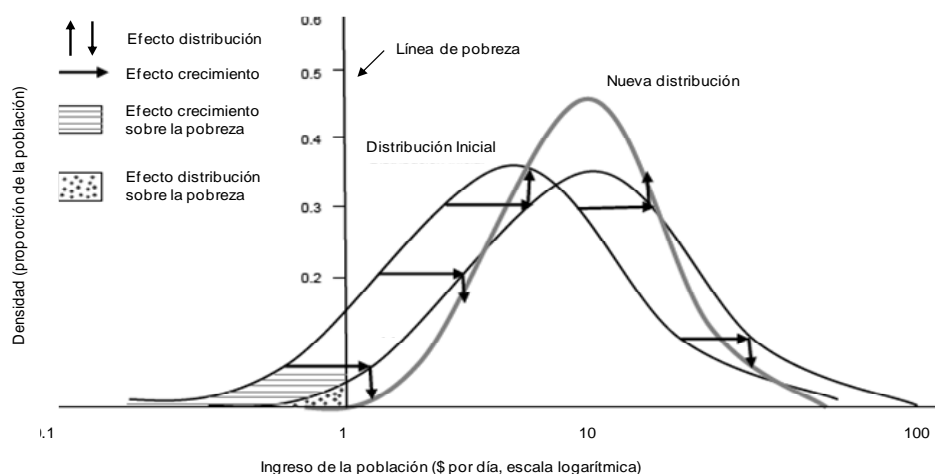
<sup>5</sup> La presencia de una relación inversa entre pobreza y crecimiento económico puede derivarse del supuesto de una distribución log normal de los ingresos (Bourguignon & Morrisson, 2002; Bourguignon, 2003; Epaulard, 2003; Kakwani, 1993) y donde incluso se considera que una elasticidad ingreso de la pobreza neutral es aquella donde la distribución log-normal es constante (Bourguignon & Morrisson, 2002; Bourguignon, 2000, 2004).

<sup>6</sup> Para una visión más global y crítica del efecto del crecimiento sobre la pobreza véase Córnia (2006).

<sup>7</sup> En estricto sentido, existen también posiciones que argumentan que el crecimiento económico o el dinamismo del capitalismo (Marx, 1999, Chapter 24) ocasionan la pobreza. Este argumento es también sostenido, al menos por ciertos períodos de tiempo por la curva de Kuznets donde la distribución del ingreso empeora en las primeras etapas del desarrollo para luego mejorar y donde la pobreza sigue un patrón similar (Dawson, 1997; Kuznets, 1955). Existe además el argumento de que la trayectoria de los índices de pobreza es lineal atendiendo al número de pobres pero que puede ser no lineal para aquellos índices que acentúan el problema de la desigualdad (Anand & Kanbur, 1993).

pobreza (Aghion, Caroli, y García-Peñalosa, 1999; Anand y Kanbur, 1993; Bourguignon, 2004; Bruno, Ravallion, y Squire, 1998; Datt y Ravallion, 2002; Dollar y Kraay, 2002; Ravallion y Chen, 2003; Timmer, 2002). Así, un crecimiento económico favorable a los pobres puede definirse, en primer caso, como aquel que beneficia a los pobres en términos absolutos y que se refleja en algún indicador de pobreza (Ravallion y Chen, 2003; Ravallion, 2001, Datt y Ravallion, 1992). En el segundo caso, se aplica una definición más estricta donde el crecimiento económico a favor de los pobres es aquel que beneficia más a los pobres que al resto de la población como consecuencia<sup>8</sup> de una redistribución del ingreso<sup>9</sup> (Kakwani y Pernia, 2000; Kakwani, 2000; Nissanke y Thorbecke, 2006, 2007; Ravallion, 2004b). Sin embargo, esta segunda definición es confusa bajo diversos escenarios, por ejemplo, en un escenario de caída del producto y de redistribución del ingreso a favor de los pobres (Ravallion y Chen, 2003; Ravallion, 2004b).

**DIAGRAMA 1**  
**DESCOMPOSICIÓN DEL CAMBIO EN POBREZA EN EFECTO**  
**INGRESO Y EFECTO DISTRIBUCIÓN**



Fuente: Bourguignon, F. (2002) "The growth elasticity of poverty reduction: Explaining heterogeneity across country and the times period". En: T. S. Eicher y S. J. Turnovsky (eds.), *Inequality and Growth: Theory and policy implications*. CESifo Seminar Series.

2. Las magnitudes puntuales regionales y nacionales del impacto del crecimiento económico sobre la pobreza y la estabilidad de estas elasticidades a distintas trayectorias de ingreso, en particular considerando los impactos potenciales en la pobreza de caídas en el ingreso (Bourguignon y Morrisson, 2002; Bourguignon, 2004).
3. La magnitud de los efectos de la composición sectorial sobre la pobreza. En particular, existe un debate sobre los efectos y la magnitud del crecimiento económico agrícola sobre la pobreza, incluso con resultados contradictorios (Byerlee et al., 2005; Cervantes-Godoy y Dewbre, 2010; Hanmer y Naschold, 2000; Ravallion y Chen, 2007; Ravallion y Datt, 1996;

<sup>8</sup> Ello indica que existe una relación inversa entre la distribución del ingreso y la pobreza.

<sup>9</sup> Existen más condiciones para un crecimiento que impacte favorablemente a los pobres como son el manejo macroeconómico y la inflación relativamente controlada (OECD, 2010) y una estrategia macroeconómica más comprensiva (Cornia, 2006).

Thorbecke y Jung, 1996; Timmer, 1997, 2002) Así, por un lado, se argumenta que el crecimiento agrícola tiene un impacto significativo en la pobreza en la medida en que actualmente la pobreza extrema tiene un componente rural fundamental, a que el crecimiento agrícola incide favorablemente sobre los precios de los alimentos y la nutrición, a que el impacto del crecimiento agrícola sobre la pobreza es más elevado que el de otros sectores en particular en el caso de que la productividad agrícola aumente y no exista una concentración excesiva de la tierra y a que el sector agrícola es un amortiguador de los shocks económicos que inducen a la pobreza (Adams Jr., 2004; de Janvry y Sadoulet, 1995; Lewis, 1954; Lipton y Ravallion, 1995; Loayza y Raddatz, 2010; Nissanke y Thorbecke, 2007; Ravallion y Datt, 1996; Ravallion, 1995; The World Bank, 2007; Thorbecke y Jung, 1996; Timmer, 1997, 2002). Por el otro lado, se sostiene que el sector agrícola dispone de recursos limitados, que la disminución de su relevancia en la economía se traduce también en una reducción en su capacidad de incidencia sobre la pobreza, que el aumento de la importancia de los ingresos rurales no agrícolas reduce la relevancia de las actividades agrícolas para incidir en la pobreza, que existe un sesgo urbano de la política pública y de la infraestructura disponible que limita la capacidad de expansión agrícola y la presencia de un proceso de migración del campo a la ciudades que reduce la pobreza rural y aumenta la productividad general de la economía (Anand y Kanbur, 1991; Byerlee et al., 2005; Kuznets, 1955; Lewis, 1954; Ravallion y Datt, 1996; Timmer, 2002).

De este modo, los cambios en la pobreza se pueden descomponer en una forma flexible que incluye un componente atribuible al crecimiento de la media del ingreso, a un componente de los cambios en la distribución del ingreso y a otras variables de control incluidas en un residual (véase la ecuación (1)) (Adams Jr., 2004; Ravallion y Chen, 1997, 2003, 2007; Ravallion y Datt, 1996, CEPAL, 2012, Christiaensen y Demery, 2007).

$$\frac{dP_t}{dt} = \frac{\partial P_t}{\partial Y_t} \frac{dY_t}{dt} + \frac{\partial P_t}{\partial G_t} \frac{dG_t}{dt} + \varphi_t \quad (1)$$

Donde  $P_t$  representa el índice de pobreza,  $Y_t$  denota a la variable de ingreso (PIB *per cápita* o ingreso/consumo medio por persona),  $G_t$  es una variable que mide la distribución del ingreso (por ejemplo el índice de Gini). La variable  $\varphi_t$  es un residual.

La ecuación (1) se traduce en diversas especificaciones econométricas, algunas de ellas se presentan en el cuadro 1. Algunas de estas especificaciones pueden sintetizarse en la forma general de la ecuación (2) (Bourguignon, 2003; Datt y Ravallion, 2002; Kraay, 2006; Ravallion y Chen, 1997):

$$\begin{aligned} \Delta p_{it} &= \beta_1 \Delta y_{it} + \gamma_1 \Delta g_{it} + u_{it} \\ u_{it} &= \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \end{aligned} \quad (2)$$

Donde las  $\Delta p_{it}$  representa la tasa de crecimiento anual del indicador de pobreza del país  $i$  en el año  $t$ ,  $\Delta y_{it}$  simboliza la tasa de crecimiento del PIB per cápita, o del ingreso o consumo promedio por persona del país  $i$  en el año  $t$ ,  $g_{it}$  es el índice de Gini por país,  $\mu_i$  es el efecto individual no observable específico por país,  $\lambda_t$  denota el efecto temporal no observable. Finalmente  $v_{it}$  es el término de error residual.

**CUADRO 1**  
**ESPECIFICACIONES ECONOMETRICAS**

Especificación	Autores
$\ln P_{it} = \phi_1(\ln YPH_{it} + \ln YPH_{it-1}) + \phi_2(\ln YNA_{it} + \ln YNA_{it-1}) + \phi_3 INF_{it} + \phi_4 DEVE X_{it-1} + \phi_5 \ln Wage_{it} + \sum_i \gamma_i t + \eta_i + \epsilon_{it}$	Datt y Ravallion, 1998; Ravallion y Datt, 1996
$\Delta p_{it} = \beta_1 \Delta y_{it} + u_{it}$	Bourguignon, 2003
$\Delta p_{it} = \beta_1(1 - g_{it-T})\Delta y_{it} + u_{it}$	Ravallion, 2006
$\Delta p_{it} = \beta_1 \Delta y_{it} + \gamma_1 \Delta g_{it} + u_{it}$	Bourguignon, 2003
$\Delta p_{it} = \beta_1 \Delta y_{it} + \beta_2 \Delta y_{it} * \frac{z}{e_{it}} + \beta_3 * \Delta y_{it} * g_{t-1} + \gamma_1 \Delta g_{it} + u_{it}$	Bourguignon, 2003
$\Delta p_{it} = \beta_1 \Delta y_{it} + \beta_2 \Delta y_{it} * \frac{z}{e_{it}} + \beta_3 * \Delta y_{it} * g_{it-1} + \gamma_1 \Delta g_{it} + \gamma_2 \Delta g_{it} * \frac{z}{e_{it}} + \gamma_3 * \Delta g_{it} * g_{t-1} + u_{it}$	Bourguignon, 2003
$\frac{\Delta H}{\Delta \log(\bar{y})H} = \frac{1}{\sigma} \lambda \left[ \frac{\log\left(\frac{z}{e_{it}}\right)}{\sigma} + \frac{\sigma}{2} \right]$	Bourguignon, 2003; Bresson, 2009; Heltberg, 2004
$\Delta p_{it} = \beta_1 \Delta y_{it} + \gamma_1 \Delta g_{it} + \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kit} + u_{it}$ $u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$	Bourguignon, 2003; Ravallion y Chen, 2007
$\Delta p_{it} = \beta_1^a s_{it-1}^a \Delta y_{ait} + \beta_1^{na} s_{it-1}^{na} \Delta y_{nait} + \gamma_1 \Delta g_{it} + \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kit} + u_{it}$ $u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$	Christiaensen et al., 2010a; Christiaensen y Demery, 2007
$\Delta p_{it} = \left( \beta_1^a + \gamma_1 * g_{i,t-1} + \gamma_2 * \frac{z}{e_{i,t-1}} \right) \Delta y_{ait} s_{ait,t-1} + \left( \beta_1^{na} + \gamma_3 * g_{i,t-1} + \gamma_4 * \frac{z}{e_{i,t-1}} \right) \Delta y_{nait} s_{nait,t-1} + \gamma_5 \Delta y_{ait} s_{nait,t-1} * extr_{i,t-1} + e_{i,t}$	Christiaensen et al., 2010a; Christiaensen y Demery, 2007
$y_{it}^q = \epsilon_q y_{it} + u_{it}$ $u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad q = 1, \dots, 5 \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$	Timmer, 1997
$y_{it}^q = \epsilon_q^a y_{ait} + \epsilon_q^{na} y_{nait} + u_{it}$ $u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad q = 1, \dots, 5 \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$	Timmer, 1997

Fuente: Elaboración propia.

Nota:  $P_{it}$  se refiere al índice de pobreza.  $YPH$  y  $YNA$  se refieren a la productividad por hectárea y al ingreso per cápita no agrícola.  $INF$  es la tasa de inflación y  $DEVE X$  es el gasto estatal per cápita en desarrollo.  $Wage$  es el monto de salario agrícola.  $t$  es una variable de tendencia.  $\Delta p$  es el cambio en el índice de pobreza,  $\Delta y$  es la tasa de cambio del PIB per cápita.  $z_{i,t}$  es la línea de pobreza y  $e_{i,t}$  el ingreso medio,  $g_{it}$  es el índice de Gini.  $\frac{\Delta H}{\Delta \log(\bar{y})H}$  es la elasticidad del índice de recuento de la pobreza con respecto al ingreso per cápita.  $\Delta y_{ait}$  es el crecimiento anual del PIB agrícola per cápita, que es ponderado por la participación del sector agrícola en el total de la economía  $s_{it-1}^a$ ;  $\Delta y_{nait}$  es el crecimiento anual del PIB no agrícola per cápita, que también es ponderado por la proporción de dichas actividades en el total de la economía  $s_{it-1}^{na}$ . Finalmente  $y^q$  es el ingreso del quintil q.

La especificación (3), asume una elasticidad del crecimiento hacia la pobreza constante, por lo que con objeto de reducir potenciales problemas de inestabilidad en los coeficientes es posible incluir en la especificación inicial (2) variables adicionales (Bourguignon, 2003):

$$\Delta p_{it} = \beta_1 \Delta y_{it} + \gamma_1 \Delta g_{it} + \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kit} + u_{it} \quad (3)$$

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

Donde  $X_{it}$  se refiere al conjunto de  $k$  variables de control del país  $i$  en el año  $t$ , donde se incluyen, por ejemplo, términos cruzados de las variables ya incluidas y variables en niveles o rezagadas. Así, las especificaciones a estimar a partir de la ecuación (3) incluye, entre las variables de control, a posibles interacciones entre la tasa del crecimiento del ingreso y la razón entre la línea de pobreza ( $z_{i,t}$ ) y el ingreso medio ( $e_{i,t}$ ), así como con el índice de desigualdad inicial ( $g_{i,t-1}$ ). Estas especificaciones permiten que la elasticidad del crecimiento del PIB a cambios en la pobreza varíe con el inverso del nivel de desarrollo medido por  $\frac{z_{i,t}}{e_{i,t}}$ , y con el nivel inicial de desigualdad (Bourguignon, 2003).

Una especificación más general implicaría incluir interacciones entre  $\Delta g_{i,t}$ ,  $\frac{z_{i,t}}{e_{i,t}}$  y  $g_{i,t-1}$ . Para controlar por posibles efectos de las rentas de la industria extractiva sobre los niveles de pobreza, se incluye una variable dicotómica ( $extr_{i,t-1}$ ), que toma el valor de uno en el caso en que las rentas del sector extractivo del país supere el 10% del PIB del país respectivo<sup>10</sup> en el periodo inicial, en forma de interacción con el crecimiento del PIB per cápita (Christiaensen, Demery, y Kuhl, 2010b; Datt y Ravallion, 1992; Ravallion y Chen, 1997). La inclusión de estas variables captura una parte significativa de la variabilidad de las elasticidades y por lo tanto, el coeficiente  $\beta_1$  en la ecuación (4) se puede considerar más estable a lo largo del tiempo (Christiaensen et al., 2010b). Es posible considerar otras variables de control; por ejemplo, la distribución de la tenencia de la tierra y la participación de los pequeños productores agrícolas en el total del producto, sin embargo, estas variables están normalmente correlacionada con la distribución del ingreso lo que puede ocasionar problemas de multicolinealidad (Byerlee et al., 2005; Datt y Ravallion, 1992) (Bourguignon y Morrisson, 1998; Dorosh y Haggblade, 2003; Ravallion y Chen, 1997). La especificación más general se incluye entonces en la ecuación (4).

$$\begin{aligned} \Delta p_{it} = & \left( \beta_1 + \beta_2 * g_{i,t-1} + \beta_3 * \frac{z_{i,t}}{e_{i,t}} + \beta_4 * extr_{i,t-1} \right) \Delta y_{i,t} \\ & + \left( \gamma_1 + \gamma_2 * g_{i,t-1} + \gamma_3 * \frac{z_{i,t}}{e_{i,t}} + \gamma_4 * extr_{i,t-1} \right) \Delta g_{i,t} + e_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

La especificación econométrica de la ecuación (3) permite entonces analizar tres hipótesis anidadas sobre el impacto del crecimiento económico sobre los cambios en la pobreza en América Latina:

1. *Hipótesis de composición sectorial e importancia del sector agrícola.* Esta hipótesis analiza la presencia de una diferencia estadísticamente<sup>11</sup> significativa entre la elasticidad del crecimiento del sector agrícola y del resto de la economía sobre los cambios en la pobreza (Christiaensen et al., 2010b;

<sup>10</sup> Por ejemplo, las exportaciones de recursos minerales reducen la relevancia de las exportaciones agrícolas (The World Bank, 2007, Chapter 1).

<sup>11</sup> Se utiliza una prueba Wald con la hipótesis nula de que ambos coeficientes son iguales y donde el valor de la prueba se aproxima asintóticamente (Hansen, 1996).



Christiaensen y Demery, 2007; Kakwani, 1993; Loayza y Raddatz, 2010; Ravallion y Chen, 2007; Ravallion y Datt, 1996):

$$\Delta p_{it} = \beta_1^a s_{it-1}^a \Delta ya_{it} + \beta_1^{na} s_{it-1}^{na} \Delta yna_{it} + \gamma_1 \Delta g_{it} + \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kit} + u_{it} \quad (5)$$

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

$$H_0: \beta_1^a = \beta_1^{na}$$

Donde  $\Delta ya_{it}$  es el crecimiento anual del PIB agrícola per cápita, que es ponderado por la participación del sector agrícola en el total de la economía  $s_{it-1}^a$ ;  $\Delta yna_{it}$  es el crecimiento anual del PIB no agrícola per cápita, que también es ponderado por la proporción de dichas actividades en el total de la economía  $s_{it-1}^{na}$  (por tanto  $s_{it-1}^a + s_{it-1}^{na} = 1$ ). Los subíndices  $i$  y  $t$  representan al país y el año respectivamente. Nótese que en el caso en que  $\beta_1^a = \beta_1^{na}$ , la ecuación (5) es idéntica a la ecuación (3); ello implicaría que los impactos del crecimiento sobre la pobreza son independientes del sector económico y de la composición estructural de la economía.

Desagregando entonces la ecuación (5) considerando la especificación general (4) se obtiene:

$$\begin{aligned} \Delta p_{it} = & \left( \beta_1^a + \beta_2^a * g_{i,t-1} + \beta_3^a * \frac{z_{i,t}}{e_{i,t}} + \beta_4^a * extr_{i,t-1} \right) \Delta ya_{i,t} sa_{i,t-1} \\ & + \left( \beta_1^{na} + \beta_2^{na} * g_{i,t-1} + \beta_3^{na} * \frac{z_{i,t}}{e_{i,t}} + \beta_4^a * extr_{i,t-1} \right) \Delta yna_{i,t} sna_{i,t-1} \\ & + \left( \gamma_1 + \gamma_2 * g_{i,t-1} + \gamma_3 * \frac{z_{i,t}}{e_{i,t}} + \gamma_4 * extr_{i,t-1} \right) \Delta g_{i,t} + e_{i,t} \end{aligned} \quad (6)$$

La hipótesis de la composición sectorial implica entonces analizar la siguiente restricción en la especificación general (6) (Christiaensen *et al.*, 2010b):

$$\left\{ \beta_1^a + \beta_2^a * g_{i,t-1} + \beta_3^a * \frac{z_{i,t}}{e_{i,t}} + \beta_4^a * extr_{i,t-1} \right\} = \left\{ \beta_1^{na} + \beta_2^{na} * g_{i,t-1} + \beta_3^{na} * \frac{z_{i,t}}{e_{i,t}} + \beta_4^a * extr_{i,t-1} \right\} \quad (7)$$

Así, en el caso en que se corrobore la restricción (7) entonces la ecuación (6) se reduce a la ecuación (4).

2. *Hipótesis de efectos asimétricos de la elasticidad del crecimiento económico sobre los cambios en la pobreza.* La evidencia disponible (Caballero y Engel, 1992; Escribano y Granger, 1998) muestra que la presencia de salarios rígidos, costos de ajuste, el racionamiento de crédito y la presencia de comportamientos no lineales sugieren la posibilidad de efectos asimétricos en la economía. En particular, la presencia de un efecto asimétrico entre los estados de crecimiento económico y de caída del producto. Por ejemplo, De Janvry y Sadoulet (2000) y Ravallion y Chen (2003) argumentan que el efecto de la elasticidad del crecimiento económico sobre los cambios en la pobreza puede ser asimétrico, ya que, por ejemplo, una mala distribución del ingreso puede hacer que las caídas del producto impacten menos a los pobres, por el contrario, puede también argumentarse que los pobres tienen menor capacidad de adaptación a las caídas del producto y por tanto son más vulnerables. Dollar y Kraay (2002) rechazan la hipótesis de asimetría usando una muestra de varios países del mundo. En el caso de los impactos

sectoriales, existe evidencia que sugiere que los efectos del producto agrícola sobre la pobreza son más pronunciados en las fases de caída que en las fases de crecimiento económico (CEPAL, FAO, IICA, 2010).

La presencia de efectos asimétricos en las elasticidades de crecimiento económico sobre los cambios en la pobreza se estimaron<sup>12</sup> mediante la inclusión de una variable dicotómica para distinguir dos estados: uno de caída del producto y otro de crecimiento económico.

$$\Delta p_{it} = [\beta_1 + \phi_1 dcrec_{it}] \Delta y_{it} + \gamma_1 \Delta g_{it} + \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kit} + u_{it}$$

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (8)$$

$$dcrec_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta y_{it} > 0 \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

$$H_0: \phi_1 = 0$$

Donde la variable  $dcrec_{it}$  toma el valor de uno en el caso en que la tasa de crecimiento del PIB per cápita es positiva y cero en otro caso. De esta manera, en caso de que  $\phi_1 \neq 0$ , existiría entonces evidencia a favor de la existencia de efectos asimétricos.

Asimismo, es posible analizar la misma hipótesis desagregando la tasa de crecimiento en sus componentes agrícola y no agrícola, y considerar la posible presencia de efectos asimétricos más acentuados en un sector que en otro. Para ello es posible especificar la siguiente ecuación:

$$\Delta p_{it} = [\beta_1^a + \phi_1^a dcrec_{it}] s_{it-1}^a \Delta y_{a_{it}} + [\beta_1^{na} + \phi_1^{na} dcrec_{it}] s_{it-1}^{na} \Delta y_{na_{it}} + \gamma_1 \Delta g_{it}$$

$$+ \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kit} + u_{it} \quad (9)$$

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

$$H_0: \phi_1^a = \phi_1^{na} = 0$$

3. *Hipótesis de los efectos de las rentas del sector extractivo sobre las elasticidades de crecimiento económico de los cambios en la pobreza.* Esta hipótesis argumenta que los países con rentas del sector extractivo configuran distintas condiciones en la distribución del ingreso que se manifiesta entonces en distintas elasticidades del crecimiento económico sobre los cambios en la pobreza (Christiaensen et al., 2010b; Datt y Ravallion, 1992; Ravallion y Chen, 1997) (véase la ecuación (10)).

<sup>12</sup> Existen diversas formas de identificar la presencia de este efecto asimétrico en donde destacan estimaciones econométricas por segmentos de la muestra, el uso de los residuales de la primera regresión en el contexto de un procedimiento en dos etapas o el uso de modelos que modifican los coeficientes de acuerdo al tipo de régimen por ejemplo, con base en las cadenas de cambio de Markov (Hamilton, 1989, 1990; Karras, 1996; Mills, 2003; Rhee & Rich, 1995).

$$\Delta p_{it} = [\beta_1 + \phi_4 dext_{it}] \Delta y_{it} + \gamma_1 \Delta g_{it} + \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kit} + u_{it}$$

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (10)$$

$$dext_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si rentas extractivas} > 10\% \text{ del PIB} \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

$$H_0: \phi_4 = 0$$

Donde  $dext_{it}$  es una variable dicotómica que toma valor de uno para los países que en el año  $t$  presentan una tasa de participación del sector extractivo (medido por las rentas del carbón, petróleo, gas natural y minería) mayor al 10% del PIB del país correspondiente y cero para el resto de la muestra. En el caso de que  $\phi_4 \neq 0$ , ello sugiere que el sector extractivo es una variable significativa en el impacto del crecimiento económico sobre la reducción de la pobreza. Asimismo, es posible considerar el impacto sobre los cambios en la pobreza diferenciando entre el sector agrícola y no agrícola incluyendo el efecto del sector extractivo como variable de control (véase la ecuación 11).

$$\Delta p_{it} = [\beta_1^a + \phi_4^a dext_{it}] s_{it-1}^a \Delta ya_{it} + [\beta_1^{na} + \phi_4^{na} dext_{it}] s_{it-1}^{na} \Delta yna_{it}$$

$$+ \gamma_1 \Delta g_{it} + \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kit} + u_{it} \quad (11)$$

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

$$H_0: \phi_4^a = \phi_4^{na} = 0$$

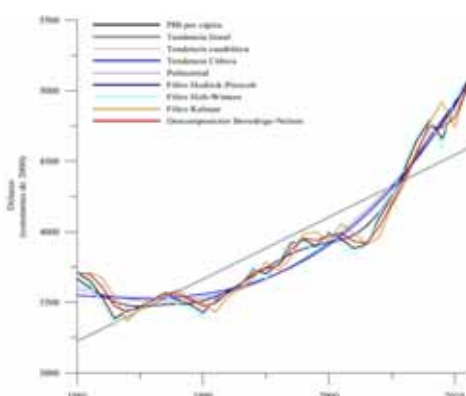
## II. El sector agrícola en América Latina: participación sectorial y causalidad de Granger

### A. Participación sectorial agrícola en América Latina

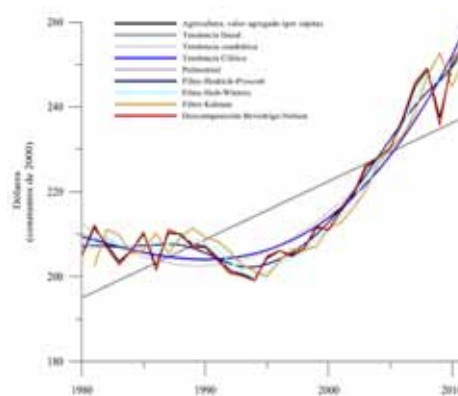
El Producto Interno Bruto y el Producto Interno del sector agrícola en América Latina muestran, como en el conjunto de las economías modernas, una trayectoria ascendente con oscilaciones cíclicas en torno a una tendencia estocástica o determinística (véase el gráfico 1) (Blanchard y Fischer, 1989; Hodrick y Prescott, 1997, CEPAL, FAO e IICA, 2010).

**GRÁFICO 1**  
**AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE: PIB PER CÁPITA, 1980-2011**

América Latina: PIB per cápita,  
1980-2011



América Latina y el Caribe: valor agregado  
agrícola per cápita, 1980-2011

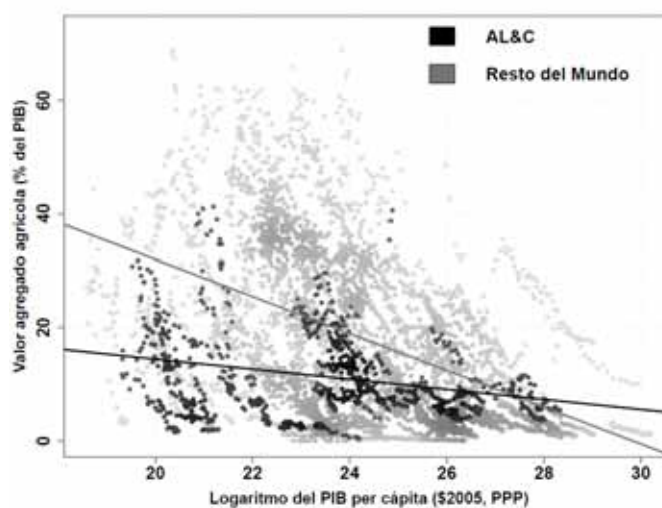


Fuente: Elaboración propia con base en información estadística de World Bank (World Development Indicators).

Notas: Producto Interno Bruto (PIB) per cápita contantes a precios de 2000. Se aplicaron filtros de tendencias lineal, cuadrática, cúbica, de Hodrick y Prescott, polinomial (de Kernel), de Beveridge-Nelson, de transición suave, de Holt-Winters y de Kalman (Hodrick y Prescott, 1997; Maravall, 1999; Mills, 2003; Canova, 2007).

En este contexto, se observa que el ritmo de crecimiento del sector agrícola es normalmente inferior al conjunto de la economía por lo que su participación en el PIB disminuye paulatinamente (véase el gráfico 1). Así, las economías de América Latina mostraron una tasa de crecimiento promedio anual del PIB per cápita de 1% y del PIB agrícola per cápita del 0,7%, entre 1980 y 2011 (véase el gráfico 2). Ello es consistente con la evidencia internacional que muestra que niveles de PIB per cápita más elevados se corresponden con menores tasas de participación<sup>13</sup> sectorial de las actividades agrícolas en el conjunto de la economía. Sin embargo, destaca que el sector agrícola en América Latina reduce su participación a un ritmo menor que el resto del mundo aunque con una importante heterogeneidad por país (CEPAL, FAO e IICA, 2010, Bravo-Ortega y Lederman, 2005; Prebisch, 1949).

**GRÁFICO 2**  
**AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE Y EL MUNDO: PARTICIPACIÓN**  
**PORCENTUAL DE LA AGRICULTURA EN EL PIB, 1980-2010**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial.

Nota: El gráfico muestra observaciones anuales para 214 países, para el período 1980-2010 para las variables de la participación del valor agregado agrícola en el PIB total y al PIB per cápita medido en dólares constantes de 2005 ajustados por paridad del poder adquisitivo. ALyC: América Latina y el Caribe.

Así, la participación<sup>14</sup> del sector agrícola en el PIB total de América Latina y el Caribe disminuye paulatinamente del 10% en 1980 al 6% en 2011<sup>15</sup> al mismo tiempo que su participación en el empleo se reduce también, aunque más pausadamente, de 19% en 1992 a 15% entre 1992 y 2009<sup>16</sup>; ello refleja el papel del sector agrícola como amortiguador de choques macroeconómicos y por tanto su incidencia en las condiciones sociales (CEPAL, FAO e IICA, 2010). Todo ello está además en correspondencia a la conformación de una sociedad predominantemente urbana en América Latina (véanse los gráficos 3 y 4).

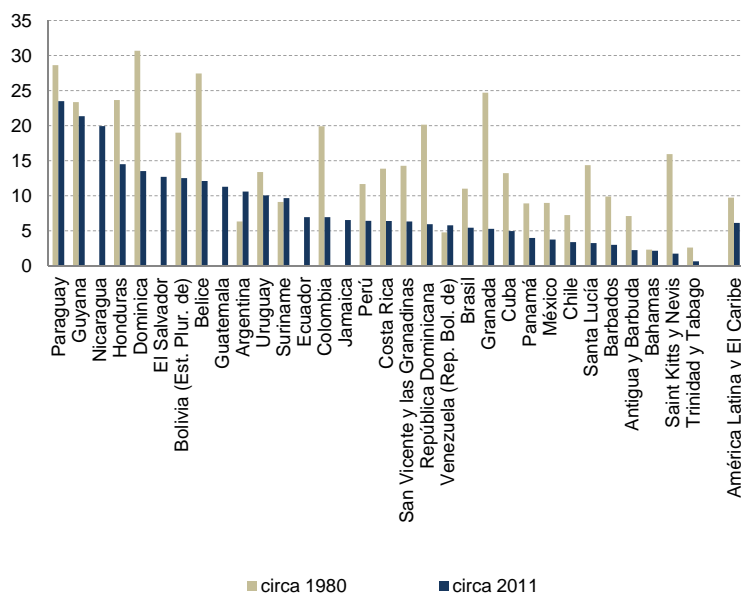
<sup>13</sup> Para una breve historia del papel de la agricultura en el desarrollo económico véase Timmer (2002).

<sup>14</sup> Destaca la heterogeneidad de esta tendencia por países y el comportamiento opuesto en Argentina.

<sup>15</sup> Los datos provienen del Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial.

<sup>16</sup> Los datos provienen del Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial.

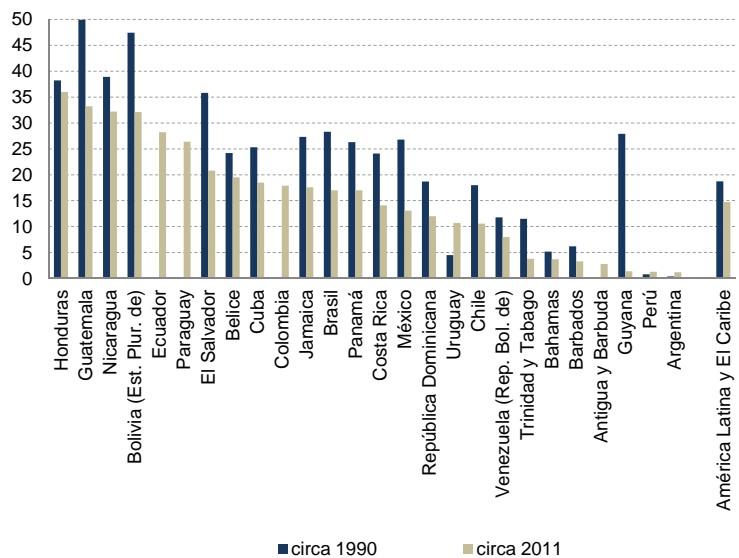
**GRÁFICO 3**  
**AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE: PARTICIPACIÓN PORCENTUAL**  
**DE LA AGRICULTURA EN EL PIB, 1980-2011**  
*(En porcentajes)*



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial

Nota: El gráfico se refiere a la participación del valor agregado agrícola en el PIB total.

**GRÁFICO 4**  
**AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE: EMPLEO AGRÍCOLA**  
**COMO PORCENTAJE DEL TOTAL, 1990-2011**  
*(En porcentajes)*



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial.

**CUADRO 2**  
**ESTIMACIÓN DE LA RELACIÓN CHENERY-SYRQUIN**

Especificación	Variable dependiente $\frac{YA_t}{Y_t}$											
	MCO	FE	EA	VI	MCO	FE	EA	VI	MCO	FE	EA	VI
$\ln(YPC_{i,t})$	-9,43*** (0,31)	-11,51*** (0,64)	-10,51** (0,73)	-14,27*** (0,94)	-76,10*** (4,53)	-48,45*** (7,56)	-48,42*** (10,97)	-29,94*** (26,31)	-9,92*** (0,30)	-6,27*** (0,55)	-6,58*** (0,71)	-4,62*** (1,26)
$\ln(YPC_{i,t})^2$					4,25*** (0,28)	2,34*** (0,44)	2,41*** (0,66)	1,01*** (1,60)				
<i>tendencia</i>									-0,96*** (0,11)	-0,68*** (0,07)	-0,34*** (0,11)	-1,05*** (0,12)
$\ln(YPC_{i,t}) * \textit{tendencia}$									0,10*** (0,01)	0,06*** (0,01)	0,02* (0,01)	0,09*** (0,01)
Países	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13
Observaciones	494	494	494	494	494	494	494	494	494	494	494	494
$\bar{R}^2$	0,679	0,826	0,293	0,911	0,714	0,837	0,317	0,889	0,825	0,926	0,393	0,924
Sargan ( $\chi^2_{k-1}$ )				35,3 (0,00)				101,3 (0,00)				54,3 (0,00)

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial.

Nota: \*\*\*, \*\* y \* significa que el coeficiente es significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente. Los valores entre paréntesis muestran la desviación estándar de los coeficientes. Los errores son robustos a heteroscedasticidad. La estimación se refiere al periodo 1970-2007. OLS se refiere al estimador de Mínimos Cuadrados Ordinarios; FE el de efectos fijos; EA, efectos aleatorios y IV al estimador de efectos fijos por variables instrumentales. Los métodos de estimación para datos panel aplicados son mínimos cuadrados ordinarios (MCO), efectos fijos y aleatorios y variables instrumentales (IV) con efectos fijos con instrumentos que incluyen al ingreso per cápita entre 5 y 15 rezagos (Bravo-Ortega y Lederman, 2005).

Existen, desde luego, diversos factores que inciden en esta reducción de la participación del sector agrícola en el total del producto en donde destacan la migración laboral a otras actividades, términos de intercambio desfavorables para los productos agrícolas, una demanda de alimentos menos dinámica que el resto de la economía acorde con la ley de Engel (CEPAL, FAO e IICA, 2010), un aumento pausado de la productividad agrícola en algunos periodos, estrategias de políticas públicas orientadas a favorecer el dinamismo de otros sectores y el conjunto de un proceso económico y social reflejado en la transición de una economía rural a una urbana (Bravo-Ortega y Lederman, 2005; Byerlee et al., 2005; Houthakker, 1987; Johnson, 1997; Kindleberger, 1997; Lewis, 1954; Prebisch, 1949; Sunkel y Paz, 1970).

La paulatina reducción de la participación del sector agrícola en el PIB total puede expresarse como una relación inversa entre la participación del sector agrícola en el conjunto de la economía y el ingreso per cápita (relación de Chenery-Syrquin, (1975)) (Bravo-Ortega y Lederman, 2005).

$$\left(\frac{YA}{Y}\right)_{it} = \alpha_1 y_{it} + u_{it} \quad (12)$$

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

Donde  $Y_t$  es el Producto Interno Bruto,  $YA_t$  representa al Producto Interno Bruto del sector agrícola,  $Y_t$  es el ingreso per cápita,  $\mu_i$  es el efecto individual no observable específico por país,  $v_{it}$  es el término de error restante y las letras minúsculas representan el logaritmo natural de las series. La relación inversa entre participación del sector agrícola y PIB per cápita se expresa en que  $\alpha_1 < 0$  (Bravo-Ortega y Lederman, 2005). Es común incluir además otras variables tales como el cuadrado del ingreso per cápita y una variable de tendencia, y la interacción del PIB per cápita y la tendencia (Bravo-Ortega y Lederman, 2005). Las estimaciones econométricas de la ecuación (12), sintetizadas en el Cuadro 2, no rechazan la hipótesis de que  $\alpha_1 < 0$  para un panel de 13 países de América Latina y el Caribe<sup>17</sup> y son consistentes con los resultado a nivel mundial obtenidos por Bravo-Ortega y Lederman (2005) aunque con distintos coeficientes dependiendo del método de estimación y de la especificación utilizada. Ello expresa un patrón regular en AL sobre la disminución de la contribución del sector agrícola en el conjunto de la economía, no obstante las diferencias por países.

<sup>17</sup> Los países incluidos en el panel son: Argentina, Barbados, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Cuba, República Dominicana, Guyana, Honduras, México, Paraguay y Venezuela, que son aquellos países para los que se obtuvo información para el periodo 1970-2007.





### III. Agricultura y dinámica económica general: causalidad de Granger

El sector agrícola en América Latina continúa teniendo una importancia estratégica, no obstante la disminución de su participación en el total de la economía (Byerlee et al., 2005). En efecto, el sector agrícola tiene diversos canales de transmisión al conjunto de la economía; así, las actividades agrícolas inciden, a través de canales directos e indirectos, sobre el crecimiento económico, el empleo, la pobreza, produce insumos y alimentos e incide en los niveles de nutrición y la seguridad alimentaria, y en forma creciente, debido los biocombustibles, contribuye a la seguridad energética y es fundamental para la preservación de bosques y la biodiversidad (Bravo-Ortega y Lederman, 2005; Byerlee, de Janvry, y Sadoulet, 2009; Christiaensen et al., 2010a; The World Bank, 2007; Tiffin y Irz, 2006; Vogel, 1994).

La posición estratégica del sector agrícola en la economía puede identificarse, entre otras formas, a través de las pruebas de causalidad de Granger<sup>18</sup> entre los sectores (Granger, 1969, Ericsson y Irons, 1995; Galindo, 1997, Lütkepohl y Krätzig, 2004, Bravo-Ortega y Lederman, 2005; Christiaensen et al., 2010a; Tiffin y Irz, 2006). Las pruebas de causalidad de Granger utilizadas en este estudio incluyen pruebas para series de tiempo individuales por país con base a las estimaciones realizadas a través del procedimiento de modelos de vectores autorregresivos (VAR) y de VAR en su forma de corrección de error (VECM) con base en el procedimiento de Johansen (1988). Por otro lado, las pruebas con datos panel se llevaron a cabo con base en las estimaciones realizadas a través de los estimadores Mean-Group (MG), Pooled Mean Group (PMG) sugeridos por Pesaran, Smith y Shin (1999) y a través del estimador por el Método General de Momentos (GMM sugerido por Arellano y Bond (1991) (Pesaran y Smith (1995) y Pesaran, Shin y Smith, 1999, Arellano y Bond, 1991, Arellano, 2003; Baltagi, 2008; Hsiao, 2003). En ambos casos (series de tiempo y de datos panel) se consideró la posible presencia de raíces unitarias y de cointegración entre las series. El conjunto de las pruebas de causalidad o de precedencia de Granger deben, sin embargo, de tomarse con precaución atendiendo a que los resultados con normalmente contradictorios y no existe un acuerdo sobre el sentido específico que implica el rechazo de la hipótesis nula sobre ciertos coeficientes y bajo determinadas especificaciones (Stern, 2011, Chenm Chen y Chen, 2012).

<sup>18</sup> La prueba de causalidad de Granger (Granger, 1969) define que una variable  $y_{1t}$  causa, en el sentido de Granger, a una variable  $y_{2t}$  en el caso en que utilizando valores rezagados de  $y_{1t}$  es posible mejorar el pronóstico sobre el presente de  $y_{2t}$  (Granger, 1969; Lütkepohl & Krätzig, 2004, Galindo, 1997).

La base de datos utilizada corresponde a series de tiempo anuales y para datos panel del valor agregado agrícola y el valor agregado no agrícola (industrial y servicios) para el conjunto de países de América Latina para el período 1970 a 2010. Ambas variables provienen de los Indicadores del desarrollo mundial del Banco Mundial<sup>19</sup>.

Los estadísticos de las pruebas de raíces unitarias de Dickey y Fuller Aumentada (ADF) (1981), Phillips y Perron (PP) (1988) y de Kwiatkowski *et al.* (KPSS) (1992) para las series de tiempo por país del PIB no agrícola ( $yna_{i,t}$ ) y del PIB agrícola ( $ya_{i,t}$ ) se reportan en el cuadro 33 y cuadro 34 del anexo respectivamente, mientras que las pruebas de raíces unitarias para datos panel (Levin, Lin y Chu (2002), Breitung (2001), Im, Pesaran y Shin (2003), Hadri (2000) y las versiones para datos panel de las pruebas ADF y PP se reportan en el cuadro 36 del anexo. Los resultados obtenidos para las series individuales por país muestran, en general, que el PIB agrícola y el PIB no agrícola son series no estacionarias. Asimismo, las pruebas para datos panel ofrecen evidencia de que ambas series, considerando el panel de países de América Latina, pueden ser consideradas como estacionarias alrededor de una tendencia determinística aunque ello debe tomarse con precaución<sup>20</sup> (véase el cuadro 36 del anexo).

Las pruebas de cointegración entre el PIB no agrícola y el PIB agrícola realizadas a las series de tiempo individuales a través del método de Johansen (1988) y las correspondientes para datos panel de Pedroni (1999, 2001a), Kao (1999) y Maddala y Wu (1999) se sintetizan en los cuadros 3 a 5. Los resultados por país indican que, en general, existe una relación estable de largo plazo entre las variables, a excepción de los casos de Jamaica y Guyana donde no fue posible encontrar algún vector de cointegración. Los resultados para datos panel para el conjunto de América Latina indican que no puede rechazarse la hipótesis de cointegración entre las series (véase el cuadro 4). Esto es, el procedimiento sugerido por Pedroni (Pedroni, 1999, 2001a, 2001b) muestra que seis de los siete estadísticos propuestos rechazan la hipótesis nula de no cointegración de las series, el mismo resultado arrojó la prueba de Kao. Adicionalmente, la prueba de Maddala y Wu a partir de la prueba de Johansen muestra evidencia de un vector de cointegración (véase el cuadro 5). De este modo, la evidencia disponible sugiere la existencia de una relación de largo plazo entre la economía agrícola y la no agrícola para el conjunto de los países en América Latina.

**CUADRO 3**  
**ESTADÍSTICOS DEL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN**

País	Ecuación de cointegración			$yna_{i,t} = \beta_{i,0} + \beta_{i,1} * ya_{i,t} + \epsilon_{i,t}$		
	Hipótesis nula	Hipótesis alternativa	Traza	Valor crítico 95% (traza)	Valor característico máximo	Valor crítico 95% (valor característico máximo)
Argentina	$r = 0$	$r > 0$	25,28	20,26	17,64	15,89
	$r \leq 1$	$r > 1$	7,65	9,16	7,65	9,16
Bolivia (Estado Plurinacional de)	$r = 0$	$r > 0$	18,37	12,32	14,34	11,22
	$r \leq 1$	$r > 1$	4,03	4,13	4,03	4,13
Brasil	$r = 0$	$r > 0$	20,93	15,49	20,86	14,26
	$r \leq 1$	$r > 1$	0,07	3,84	0,07	3,84
Belice	$r = 0$	$r > 0$	39,95	20,26	36,87	15,89
	$r \leq 1$	$r > 1$	3,08	9,16	3,08	9,16

<sup>19</sup> <http://datos.bancomundial.org/indice/ios-indicadores-del-desarrollo-mundial>.

<sup>20</sup> Este resultado no parece sólido y requiere más investigación.

Cuadro 3 (conclusión)

País	Ecuación de cointegración			$yna_{i,t} = \beta_{i,0} + \beta_{i,1} * ya_{i,t} + \epsilon_{i,t}$		
	Hipótesis nula	Hipótesis alternativa	Traza	Valor crítico 95% (traza)	Valor característico máximo	Valor crítico 95% (valor característico máximo)
Chile	$r = 0$	$r > 0$	33,89	20,26	33,59	15,89
	$r \leq 1$	$r > 1$	0,30	9,16	0,30	9,16
Colombia	$r = 0$	$r > 0$	65,96	12,32	62,77	11,22
	$r \leq 1$	$r > 1$	3,18	4,13	3,18	4,13
Costa Rica	$r = 0$	$r > 0$	20,57	12,32	18,29	11,22
	$r \leq 1$	$r > 1$	2,29	4,13	2,29	4,13
Cuba	$r = 0$	$r > 0$	20,18	12,32	20,13	11,22
	$r \leq 1$	$r > 1$	0,04	4,13	0,04	4,13
República Dominicana	$r = 0$	$r > 0$	12,98	12,32	11,54	11,22
	$r \leq 1$	$r > 1$	1,44	4,13	1,44	4,13
Ecuador	$r = 0$	$r > 0$	20,84	12,32	17,59	11,22
	$r \leq 1$	$r > 1$	3,25	4,13	3,25	4,13
Guatemala	$r = 0$	$r > 0$	11,99	12,32	11,93	11,22
	$r \leq 1$	$r > 1$	0,06	4,13	0,06	4,13
Guyana	$r = 0$	$r > 0$	11,73	20,26	7,84	15,89
	$r \leq 1$	$r > 1$	3,89	9,16	3,89	9,16
Honduras	$r = 0$	$r > 0$	25,92	20,26	15,51	15,89
	$r \leq 1$	$r > 1$	10,41	9,16	10,41	9,16
Jamaica	$r = 0$	$r > 0$	7,95	20,26	6,08	15,89
	$r \leq 1$	$r > 1$	1,87	9,16	1,87	9,16
México	$r = 0$	$r > 0$	19,31	12,32	17,37	11,22
	$r \leq 1$	$r > 1$	1,94	4,13	1,94	4,13
Perú	$r = 0$	$r > 0$	14,32	12,32	12,79	11,22
	$r \leq 1$	$r > 1$	1,52	4,13	1,52	4,13
Paraguay	$r = 0$	$r > 0$	24,03	12,32	24,03	11,22
	$r \leq 1$	$r > 1$	0,00	4,13	0,00	4,13
El Salvador	$r = 0$	$r > 0$	16,59	12,32	15,12	11,22
	$r \leq 1$	$r > 1$	1,47	4,13	1,47	4,13
Venezuela (República Bolivariana de)	$r = 0$	$r > 0$	17,53	12,32	15,40	11,22
	$r \leq 1$	$r > 1$	2,13	4,13	2,13	4,13

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial.

Nota: Los números en negritas implican el rechazo al 5% de nivel de significancia. Traza = Prueba de la traza (Mackinnon, Haug y Michelis, 1999, tabla II, p. 571).  $r$  = número de vectores de cointegración. Los modelos están estimados para el período 1970-2010.

Los resultados se basan en las ecuaciones (35) a (37) del anexo.

**CUADRO 4**  
**PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN POR PANEL BASADAS**  
**EN EL PROCEDIMIENTO DE ENGLE-GRANGER**

Prueba	Estadístico	Probabilidad		
Kao-ADF	-2,19	0,01		
Pruebas de Pedroni				
Hipótesis alternativa: Coeficientes AR homogéneos				
	Estadístico	Valor-p	Estadística ponderada	Valor-p
Estadístico-v	1,47	0,07	1,63	0,05
Estadístico-rho	-1,64	0,05	-2,43	0,01
Estadístico-PP	-1,67	0,05	-2,46	0,01
Estadístico-ADF	-1,16	0,12	-2,00	0,02
Hipótesis alternativa: Coeficientes AR individuales				
	Estadístico	Valor-p		
Estadístico-rho grupal	-1,46	0,07		
Estadístico-PP grupal	-2,27	0,01		
Estadístico-ADF grupal	-1,71	0,04		

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial.

Nota: Período: 1970-2010. Número de países: 19. Véanse las ecuaciones (38) a (40) del anexo.

**CUADRO 5**  
**PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN POR PANEL BASADAS**  
**EN EL MÉTODO DE JOHANSEN**

Ecuación de cointegración			$yna_{i,t} = \beta_{i,0} + \beta_{i,1} * ya_{i,t} + \epsilon_{i,t}$		
Hipótesis nula	Hipótesis Alternativa	Traza	Probabilidad	Valor característico máximo	Valor crítico 95% (Valor característico máximo)
$r = 0$	$r > 0$	68,14	0,00	64,84	0,00
$r \leq 1$	$r > 1$	45,34	0,19	45,34	0,19

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial.

Nota: Período: 1970-2010. Número de países: 19. Este procedimiento se obtuvo a partir del método propuesto por Maddala y Wu (1999) (véase el anexo).

Las pruebas para la hipótesis de causalidad de Granger del PIB agrícola al PIB no agrícola en primeras diferencias para series de tiempo por país se sintetizan en el Cuadro 6 ( $H_0: ya_{i,t} \not\rightarrow yna_{i,t}$ ) y en el cuadro 7 para la hipótesis de causalidad del PIB no agrícola al PIB agrícola ( $H_0: yna_{i,t} \not\rightarrow ya_{i,t}$ ). La evidencia de estas pruebas de causalidad de Granger indica que el crecimiento agrícola causa en el corto y/o largo plazo al resto de la economía para la mayoría de los países, a excepción de Cuba, Ecuador y Perú. A su vez, los sectores no agrícolas causan, en el corto y largo plazo, al sector agrícola en la mayoría de los países, con excepción de Argentina y Venezuela.

**CUADRO 6**  
**PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER**

( $H_0: ya_{i,t} - / \rightarrow yna_{i,t}$ )

Fuente de la causalidad	Coeficiente de largo plazo		Coeficientes de Corto plazo		Conjunta	
País	$\chi^2$ (prob)	g. l.	$\chi^2$ (prob)	g. l.	$\chi^2$ (prob)	g. l.
Argentina	9,63***	1	2,34	2	15,16***	3
Belice	0,06	1	5,94**	1	6,73**	2
Bolivia (Estado Plurinacional de)	1,61	1	10,83**	3	12,15**	4
Brasil	4,99**	1	6,20**	1	8,96**	2
Chile	11,62***	1	2,72*	1	20,15***	2
Colombia	0,02	1	11,68***	1	49,83***	2
Costa Rica	12,44***	1	5,14*	2	29,00***	3
Cuba	0,24	1	4,31	2	5,69	3
República Dominicana	3,72*	1	0,01	1	9,10**	2
Ecuador	0,70	1	0,75	1	0,89	2
Guatemala	10,94***	1	9,97***	2	20,79***	3
Guyana	-	-	1,60	1	-	-
Honduras	1,02	1	0,74	1	7,18**	2
Jamaica	-	-	0,79	1	-	-
México	8,20***	1	0,63	1	16,54***	2
Perú	3,90**	1	1,70	1	1,33	2
Paraguay	21,18***	1	11,53***	1	61,27***	2
El Salvador	0,03	1	14,40***	1	17,84***	2
Venezuela (República Bolivariana de)	5,96**	1	0,48	1	10,33***	2

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial.

Nota: \*\*\*, \*\* y \* significa que el coeficiente es significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente (véanse las ecuaciones 41 a 45 del anexo).

Los resultados de las pruebas<sup>21</sup> de causalidad de Granger para datos panel, basadas en los estimadores MG y PMG, así como para el estimador GMM para el conjunto de países de América Latina y el Caribe (ALC) se sintetizan en el cuadro 8<sup>22</sup>. En general, se rechaza la hipótesis nula de no causalidad de Granger del sector agrícola al resto de la economía y, simultáneamente, se rechaza la hipótesis nula de que el resto de la economía no casusa, en el sentido de Granger, al sector agrícola. Ello es, en general, consistente con Christiaensen, Demery y Kühl (2010a), Bravo-Ortega y Lederman (2005) para el caso de América Latina y el Caribe y con Tiffin e Irz (2006) y Stern (1996).

Estos resultados muestran que existen procesos de transmisión (*linkages*) del sector agrícola al resto de la economía en América Latina aunque con diferencias por países; esto es, el crecimiento del sector agrícola genera o induce normalmente un crecimiento económico en el resto de la economía y que además existe un complejo proceso de retroalimentación entre los sectores agrícolas y no agrícolas (Timmer, 2002)<sup>23</sup>. Asimismo, se observa que el crecimiento económico del resto de los sectores

<sup>21</sup> Es importante notar que dichas estimaciones deben interpretarse con precaución ya que la metodología desarrollada por Arellano y Bond (1991) se encuentra diseñada para paneles con un número considerable de individuos y relativamente pocos periodos temporales. Por tanto los estimadores MG y PMG son potencialmente mejores.

<sup>22</sup> Las estimaciones en las que se basan las pruebas de Granger se encuentran en el cuadro 41 y 42 del apéndice.

<sup>23</sup> Aunque es común considerar pequeño este efecto de retroalimentación (Haggblade, 2007).

ocasiona un mayor dinamismo del sector agrícola. Ello es consistente con el estado de desarrollo de las economías de la región donde la agricultura está estrechamente conectada con otras actividades, por ejemplo, la manufactura de alimentos y bebidas (véase el gráfico 17 en el anexo). Ello sugiere entonces que el impacto potencial del cambio climático sobre la agricultura se transmitiría también al conjunto de la economía aunque su cuantificación es aun compleja.

**CUADRO 7**  
**PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER**

$(H_0: yna_{i,t} \not\rightarrow ya_{i,t})$						
Fuente de la causalidad	Coeficiente de largo plazo		Coeficientes de Corto plazo		Conjunta	
	$\chi^2 (prob)$	g. l.	$\chi^2 (prob)$	g. l.	$\chi^2 (prob)$	g. l.
País						
Argentina	1,35	1	1,08	2	3,27	3
Belice	4,40**	1	2,14	1	6,61**	2
Bolivia (Estado Plurinacional de)	8,61***	1	11,91***	3	23,9***	4
Brasil	14,08***	1	0,52	1	15,37***	2
Chile	32,11***	1	11,73***	1	42,77***	2
Colombia	5,32**	1	0,01	1	13,26***	2
Costa Rica	11,04***	1	0,97	2	14,36***	3
Cuba	4,70**	1	1,82	2	6,84*	3
República Dominicana	9,94***	1	0,32	1	12,42***	2
Ecuador	14,33***	1	0,16	1	23,45***	2
Guatemala	6,370**	1	2,44	2	11,52***	3
Guyana	-	-	11,46***	1	-	-
Honduras	8,65***	1	0,00	1	17,80***	2
Jamaica	-	-	0,65	1	-	-
México	13,99***	1	0,43	1	22,74***	2
Perú	6,22**	1	2,71	1	4,89*	2
Paraguay	9,68***	1	4,39**	1	11,22***	2
El Salvador	3,53*	1	13,72***	1	18,76***	2
Venezuela (República Bolivariana de)	1,84	1	0,33	1	2,56	2

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial.

Nota: \*\*\*, \*\* y \* significa que el coeficiente es significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente. Véanse las ecuaciones (41) a (45) del anexo.

**CUADRO 8**  
**PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER**

$(H_0: yna_{i,t} \not\rightarrow ya_{i,t})$						
Fuente de la causalidad	Coeficiente de largo plazo		Coeficientes de Corto plazo		Conjunta	
	$F (prob)$	g. l.	$F (prob)$	g. l.	$F (prob)$	g. l.
Panel						
MG	14,87 (0,000)	(1,19)	10,01 (0,001)	(1,19)	72,04 (0,000)	(2,19)
PMG	7,51 (0,006)	(1,19)	15,08 (0,000)	(1,19)	39,82 (0,000)	(2,19)
Arellano-Bond	17,94 (0,000)	(1,19)	1,23 (0,280)	(1,19)	12,40 (0,000)	(2,19)

$H_0: ya_{i,t} \not\rightarrow yna_{i,t}$						
Fuente de la causalidad	Coeficiente de largo plazo		Coeficientes de Corto plazo		Conjunta	
	$F (prob)$	g. l.	$F (prob)$	g. l.	$F (prob)$	g. l.
Panel						
MG	18,78 (0,000)	(1,19)	3,18 (0,074)	(1,19)	18,96 (0,000)	(2,19)
PMG	17,59 (0,000)	(1,19)	2,37 (0,123)	(1,19)	17,63 (0,000)	(2,19)
Arellano-Bond	3,24 (0,087)	(1,19)	0,19 (0,670)	(1,19)	1,94 (0,171)	(2,19)

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial.

Nota: Período: 1970-2010. Número de países: 19. Véanse las ecuaciones (46) a (51) del anexo.





## IV. Crecimiento económico, agricultura y pobreza en América Latina: los números básicos<sup>24</sup>

Las principales tendencias de la distribución del ingreso, la pobreza y el ingreso en América Latina con base en las encuestas de ingreso y gasto<sup>25</sup> se sintetizan en el Gráfico 5 y el Cuadro 9. En ellas se observa, no obstante una volatilidad e incertidumbre importantes, una tendencia al aumento del ingreso medio *per cápita* acompañado de una paulatina disminución de la pobreza y una distribución del ingreso relativamente constante con una ligera mejora, aproximada por el índice de Gini, entre 1980 y 2010. Este comportamiento tendencial es distinto por regiones y países (Nissanke y Thorbecke, 2007).

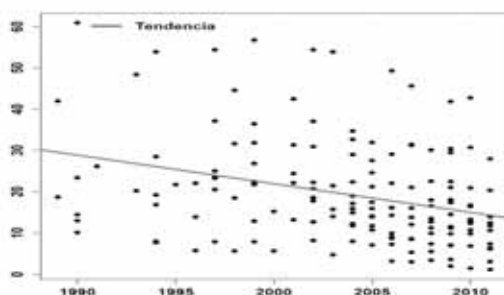
En este contexto, se observa que la pobreza rural en América Latina muestra una tendencia a disminuir aunque con diferencias significativas por países (véase en el gráfico 7). De este modo, se estima que el porcentaje de la población rural por debajo de la línea de indigencia en ALC pasó de 38% a 31% de la población rural total, mientras que la población rural por debajo de la línea de pobreza disminuyó de 64% a 54% de la población rural total entre fines de los noventa y fines de la primera década del siglo XXI, esto implicó una reducción aproximada de 15 millones y 11 millones de personas en condiciones de indigencia y de pobreza respectivamente durante este periodo (FAO, 2013). La evidencia disponible muestra además que la evolución de la pobreza en el sector rural está estrechamente asociada al desempeño, dinámica y características del sector agrícola. Por ejemplo, se observa que el mayor crecimiento económico de la región favoreció la disminución de la pobreza (CEPAL, FAO, IICA, 2010, FAO, 2013) (véase en el gráfico 7) y que la mayor tasa de pobreza en países como Brasil, Paraguay, México se ubica entre los agricultores independientes destacando aquellos donde predomina el autoempleo (Gráfico 8) (CEPAL, FAO, IICA, 2011; FAO, 2013).

<sup>24</sup> Este apartado está basado en Galindo, Samaniego, Alatorre y Ferrer (2013), *Climate change, agriculture and poverty in Latin America: an appraisal*, documento de trabajo.

<sup>25</sup> Las estimaciones incluyen sólo aquellos países y años donde el indicador de pobreza es nacional y considera tanto el sector rural como urbano (véase el cuadro 14).

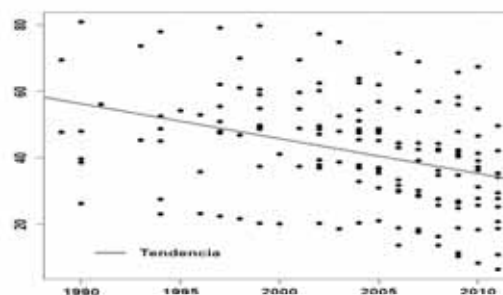
### GRÁFICO 5 AMERICA LATINA Y EL CARIBE: INDICADORES DE POBREZA, 1990-2011

Porcentaje de personas por debajo de la línea de indigencia

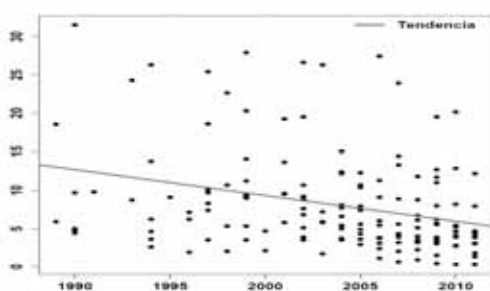


Brecha de indigencia

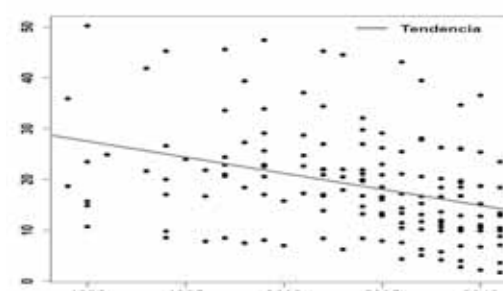
Porcentaje de personas por debajo de la línea de pobreza



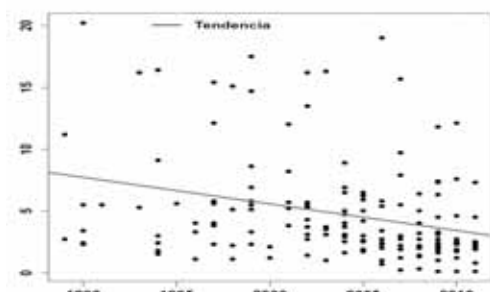
Brecha de pobreza



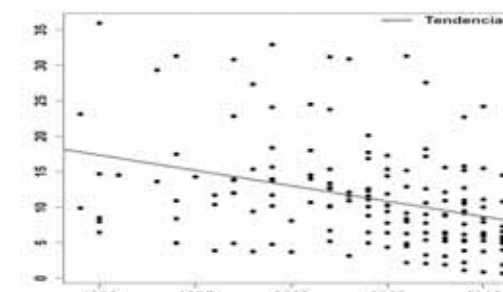
Brecha de indigencia al cuadrado



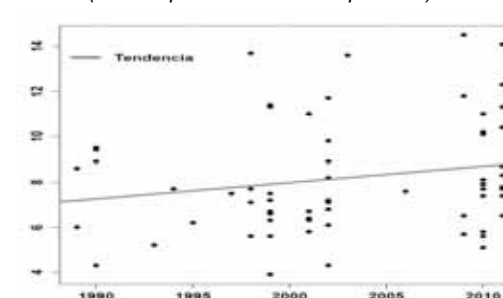
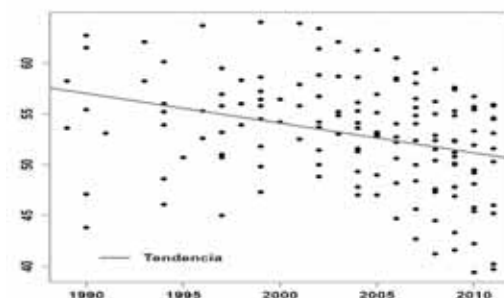
Brecha de pobreza al cuadrado



Índice de Gini



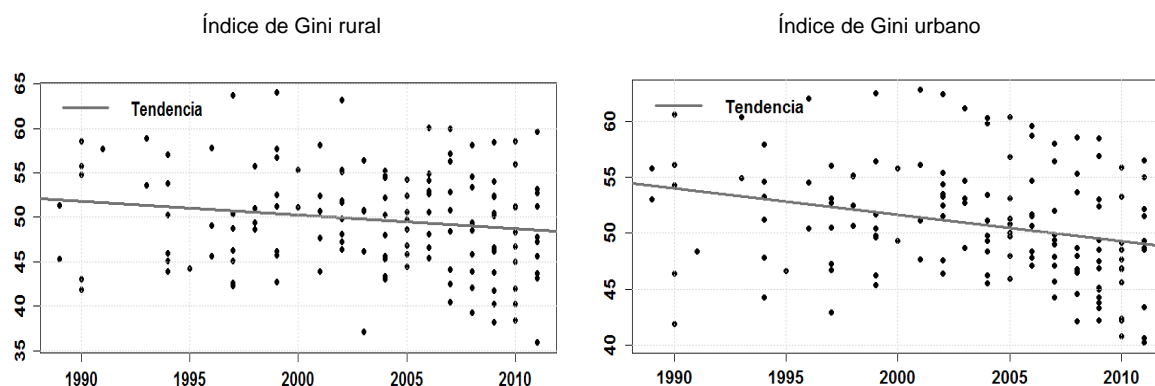
Ingreso/Consumo promedio de la encuesta  
(en múltiplos de la línea de pobreza)



Fuente: Elaboración propia con datos de CEPALSTAT.

Nota: Se incluyen sólo aquellos países y años en los cuales el indicador de pobreza es nacional y considera tanto el sector rural como urbano.

### GRÁFICO 6 AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE: ÍNDICE DE GINI RURAL Y URBANO, 1990-2011

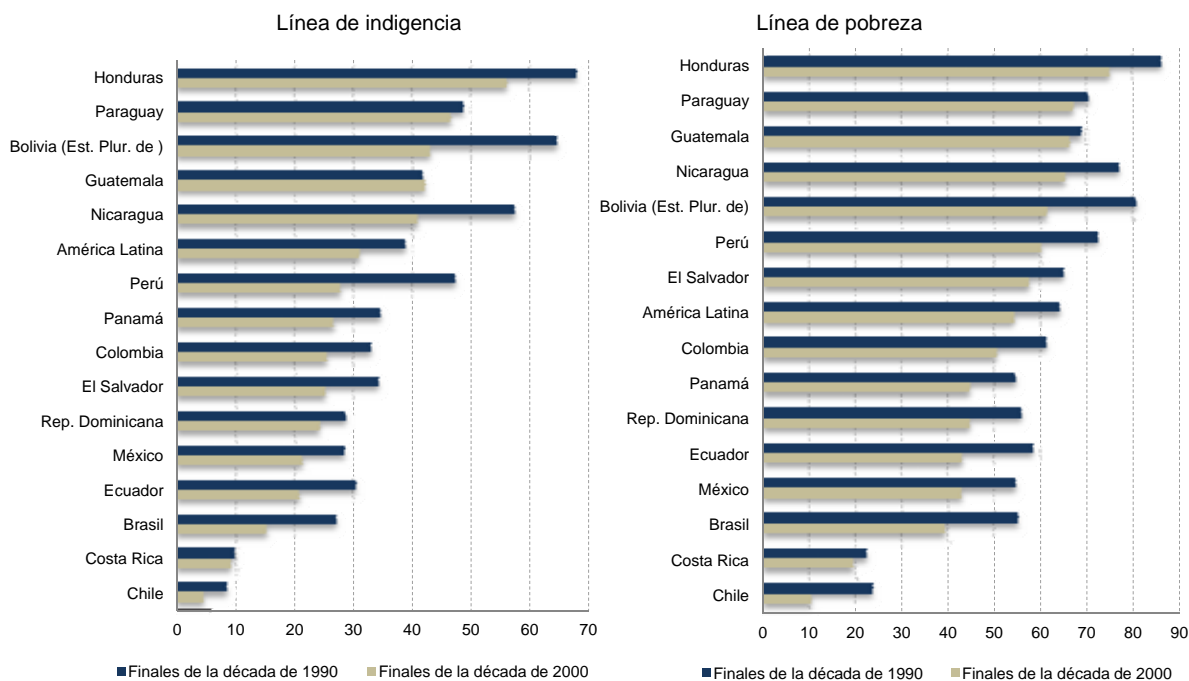


Fuente: Elaboración propia con datos de CEPALSTAT.

Nota: Se incluyen sólo aquellos países y años en los cuales el indicador de pobreza es nacional y considera tanto el sector rural como urbano, así como aquellas observaciones de encuestas que sean comparables.

Destaca que la distribución del ingreso en las áreas urbanas muestra una tendencia significativa a mejorar mientras que en las áreas rurales la tendencia decreciente es más pausada y es estadísticamente significativa solo al 10% (véanse en el gráfico 6 y el cuadro 10).

### GRÁFICO 7 PROPORCIÓN DE LA POBLACIÓN RURAL POR DEBAJO DE LA LÍNEA DE INDIGENCIA Y DE POBREZA (En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia con datos de CEPALSTAT.

**CUADRO 9**  
**ESTIMACIONES DE TENDENCIA PARA DIFERENTES INDICADORES**

Variable	Índice de recuento (indigencia)	Índice de recuento (pobreza)	Brecha de pobreza (indigencia)	Brecha de pobreza (pobreza)	Brecha de pobreza (indigencia)	Brecha de pobreza (pobreza)	Índice de Gini	Ingreso/Consumo de la encuesta
	1.409,58***	2.139,69***	684,62***	1283,01***	435,78***	878,27***	6,38***	-136,39
Constante	(334,47)	(429,25)	(172,33)	(267,61)	(112,59)	(191,32)	(1,40)	(85,44)
	-0,69***	-1,05***	-0,34***	-0,63***	-0,22***	-0,43***	-0,002***	0,07*
Tendencia	(0,17)	(0,21)	(0,09)	(0,13)	(0,06)	(0,10)	(0,00)	(0,04)
$R^2$	0,10	0,13	0,09	0,13	0,09	0,12	0,10	0,04
Observaciones	156	156	153	153	153	153	153	67

Fuente: Elaboración propia con datos de CEPALSTAT.

Nota: Las estimaciones incluyen sólo aquellos países y años en los cuales el indicador de pobreza es nacional y considera tanto el sector rural como urbano.

\*\*\*, \*\* y \* significa que el coeficiente es significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente. Los valores entre paréntesis muestran la desviación estándar de los coeficientes. Los errores son robustos a heteroscedasticidad.

**CUADRO 10**  
**ESTIMACIONES DE TENDENCIA**

Variable	Índice de Gini rural	Índice de Gini urbano
Constante	365,00** (163,775)	528,13*** (140,895)
Tendencia	-0,15* (0,081)	-0,23*** (0,070)
$R^2$	0,02	0,08
Observaciones	143	143

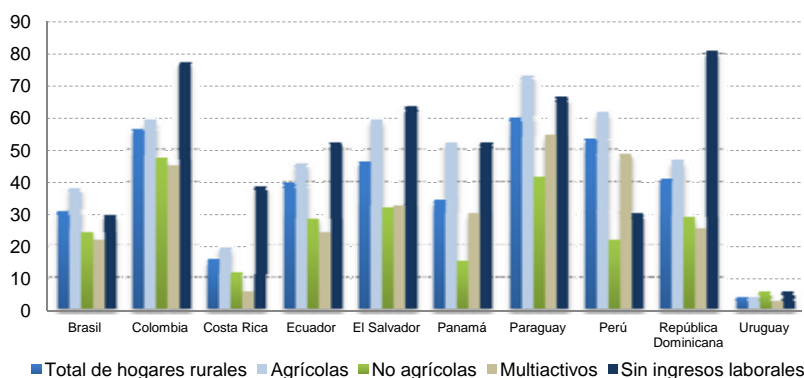
Fuente: Elaboración propia con datos de CEPALSTAT.

Nota: \*\*\*, \*\* y \* significa que el coeficiente es significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente. Los valores entre paréntesis muestran la desviación estándar de los coeficientes. Los errores son robustos a heteroscedasticidad.

## A. Crecimiento económico y pobreza

La evidencia internacional disponible muestra la presencia de una relación negativa entre crecimiento económico y reducción de la pobreza<sup>26</sup> (véase el gráfico 9), sin embargo, la magnitud de este efecto es intensamente debatida atendiendo a sus obvias consecuencias de política pública (Dollar y Kraay, 2002). En efecto, existen diversas estimaciones de la elasticidad del crecimiento económico sobre la pobreza, con metodologías, muestras y períodos de tiempo distintos. Así, en una muestra de estudios<sup>27</sup> se observa que esta elasticidad del crecimiento económico sobre los cambios en la pobreza oscila entre -0,15 a -10,5 con un promedio simple de -2,2 que es un valor muy cercano al conocido coeficiente de -2 que es normalmente asumido en la literatura de crecimiento favorable a los pobres (véase el cuadro 11). Destaca además que el efecto del crecimiento económico es superior sobre la pobreza con un límite de 1,25 dólar que con un límite de 2 dólares atendiendo al conjunto de la evidencia internacional.

**GRÁFICO 8**  
**INCIDENCIA DE POBREZA EN LOS HOGARES RURALES POR TIPOLOGÍA, 2009**  
(En porcentajes del total de hogares en cada grupo)

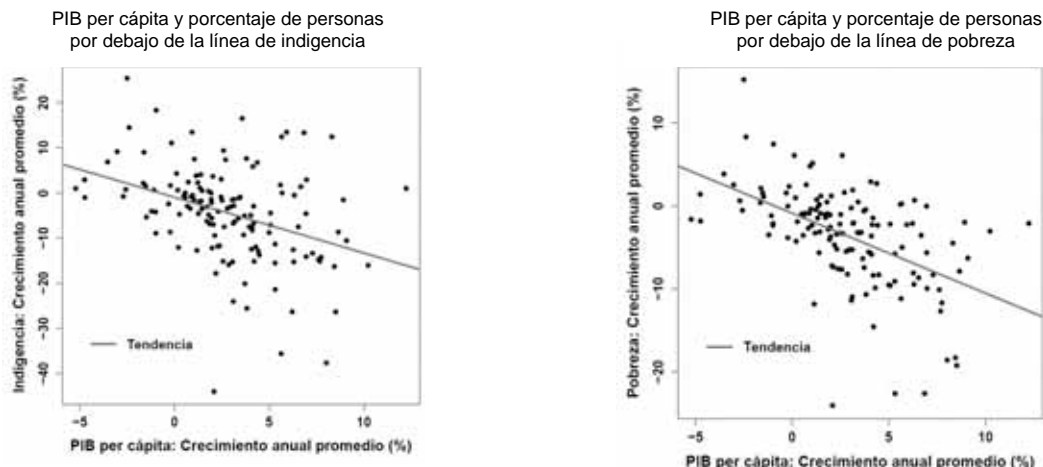


Fuente: Elaboración propia con base a CEPAL, FAO, IICA, (2011), Perspectivas de la agricultura y del desarrollo rural en las Américas: una mirada hacia América Latina y el Caribe, Santiago, Chile, FAO.

<sup>26</sup> Esta relación no es tan evidente entre crecimiento económico y desigualdad (Adams Jr., 2004).

<sup>27</sup> Véase el cuadro 11.

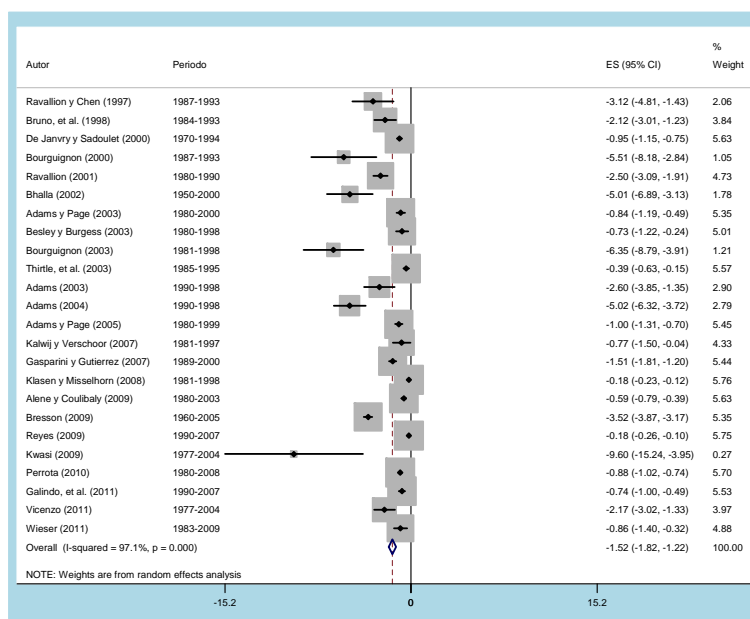
### GRÁFICO 9 AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE: CRECIMIENTO DEL PIB PER CÁPITA Y DE LA POBREZA (En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia con datos de CEPALSTAT.

Nota: El gráfico de la izquierda muestra observaciones sobre la tasa de crecimiento anual promedio del PIB per cápita en dólares de 2000 y de los índices de recuento de indigencia y de pobreza para 17 países de la región, durante el período 1989-2011. Cada punto en la gráfica se refiere a una observación en el tiempo para un país y un periodo de tiempo determinados.

### GRÁFICO 10 ELASTICIDAD DE CAMBIOS EN LA POBREZA CON RESPECTO AL CRECIMIENTO ECONÓMICO



Fuente: Elaboración propia con base en la información estadística de la revisión de los estudios.

Nota: El gráfico muestra los valores reportados en cada estudio. La línea horizontal que cruza el punto es la desviación estándar de la estimación y el punto implica la estimación puntual. La región gris muestra la ponderación de cada estudio en el meta análisis, mientras que la línea punteada roja muestra el promedio ponderado de los estudios.

**CUADRO 11**  
**ESTIMACIONES ECONÓMICAS DE LA ELASTICIDAD DEL CRECIMIENTO**  
**ECONÓMICO SOBRE LOS CAMBIOS EN LA POBREZA**

Autor	Región/país	Elasticidad crecimiento
Ravallion y Chen (1997)	42 países en desarrollo	-3,12
Bruno, <i>et al.</i> (1998)	20 países en desarrollo	-2,12
De Janvry y Sadoulet (2000)	América Latina (12 países)	-0,75 a -0,95
Bourguignon (2000)	52 países en desarrollo y en transición	-1,46 a -5,51
World Bank (2001)	65 países en desarrollo	-2,0
Ravallion (2001)	47 países en desarrollo	-2,5
Colliar y Dollar (2001)	Mundo (98 países)	-2,0
Bhalla (2002)	39 países en desarrollo	-5,01
Adams y Page (2003)	Oriente Medio y de África del Norte (50 países)	-0,75 a -0,96
Besley y Burgess (2003)	Total (88 países)	-0,49 a -1,14
Bigsten, <i>et al.</i> (2003)	Etiopía	-1,2 a -1,3
Bourguignon (2003)	50 países en desarrollo	-1,65 a -7,87
Thirtle, <i>et al.</i> (2003)	Mundo (51 países)	-0,325 a -0,988
Adams (2003)	50 países (23 ingresos bajos y 27 ingresos medios)	-2,596
Adams (2004)	60 países (23 ingresos bajos y 37 ingresos medios)	-1,73 a -5,53
Adams y Page (2005)	71 países en desarrollo	-0,85 a -1,13
Kalwij y Verschoor (2007)	Mundo (58 países)	-0,77 a -8,16
Gasparini y Gutierrez (2007)	18 países de América Latina	-1,505 a -1,66
Klasen y Misselhorn (2008)	Mundo (50 países)	-0,147 a -0,177
Alene y Coulibaly (2009)	27 países de África Subsahariana	-0,593
Bresson (2009)	120 países	-3,52
Reyes (2009)	Centroamérica (6 países)	-0,181
Heo y Khanh (2009)	Vietnam	-0,77
Fosu (2009)	Mundo (62 países)	-7,87 a -10,5
Perrota (2010)	96 países	-0,881
Fosu (2010)	Mundo (456 países)	-1,33 a -6,08
Galindo, <i>et al.</i> (2011)	América Latina (6 países)	-0,61 a -0,74
Lombardo (2011)	Italia	-1,52 a -2,83
Wieser (2011)	65 países en desarrollo	-0,86

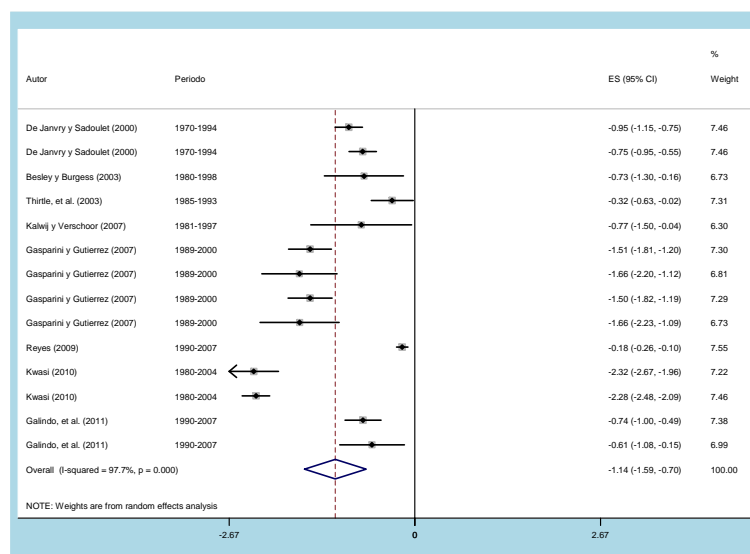
Fuente: Elaboración propia con base en la información estadística de la revisión de los estudios.

Nota: Pobreza = índice de recuento de pobreza (\$1 dólar por persona al día).



El meta-análisis<sup>28</sup> de la elasticidad de crecimiento económico sobre los cambios en la pobreza sugiere un valor medio, ponderado por la varianza de los estudios, de -1.52 (véase el gráfico 11). Este valor es inferior al que reportan otros estudios y al valor comúnmente reportado de -2 (véase por ejemplo Ravallion y Chen, 1997; Bruno, *et al.*, 1998; Collier y Dollar, 2001; Ravallion, 2001; Bourguignon, 2003). El meta-análisis sugiere además que existe un rango de elasticidades posibles que dependen de un conjunto de factores tales como la distribución del ingreso, las modificaciones en la composición del producto o los cambios en los procesos de innovación tecnológica que inciden sobre las condiciones del mercado laboral y la elasticidad ingreso del empleo (Datt y Ravallion, 2002; de Janvry y Sadoulet, 1995; Lenagala y Ram, 2010; Nissanke y Thorbecke, 2007; Ram, 2013). Un meta-análisis considerando exclusivamente los estudios para América Latina que reportan la elasticidad del crecimiento económico con respecto a los cambios en la pobreza, se obtiene un valor de alrededor de -1,14 (véase el gráfico 11)<sup>29</sup>. Esto es, se obtiene un valor estimado inferior al coeficiente global.

**GRÁFICO 11**  
**AMÉRICA LATINA: ELASTICIDAD DE CRECIMIENTO ECONÓMICO**  
**SOBRE LOS CAMBIOS EN LA POBREZA**



Fuente: Elaboración propia con base en la información estadística de la revisión de los estudios.

Nota: El gráfico muestra los valores reportados en cada estudio. La línea horizontal que cruza el punto es la desviación estándar de la estimación y el punto implica la estimación puntual. La región gris muestra la ponderación de cada estudio en el meta análisis, mientras que la línea punteada roja muestra el promedio ponderado de los estudios.

Existe también una gran diversidad de resultados sobre las magnitudes específicas de las elasticidades del crecimiento económico sobre los cambios la pobreza por sectores y en particular con respecto al sector agrícola. En efecto, la literatura sobre los efectos del crecimiento agrícola y la reducción de la pobreza ha tenido un creciente interés por sus obvias consecuencias en particular en países en desarrollo (Ravallion y Datt 1996; Suryahadi, *et al.*, 2009; Montalvo y Ravallion, 2010,

<sup>28</sup> La base de datos del meta-análisis son artículos que contienen información sobre cambios en la pobreza basados en estimaciones econométricas de la elasticidad de la pobreza (87 valores) con respecto de los ingresos medios. Ello para un periodo que abarca de 1950 a 2009.

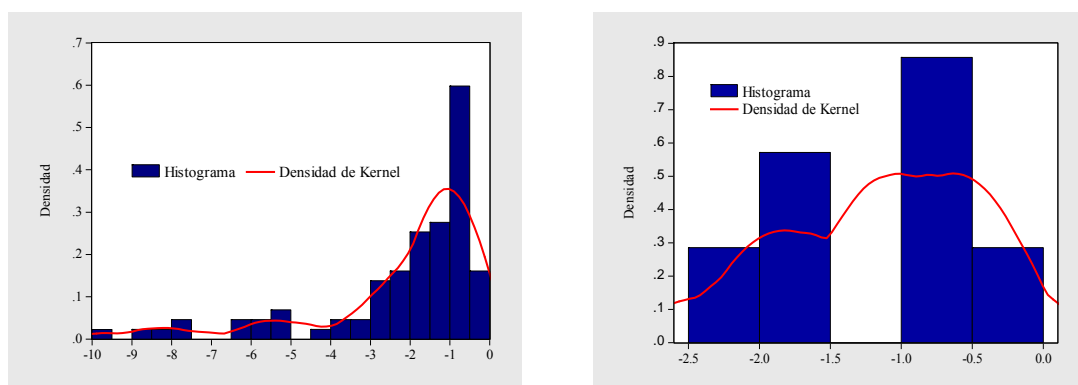
<sup>29</sup> La búsqueda de estimaciones econométricas de la elasticidad de la pobreza para América Latina dio como resultado 14 valores con respecto de los ingresos medios. Para un periodo que abarca de 1970 a 2007.

Ravallion y Huppi, 1991, World Bank, 2007), por ejemplo, existe evidencia que sugiere que la reducción de la pobreza se asocia, con mayor fuerza, en países en desarrollo al dinamismo del sector agrícola (Cervantes-Godoy y Dewbre, 2010). La revisión de la literatura seleccionada<sup>30</sup> muestra que la elasticidad de los cambios en la pobreza con respecto al crecimiento agrícola oscila entre -0,03 a -2,92, con un promedio simple de -0,8 (véase el cuadro 12). Asimismo, el meta-análisis sobre las elasticidades de los cambios en la pobreza con respecto al crecimiento agrícola, que se sintetiza en la Gráfico 13, estima un valor medio ponderado de -0,3 (Datt y Ravallion, 2002; Boopen, *et al.*, 2008; Chaudhuri y Ravallion 2006; Montalvo y Ravallion, 2010). Este valor es claramente inferior a la elasticidad del crecimiento económico sobre los cambios en la pobreza del conjunto de la economía.

El valor puntual de esta elasticidad de cambio en la pobreza sobre el crecimiento agrícola en referencia al de otros sectores y al resto de la economía tiene consecuencias directas de política pública. Por ejemplo, un coeficiente mayor, o al menos similar al resto de los sectores, del sector agrícola con respecto al resto de la economía permitiría definir al sector agrícola como sector clave para la reducción de la pobreza (Adams Jr., 2003; Bourguignon, 2003; Bruno *et al.*, 1998; Datt y Ravallion, 1992; Dollar y Kraay, 2002; Gallup, Radelet, y Warner, 1998; Ravallion y Chen, 1997; Ravallion, 1995; Timmer, 2002).

Este mayor impacto potencial del sector agrícola sobre la pobreza se puede fundamentar en que la pobreza tiene un sesgo regional rural, que los pobres derivan sus ingresos de las actividades agrícolas, que los trabajadores sin habilidades son más intensivos en la agricultura, a los impactos en los precios de los alimentos y al funcionamiento de los mercados laborales rurales estrechamente asociados al trabajo agrícola, a la falta de mercados de capitales y de crédito y los problemas de acceso a los mercados de las áreas rurales (Byerlee *et al.*, 2005; Christiaensen *et al.*, 2010a; Christiaensen y Demery, 2007; The World Bank, 2007).

**GRÁFICO 12**  
**DISTRIBUCIÓN DE LAS ELASTICIDADES DE CRECIMIENTO DE LA POBREZA**



Fuente: Elaboración propia con base en la información estadística de la revisión de los estudios.

<sup>30</sup> La muestra de estudios se hizo a partir de una revisión de artículos de una amplia gama de revistas, informes y libros, que abarcan un período de 1951 a 2005. La revisión de la literatura sobre los efectos del crecimiento agrícola y la reducción de la pobreza dio como resultado 41 estimaciones.

**CUADRO 12**  
**ESTIMACIONES ECONOMÉTRICAS DE LA ELASTICIDAD DEL CRECIMIENTO**  
**AGRÍCOLA DE LA POBREZA**

Autor	País	Elasticidad crecimiento agrícola
Tyler, <i>et al.</i> (1993)	21 países en desarrollo	-0,274
Ravallion y Datt (1996)	India (rural y urbano)	-0,316 a -1,158
Datt y Ravallion (1996)	India (14 estados)	-0,119
Datt y Ravallion (1998a)	India (15 estados)	-0,92 a -1,44
Datt y Ravallion (1998b)	India (15 estados)	-0,375
Ravallion y Datt (1999)	India (15 estados)	-0,104
de Janvry y Sadoulet (2000)	América Latina (12 países)	-0,060
Kakwani (2001)	Filipinas	-1,120
Warr (2001)	Asia (4 países: Urbano y rural)	-0,174 a -0,729
Ravallion y Datt (2002)	India (15 estados)	-0,208
Datt y Ravallion (2002)	India (15 estados)	-0,097
Warr (2002)	Asia (4 países, urbano)	-0,476 a -0,539
Hasan y Quibria (2004)	Regiones en desarrollo (45 países)	-0,32 a -1,17
Christiaensen y Demery (2007)	Mundo (80 países)	-0,24 a -0,39
Virmani (2007)	India	-0,454
Bresciani y Valdés (2007)	Indonesia (urbano y rural)	-1,13 a -2,88
Sumarto y Suryahadi (2007)	Indonesia	-1,859
Boopen, <i>et al.</i> (2008)	Mauritius	-0,130
Suryahadi, <i>et al.</i> (2009)	Indonesia (urbano y rural)	-0,03 a -0,09
Montalvo y Ravallion (2010)	China (urbano y rural)	-0,39 a -2,92
de Janvry y Sadoulet (2010)	China	-2,240
Suryahadi, <i>et al.</i> (2012)	Indonesia (rural)	-0,070

Fuente: Elaboración propia con base en la información estadística de la revisión de los estudios.

Nota: Pobreza = índice de recuento de pobreza (\$1 dólar por persona al día).

La estimación de las elasticidades de los cambios en la pobreza con respecto al crecimiento económico para América Latina se realizó utilizando distintos indicadores de pobreza. Así, las líneas de pobreza utilizadas y el índice de Gini se obtuvieron de la base de datos CEPALSTAT<sup>31</sup> de CEPAL.  $\Delta p_{i,t}$  se refiere a la tasa de crecimiento anual promedio de los indicadores de pobreza para los periodos de tiempo disponibles para cada país. Los indicadores de pobreza utilizados fueron, el índice de recuento (HC), el índice de brecha de pobreza (PG) y la brecha de pobreza al cuadrado (PGS); todos ellos corresponden a la familia de índices propuestos por Foster, Greer y Thorbecke, (1984), con  $\alpha=0,1$  y 2 respectivamente<sup>32</sup>. El índice HC indica el porcentaje de personas con ingresos inferiores a la línea de pobreza de referencia, por lo que es una medida de la incidencia de la pobreza; la brecha de pobreza (PG) es una medida de la “profundidad” de la pobreza ya que mide la distancia promedio de las personas por debajo de la línea de pobreza con respecto a dicha línea, ponderado por la incidencia de pobreza. Finalmente, la brecha de pobreza al cuadrado (PGS) es una medida de la “severidad” de la pobreza y promedia el cuadrado de las brechas de pobreza relativas a la línea de pobreza, así, enfatiza la distribución del ingreso entre las personas por debajo de la línea de pobreza<sup>33</sup> (Naciones Unidas, 2010; CEPAL, 2012; Haughton y Khandker, 2009, Feres y Mancero, 2001). Los tres indicadores están calculados considerando dos líneas de pobreza: la línea de indigencia y la línea de

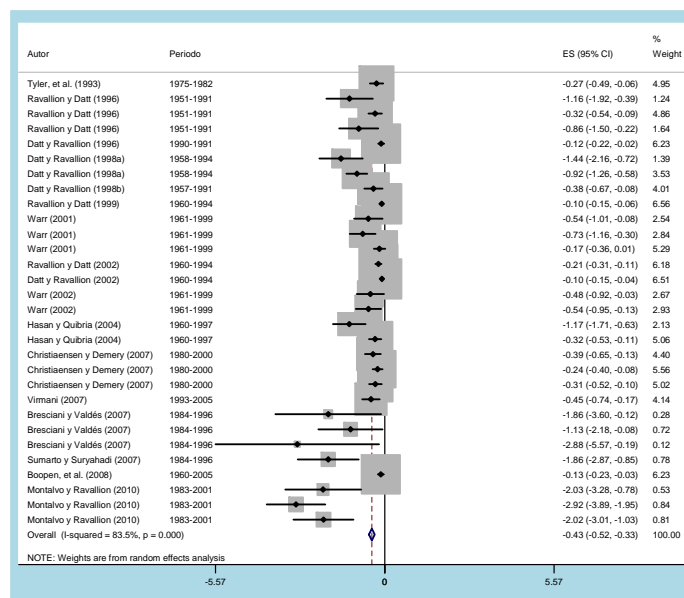
<sup>31</sup> <http://estadisticas.cepal.org/cepalstat/>.

<sup>32</sup> Véase Apéndice para una descripción más detallada de los indicadores de pobreza.

<sup>33</sup> Bourgnion (2003) indica que es complicado capturar este efecto de la distribución del ingreso entre pobres.

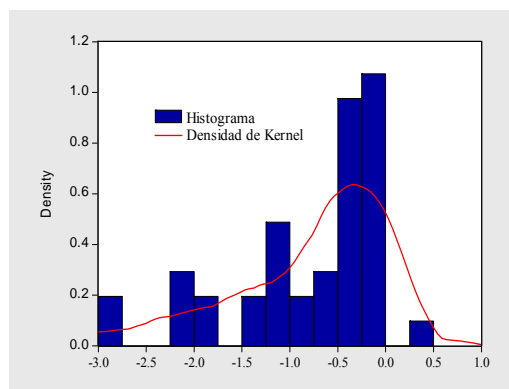
pobreza<sup>34</sup>, expresadas en la moneda de cada país. Estas líneas son determinadas a partir del valor de una canasta de bienes y servicios mediante el método de costo de las necesidades básicas (Naciones Unidas, 2010; CEPAL, 2012).

**GRÁFICO 13**  
**ELASTICIDAD DE LOS CAMBIOS EN LA POBREZA CON RESPECTO**  
**AL CRECIMIENTO AGRÍCOLA**



Fuente: Elaboración propia con base en la información estadística de la revisión de los estudios.

**GRÁFICO 14**  
**DISTRIBUCIÓN DE LAS ELASTICIDADES DE CAMBIOS EN LA POBREZA**  
**CON RESPECTO AL CRECIMIENTO AGRÍCOLA, TOTAL DE ESTUDIOS**



Fuente: Elaboración propia con base en la información estadística de la revisión de los estudios.

<sup>34</sup> La línea de indigencia se construye a partir de la canasta básica de alimentos que considera los bienes que se precisarían para cubrir las necesidades nutricionales de la población, tomando en cuenta sus hábitos de consumo, la disponibilidad efectiva de alimentos y sus precios, correspondientes a cada país y zona geográfica. La línea de pobreza agrega a la línea de indigencia el monto requerido por los hogares para satisfacer las necesidades básicas no alimentarias (CEPAL, 2012). Ambas líneas son ajustadas anualmente de acuerdo con la variación acumulada del índice de precios al consumidor.

Por tanto, las canastas básicas utilizadas para el cálculo de las líneas de pobreza utilizadas son específicas por cada país y respetan la estructura de consumo prevalecientes en cada uno de ellos (Naciones Unidas, 2010). Ello es consistente con otros estudios que consideran líneas de pobreza específicas por país (Bravo-Ortega y Lederman, 2005; Fosu, 2009), y contrasta con los estudios basados en las líneas de pobreza calculadas por el Banco Mundial de 1,25 y de 2 dólares por día<sup>35</sup> (Ravallion y Chen, 2003; Christiaensen *et al.*, 2010a). La diferencia se encuentra en que el umbral de suficiencia calculado por el Banco Mundial está definido en términos de un valor en dólares ajustado por paridad de poder de compra, y por tanto, es idéntico para todos los países.

Es de esperarse diferencias entre los resultados obtenidos dependiendo de la línea de pobreza de referencia. Por ejemplo, comparando el indicador HC para las líneas de pobreza calculadas por CEPAL y las relativas al Banco Mundial (véase el gráfico 15) se percibe que a mayores niveles de pobreza, existe una mayor dispersión entre los indicadores, no obstante, que los indicadores muestran una alta correlación general (0,8) (véase el cuadro 13).

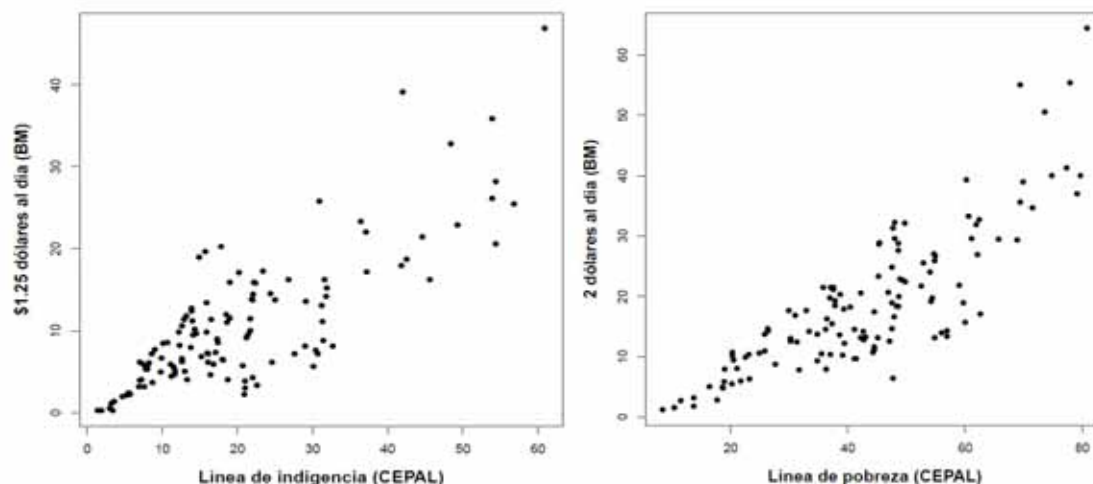
### GRÁFICO 15 COMPARACIÓN DEL ÍNDICE DE RECUENTO DE LA POBREZA, DEPENDIENDO DE LAS LÍNEAS DE POBREZA

Población por debajo de la línea de indigencia y  
de la línea de pobreza de 1.25 dólares al día

(en porcentajes)

Población por debajo de la línea de pobreza y  
de la línea de pobreza de 2 dólares al día

(en porcentajes)



Fuente: Elaboración propia con datos de CEPALSTAT y PovcalNet.

<sup>35</sup> En dólares constantes de 2005, ajustados por paridad de poder de compra.

**CUADRO 13**  
**COEFICIENTE DE CORRELACIÓN Y REGRESIÓN**  
**DE LOS INDICADORES DE POBREZA (HC)**

Variable	Coeficiente de correlación		Regresión HC_CEPAL <sub>it</sub> = α <sub>i</sub> + δHC_BM <sub>it</sub> + e <sub>it</sub>	
	1,25 dólares al día	2 dólares al día	1,25 dólares al día	2 dólares al día
Línea de indigencia	0,81	0,83	0,66*** (0,057)	-
Línea de pobreza	0,78	0,83	-	0,71*** (0,062)
R <sup>2</sup>	-	-	0,54	0,55
Observaciones	125	125	125	125

Fuente: Elaboración propia con datos de CEPALSTAT y PovcalNet.

Nota: El coeficiente de correlación se refiere al coeficiente de Pearson.

\*\*\*, \*\* y \* significa que el coeficiente es significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente. Los valores entre paréntesis muestran la desviación estándar de los coeficientes. Los errores son robustos a heteroscedasticidad.

Los datos de PIB per cápita, la participación sectorial del PIB y la participación de las rentas de las industrias extractivas en el PIB, se obtuvieron de los Indicadores mundiales del desarrollo del Banco Mundial. El PIB per cápita está medido en dólares constantes del año 2000, la participación sectorial del PIB, al igual que la participación de la renta de la industria extractiva en el PIB, están en porcentaje. La variable  $\frac{z_{i,t}}{e_{i,t}}$ , se construyó a partir de la división de la línea de pobreza específica por país y el PIB per cápita, ambos medidos en dólares corrientes.

La base de datos contiene 153 observaciones para 17 países<sup>36</sup> para el período de 1989-2011. Se seleccionaron solamente aquellos países para los que la medida de pobreza es nacional. Las estimaciones se realizaron utilizando la tasa de crecimiento anual promedio de las variables. El resumen de las características de la muestra se presenta en el cuadro 14.

Es importante mencionar que con la finalidad de reducir el número de observaciones con tasas de crecimiento de las variables de pobreza relativamente altas entonces la tasa de crecimiento anual promedio de los indicadores de pobreza se calcularon, además, a través de la siguiente fórmula  $\Delta p_{i,t} = \frac{1}{T} * \frac{P_F - P_I}{(P_F + P_I)/2}$  (Loayza y Raddatz, 2010) y se realizaron también estimaciones eliminando valores atípicos tales como aquellas observaciones en donde las tasas de crecimiento de las variables de pobreza crecen o decrecen a una tasa mayor del 50% anual (Loayza y Raddatz, 2010). Sin embargo, ambas estimaciones (con toda la muestra y excluyendo los datos extremos) muestran solamente ligeros cambios por lo que sólo se reportan los resultados de las estimaciones que consideran la muestra completa y la tasa anual promedio calculada a través de la media geométrica<sup>37</sup>.

<sup>36</sup> Bolivia (Est. Plur.), Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay y Venezuela (Rep. Bol.).

<sup>37</sup> Así para el indicador de HC, para la línea de indigencia, y para los indicadores de HC, PG y PGS para la línea de pobreza se elimina sólo una observación. Para PG y PGS para la línea de indigencia se eliminan tres observaciones.

**CUADRO 14**  
**INDICADORES DE POBREZA Y DESIGUALDAD**

País	Número de encuestas	Años de cobertura	Porcentaje de personas por debajo de la línea de indigencia			Brecha de pobreza (Línea de indigencia)			Brecha de pobreza al cuadrado (Línea de indigencia)			Porcentaje de personas por debajo de la línea de pobreza		
			Inicial	Final	Crecimiento promedio	Inicial	Final	Crecimiento promedio	Inicial	Final	Crecimiento promedio	Inicial	Final	Crecimiento promedio
Bolivia (Estado Plurinacional de)	6	1997-2009	37,2	22,4	-4,1	18,6	11	-4,3	12,1	7,3	-4,1	62,1	42,4	-1,3
Brasil	14	1990-2011	23,4	6,1	-6,2	9,7	3,1	-5,3	5,5	2,2	-4,3	48	20,9	-0,5
Chile	9	1990-2011	13	3,1	-6,6	4,4	1,3	-5,6	2,3	0,8	-4,9	38,6	11	-0,3
Colombia	12	1991-2011	26,1	10,6	-4,4	9,8	3,8	-4,6	5,5	2	-4,9	56,1	34,2	0,1
Costa Rica	13	1990-2011	10,1	7,3	-1,5	4,8	3	-2,2	3,4	1,9	-2,7	26,3	18,8	0,7
Ecuador	8	2004-2011	22,3	13,9	-6,5	7,9	4,5	-7,7	4	2,3	-7,6	51,2	35,4	-1,5
El Salvador	7	1995-2010	21,7	16,7	-1,7	9,1	5,2	-3,7	5,6	2,3	-5,8	54,2	46,6	-0,7
Guatemala	4	1989-2006	42	29,1	-2,1	18,5	11,3	-2,9	11,2	5,8	-3,8	69,4	54,8	0,0
Honduras	10	1990-2010	60,9	42,8	-1,7	31,5	20,1	-2,2	20,2	12,1	-2,5	80,8	67,4	-0,4
México	11	1989-2010	18,7	13,3	-1,6	5,9	4,1	-1,7	2,7	1,9	-1,7	47,7	36,3	-0,5
Nicaragua	5	1993-2009	48,4	29,5	-3,0	24,3	11,7	-4,5	16,2	6,3	-5,7	73,6	58,3	-1,2
Panamá	9	2002-2011	18,6	12,4	-4,4	7,6	4,7	-5,2	4,3	2,5	-5,8	36,9	25,3	-0,7
Paraguay	9	1999-2011	31,8	28	-1,1	14,1	12,2	-1,2	8,6	7,3	-1,4	59	49,6	-0,2
Perú	9	1997-2011	25	6,3	-9,4	10,1	1,8	-11,6	5,6	0,8	-13,0	47,5	27,8	-1,2
República Dominicana	9	2002-2011	20,7	20,3	-0,2	8,8	7,9	-1,2	5,3	4,5	-1,8	47,1	42,2	0,4
Uruguay	5	2007-2011	3	1,1	-22,2	0,6	0,3	-15,9	0,2	0,1	-15,9	17,7	6,5	-3,1
Venezuela (República Bolivariana de)	13	1990-2011	14,4	11,7	-1,0	5	4,2	-0,8	2,4	2,4	0,0	39,8	29,5	-0,8

Cuadro 14 (conclusión)

País	Número de encuestas	Años de cobertura	Brecha de pobreza (línea de pobreza)			Brecha de pobreza al cuadrado (línea de pobreza)			Índice de Gini		
			Inicial	Final	Crecimiento promedio	Inicial	Final	Crecimiento promedio	Inicial	Final	Crecimiento promedio
			Bolivia (Estado Plurinacional de)	6	1997-2009	33,6	19,8	-4,3	22,8	12,7	-4,8
Brasil	14	1990-2011	23,5	8,8	-4,6	14,7	5,3	-4,7	0,63	0,56	-0,5
Chile	9	1990-2011	14,9	3,6	-6,5	8	1,9	-6,6	0,55	0,52	-0,3
Colombia	12	1991-2011	24,9	13,4	-3,1	14,5	7,3	-3,4	0,53	0,55	0,1
Costa Rica	13	1990-2011	10,7	7,1	-1,9	6,5	4	-2,3	0,44	0,50	0,7
Ecuador	8	2004-2011	21,9	12,9	-7,3	12,3	6,6	-8,5	0,51	0,46	-1,5
El Salvador	7	1995-2010	24	18,8	-1,6	14,3	10	-2,4	0,51	0,45	-0,7
Guatemala	4	1989-2006	35,9	25,5	-2,0	23,1	15,2	-2,4	0,58	0,59	0,0
Honduras	10	1990-2010	50,2	36,6	-1,6	35,9	24,2	-2,0	0,62	0,57	-0,4
México	11	1989-2010	18,7	12,8	-1,8	9,9	6,3	-2,1	0,54	0,48	-0,5
Nicaragua	5	1993-2009	41,9	26,1	-2,9	29,3	15,2	-4,0	0,58	0,48	-1,2
Panamá	9	2002-2011	16,8	10,4	-5,2	10,2	5,9	-5,9	0,57	0,53	-0,7
Paraguay	9	1999-2011	29,1	23,5	-1,8	18,4	14,5	-2,0	0,56	0,55	-0,2
Perú	9	1997-2011	20,7	9,9	-5,1	12	4,9	-6,2	0,53	0,45	-1,2
República Dominicana	9	2002-2011	20,9	18,4	-1,4	12,6	10,8	-1,7	0,54	0,56	0,4
Uruguay	5	2007-2011	5,1	1,7	-24,0	2,1	0,7	-24,0	0,46	0,40	-3,1
Venezuela (República Bolivariana de)	13	1990-2011	15,7	10,5	-1,9	8,5	5,5	-2,1	0,47	0,40	-0,8

Fuente: Elaboración propia con datos de CEPALSTAT (<http://estadisticas.cepal.org/cepalstat/>).

Nota: Las estimaciones incluyen sólo aquellos países y años en los cuales el indicador de pobreza es nacional y considera tanto el sector rural como urbano.



Las estimaciones<sup>38</sup> de las ecuaciones se realizaron utilizando el modelo de efectos fijos<sup>39</sup> (Arellano, 2003; Baltagi, 2008; Wooldridge, 2001). La estimación de la ecuación en primeras diferencias puede generar que el término de error este correlacionado por países y en el tiempo por lo que se utiliza para el cálculo de errores estándar robustos la forma general propuesta por White (White, 1980) apoyada en el método de Arellano (Arellano, 1987) (Adams Jr., 2004; Baltagi, 2008; Ravallion y Chen, 1997).

Los resultados de las estimaciones de la ecuación (2) para los indicadores de pobreza de HC, PG y PGS con líneas de indigencia y de pobreza se resumen en el Cuadro 15. La evidencia presentada muestra que el crecimiento económico y la distribución del ingreso son factores estadísticamente significativos que inciden sobre la pobreza en América Latina (Bourguignon, 2003; Kraay, 2006). Así, la elasticidad del crecimiento económico sobre los cambios en la pobreza estimada en América Latina se encuentra entre -1,5 y -1,7 para la línea de indigencia y entre -0,94 y -1,76 para la línea de pobreza dependiendo del indicador de pobreza (véase el cuadro 15). Destaca además que, como se esperaba, las elasticidades del crecimiento económico sobre los cambios en la pobreza son mayores para la línea de indigencia que para la línea de pobreza. Estas estimaciones muestran que la elasticidad de crecimiento económico para América Latina es ligeramente superior a la media obtenida en el meta-análisis (-1,14) tomando como referencia los datos de pobreza de CEPAL pero aun inferior al -2 sugerido en la literatura internacional.

Por su parte, la elasticidad de la distribución del ingreso es positiva y estadísticamente significativa en todos los casos. Ello sugiere que una mayor desigualdad económica inciden de manera negativa sobre los indicadores de pobreza, es decir, una mayor desigualdad está asociada con aumentos en los niveles de pobreza. La elasticidad para los indicadores HC, PG y PGS son de 1,4, 2,3, y 2,7 respectivamente para la línea de indigencia y de 0,4, 1,1 y 1,6 en el caso de la línea de pobreza (véase el cuadro 15).

**CUADRO 15**  
**REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO: ECUACIÓN 2**

Especificación	Línea de indigencia			Línea de pobreza		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta y_{it}$	-1,53*** (0,28)	-1,76*** (0,35)	-1,70*** (0,47)	-0,94*** (0,18)	-1,29*** (0,20)	-1,46*** (0,23)
$\Delta Gini_{it}$	1,38*** (0,37)	2,25*** (0,54)	2,73*** (0,69)	0,39** (0,17)	1,05*** (0,26)	1,59*** (0,38)
R <sup>2</sup>	0,29	0,26	0,22	0,29	0,39	0,37
Países	17	17	17	17	17	17
Observaciones	135	135	135	135	135	135

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las estimaciones incluyen sólo aquellos países y años en los cuales el indicador de pobreza es nacional y considera tanto el sector rural como urbano.

\*\*\*, \*\* y \* significa que el coeficiente es significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente.

Los valores entre paréntesis muestran la desviación estándar de los coeficientes.

Los errores son robustos a heteroscedasticidad. Con base en la ecuación (2).

<sup>38</sup> Debe sin embargo considerarse que las estimaciones están sujetas a que los principales determinantes de la pobreza son también consecuencia de la pobreza y por tanto pueden ser variables endógenas, por ejemplo, la pobreza incide en la educación y la esperanza de vida y a la inversa (Ghura, Da Cunha Leite, & Tsangarides, 2002). Ello puede generar sesgos en las estimaciones econométricas.

<sup>39</sup> Las pruebas de Hausman (1978) rechazan la estimación por efectos aleatorios.

Destaca que los cambios en el crecimiento económico y en la distribución del ingreso tienen un mayor impacto para los indicadores de PG y PGS en relación con el indicador de incidencia en la pobreza o número de pobres. Ello implicaría que el crecimiento económico muestra un mayor impacto en la reducción de la profundidad y severidad de la pobreza que en la reducción del número de personas por debajo de la línea pobreza. Asimismo, destaca que la mayoría de los coeficientes relacionados con el ingreso son no significativos en las estimaciones de la ecuación (4) (véase el cuadro 16) por lo que el resto de las estimaciones consideran la ecuación (2) como base.

**CUADRO 16**  
**REGRESIONES DE POBREZA, CRECIMIENTO ECONÓMICO: ECUACIÓN 4**

Especificación	Línea de indigencia			Línea de pobreza		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta y_{it}$	-2,06 (4,59)	-2,90 (7,06)	-0,65 (11,74)	-0,11 (2,57)	0,60 (3,68)	0,60 (5,03)
$\Delta y_{it} * g_{it-1}$	-0,44 (7,85)	1,30 (11,95)	-1,52 (20,07)	-2,01 (4,30)	-3,93 (6,18)	-4,21 (8,52)
$\Delta y_{it} * \frac{z_{it}}{e_{it}}$	0,02** (0,01)	0,01 (0,01)	0,00 (0,02)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
$\Delta y_{it} * dextr_{it-1}$	-0,49 (0,77)	-0,01 (1,10)	0,24 (1,67)	-0,57 (0,35)	-0,56 (0,50)	-0,55 (0,69)
$\Delta g_{it}$	14,73*** (4,34)	18,59*** (6,03)	20,80** (8,24)	4,80*** (1,46)	7,25** (2,92)	11,45*** (4,25)
$\Delta g_{it} * g_{it-1}$	-22,41*** (7,80)	-28,13** (10,98)	-31,70** (15,13)	-7,78*** (2,70)	-11,06** (5,35)	-17,41** (7,76)
$\Delta g_{it} * \frac{z_{it}}{e_{it}}$	-0,03*** (0,01)	-0,03** (0,01)	-0,03 (0,02)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,01 (0,01)
$\Delta g_{it} * dextr_{it-1}$	-1,32 (0,89)	-1,05 (1,10)	-0,91 (1,23)	-0,65** (0,28)	-0,66 (0,53)	-0,80 (0,77)
$R^2$	0,27	0,22	0,20	0,37	0,42	0,39
Países	17	17	17	17	17	17
Observaciones	135	135	135	135	135	135

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las estimaciones incluyen sólo aquellos países y años en los cuales el indicador de pobreza es nacional y considera tanto el sector rural como urbano.

\*\*\*, \*\* y \* significa que el coeficiente es significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente.

Los valores entre paréntesis muestran la desviación estándar de los coeficientes.

Los errores son robustos a heteroscedasticidad. Con base en la ecuación (4).

El análisis y la estimación de las tres hipótesis anidadas sobre las modificaciones en la elasticidad del crecimiento económico sobre los cambios en la pobreza muestran que:

1. La hipótesis de un impacto similar del crecimiento agrícola sobre los cambios en la pobreza con respecto a los otros sectores no es rechazada para la mayoría de los indicadores. Esto es, no es posible rechazar la hipótesis nula de que los coeficientes de las elasticidades de crecimiento de la pobreza para el sector agrícola y para el resto de la economía son iguales en América Latina<sup>40</sup> con los indicadores de CEPAL (Loayza y Raddatz, 2010).

<sup>40</sup> Las estimaciones econométricas por sectores incluyendo las variables de control se sintetizan en el cuadro 18.

Destacan en estas estimaciones que las elasticidades del crecimiento agrícola sobre los cambios en la pobreza, para la línea de indigencia, aumentan al considerar los indicadores de PG y PGS<sup>41</sup> (véase el cuadro 17) y que solo en el caso del indicador PGS para la línea de indigencia se observa que la elasticidad de crecimiento agrícola es mayor que la elasticidad de crecimiento no agrícola y que esta diferencia es estadísticamente significativa. Por otro lado, los coeficientes de la especificación que incluye otras variables explicativas (véase la ecuación 6) resultan, en general, no significativos (véase el cuadro 18).

**CUADRO 17**  
**HIPÓTESIS 1. REGRESIONES DE POBREZA Y COMPOSICIÓN DEL CRECIMIENTO**  
**ECONÓMICO: ECUACIÓN 5**

Especificación	Línea de indigencia			Línea de pobreza		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta ya_{it}$	-1,19** (0,54)	-2,50*** (0,70)	-3,71*** (1,02)	-0,27 (0,28)	-0,97** (0,42)	-1,74*** (0,54)
$\Delta na_{it}$	-1,49*** (0,21)	-1,58*** (0,33)	-1,39*** (0,48)	-0,94*** (0,13)	-1,20*** (0,15)	-1,32*** (0,19)
$\Delta Gini_{it}$	1,38*** (0,37)	2,34*** (0,56)	2,89*** (0,72)	0,36** (0,15)	1,05*** (0,25)	1,63*** (0,38)
$R^2$	0,29	0,26	0,23	0,28	0,38	0,36
Países	17	17	17	17	17	17
Observaciones	134	134	134	134	134	134
$H_0: \Delta ya_{it} = \Delta na_{it}$	0,28	1,62	4,43**	4,87**	0,26	0,57

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las estimaciones incluyen sólo aquellos países y años en los cuales el indicador de pobreza es nacional y considera tanto el sector rural como urbano.

\*\*\*, \*\* y \* significa que el coeficiente es significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente.

Los valores entre paréntesis muestran la desviación estándar de los coeficientes.

Los errores son robustos a heteroscedasticidad.

Existen diversos argumentos que matizan la relevancia de la incidencia del sector agrícola sobre la pobreza; por ejemplo, Ferreira, Leite y Ravallion (2010) argumentan que en Brasil el sector servicios tiene una mayor elasticidad y que en todo caso resulta relevante considerar el papel del gasto social en el impacto del crecimiento sobre la pobreza. Asimismo, Loayza y Raddatz (2010) muestran que el factor relevante es el grado de intensidad del trabajo; ello implica que el crecimiento de los sectores más intensivos en trabajo tiende a generar mayores efectos en términos de reducción de la pobreza.

1. La hipótesis de efectos asimétricos del crecimiento económico sobre la pobreza para América Latina muestra evidencia mixta, esto es, en general no es rechazada por los datos para PG y PGS considerando la línea de indigencia y se rechaza para el indicador de HC (véase el cuadro 19). Esto es, las elasticidades del crecimiento económico sobre la profundidad y severidad de la pobreza no son simétricas en las fases de expansión o de caída del PIB per cápita. La presencia de asimetría no se observa para el resto de los indicadores de pobreza. El efecto asimétrico se presenta, asimismo, para el PIB per cápita agrícola para todos los indicadores de pobreza, así como para ambas líneas

<sup>41</sup> Ello se asocia, probablemente, a que la pobreza más extrema en la región es rural, a potenciales efectos adicionales sobre el precio de los alimentos o la ampliación de oportunidades en las áreas rurales (Christiaensen et al., 2010b; Kraay, 2006).

(véase el cuadro 20)<sup>42</sup>. Así, el impacto sobre la pobreza, fundamentalmente en severidad y profundidad, tiende a ser mayor durante la caída o reducción del PIB o del PIB agrícola que puede asociarse a choques macroeconómicos o desastres naturales. Por el otro lado, el efecto asimétrico de la elasticidad de los sectores no agrícolas se presenta con mayor fuerza para PG y PGS para la línea de indigencia. Ello indica que el índice de la severidad de la pobreza captura mejor los impactos asimétricos del crecimiento económico general (véase el cuadro 20).

2. La existencia de efectos asimétricos es consistente con la evidencia de efectos no lineales o asimétricos (De Janvry y Sadoulet, 2000; Ravallion y Chen, 1997, 2003) y es contrario a lo sugerido por Dollar y Kraay (2002) que rechazan la hipótesis de asimetría para el conjunto de la economía para una muestra de varios países del mundo. En particular, Dollar y Kraay (2002) sugieren que la relación entre pobreza y crecimiento no es distinta durante los episodios de crisis y los periodos normales de crecimiento, lo que implicaría que la caída del ingreso tendería a ser relativamente homogéneo para todos los segmentos de la población. Este efecto asimétrico es más evidente para los indicadores de profundidad y severidad de la pobreza, en el caso de la línea de indigencia, lo que indica que las caídas del producto ocasionan un efecto importante sobre la distribución del ingreso entre las personas por debajo de la línea de indigencia. En este contexto, es posible argumentar que la magnitud de los impactos del cambio climático sobre el producto es más fuerte que el efecto medio esperado.
3. La hipótesis de los efectos de las rentas del sector extractivo sobre las elasticidades de crecimiento económico de la pobreza se rechaza para América Latina. Así, la evidencia muestra que la variable *dummy* que representa la participación del sector extractivo en el PIB no es estadísticamente significativa (véase el cuadro 21). Los resultados sugieren que los países con rentas significativas del sector extractivo no parecen configurar distintas condiciones en la distribución del ingreso que se manifieste entonces en distintas elasticidades del crecimiento económico sobre la pobreza (Christiaensen et al., 2010b; Ravallion y Chen, 1997).

Desagregando el efecto del ritmo del crecimiento económico por sectores se obtiene que, al igual que para los resultados agregados, el efecto del sector extractivo no es estadísticamente significativo para todos los indicadores a excepción de PGS para la línea de indigencia (véase el cuadro 22). Sin embargo, el valor del coeficiente relativo al sector extractivo es difícil de interpretar.

**CUADRO 18**  
**HIPÓTESIS 1. REGRESIONES DE POBREZA Y COMPOSICIÓN DEL CRECIMIENTO**  
**ECONÓMICO: ECUACIÓN 6**

Especificación	Línea de indigencia			Línea de pobreza		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta y_{it}$	3,77 (32,19)	21,41 (42,50)	10,40 (75,49)	-0,43 (19,46)	6,35 (19,66)	14,09 (28,10)
$\Delta y_{it} * g_{it-1}$	-11,13 (56,06)	-51,01 (72,34)	-37,38 (126,87)	0,39 (32,28)	-14,79 (33,79)	-30,67 (47,99)

<sup>42</sup> Sin embargo, para el indicador HC para la línea de pobreza se observa un efecto contrario al esperado.

Cuadro 18 (conclusión)

Especificación	Línea de indigencia			Línea de pobreza		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta y_{it} * \frac{z_{it}}{e_{it}}$	0,02 (0,06)	0,06 (0,10)	0,10 (0,17)	0,00 (0,03)	0,01 (0,03)	0,01 (0,04)
$\Delta y_{it} * dextr_{it-1}$	10,14 (11,55)	15,97 (16,35)	28,89 (23,14)	2,01 (3,33)	4,55 (5,17)	3,96 (8,02)
$\Delta y_{it}$	-4,09 (6,22)	-6,25 (8,39)	-2,82 (13,48)	-1,03 (2,97)	-0,90 (4,77)	-1,35 (6,86)
$\Delta y_{it} * g_{it-1}$	3,66 (10,72)	7,75 (14,46)	2,82 (23,42)	0,13 (5,17)	-0,53 (8,20)	0,06 (11,77)
$\Delta y_{it} * \frac{z_{it}}{e_{it}}$	0,02* (0,01)	0,02 (0,01)	0,00 (0,02)	0,00 (0,00)	0,00 (0,01)	0,00 (0,01)
$\Delta y_{it} * dextr_{it-1}$	-0,73 (1,15)	-0,35 (1,59)	-0,64 (2,34)	-0,58 (0,47)	-0,65 (0,74)	-0,63 (1,07)
$\Delta g_{it}$	12,96*** (4,08)	17,07*** (5,98)	19,01** (8,37)	3,59*** (1,36)	5,75** (2,80)	10,10** (4,11)
$\Delta g_{it} * g_{it-1}$	-19,21** (7,47)	-25,33** (10,87)	-28,33* (15,26)	-5,66** (2,47)	-8,42* (5,05)	-15,02** (7,37)
$\Delta g_{it} * \frac{z_{it}}{e_{it}}$	-0,03*** (0,01)	-0,03** (0,01)	-0,03 (0,02)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,01 (0,01)
$\Delta g_{it} * dextr_{it-1}$	-1,22 (0,95)	-1,08 (1,14)	-1,06 (1,34)	-0,55* (0,29)	-0,57 (0,55)	-0,76 (0,78)
$R^2$	0,24	0,22	0,21	0,33	0,38	0,36
Países	17	17	17	17	17	17
Observaciones	134	134	134	134	134	134

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las estimaciones incluyen sólo aquellos países y años en los cuales el indicador de pobreza es nacional y considera tanto el sector rural como urbano.

\*\*\*, \*\* y \* significa que el coeficiente es significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente.

Los valores entre paréntesis muestran la desviación estándar de los coeficientes.

Los errores son robustos a heteroscedasticidad.

### CUADRO 19 HIPÓTESIS 2. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO ASIMÉTRICO: ECUACIÓN 8

Especificación	Línea de indigencia			Línea de pobreza		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta y_{it}$	-2,81** (1,36)	-5,12*** (1,70)	-7,66*** (1,87)	-1,17 (0,71)	-1,87** (0,85)	-2,95*** (1,06)
$\Delta y_{it} * dcrec$	1,61 (1,77)	4,22** (2,01)	7,47*** (2,18)	0,30 (0,95)	0,74 (1,10)	1,87 (1,32)
$\Delta Gini_{it}$	1,42*** (0,36)	2,37*** (0,48)	2,93*** (0,59)	0,40** (0,17)	1,07*** (0,25)	1,64*** (0,35)
$R^2$	0,30	0,30	0,30	0,29	0,40	0,39
Países	17	17	17	17	17	17
Observaciones	135	135	135	135	135	135

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las estimaciones incluyen sólo aquellos países y años en los cuales el indicador de pobreza es nacional y considera tanto el sector rural como urbano.

\*\*\*, \*\* y \* significa que el coeficiente es significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente.

Los valores entre paréntesis muestran la desviación estándar de los coeficientes.

Los errores son robustos a heteroscedasticidad.

**CUADRO 20**  
**HIPÓTESIS 2. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO**  
**ECONÓMICO ASIMÉTRICO: ECUACIÓN 9**

Especificación	Línea de indigencia			Línea de pobreza		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta y_{it}$	-3,54*** (1,06)	-6,84*** (1,70)	-10,18*** (2,03)	-1,19** (0,47)	-2,25*** (0,60)	-3,78*** (0,85)
$\Delta y_{it} * dcrec$	3,51*** (1,14)	6,32*** (2,01)	9,27*** (2,19)	1,38** (0,62)	1,88*** (0,63)	2,97*** (0,86)
$\Delta y_{it}$	-2,64* (1,45)	-4,67*** (1,76)	-7,02*** (1,94)	-1,36 (0,82)	-1,94** (0,94)	-2,81** (1,16)
$\Delta y_{it} * dcrec$	1,29 (1,80)	3,55* (1,94)	6,53*** (2,05)	0,47 (1,06)	0,85 (1,19)	1,71 (1,39)
$\Delta Gini_{it}$	1,40*** (0,37)	2,41*** (0,52)	3,04*** (0,65)	0,37** (0,16)	1,07*** (0,25)	1,67*** (0,36)
$R^2$	0,30	0,30	0,29	0,29	0,39	0,38
Países	17	17	17	17	17	17
Observaciones	134	134	134	134	134	134
$H_0: \{\Delta y_{it} + \Delta y_{it} * dcrec\}$ $= \{\Delta y_{it} + \Delta y_{it} * dcrec\}$	4,43**	0,48	0,14	5,47**	1,49	0,16

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las estimaciones incluyen sólo aquellos países y años en los cuales el indicador de pobreza es nacional y considera tanto el sector rural como urbano.

\*\*\*, \*\* y \* significa que el coeficiente es significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente.

Los valores entre paréntesis muestran la desviación estándar de los coeficientes.

Los errores son robustos a heteroscedasticidad.

**CUADRO 21**  
**HIPÓTESIS 5. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO,**  
**CONSIDERANDO EL SECTOR EXTRACTIVO: ECUACIÓN 10**

Especificación	Línea de indigencia			Línea de pobreza		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta y_{it}$	-1,25*** (0,44)	-1,39** (0,60)	-1,36 (0,82)	-0,80*** (0,21)	-1,10*** (0,30)	-1,23*** (0,39)
$\Delta y_{it} * dext$	0,00 (0,53)	0,20 (0,74)	0,24 (1,09)	-0,24 (0,22)	-0,15 (0,32)	-0,15 (0,43)
$\Delta Gini_{it}$	1,01*** (0,36)	1,87*** (0,54)	2,35*** (0,69)	0,30* (0,16)	0,92*** (0,25)	1,43*** (0,37)
$R^2$	0,20	0,19	0,17	0,33	0,39	0,36
Países	17	17	17	17	17	17
Observaciones	135	135	135	135	135	135

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las estimaciones incluyen sólo aquellos países y años en los cuales el indicador de pobreza es nacional y considera tanto el sector rural como urbano.

\*\*\*, \*\* y \* significa que el coeficiente es significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente.

Los valores entre paréntesis muestran la desviación estándar de los coeficientes.

Los errores son robustos a heteroscedasticidad.

**CUADRO 22**  
**HIPÓTESIS 5. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO,**  
**CONSIDERANDO EL SECTOR EXTRACTIVO: ECUACIÓN 11**

Especificación	Línea de indigencia			Línea de pobreza		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta ya_{it}$	-1,25** (0,52)	-2,61*** (0,65)	-3,96*** (0,90)	-0,30 (0,29)	-1,03** (0,41)	-1,81*** (0,51)
$\Delta ya_{it} * dext$	5,82 (5,74)	12,90 (8,98)	32,62** (14,40)	3,26 (4,27)	6,47 (4,36)	8,90 (6,00)
$\Delta yna_{it}$	-1,40*** (0,27)	-1,46*** (0,42)	-1,23* (0,66)	-0,87*** (0,14)	-1,11*** (0,20)	-1,22*** (0,27)
$\Delta yna_{it} * dext_{it}$	-0,35 (0,41)	-0,55 (0,59)	-0,99 (0,89)	-0,25 (0,23)	-0,34 (0,32)	-0,41 (0,42)
$\Delta Gini_{it}$	1,35*** (0,38)	2,29*** (0,55)	2,82*** (0,70)	0,34** (0,16)	1,02*** (0,25)	1,60*** (0,38)
$R^2$	0,29	0,27	0,25	0,29	0,38	0,37
Países	17	17	17	17	17	17
Observaciones	134	134	134	134	134	134
$H_0: \{\Delta ya_{it} + \Delta ya_{it} * dext\}$ $= \{\Delta yna_{it} + \Delta yna_{it} * dext\}$	1,28	1,81	4,25**	0,90	2,34	1,95

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las estimaciones incluyen sólo aquellos países y años en los cuales el indicador de pobreza es nacional y considera tanto el sector rural como urbano.

\*\*\*, \*\* y \* significa que el coeficiente es significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente.

Los valores entre paréntesis muestran la desviación estándar de los coeficientes.

Los errores son robustos a heteroscedasticidad.

## V. Escenarios de crecimiento económico y pobreza

Existe un creciente interés, para propósitos de política pública, por disponer de simulaciones sobre la evolución potencial futura de la pobreza por región o por país (Datt y Ravallion, 2002). Las elasticidades de cambios en la pobreza como consecuencia del crecimiento económico permiten simular estos escenarios de reducción de la pobreza (Demery y Walton, 1999; Epaulard, 2003). Por ejemplo, estas elasticidades son utilizadas para proyectar el cumplimiento de las metas del milenio de pobreza bajo distintos ritmos de crecimiento económico y/o elasticidades (Demery y Walton, 1999; Epaulard, 2003; Hanmer, Healey, y Naschold, 2009; Hanmer y Naschold, 2000). Desde luego, estas proyecciones están sujetas a un alto nivel de incertidumbre y dificultades inherentes a simular escenarios por fuera de la muestra (Collier y Dollar, 2001; Datt y Hoogeveen, 2003) y presentan además diversas dificultades tales como el uso de una sola elasticidad promedio para distintos países o regiones excluyendo especificidades importantes y que estas elasticidades se modifican en el tiempo ya sea como consecuencia de los cambios en la distribución del ingreso, de la composición sectorial o de otros factores (Demery y Walton, 1999; Epaulard, 2003; Hanmer y Naschold, 2000; Ravallion, 1997).

Considerando estas limitaciones<sup>43</sup> puede, no obstante, simularse un escenario para AL incluyendo las actuales elasticidades de crecimiento económico de la pobreza y suponiendo que el comportamiento histórico de la tasa de crecimiento promedio per cápita de cada país de 1980 a 2011 se repite en el futuro hasta el año 2025; asimismo, se utiliza el pronóstico de crecimiento poblacional calculado por el Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) de la CEPAL<sup>44</sup>.

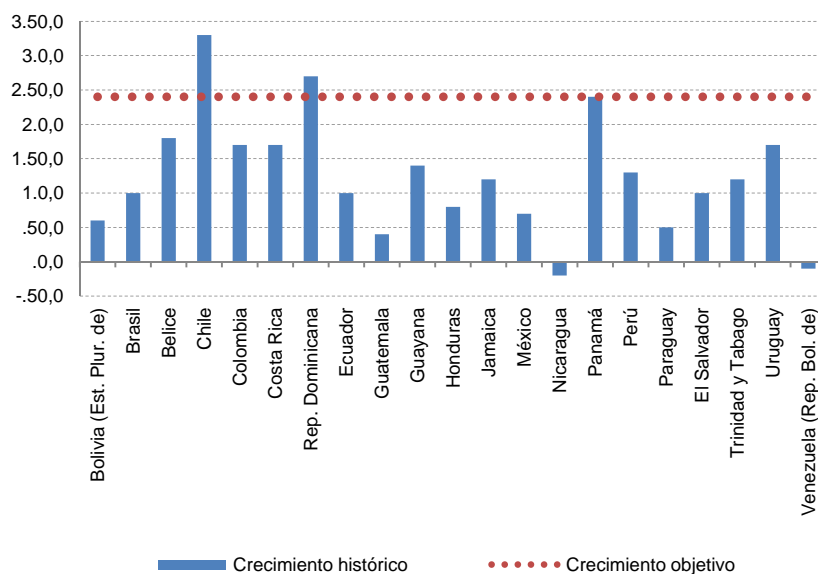
<sup>43</sup> Como menciona Epaulard (2003): “However, given the current demand from developing countries establishing their poverty reduction strategies for empirical results on this topic and the growing availability of data on poverty, a ban on empirical research is not sustainable”, pp. 4.

<sup>44</sup> [http://www.eclac.cl/celade/proyecciones/basedatos\\_BD.htm](http://www.eclac.cl/celade/proyecciones/basedatos_BD.htm).



Además, se mantienen constantes el resto de las variables como la distribución del ingreso. Estos supuestos se sintetizan en el cuadro 23. Las proyecciones del escenario inercial (*business as usual*-BAU) se sintetizan en el cuadro 24 donde se observa que la pobreza en América Latina para el 2025 se habrá reducido de 11% a 9,4 del total de la población considerando la línea de indigencia y de 29,9% a 26,9% atendiendo a la línea de pobreza<sup>45</sup>.

**GRÁFICO 16**  
**CRECIMIENTO PIB PER CÁPITA NECESARIO PARA**  
**REDUCIR LA POBREZA A LA MITAD EN 2025**



Fuente: Elaboración propia.

<sup>45</sup> Proyecciones similares, por ejemplo de Hanmer y Naschold (2000), indican que para América Latina y el Caribe, con una tasa de crecimiento del PIB *per cápita* del 3%, se reduciría la pobreza a la mitad (con respecto a 1990) para el 2015 con cierto grado de incertidumbre.

**CUADRO 23  
DATOS BÁSICOS**

País	Crecimiento PIB per cápita 1980-2011	Año última encuesta	HC (línea de indigencia)	HC (línea de pobreza)	Población 2011 (en millones)	Población por debajo de la línea de indigencia (en millones)	Población por debajo de la línea de pobreza (en millones)	Población 2025 (en millones)
Bolivia (Estado Plurinacional de)	0,6	2009	22,4	42,4	10,1	2,3	4,3	12,2
Brasil	1,0	2011	6,1	20,9	196,7	12,0	41,1	214,7
Chile	3,3	2011	3,1	11	17,3	0,5	1,9	19,1
Colombia	1,7	2011	10,6	34,2	46,9	5,0	16,0	55,5
Costa Rica	1,7	2011	7,3	18,8	4,7	0,3	0,9	5,5
República Dominicana	2,7	2011	20,3	42,2	10,1	2,0	4,2	11,7
Ecuador	1,0	2011	13,9	35,4	14,7	2,0	5,2	17,1
El Salvador	1,0	2010	16,7	46,6	6,2	1,0	2,9	6,8
Guatemala	0,4	2006	29,1	54,8	14,8	4,3	8,1	19,8
Honduras	0,8	2010	42,8	67,4	7,8	3,3	5,2	9,8
México	0,7	2010	13,3	36,3	114,8	15,3	41,7	128,0
Nicaragua	-0,2	2009	29,5	58,3	5,9	1,7	3,4	7,0
Panamá	2,4	2011	12,4	25,3	3,6	0,4	0,9	4,2
Paraguay	0,5	2011	28	49,6	6,6	1,8	3,3	7,9
Perú	1,3	2011	6,3	27,8	29,4	1,9	8,2	34,4
Uruguay	1,7	2011	1,1	6,5	3,4	0,0	0,2	3,5
Venezuela (República Bolivariana de)	-0,1	2011	11,7	29,5	29,3	3,4	8,6	35,3
América Latina y el Caribe	1,0	-	11,0	29,9	522,0	57,4	156,1	592,4

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los datos de crecimiento del PIB per cápita se refieren a la tasa de crecimiento anual promedio del PIB per cápita en dólares constantes de 2000, estos datos provienen de los indicadores mundiales de desarrollo del Banco Mundial. HC se refiere al porcentaje de personas que viven por debajo de la línea de indigencia y de pobreza, este dato proviene de la última encuesta de ingreso gasto de cada país y se obtuvo de la base de datos de CEPALSTAT de CEPAL. La población total por país se obtuvo de CEPALSTAT de CEPAL, así como el pronóstico de población a 2025. Los datos para América Latina y el Caribe se calcularon a partir de los datos de los países individuales incluidos en el cuadro.

**CUADRO 24**  
**ESCENARIO BAU 2025**

País	Línea de indigencia			Línea de pobreza			Población por debajo de la línea de indigencia (en millones)	Población por debajo de la línea de pobreza (en millones)
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS		
Bolivia (Estado Plurinacional de)	19,8	9,6	6,4	39,4	17,9	11,3	2,4	4,8
Brasil	4,9	2,4	1,7	18,3	7,4	4,3	10,6	39,4
Chile	1,5	0,6	0,4	7,1	2,0	1,0	0,3	1,4
Colombia	7,4	2,5	1,3	27,4	9,9	5,2	4,1	15,2
Costa Rica	5,1	2,0	1,3	15,0	5,2	2,8	0,3	0,8
República Dominicana	11,2	4,0	2,3	29,4	11,2	6,1	1,3	3,4
Ecuador	11,3	3,6	1,8	31,2	10,9	5,4	1,9	5,3
Guatemala	26,8	10,3	5,3	52,2	23,8	14,1	5,3	10,3
Honduras	36,3	16,6	10,1	60,9	31,9	20,7	3,5	6,0
México	11,4	3,4	1,6	33,0	11,2	5,4	14,6	42,2
Nicaragua	30,7	12,2	6,6	59,7	27,0	15,8	2,1	4,2
Panamá	7,3	2,6	1,4	18,4	6,7	3,6	0,3	0,8
Perú	4,8	1,3	0,6	23,5	7,9	3,8	1,6	8,1
Paraguay	25,0	10,7	6,5	46,3	21,4	13,0	2,0	3,7
El Salvador	13,3	4,0	1,8	40,6	15,6	8,1	0,9	2,8
Uruguay	0,8	0,2	0,1	5,2	1,2	0,5	0,03	0,2
Venezuela (República Bolivariana de)	11,9	4,3	2,5	29,9	10,7	5,6	4,2	10,5
América Latina y el Caribe	9,4			26,9			55,5	159,1

Fuente: Elaboración propia.

Por ejemplo, un objetivo de un escenario de reducción de la pobreza a la mitad (considerando ambas líneas de pobreza) para 2025 en relación a 2011 involucra para América Latina y el Caribe un crecimiento anual promedio del PIB per cápita de cada economía de al menos 2,4%. Este ritmo de crecimiento solo fue alcanzado por Chile, Panamá y la República Dominicana para el periodo 1980 a 2011. En estas condiciones alcanzar la meta de eliminar los niveles de indigencia requiere incluso tasas de crecimiento más elevadas de mantenerse el resto de las variables constantes (véanse el cuadro 25 y gráfico 16). Ello sugiere que es necesario considerar políticas adicionales al crecimiento económico para abatir la pobreza en la región.

**CUADRO 25**  
**CRECIMIENTO PIB PER CÁPITA NECESARIO PARA**  
**REDUCIR LA POBREZA A LA MITAD EN 2025**

País	Crecimiento PIB per cápita 1980 - 2011	Crecimiento PIB per cápita necesario para reducir la pobreza a la mitad en 2025	Diferencia
Bolivia (Estado Plurinacional de)	0,6	2,4	1,8
Brasil	1,0	2,4	1,4
Chile	3,3	2,4	-0,9
Colombia	1,7	2,4	0,7
Costa Rica	1,7	2,4	0,7
Ecuador	1,0	2,4	1,4
El Salvador	1,0	2,4	1,4
Guatemala	0,4	2,4	2,0
Honduras	0,8	2,4	1,6
México	0,7	2,4	1,7
Nicaragua	-0,2	2,4	2,6
Panamá	2,4	2,4	0,0
Paraguay	0,5	2,4	1,9
Perú	1,3	2,4	1,1
República Dominicana	2,7	2,4	-0,3
Uruguay	1,7	2,4	0,7
Venezuela (República Bolivariana de)	-0,1	2,4	2,5

Fuente: Elaboración propia.



## VI. Cambio climático, agricultura y pobreza: una aproximación empírica

Las actividades agrícolas son particularmente sensibles a las condiciones climáticas y por tanto al cambio climático. En efecto, la evidencia por diversos modelos y metodologías<sup>46</sup> sobre la presencia de límites de temperatura o precipitación y de la variabilidad climática sobre los rendimientos agrícolas es bastante sólida e incluso existe evidencia sobre los efectos de *shocks* climáticos en momentos específicos ya que es complicado adaptar las decisiones del momento de la siembra y recolección o realizar actividades agrícolas sobre ciertos límites de temperatura<sup>47</sup> (Mendelsohn, 2007) (véase el cuadro 26). Esta evidencia muestra también que los efectos del cambio climático sobre las actividades agrícolas son no-lineales y dependen de un conjunto de factores adicionales tales como la disponibilidad de agua, la infraestructura de irrigación y/o condiciones socio-económicas y demográficas de los agricultores y en donde se observa que aumentos moderados de temperatura son favorables a la agricultura en zonas templadas e inciden negativamente en zonas semi-áridas y tropicales y donde los efectos negativos son crecientes en el tiempo<sup>48</sup> (Cline, 2007; Tubiello y Rosenzweig, 2008). En este contexto, destaca que las actividades agrícolas en América Latina son especialmente sensibles a las consecuencias del cambio climático<sup>49</sup>; ello debido a que las condiciones climáticas en la región están cerca de algunos de los límites de temperatura estimados<sup>50</sup> (Cline, 2007; Dinar y Mendelsohn, 2013; Hertel y Rosch, 2010), a las condiciones hídricas y socio-económicas y a que existen menos recursos disponibles para instrumentar un proceso adecuado de adaptación y/o de modernización de las actividades agrícolas (Andersen y Verner, 2010).

---

<sup>46</sup> Existen fundamentalmente tres modelos de análisis agrícola: modelos de simulación de cosechas, modelos estadísticos y modelos Ricardianos (Hertel & Rosch, 2010; Mendelsohn & Dinar, 2009).

<sup>47</sup> Por ejemplo, arriba de una temperatura de 35°C la productividad y las especies se modifican substancialmente (Schlenker & Lobell, 2010).

<sup>48</sup> En particular, los efectos negativos son casi-generalizados a partir de 2080 (Cline, 2007).

<sup>49</sup> Existen otros canales de transmisión del cambio climático sobre la pobreza, por ejemplo, los ingresos provenientes de los recursos naturales inciden sobre la pobreza extrema que pueden además complementarse con una estrategia de mitigación (pagos por servicios ambientales o biocombustibles) (Hertel & Rosch, 2010; Pagiola, Arcenas, & Platias, 2005).

<sup>50</sup> “It is useful to keep in mind the turning point identified by Mendelsohn et al. (2000) beyond which additional warming has negative effects. They place this optimal temperature at 11.7°C in their reduced form statistical equation for process-based crop model results, and at 14.2°C in their Ricardian model based on cross-section statistical estimates” (Cline, 2007, p. 55).

**CUADRO 26**  
**RANGOS DE ESTIMACIONES DE LOS EFECTOS DEL CAMBIO CLIMÁTICO SOBRE CULTIVOS SELECCIONADOS**

Localidad	Estudio	Escenarios	Cultivo	Impacto
América Latina				
Argentina	Sala y Paruelo (1994)	2 y 4°C y -20% precipitación con CO <sub>2</sub>	Maíz	-36% a -17%
		con CO <sub>2</sub>	Maíz	-4% a -18%
	Magrin, et al. (in press)	con CO <sub>2</sub>	Trigo	+3% a +48%
		con CO <sub>2</sub>	Maravilla	+14% a +23%
	Baethgen and Magrin (1995)	con CO <sub>2</sub>	Soya	-8% a -3%
		con CO <sub>2</sub> y alta respuesta a la precipitación	Trigo	-10% a -5%
	Magrin and Travasso (2002)	+1 / +2 / 4°C (550 ppm CO <sub>2</sub> ) y regadío	Trigo	+11% / +3% / -4%
		+1 / +2 / 4°C (550 ppm CO <sub>2</sub> ) y regadío	Maíz	0 / -5% / -9%
		+1 / +2 / 4°C (550 ppm CO <sub>2</sub> ) y regadío	Soya	+40% / +42% / +39%
	Magrin, et al. (2005)	Aumento de la precipitación	Soya	+38%
		Aumento de la precipitación	Maíz	+18%
		Aumento de la precipitación	Trigo	+13%
		Aumento de la precipitación	Maravilla	+12%
	Vinocur, et al. (2000) and Vinocur (2005)	+1.5 / +3.5°C (1°C CO <sub>2</sub> )	Maíz	-13% / -17%
		+1.5 / +3.5°C (1°C CO <sub>2</sub> ) (doble variación de temperatura)	Maíz	-19% / -35%
Jones and Thornton (2003)	Diferentes escenarios climáticos	Maíz	-19%	
Cline (2008)	Con fertilización de carbono ( <i>se aplica incremento del 15% de rendimiento</i> )	Cultivos (maíz, arroz, y soya)	+2,2%	
Brasil				
Siqueira, et al. (1994)		+2 y +4°C y -20% precipitación con CO <sub>2</sub>	Trigo	-50% a -15%
		+2 y +4°C y -20% precipitación con CO <sub>2</sub>	Maíz	-25% a -2%
		+2 y +4°C y -20% precipitación con CO <sub>2</sub>	Soya	-61% a +6%
Pinto, et al. (2002)		+2°C y +15% precipitación	Café	-10%
		+5.8°C y +15% precipitación	Café	-97%
Siqueira, et al. (2001)		550 ppm CO <sub>2</sub>	Trigo	-30%
		550 ppm CO <sub>2</sub>	Maíz	-15%
		Distintos escenarios climáticos	Soya	+21%
Jones and Thornton (2003)		Distintos escenarios climáticos	Maíz	-25%
Cline (2008)		Con fertilización de carbono ( <i>se aplica incremento del 15% de rendimiento</i> )	Cultivo (maíz, arroz y soya)	-4,4%

Cuadro 26 (continuación)

Localidad	Estudio	Escenarios	Cultivo	Impacto
Chile	Downing (1992)	-25% precipitación	Maíz	Incremento
		-25% precipitación	Papa	Incremento
		-25% precipitación	Uva	Disminución
	Jones and Thornton (2003)	Distintos escenarios climáticos	Maíz	+33,5%
Colombia	Cline (2008)	Con fertilización de carbono (se aplica incremento del 15% de rendimiento)	Cultivo (maíz, arroz, y soya)	-13,1%
	Jones and Thornton (2003)	Distintos escenarios climáticos	Maíz	-5,9%
Ecuador	Cline (2008)	Con fertilización de carbono (se aplica incremento del 15% de rendimiento)	Cultivo (maíz, arroz, y soya)	-11,7%
	Jones and Thornton (2003)	Distintos escenarios climáticos	Maíz	+0,07%
Guatemala	National Communications (2001)	+1.5°C y -5% precipitación	Maíz / Arroz	-11% a 8% / -16%
		+2°C y +6% precipitación	Maíz / Arroz	-11% a 15% / -20%
		+3.5°C y -30% precipitación	Maíz / Arroz	-34% a 13% / -7%
	Jones and Thornton (2003)	Distintos escenarios climáticos	Maíz	-4%
México	Liverman and O'Brien (1991 y 1994)	2 y 4°C y -20% precipitación con CO <sub>2</sub>	Maíz	-61% a -6%
	Conde, et al. (1997)	2 y 4°C y (+/-) 20% precipitación	Maíz	~ -20% a 61%
	Mendelsohn, et al. (2009)	Tres escenarios climáticos para el 2100	Cultivos	-42% a -54% del valor de la tierra
	Gay, et al. (2004)	Distintos escenarios climáticos para 2050	Café	-73% a -78% en producción
	Jones and Thornton (2003)	Distintos escenarios climáticos	Maíz	-7,4%
Perú	Cline (2008)	Con fertilización de carbono (se aplica incremento del 15% de rendimiento)	Cultivo (maíz, arroz, y soya)	-25,7%
	Jones and Thornton (2003)	Distintos escenarios climáticos	Maíz	-2,99%
Uruguay	Beathgen (1994)	+2 y +4°C y -20% precipitación con y sin CO <sub>2</sub>	Cebada	-40% a -30%
		1°C incremento en la temperatura y cambio en la precipitación	Cebada	-10% y -6% a +8%



Cuadro 26 (continuación)

Localidad	Estudio	Escenarios	Cultivo	Impacto
		2°C incremento en la temperatura y cambio en la precipitación	Maíz	-15% y -13% a +10%
	Baethgen and Magrin (1994)	con CO <sub>2</sub> y alta respuesta a la precipitación	Trigo	-10% a -5%
	Jones and Thornton (2003)	Distintos escenarios climáticos	Maíz	-1,9%
Venezuela (República Bolivariana de)	Jones and Thornton (2003)	Distintos escenarios climáticos	Maíz	-26,91%
	Cline (2008)	Con fertilización de carbono (se aplica incremento del 15% de rendimiento)	Cultivo (maíz, arroz, y soya)	-22%
América Latina y Centroamérica	Bosello, et al. (2010)	+1.2°C / +3.2°C	Trigo	-6,69% / -68,1%
		+1.2°C / +3.2°C	Arroz	-6,61% / -55,6%
		+1.2°C / +3.2°C	Cultivos de cereal	-8,259% / -76,3%
	Nelson, et al. (2009)	A2 escenario del IPCC	Arroz	-19,2% a -21,7%
		A2 escenario del IPCC	Trigo	11,4% a 17,4%
		A2 escenario del IPCC	Maíz	-0,3% a -4%
		A2 escenario del IPCC	Mijo	7,2% a 8,8%
		A2 escenario del IPCC	Sorgo	2,3% a 4,3%
América del Norte				
Estados Unidos	Lobell and Asner (2003)	1°C incremento de la temperatura en la estación de crecimiento	Maíz, Soya	-17%
		Con CO <sub>2</sub>	Trigo	-20% a -2%
		Con CO <sub>2</sub>	Maíz	-30% a -15%
		Con CO <sub>2</sub>	Soya	-40% a 15%
	Chen, et al. (2004)	CO <sub>2</sub> Fertilización	Maíz	-2,8% a -36,8%
		CO <sub>2</sub> Fertilización	Algodón	-6,9% a -13,92%
		CO <sub>2</sub> Fertilización	Sorgo	-16,15% a +3,38%
		CO <sub>2</sub> Fertilización	Soya	+4% a +33,14%
		CO <sub>2</sub> Fertilización	Trigo	-19,1% a -32,86%
	Deschenes y Greenstone (2007)	Cambios en las variables climáticas	Maíz	-0,7% a +0,1%

Cuadro 26 (continuación)

Localidad	Estudio	Escenarios	Cultivo	Impacto
		Cambios en las variables climáticas	Trigo	-0,7% a + 0,1%
		Cambios en las variables climáticas	Maíz	-2,0% a +0,7%
	Cline (2008)	Con fertilización de carbono (se aplica incremento del 15% de rendimiento)	Cultivo (maíz, arroz, y soya)	8%
Canadá (Ontario)	Cabas, et al. (2010)	Cambios en las variables climáticas	Maíz	-3,19% a +29,2%
		Cambios en las variables climáticas	Soya	-1,64% a +0,34%
		Cambios en las variables climáticas	Trigo	-3,23% a +29,31%
Canadá (Québec)	Alamaraz, et al. (2008)	Condiciones atmosféricas normales	Maíz	118kg ha <sup>-1</sup> año <sup>-1</sup>
Canadá (Manitoba)	Carew, et al. (2009)	Condiciones atmosféricas normales	Trigo	-1% a 2%
	Cline (2008)	Con fertilización de carbono (se aplica incremento del 15% de rendimiento)	Cultivo (maíz, arroz, y soya)	12,5%
Asia				
China	You, et al. (2009)	1°C incremento de la temperatura en la estación de crecimiento	Trigo	-3% a -10%
	Cline (2008)	Con fertilización de carbono (se aplica incremento del 15% de rendimiento)	Cultivo (maíz, arroz, y soya)	6,8%
Taiwán	Chang (2002)	0, 1.5, 2.5°C incremento y -10, 0, 7, 15% en precipitación	Arroz, maíz, trigo, sorgo, soya	-1% a -6%
Pakistán	Hussain y Mudasser (2004)	1.5 y 3°C incremento	Trigo	-14% a 24%
	Chaudhry y Chaudhry (1990)	Condiciones atmosféricas normales	Caña de azúcar	-0,93% a +1,68%
India	Chaurasia, et al. (1991)	1°C incremento	Trigo	-2 ton / hec / año
	Cline (2008)	Con fertilización de carbono (se aplica incremento del 15% de rendimiento)	Cultivo (maíz, arroz, y soya)	-28,8%
Filipinas	Peng, et al. (2004)	1°C incremento de la temperatura en la estación de crecimiento	Arroz	-10%
Sur de Asia	Nelson, et al. (2009)	A2 escenario del IPCC	Arroz	-14,3% a -14,5%
		A2 escenario del IPCC	Trigo	-43,7% a -48,8%
		A2 escenario del IPCC	Maíz	-18,5% a -8,9%
		A2 escenario del IPCC	Mijo	-19% a -9,5%
		A2 escenario del IPCC	Sorgo	-19,6% a -12,2%

Cuadro 23 (continuación)

África				
Tanzania	Rowhani, <i>et al.</i> (2011)	+2°C / +20% precipitación	Maíz	-13,8% / -4,2%
		+2°C / +20% temperatura	Sorgo	-8,8% / -7,2%
		+2°C / +20% temperatura	Arroz	-7,6% / -7,6%
Egipto	Eid, <i>et al.</i> (2006)	Cambio en variables climáticas	Arroz	-11%
		Cambios en las variables climáticas	Soya	-28%
Zimbabue	Downing (1992)	+2 / +4°C / (+/-) 20% precipitación	Maíz	-17% a -5%
Senegal		+2 / +4°C / (+/-) 20% precipitación	Mijo	-70% a -63%
Kenia		+2 / +4°C / (+/-) 20% precipitación	Maíz	Disminución
Sudáfrica	Schulze, <i>et al.</i> (1993)	Incremento de 2°C	Maíz	Incremento
	Jones and Thornton (2003)	Distintos escenarios climáticos	Maíz	-19%
	Cline (2008)	Con fertilización de carbono ( <i>se aplica incremento del 15% de rendimiento</i> )	Cultivo (maíz, arroz, y soya)	-23,4%
Nigeria	Cline (2008)	Con fertilización de carbono ( <i>se aplica incremento del 15% de rendimiento</i> )	Cultivo (maíz, arroz, y soya)	-6,3%
	Jones and Thornton (2003)	Distintos escenarios climáticos	Maíz	-17,97%
Etiopía	Cline (2008)	Con fertilización de carbono ( <i>se aplica incremento del 15% de rendimiento</i> )	Cultivo (maíz, arroz, y soya)	-20,9%
	Jones and Thornton (2003)	Distintos escenarios climáticos	Maíz	-3,42%
Sub-Sahara Africa	Nelson, <i>et al.</i> (2009)	A2 escenario del IPCC	Arroz	-14,5% a -15,2%
		A2 escenario del IPCC	Trigo	-33,5% a -35,8%
		A2 escenario del IPCC	Maíz	-9,6% a -7,1%
		A2 escenario del IPCC	Mijo	-6,9% a -7,6%
		A2 escenario del IPCC	Sorgo	-2,3% a -3%
Países desarrollados				
	Nelson, <i>et al.</i> (2009)	A2 escenario del IPCC	Arroz	-10,6% a -11,8%
		A2 escenario del IPCC	Trigo	-7,6% a -11,2%
		A2 escenario del IPCC	Maíz	1,8% a 11,5%
		A2 escenario del IPCC	Mijo	-3% a -5,6%
		A2 escenario del IPCC	Sorgo	-3,1% a -7,3%

Cuadro 26 (conclusión)

Países en desarrollo				
Nelson, <i>et al.</i> (2009)	A2 escenario del IPCC	Arroz	-11,9% a -13,6%	
	A2 escenario del IPCC	Trigo	-29,2% a -33,5%	
	A2 escenario del IPCC	Maíz	-2,3% a 10%	
	A2 escenario del IPCC	Mijo	-7% a -8,5%	
	A2 escenario del IPCC	Sorgo	-1,5% a -2,3%	
Países de bajos ingresos				
Derying et al. (2011)		Trigo	-13 a 22%	
		Maíz	-27%	

Fuente: CEPAL (2012) on based IPCC (1995, 2007b); Adams, *et al.* 1998; Cline (2008) and Magrin, *et al.* (2007).

El conjunto de esta evidencia muestra además que persiste un alto nivel de incertidumbre tanto en los escenarios climáticos esperados como en los impactos económicos y físicos específicos del cambio climático sobre las actividades agrícolas que van desde impactos positivos hasta efectos negativos significativos por regiones y productos<sup>51</sup>. Especialmente destaca la presencia de un intenso debate sobre las consecuencias de los eventos climáticos extremos<sup>52</sup> sobre las actividades agrícolas, la importancia de la irrigación y la disponibilidad de agua y sobre los procesos de adaptación<sup>53</sup> correspondientes lo que conduce, por ejemplo, en América Latina a efectos regionales específicos y a la presencia de fuertes divergencias en las estimaciones (Cline, 2007; Dinar y Mendelsohn, 2012; Mendelsohn y Dinar, 2009).

**CUADRO 27**  
**PROMEDIO DE TEMPERATURA Y PRECIPITACIÓN**  
*(En grados centígrados y milímetros por día, promedios anuales)*

País	Temperatura		Precipitación	
	1961 - 1990	2070 - 2099	1961 - 1990	2070 - 2099
Argentina	14,65	17,89	1,63	1,66
Brasil				
Amazonía	26,04	30,38	5,97	5,84
Noreste	25,58	29,46	3,58	3,52
Sur	22,04	25,90	3,98	4,15
Centroamérica	24,23	27,76	6,51	6,18
Chile	9,01	11,91	1,52	1,43
Colombia	24,31	27,81	7,25	7,44
Cuba	25,25	28,19	3,57	3,50
Ecuador	22,15	25,36	5,52	6,01
México	20,66	24,71	2,09	1,84
Perú	19,52	23,34	4,22	4,42
Venezuela (República Bolivariana de)	25,44	29,17	5,33	5,31
Otros Sudamérica	21,61	25,90	3,04	3,15

Fuente: Cline (2007, p. 38-40).

De este modo, para simular los potenciales efectos del cambio climático sobre las actividades agrícolas se utilizan los escenarios climáticos promedio “de consenso” simulados por país al 2080 desarrollados por Cline (2007) y los escenarios asociados de los impactos potenciales esperados en las

<sup>51</sup> Por ejemplo, Nelson et al. (2009) estiman pérdidas de entre 1% al 19% para el arroz y de 1% a 34% para el trigo dependiendo de las formas de irrigación para países en desarrollo. Derying et al. (2011) estiman pérdidas de rendimiento de entre -13 y 22% para trigo y 27% para el maíz en países de bajos ingresos (Hertel & Rosch, 2010).

<sup>52</sup> Por ejemplo, existe evidencia (Hertel, Burke, & Lobell, 2010; Hertel & Rosch, 2010) que muestra que los riesgos climáticos son de los principales factores que ocasiona fluctuaciones en los ingresos agrícolas, que una mayor varianza de lluvia impacta con más fuerza a los deciles de ingreso más bajos y que se requiere hasta 10 años para recuperar el acervo de ganado después de un shock climático (Dercon, 2006; Rosenzweig & Binswanger, 1993). Además, se observa que las estrategias de minimización de riesgos climáticos se traduce en pérdidas de ingreso (Gine, Menand, Townsend, & Vickery, 2010).

<sup>53</sup> Por ejemplo, existe evidencia que sugiere que la adaptación ante el cambio climático tiene límites importantes (Hertel & Rosch, 2010) y, en el otro extremo, evidencia que sugiere que la adaptación reduce fundamentalmente los impactos climáticos (IADB, ECLAC, & WWF, 2012).

actividades agrícolas incluyendo pérdidas de producto y de productividad (véanse los cuadros 28 y 30). Estos escenarios climáticos destacan que es previsible un mayor aumento de temperatura en tierra que en mar lo que tendrá desde luego consecuencias sobre las actividades agrícolas. Los efectos del cambio climático sobre la agricultura incluyen modelos en forma reducida y de sección cruzada del tipo Ricardiano en donde se ponderaron las diversas estimaciones<sup>54</sup> (Bosello y Zhang, 2005; Easterling et al., 1993; Mendelsohn, Nordhaus, y Shaw, 1994; Parry y Rosenzweig, 1993; Tubiello y Rosenzweig, 2008). Estos modelos utilizan diversos supuestos para transitar de las pérdidas en ingresos netos o valor de la tierra a pérdidas en el producto (Cline, 2007, capítulo 5). Las pérdidas globales sobre el producto potencial al 2080 se estiman en 16% sin considerar el efecto del CO<sub>2</sub> y de 3% considerando este efecto y en donde destaca además que, en agricultura, África y América Latina son las regiones más vulnerables al cambio climático (Cline, 2007, capítulo 5). Por ejemplo, para los países de América Latina se estiman impactos promedio agrícolas que oscilan desde 2,2% de ganancia para Argentina tomando en cuenta el efecto fertilizante del CO<sub>2</sub> y 43% de pérdida para algunos países de Sudamérica sin el efecto de fertilización (Cuadro 29). Asimismo, debe considerarse la relevancia que tiene disponer de una oferta de agua adecuada<sup>55</sup> y los efectos de un subsidio al riego que puede afectar a las finanzas públicas (Timmer, 2002). Ello puede implicar modificaciones importantes en los precios o incluso en la oferta de productos, en el mercado laboral o en las finanzas públicas que no están incluidas en los impactos negativos considerados y que pueden incidir de manera significativa en el comportamiento de la pobreza<sup>56</sup> (Günther Fischer, 2009; Hertel y Rosch, 2010; Nelson et al., 2009).

**CUADRO 28**  
**IMPACTOS DEL CALENTAMIENTO GLOBAL ALREDEDOR DE LA DÉCADA DE 2080**  
**SOBRE EL POTENCIAL AGRÍCOLA EN PAÍSES DE AMÉRICA LATINA**  
*(En porcentajes sin fertilización por carbono)*

País	Banco Mundial, valor de la tierra	Base	Cline, 2007, valor de la tierra	Promedio	
				Valor de la tierra	Producción potencial
Argentina	-17,9	A	1,4	-8,2	-4,1
Brasil	-22,0	A	2,1	-10,1	-5,0
Amazonía	n.d.		-76,0	-49,0	-24,5
Noreste	n.d.		-18,0	-20,0	-10,0
Sur	n.d.		10,0	-6,0	-3,0
Chile	-3,6	B	-86,0	-44,8	-22,4
Colombia	-34,1	B	n.d.	-34,1	-17,0
Ecuador	-6,9	A	-100,0	-53,5	-26,8
Venezuela (República Bolivariana de)	-75,4	A	n.d.	-75,4	-37,7

Fuente: Cline, 2007, Cuadro 5.5.

Nota: n. d.; No disponible. A = Promedio de los resultados del estudio para 2060 y 2100. B = Aplicación de los parámetros marginales de temperatura y precipitación obtenidos en los estudios de Banco Mundial en el estudio de Cline, 2007.

<sup>54</sup> Véase Cline (2007, cap. 5) para la discusión sobre los supuestos de cálculo.

<sup>55</sup> Por ejemplo, la revolución verde requirió de una oferta de agua continua (Banerjee, Benabou, & Mookherjee, 2006).

<sup>56</sup> El impacto neto del aumento de precios agrícolas depende de la posición comercial neta del productor agrícola (Hertel y Rosch, 2010, Ravallion, 1990). Asimismo, una parte significativa de los ingresos de los más pobres en áreas rurales proviene de los recursos naturales (Hertel y Rosch 2010).

**CUADRO 29**  
**ESTIMACIONES PREFERIDAS SOBRE IMPACTO DEL CALENTAMIENTO GLOBAL EN LA LÍNEA BASE A 2080**

País	Impacto sin fertilización del carbono		Estimaciones preferidas				Cambio en producción (en millones de dólares de 2003)	
	Modelo Ricardiano	Base <sup>a</sup>	Modelo de cultivo	Sin fertilización del carbono (en porcentajes)	Base <sup>b</sup>	Con fertilización del carbono <sup>c</sup> (en porcentajes)	Sin fertilización del carbono (en porcentajes)	Con fertilización del carbono (en porcentajes)
	Estimación (en porcentajes)		Estimación (en porcentajes)					
Argentina	-4,1	2	-18,1	-11,1	1	2,2	-1,581	320
Brasil	-5,1	2	-28,7	-16,9	1	-4,4	-4,976	-1,292
Amazonía	-24,5	2	-28,7	-26,6	1	-15,6	-323	-190
Noreste	-10,0	2	-28,7	-19,4	1	-7,3	-886	-332
Sur	-3,0	2	-28,7	-15,9	1	-3,2	-3,767	-770
Centroamérica	-12,3	1	-29,4	-23,7	2	-12,3	-2,586	-1,340
Chile	-22,4	2	-26,4	-24,4	1	-13,1	-1,590	-851
Colombia	-17,0	2	-29,4	-23,2	1	-11,7	-2,188	-1,100
Cuba	-56,3	1	-30,9	-39,3	2	-30,2	-423	-325
Ecuador	-26,8	2	-30,9	-28,8	1	-18,1	-627	-394
México	-35,9	1	-35,1	-35,4	2	-25,7	-8,856	-6,428
Perú	-39,1	1	-26,4	-30,6	2	-20,2	-1,852	-1,221
Venezuela (República Bolivariana de)	-37,5	2	-26,4	-31,9	1	-22	-1,091	-742
Otros Sudamérica	-70,7	1	-29,4	-43,0	2	-34,4	-1,207	-967

Fuente: Cline 2007, Tabla 5.8.

<sup>a</sup> 1 = Sobre la base de Mendelsohn-Schlesinger; 2. = Banco Mundial América Latina.

<sup>b</sup> 1 = Promedio del modelo Ricardiano y del modelo de cultivo, 2 = 1/3 del modelo Ricardiano y 2/3 del modelo de cultivo. c. Igual a la estimación sin fertilización del carbono ajustado con 15% de incremento del rendimiento.

**CUADRO 30**  
**CAMBIO EN LA CAPACIDAD AGRÍCOLA, 2080**  
*(En porcentajes)*

País/Región	Sin fertilización del carbono			Con fertilización del carbono		
	Modelo Ricardiano	Modelo de cultivo	Preferido	Modelo Ricardiano	Modelo de cultivo	Preferido
Brasil	-5,0	-28,7	-16,8	9,3	-18,0	-4,4
México	-35,9	-35,1	-35,4	-26,3	-25,4	-25,7
América Latina (Altos ingresos y exportadores de alimentos)	-36,6	-30,9	-32,3	-27,0	-20,5	-22,1
América Latina (Altos ingresos e importadores de alimentos)	-31,9	-26,4	-28,3	-21,7	-15,3	-17,6
América Latina (Ingresos medio y bajo)	-21,3	-29,4	-25,8	-9,5	-18,8	-14,7

Fuente: Cline 2007, Tabla 5.9.

Nota: Con fertilización del carbono es igual a la estimación sin fertilización del carbono ajustado con 15% de incremento del rendimiento.

Las pérdidas potenciales estimadas para el sector agrícola en América Latina son mayores durante la segunda mitad del siglo. No obstante ello, es posible identificar las consecuencias posibles de estas pérdidas agrícolas sobre la pobreza haciendo una aproximación lineal o suponiendo que estas pérdidas se deben a eventos climáticos extremos específicos con base en las elasticidades obtenidas reportadas en el Cuadro 17. De este modo, suponiendo una pérdida potencial promedio<sup>57</sup> de 5,6% del producto agrícola al 2025, sin considerar el efecto de fertilización del carbono, se traduce en que un 6,9% de personas del total de la población se mantienen en la indigencia en relación con el escenario BAU (véase el cuadro 31). *Esto significa un total de 3,8 millones de personas en la región en 2025 que se mantienen en la indigencia como consecuencia del cambio climático.*

Al considerar el efecto de fertilización del carbono, el impacto promedio<sup>58</sup> sobre la agricultura en la región al 2025 es de 3,4%. Ello implica 4,3% de personas menos que salen de la indigencia en relación con el BAU (véase el cuadro 32). Ello se traduce en 2,8 millones de personas que se mantiene en la indigencia como consecuencia del cambio climático. Así, estas pérdidas asociadas al cambio climático implican retardar las metas de reducción de la pobreza. Destaca que estos efectos son distintos por país. Ello permite observar un canal directo de transmisión entre el cambio climático y la pobreza en América Latina.

La presencia de impactos asimétricos indica además que las caídas potenciales del PIB agrícola inciden con mayor fuerza en la pobreza que las fases de crecimiento económico. Esta asimetría tiene efectos sobre el resto de los indicadores de pobreza (véase el cuadro 20). De este modo, diversos choques macroeconómicos o eventos climáticos extremos sobre las actividades agrícolas inciden con mayor fuerza sobre la pobreza. Asimismo, el proceso de retroalimentación entre el sector agrícola y el resto de la economía, que muestran las pruebas de causalidad de Granger, sugiere que una caída del producto agrícola ocasionaría un efecto de segunda vuelta en el producto con consecuencias adicionales sobre la pobreza.

<sup>57</sup> El impacto sobre la agricultura del cambio climático se obtuvo a partir de una función lineal de la estimación preferida del impacto en 2080 incluido en el cuadro 29. El impacto para América Latina y el Caribe es el promedio simple.

<sup>58</sup> El Impacto sobre la agricultura del cambio climático se obtuvo a partir de una función lineal de la estimación preferida del impacto en 2080 incluido en el cuadro 29. El impacto para América Latina y el Caribe es el promedio simple.



**CUADRO 31**  
**POBREZA EN 2025 ANTE CAMBIO CLIMÁTICO**  
*(Sin fertilización del carbono)*

País	BAU			Con cambio climático		Diferencia	
	Impacto sobre la agricultura 2025 (Sin fertilización del carbono)	Población por debajo de la línea de indigencia (en millones)	Población por debajo de la línea de pobreza (en millones)	Población por debajo de la línea de indigencia (en millones)	Población por debajo de la línea de pobreza (en millones)	Población por debajo de la línea de indigencia (en porcentajes)	Población por debajo de la línea de pobreza (en porcentajes)
Bolivia (Estado Plurinacional de)	-8,7	2,4	4,8	2,7	4,8	10,4	0,0
Brasil	-3,4	10,6	39,4	11,0	39,4	4,1	0,0
Chile	-5,0	0,3	1,4	0,3	1,4	5,9	0,0
Colombia	-4,7	4,1	15,2	4,3	15,2	5,6	0,0
Costa Rica	-4,8	0,3	0,8	0,3	0,8	5,7	0,0
República Dominicana	-8,0	1,3	3,4	1,4	3,4	9,5	0,0
Ecuador	-5,8	1,9	5,3	2,1	5,3	7,0	0,0
Guatemala	-4,8	5,3	10,3	5,6	10,3	5,7	0,0
Honduras	-4,8	3,5	6,0	3,7	6,0	5,7	0,0
México	-7,2	14,6	42,2	15,8	42,2	8,6	0,0
Nicaragua	-4,8	2,1	4,2	2,3	4,2	5,7	0,0
Panamá	-4,8	0,3	0,8	0,3	0,8	5,7	0,0
Perú	-6,2	1,6	8,1	1,8	8,1	7,4	0,0
Paraguay	-8,7	2,0	3,7	2,2	3,7	10,4	0,0
El Salvador	-4,8	0,9	2,8	1,0	2,8	5,7	0,0
Uruguay	-2,3	0,03	0,18	0,0	0,18	2,7	0,0
Venezuela (República Bolivariana de)	-6,5	4,2	10,5	4,5	10,5	7,7	0,0
América Latina y el Caribe	5,6	55,5	159,1	59,3	159,1	6,9	0,0

Fuente: Elaboración propia.

Nota: El Impacto sobre la agricultura del cambio climático se obtuvo a partir de una función lineal de la estimación preferida del impacto en 2080 incluido en el Cuadro 29. El impacto para América Latina y el Caribe es el promedio simple. Se supuso que el impacto para Paraguay es el reportado bajo de rubro de “Otros Sudamérica”, el impacto de Uruguay es el mismo que el de Argentina, y el impacto de Rep. Dominicana es el mismo que el reportado para Cuba. El número de personas para la región se calculó a partir de los datos individuales de los países.

**CUADRO 32**  
**POBREZA EN 2025 ANTE CAMBIO CLIMÁTICO**  
*(Con fertilización del carbono)*

País	BAU		Con cambio climático		Porcentaje		
	Impacto sobre la agricultura 2025 (con fertilización del carbono)	Población por debajo de la línea de indigencia (en millones)	Población por debajo de la línea de pobreza (en millones)	Población por debajo de la línea de indigencia (en millones)	Población por debajo de la línea de pobreza (en millones)	Población por debajo de la línea de indigencia (en porcentaje)	Población por debajo de la línea de pobreza (en porcentaje)
Bolivia (Estado Plurinacional de)	-7,0	2,4	4,8	2,6	4,8	8,3	0,0
Brasil	-0,9	10,6	39,4	10,7	39,4	1,1	0,0
Chile	-2,7	0,3	1,4	0,3	1,4	3,2	0,0
Colombia	-2,4	4,1	15,2	4,2	15,2	2,8	0,0
Costa Rica	-2,5	0,3	0,8	0,3	0,8	3,0	0,0
República Dominicana	-6,1	1,3	3,4	1,4	3,4	7,3	0,0
Ecuador	-3,7	1,9	5,3	2,0	5,3	4,4	0,0
Guatemala	-2,5	5,3	10,3	5,5	10,3	3,0	0,0
Honduras	-2,5	3,5	6,0	3,7	6,0	3,0	0,0
México	-5,2	14,6	42,2	15,5	42,2	6,2	0,0
Nicaragua	-2,5	2,1	4,2	2,2	4,2	3,0	0,0
Panamá	-2,5	0,3	0,8	0,3	0,8	3,0	0,0
Perú	-4,1	1,6	8,1	1,7	8,1	4,9	0,0
Paraguay	-7,0	2,0	3,7	2,2	3,7	8,3	0,0
El Salvador	-2,5	0,9	2,8	0,9	2,8	3,0	0,0
Uruguay	0,4	0,03	0,18	0,0	0,18	-0,5	0,0
Venezuela (República Bolivariana de)	-4,5	4,2	10,5	4,4	10,5	5,3	0,0
América Latina y el Caribe	5,9	55,5	159,1	57,9	159,1	4,3	0,0

Fuente: Elaboración propia.

Nota: El Impacto sobre la agricultura del cambio climático se obtuvo a partir de una función lineal de la estimación preferida del impacto en 2080 incluido en el Cuadro 29. El impacto para América Latina y el Caribe es el promedio simple. Se supuso que el impacto para Guyana y Paraguay es el mismo y es el reportado bajo de rubro de “Otros Sudamérica”, el impacto de Uruguay es el mismo que el de Argentina, y el impacto de Jamaica, Rep. Dominicana y Trinidad y Tobago es el mismo que el reportado para Cuba. El número de personas para la región se calculó a partir de los datos individuales de los países.



## **VII. Conclusiones y comentarios de política pública**

El desarrollo sostenible requiere considerar simultáneamente los factores económicos, sociales y ambientales con objeto de preservar adecuadamente los activos físicos, naturales, económicos y sociales. El cambio climático es un factor adicional que intensifica y agudiza las tensiones necesarias para alcanzar un desarrollo sostenible. En este contexto, existe un intenso debate sobre las relaciones y tensiones que se establecen entre el cambio climático y la pobreza.

Un canal de transmisión fundamental entre el cambio climático y la pobreza es el crecimiento económico y en específico el crecimiento del sector agrícola. Esto es, el cambio climático incide sobre el ritmo de crecimiento económico, en particular en el ritmo de crecimiento económico del sector agrícola que es especialmente sensible a las condiciones climáticas, y a su vez, el ritmo de crecimiento económico incide sobre la pobreza. De esta forma, puede identificarse el impacto potencial del cambio climático sobre la pobreza, utilizando como canal de transmisión el ritmo de crecimiento del producto y en específico del sector agrícola (Bourguignon, 2003; OECD, 2007; Ravallion, 2004a). Existen desde luego otros canales de transmisión que en este trabajo no son considerados.

Las economías de América Latina mostraron una tasa de crecimiento promedio anual del PIB per cápita de 1% y del PIB agrícola per cápita del 0,7%, entre 1980 y 2011. Durante el mismo período se observa una reducción de la pobreza y una ligera mejoría en la distribución del ingreso en el conjunto de la región, aunque con divergencias por país significativas. En este contexto, se observa una paulatina reducción de la participación del sector agrícola en el total de la economía. De este modo, las economías con un PIB per cápita más elevado muestra también una menor participación del sector agrícola. Sin embargo, esta relación inversa entre ingreso per cápita y participación del sector agrícola es menos pronunciada en América Latina que en el resto del mundo. Asimismo, la evidencia de las pruebas de causalidad de Granger muestra que existe un complejo vínculo entre la economía agrícola y el resto de los sectores económicos que se traducen en una causalidad bidireccional. Ello sugiere que es fundamental buscar una vinculación más virtuosa con el resto de la economía que contribuya al desarrollo agrícola, permita ampliar las oportunidades para la población rural y garantizar la seguridad alimentaria (Timmer, 2002).

La evidencia presentada en este estudio muestra que el crecimiento económico reduce la pobreza (Adams Jr., 2003, 2004; Bourguignon, 2003, 2004; Datt y Ravallion, 1992; Ravallion, 1995; The World Bank, 2007). Esto es, el crecimiento económico favorece la reducción de la pobreza como consecuencia tanto del aumento del ingreso, como del incremento de las oportunidades para los pobres, de una mayor oferta y demanda de productos y de un conjunto de políticas públicas que contribuyan a la salud, educación y transferencias e infraestructura (Fan, Gulati, y Thorat, 2008). La evidencia muestra además que estas elasticidades se modifican dependiendo de un conjunto de factores adicionales tales como la evolución de la desigualdad, por la composición del producto y por los efectos asimétricos de crecimiento o caída del producto para los datos de CEPAL (Bourguignon, 2003; Datt y Ravallion, 2002; Fosu, 2009; Ravallion, 1997, 2001; The World Bank, 2000; Timmer, 1997). Así, existen diversas estimaciones disponibles del impacto del crecimiento económico sobre la pobreza que utilizan diversas metodologías, muestras de países y períodos. Estos resultados muestran a nivel internacional una elasticidad del crecimiento económico sobre los cambios en la pobreza que oscila entre -0,15 y -10,5 con una media ponderada de -1,5 estimada con base en un meta-análisis. La evidencia internacional disponible para el sector agrícola muestra también que tiene un efecto diferente sobre la reducción de los cambios en la pobreza con elasticidades estimadas de entre -0,03 y -2,9 y una media ponderada de -0,3 obtenida a través de un meta-análisis. La elasticidad del sector agrícola también puede modificarse asociada a un conjunto de factores en donde destacan la distribución del ingreso, las condiciones iniciales de la economía, el nivel de ingreso per cápita, la productividad agrícola o la tendencia de la tierra (Datt y Ravallion, 2002, 1998, 1992; Ravallion y Datt, 1996). La evidencia muestra además que el impacto del crecimiento económico sobre los pobres es muy heterogéneo y depende de condiciones específicas por país, por ejemplo, las condiciones fiscales, la red de protección social, la evolución demográfica, los patrones de crecimiento sectorial y las condiciones geográficas (Christiaensen et al., 2010b; Christiaensen y Demery, 2007; Datt y Ravallion, 1992, 1998, 2002; Loayza y Raddatz, 2010; Ravallion y Datt, 1996).

Las estimaciones realizadas para América Latina en este estudio confirman que el crecimiento económico reduce la pobreza y que la distribución del ingreso reduce las elasticidades del crecimiento económico sobre la pobreza o incide directamente sobre la pobreza. Esto es, el crecimiento económico reduce la pobreza y la mala distribución del ingreso la acentúa; ambos coeficientes son estadísticamente significativos con las distintas especificaciones y métodos aplicados. Así, los coeficientes de la elasticidad del crecimiento económico sobre los cambios en la pobreza se ubican entre -1 y -2,5 y de la elasticidad de la distribución del ingreso medida por el índice de Gini se estima entre 1,6 y 0,9 para América Latina, dependiendo del indicador de pobreza. Estos coeficientes son función del indicador de pobreza utilizado. Destaca la relevancia de la distribución del ingreso ya que, por ejemplo, la redistribución tiene un efecto permanente sobre una mayor elasticidad del crecimiento económico sobre los pobres y además puede contribuir al crecimiento económico de largo plazo (Aghion et al., 1999; Alesina y Rodrik, 1994). Sin embargo, es común observar que la evolución de la distribución del ingreso se modifica poco en el tiempo. Esto es, recientemente a nivel global se observa una ligera mejora en la distribución del ingreso a partir de la década de los cincuenta pero las perspectivas futuras no son promisorias atendiendo, por ejemplo, a la evolución demográfica esperada (Bourguignon y Morrisson, 2002). En este sentido, es necesario que América Latina, disponga en una estrategia de crecimiento consistente de una estrategia de políticas públicas que inciden en la distribución del ingreso y en la pobreza; por ejemplo, la desigualdad se reduce a través de un acceso adecuado a los bienes públicos, a salud, educación y con un aumento de la productividad agrícola.

La evidencia para América Latina muestra además que los coeficientes de las elasticidades del crecimiento económico agrícola y del resto de la economía sobre la pobreza no son diferentes y que no es posible rechazar la hipótesis nula de que ambos coeficientes son iguales. Sin embargo, el impacto del crecimiento económico agrícola sobre la pobreza es mayor que el impacto del crecimiento económico del resto de los sectores para el indicador de severidad de la pobreza considerando la línea de indigencia. De este modo, la composición del producto resulta relevante para combatir la severidad de la pobreza (Bravo-Ortega y Lederman, 2005; Cervantes-Godoy y Dewbre, 2010; Ravallion y Datt, 1996). Todo ello, utilizando las líneas de pobreza de CEPAL.

Existen factores adicionales que inciden sobre la elasticidad del crecimiento del sector agrícola sobre la pobreza que es necesario considerar. Por ejemplo, el impacto del crecimiento económico del sector agrícola sobre la pobreza es potencialmente mayor en el caso en que aumente la productividad agrícola, se reduzca el precio de los alimentos y la tenencia de tierras sea más equitativa (Alesina y Rodrik, 1994), asimismo, una mayor diversificación de los ingresos en las actividades rurales y una apropiada administración de riesgos hace más consistentes los efectos del crecimiento agrícola sobre la pobreza.

Los resultados obtenidos en este estudio permiten argumentar que el efecto del crecimiento económico agrícola sobre la pobreza no es simétrico sobre todos los indicadores de pobreza de CEPAL; esto es, la pobreza es más sensible a las caídas del ingreso que al aumento del ingreso agrícola con algunos indicadores de pobreza (De Janvry y Sadoulet, 2000). En este sentido, resulta particularmente relevante evitar los episodios de caída del PIB agrícola y disponer de una red de protección social durante esos períodos; la información disponible muestra además que a los pobres les resulta más difícil enfrentar eventos climáticos extremos que puede incluso conducir a las conocidas trampas de pobreza y de baja productividad<sup>59</sup> (Carter, Little, Mogues, y Negatu, 2007; Timmer, 2002). La evidencia reportada para América Latina muestra también que la presencia de un sector extractivo importante parece no incidir sobre las elasticidades del crecimiento sobre los cambios en la pobreza.

En este contexto, el cambio climático es un factor que incide sobre la pobreza en América Latina, ente otros canales a través de influir en el desempeño del sector agrícola. En efecto, la evidencia muestra que el cambio climático reduce la productividad y el producto agrícola y en este sentido reduce el ritmo en el que se puede reducir la pobreza. De este modo, el cambio climático es un factor que dificulta el cumplimiento de las metas de pobreza. Por ejemplo, en un escenario con una pérdida simulada de 5,6% del producto agrícola de América Latina al 2025 entonces se estima que 3.8 millones de personas no saldrían de la indigencia como consecuencia del cambio climático; esta cifra puede ser incluso mayor en el caso en que la pérdida simulada sea consecuencia de caídas del producto y no solo de carencia de crecimiento. A su vez, al considerar el efecto de fertilización del carbono, el impacto promedio sobre la agricultura en la región al 2025 es de 3,4%. Ello implica 4,3% de personas menos que salen de la indigencia en relación con el escenario BAU lo que se traduce en 2,8 millones de personas que se mantiene en la indigencia como consecuencia del cambio climático. Así, estas pérdidas asociadas al cambio climático implican retardar las metas de reducción de la pobreza.

En este sentido, eliminar la pobreza es un objetivo común de todos los gobiernos de la región por lo que resulta importante incorporar entonces en sus agendas y en las políticas públicas aplicadas la dimensión del cambio climático. Entender la relación entre cambio climático y pobreza es entonces fundamental para diseñar políticas públicas que resuelvan el problema de la pobreza.

Así, América Latina requiere desarrollar una agricultura más dinámica y más inclusiva, más resiliente al cambio climático y en donde la agricultura utilice los recursos naturales de manera sostenible, con menor huella ecológica. De este modo, la contribución de la agricultura no es exclusivamente al dinamismo económico sino también debe contribuir a reducir la pobreza, generar un mayor valor agregado y asimismo, reconocer que el aumento del ingreso per cápita se traducirá en una dieta más variada y con alimentos procesados que deberá ser cubierta. Ello implica entonces aumentar los cultivos de alto valor y que en algunos casos son más intensivos laboralmente, modificar los actuales incentivos económicos incluyendo una discusión sobre los subsidios agrícolas indiscriminados e incidir sobre la productividad agrícola y su resiliencia al cambio climático a través de obras de infraestructura hidráulica y mejor administración de riesgos (The World Bank, 2007, Christiaensen y Demery, 2007).

---

<sup>59</sup> Existe evidencia además de que el crecimiento agrícola favorece más a los grandes que a los pequeños productores, especialmente en África (P. Collier y Dercon, 2009; Ravallion, 2001).



## Bibliografía

- Adams Jr., R. H. (2004), Economic Growth, Inequality and Poverty: Estimating the Growth Elasticity of Poverty. *World Development*, 32(12), 1989–2014. doi:10.1016/j.worlddev.2004.08.006.
- \_\_\_\_\_. (2003), Economic Growth, Inequality, and Poverty: Findings from a New Data Set. *Research Working papers*, 1(1), 1–43. doi:10.1596/1813-9450-2972.
- Aghion, P., Caroli, E., y García-Peñalosa, C. (1999), Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories. *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1615–1660.
- Alesina, A., y Rodrik, D. (1994), Distributive Politics and Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 465–490. doi:10.2307/2118470.
- Anand, S., y Kanbur, S. M. R. (1993), The Kuznets process and the inequality—development relationship. *Journal of Development Economics*, 40(1), 25–52. doi:10.1016/0304-3878(93)90103-T.
- \_\_\_\_\_. (1991), *International Poverty Projections*. World Bank Publications.
- Andersen, L., y Verner, D. (2010), Chapter 9. Simulating the Effects of Climate Change on Poverty and Inequality. In D. Verner (Ed.), *Reducing Poverty, Protecting Livelihoods, and Building Assets in a Changing Climate: Social Implications of Climate Change in Latin America and the Caribbean*. World Bank Publications.
- Arellano, M. (2003), *Panel Data Econometrics*. Oxford University Press, USA.
- \_\_\_\_\_. (1991), Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297. doi:10.2307/2297968.
- \_\_\_\_\_. (1987), Computing Robust Standard Errors for Within-groups Estimators. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49(4), 431–434. doi:10.1111/j.1468-0084.1987.mp49004006.x.
- Asteriou, D., y Hall, S. G. (2011), *Applied Econometrics* (Second Edition.). Palgrave Macmillan.
- Baltagi, P. B. (2008), *Econometric Analysis of Panel Data* (4th ed.). Wiley.
- Banerjee, A. V., Benabou, R., y Mookherjee, D. (Eds.), (2006). *Understanding Poverty*. Oxford University Press, USA.
- Blanchard, O. J., y Fischer, S. (1989), *Lectures on Macroeconomics*. The MIT Press.
- Bosello, F., y Zhang, J. (2005), *Assessing Climate Change Impacts: Agriculture*. Fondazione Eni Enrico Mattei. Retrieved from <http://ideas.repec.org/p/fem/femwpa/2005.94.html>.
- Bourguignon, F. (2004), *The Poverty-growth-inequality triangle* (No. 125). New Delhi, India: Indian Council for Research on International Economic Relations. Retrieved from <http://ideas.repec.org/ind/icrier/125.html>.
- \_\_\_\_\_. (2002), Inequality Among World Citizens: 1820–1992. *American Economic Review*, 92(4), 727–744.
- \_\_\_\_\_. (2003), The Growth Elasticity of Poverty Reduction: Explaining Heterogeneity across Countries and Time Periods. In T. S. Eicher y S. J. Turnovsky (Eds.), *Inequality and growth: theory and policy implications*. Cambridge, Mass.: MIT Press.



- \_\_\_\_\_ (2000), The pace of economic growth and poverty reduction. *Delta*. Retrieved from <http://www.lacea.org/meeting2001/Bourguignon.pdf>.
- \_\_\_\_\_ (1998), Inequality and development: the role of dualism. *Journal of Development Economics*, 57(2), 233–257. doi:10.1016/S0304-3878(98)00089-3.
- Bravo-Ortega, C., y Lederman, D. (2005), *Agriculture and national welfare around the world: causality and international heterogeneity since 1960* (Policy Research Working Paper Series No. 3499). The World Bank. Retrieved from <http://ideas.repec.org/p/wbk/wbrwps/3499.html>.
- Breitung, J. (2001), The local power of some unit root tests for panel data, *Advances in Econometrics*(15), 161–177. doi:10.1016/S0731-9053(00)15006-6.
- Bresson, F. (2009), On the estimation of growth and inequality elasticities of poverty with grouped data. *Review of Income and Wealth*, 55(2), 266–302.
- Brüggemann, R. (2004), *Model Reduction Methods for Vector Autoregressive Processes* (1st ed.). Springer.
- Bruno, M., Ravallion, M., y Squire, L. (1998), Equity and Growth in Developing Countries: Old and New Perspectives on the Policy Issues. In V. Tanzi y K. Chu (Eds.), *Income distribution and high-quality growth*. Cambridge, Mass.: MIT Press. Retrieved from <http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct-tureyscope-siteydb-nlenkydb-nlabkyAN-11385>.
- Byerlee, D., De Janvry, A., y Sadoulet, E. (2009), Agriculture for Development: Toward a New Paradigm. *Annual Review of Resource Economics*, 1(1), 15–31. doi:10.1146/annurev.resource.050708.144239.
- \_\_\_\_\_ (2005), Agriculture, Rural Development, and Pro-poor Growth Country Experiences in the Post-Reform Era. Retrieved from <http://www.ruta.org:8180/xmlui/handle/123456789/492>.
- Caballero, R. J., y Engel, E. M. R. A. (1992), *Price Rigidities, Asymmetries, and Output Fluctuations* (NBER Working Paper No. 4091). National Bureau of Economic Research, Inc. Retrieved from <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/4091.html>.
- Carter, M. R., Little, P. D., Mogue, T., y Negatu, W. (2007), Poverty traps and natural disasters in Ethiopia and Honduras. *World development*, 35(5), 835–856.
- CEPAL, C. E. para A. L. y el C. (2012), *Panorama social de América Latina*. Santiago: CEPAL.
- \_\_\_\_\_ (2011), *Perspectivas de la agricultura y del desarrollo rural en las Américas: una mirada hacia América Latina y el Caribe*. Santiago: FAO.
- \_\_\_\_\_ (2010), *La economía del cambio climático en América Latina y el Caribe. Síntesis 2010*. Santiago: CEPAL.
- \_\_\_\_\_ (2010), *Perspectivas de la agricultura y del desarrollo rural en las Américas: una mirada hacia América Latina y el Caribe*. Santiago: FAO.
- \_\_\_\_\_ (2009), CEPAL, C. E. para A. L. y el C.
- Cervantes-Godoy, D., y Dewbre, J. (2010), *Economic Importance of Agriculture for Poverty Reduction* (OECD Food, Agriculture and Fisheries Paper No. 23). OECD Publishing. Retrieved from <http://ideas.repec.org/p/oec/agraaa/23-en.html>.
- Chen, Ping-Yu, Sheng-Tung Chen y Chi-Chung Chen (2012), «Energy consumption and economic growth—New evidence from meta analysis», *Energy Policy*, vol. 44, mayo.
- Chenery, H., y Syrquin, M. (1975), *Patterns of Development, 1950-1970*. Oxford University Press, USA.
- Christiaensen, L., Demery, L., y Kuhl, J. (2010a), The (evolving) role of agriculture in poverty reduction--An empirical perspective. *Journal of Development Economics*, *In Press, Corrected Proof*. doi:10.1016/j.jdeveco.2010.10.006.
- \_\_\_\_\_ (2010b), *The (Evolving) Role of Agriculture in Poverty Reduction: An Empirical Perspective* (Working Paper No. UNU-WIDER Working Paper WP2010/36). World Institute for Development Economic Research (UNU-WIDER). Retrieved from <http://ideas.repec.org/p/unu/wpaper/wp2010-36.html>.
- \_\_\_\_\_ (2007), *Down to earth agriculture and poverty reduction in Africa*. Washington, DC: World Bank. Retrieved from <http://site.ebrary.com/id/10161447>.
- Cline, W. R. (2007), *Global warming and agriculture: impact estimates by country*. Peterson Institute.
- Collier, P., y Dercon, S. (2009), African agriculture in 50 years: smallholders in a rapidly changing world? In *How to feed the World in 2050. Proceedings of a technical meeting of experts, Rome, Italy, 24-26 June 2009*. (pp. 1–13). Retrieved from <http://www.cabdirect.org/abstracts/20093293506.html>.
- \_\_\_\_\_ (2001), Can the World Cut Poverty in Half? How Policy Reform and Effective Aid Can Meet International Development Goals. *World Development*, 29(11), 1787–1802.
- Cornia, Giovanni Andrea (2006), *Pro-poor macroeconomics: potential and limitations*, Basingstoke, Hampshire; New York, Palgrave Macmillan □: UNRISD.
- Cowell, F. (2011), *Measuring Inequality* (3rd ed.). Oxford University Press, USA.

- Datt, Gaurav y Hans Hoogeveen (2003), «El Niño or El Peso? Crisis, Poverty and Income Distribution in the Philippines», *World Development*, vol. 31, No. 7, julio.
- \_\_\_\_\_ (2002), Is India's Economic Growth Leaving the Poor Behind? *Journal of Economic Perspectives*, 16(3), 89–108.
- \_\_\_\_\_ (1998), Farm productivity and rural poverty in India. *Journal of Development Studies*, 34(4), 62–85. doi:10.1080/00220389808422529.
- \_\_\_\_\_ (1992), Growth and redistribution components of changes in poverty measures: A decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s. *Journal of Development Economics*, 38(2), 275–295.
- Davidson, R., y MacKinnon, J. G. (2003), *Econometric Theory and Methods*. Oxford University Press, USA.
- Dawson, P. J. (1997), On testing Kuznets' economic growth hypothesis. *Applied Economics Letters*, 4(7), 409–410. doi:10.1080/135048597355159.
- De Janvry, A., y Sadoulet, E. (2000), Growth, poverty, and inequality in Latin America: A causal analysis, 1970–94. *Review of Income and Wealth*, 46(3), 267–287.
- \_\_\_\_\_ (1995), Household modeling for the design of poverty alleviation strategies. *Revue d'Economie du Développement*, 3, 3–23.
- Deaton, A. (2005), Measuring Poverty in a Growing World (or Measuring Growth in a Poor World). *The Review of Economics and Statistics*, 87(1), 1–19.
- Demery, L., y Walton, M. (1999), Are Poverty and Social Goals for the 21st Century Attainable? *IDS Bulletin*, 30(2), 75–91. doi:10.1111/j.1759-5436.1999.mp30002008.x.
- Dercon, S. (2006), *Vulnerability: a micro perspective* (QEH Working Paper No. 149). Department of International Development, University of Oxford: Queen Elizabeth House, University of Oxford. Retrieved from <http://ideas.repec.org/p/qeh/qehwps/qehwps149.html>.
- Deryng, D., Sacks, W. J., Barford, C. C., y Ramankutty, N. (2011), Simulating the effects of climate and agricultural management practices on global crop yield. *Global Biogeochemical Cycles*, 25(2), n/a–n/a. doi:10.1029/2009GB003765.
- Dickey, D. A., y Fuller, W. A. (1981), Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057–1072.
- Dinar, A., y Mendelsohn, R. (Eds.), (2012). *Handbook on Climate Change and Agriculture*. Edward Elgar Pub.
- Dollar, D., y Kraay, A. (2002), Growth Is Good for the Poor. *Journal of Economic Growth*, 7(3), 195–225.
- Dorosh, P., y Haggblade, S. (2003), Growth Linkages, Price Effects and Income Distribution in Sub-Saharan Africa. *Journal of African Economies*, 12(2), 207–235.
- Easterling, W. E., Crosson, P. R., Rosenberg, N. J., McKenney, M. S., Katz, L. A., y Lemon, K. M. (1993), Paper 2. Agricultural impacts of and responses to climate change in the Missouri-Iowa-Nebraska-Kansas (MINK) region. *Climatic Change*, 24(1-2), 23–61. doi:10.1007/BF01091476.
- Engle, R. F., y Granger, C. W. J. (1987), Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251–276.
- Epaulard, A. (2003), *Macroeconomic Performance and Poverty Reduction* (No. WP/03/72). International Monetary Fund.
- Ericsson, N. R., y Irons, J. S. (Eds.), (1995). *Testing Exogeneity*. Oxford University Press, USA.
- Escribano, Á., y Granger, C. W. J. (1998), *Investigating the Relationship between Gold and Silver Prices* (Open Access publications from Universidad Carlos III de Madrid No. info:hdl:10016/2558). Universidad Carlos III de Madrid. Retrieved from <http://ideas.repec.org/p/ner/carlos/infohdl10016-2558.html>.
- FAO, (2013). *Pobreza rural y políticas públicas en América Latina y el Caribe*. FAO.
- Fan, S., Gulati, A., y Thorat, S. (2008), Investment, subsidies, and pro-poor growth in rural India. *Agricultural Economics*, 39(2), 163–170. doi:10.1111/j.1574-0862.2008.00328.x.
- Feres J. C. y X. Mancero, (2001), *Enfoques para la medición de la pobreza. Breve revisión de la literatura*. Series de Estudios Estadísticos y Prospectivos. División de Estadística, CEPAL.
- Ferreira, F. H. G., Leite, P. G., y Ravallion, M. (2010), Poverty reduction without economic growth?: Explaining Brazil's poverty dynamics, 1985–2004. *Journal of Development Economics*, 93(1), 20–36. doi:10.1016/j.jdeveco.2009.06.001.
- Foster, J., Greer, J., y Thorbecke, E. (1984), A Class of Decomposable Poverty Measures. *Econometrica*, 52(3), 761–766. doi:10.2307/1913475.
- Fosu, A. K. (2009), Inequality and the Impact of Growth on Poverty: Comparative Evidence for Sub-Saharan Africa. *Journal of Development Studies*, 45(5), 726–745. doi:10.1080/00220380802663633.

- Galindo, L. M. (1997), El concepto de exogeneidad en la econometría moderna. *Investigación Económica*, LVII(220), 97–111.
- Gallup, J. L., Radelet, S., y Warner, A. (1998), Economic Growth and the Income of the Poor. *Manuscript, Harvard Institute for International Development*. Retrieved from [http://www.pdx.edu/sites/www.pdx.edu/econ/files/grow\\_pov.pdf](http://www.pdx.edu/sites/www.pdx.edu/econ/files/grow_pov.pdf).
- Ghura, D., Da Cunha Leite, C., y Tsangarides, C. (2002), Is growth enough? Macroeconomic policy and poverty reduction. Retrieved from [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=879866](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=879866).
- Gine, X., Menand, L., Townsend, R., y Vickery, J. (2010), *Microinsurance: a case study of the Indian rainfall index insurance market* (Policy Research Working Paper Series No. 5459). The World Bank. Retrieved from <http://ideas.repec.org/p/wbk/wbrwps/5459.html>.
- Gini, C. (1912), *Variabilità e mutabilità* (No. 3) (pp. 1–158). Retrieved from <http://adsabs.harvard.edu/abs/1912vamu.book....G>.
- Granger, C. W. J., Huangb, B.-N., y Yang, C.-W. (2000), A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asian flu. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 40(3), 337–354. doi:10.1016/S1062-9769(00)00042-9.
- \_\_\_\_\_. (1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438. doi:10.2307/1912791.
- Günther Fischer. (2009), *World Food and Agriculture to 2030/50: How do climate change and bioenergy alter the long-term outlook for food, agriculture and resource availability?* (Report prepared for the Expert Meeting on How to Feed the World in 2050). Food and Agriculture Organization of the United Nations.
- Hadri, K. (2000), Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal*, 3(2), 148–161. doi:10.1111/1368-423X.00043.
- Haggblade, S. (2007), *Returns to Investment in Agriculture* (Food Security Collaborative Policy Briefs No. 54625). Michigan State University, Department of Agricultural, Food, and Resource Economics. Retrieved from <http://ideas.repec.org/p/ags/midcpb/54625.html>.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis* (1st ed.). Princeton University Press.
- \_\_\_\_\_. (1990), Analysis of time series subject to changes in regime. *Journal of Econometrics*, 45(1-2), 39–70.
- Hanmer, L., Healey, J., y Naschold, F. (2009), *Will Growth Halve Global Poverty by 2015?* (Report). Overseas Development Institute. Retrieved from <http://dspace.cigilibrary.org/jspui/handle/123456789/22755>.
- \_\_\_\_\_. (2000), Attaining the International Development Targets: Will Growth Be Enough? *Development Policy Review*, 18(1), 11–36. doi:10.1111/1467-7679.00098.
- Hansen, B. E. (1996), Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified Under the Null Hypothesis. *Econometrica*, 64(2), 413. doi:10.2307/2171789.
- Houghton, J. H., y Khandker, S. R. (2009), *Handbook on poverty and inequality*. Washington, DC: World Bank.
- Hausman, J. A. (1978), Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251–71.
- Heltberg, R. (2004), The Growth Elasticity of Poverty. In A. Shorrocks y R. van der Hoeven (Eds.), *Growth, Inequality, and Poverty: Prospects for Pro-Poor Economic Development* (pp. 81–91). Oxford University Press, USA.
- Hertel, T. W., Burke, M. B., y Lobell, D. B. (2010), The poverty implications of climate-induced crop yield changes by 2030. *Global Environmental Change*, 20(4), 577–585. doi:10.1016/j.gloenvcha.2010.07.001.
- \_\_\_\_\_. (2010), Climate Change, Agriculture, and Poverty. *Applied Economic Perspectives and Policy*. doi:10.1093/aep/ppq016.
- Hodrick, R. J., y Prescott, E. C. (1997), Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1–16.
- Houthakker, H. S. (1987), Engel's law. In J. Eatwell, M. Milgate, y P. Newman (Eds.), *The New Palgrave Dictionary of Economics* (First Edition.). Palgrave Macmillan. Retrieved from [http://www.dictionaryofeconomics.com/article?id=pde1987\\_X000706](http://www.dictionaryofeconomics.com/article?id=pde1987_X000706).
- Hsiao, C. (2003), *Analysis of Panel Data* (2nd ed.). Cambridge University Press.
- IADB, I.-A. D. B., ECLAC, E. C. for L. A. and the C., y WWF, W. W. F. (2012), *Low carbon climate resilience development in Latin America and the Caribbean*.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., y Shin, Y. (2003), Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115(1), 53–74.

- IPCC, I. P. on C. C. (2007), *Climate Change 2007 - Impacts, Adaptation and Vulnerability: Working Group II contribution to the Fourth Assessment Report of the IPCC* (1st ed.). Cambridge University Press.
- Johansen, S. (1988), Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231–254. doi:16/0165-1889(88)90041-3.
- \_\_\_\_\_ (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press, USA.
- \_\_\_\_\_ (1990), *Some structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the purchasing power parity and the uncovered interest parity for UK*. University of Copenhagen. Department of Economics. Retrieved from <http://ideas.repec.org/p/kud/kuiedp/9005.html>.
- Johnson, D. G. (1997), Agriculture and the Wealth of Nations. *The American Economic Review*, 87(2), 1–12.
- Johnston, J., y Dinardo, J. (1996), *Econometric Methods* (4th ed.). McGraw-Hill/Irwin.
- Judson, R. A., y Owen, A. L. (1999), Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomists. *Economics Letters*, 65(1), 9–15. doi:10.1016/S0165-1765(99)00130-5.
- Kakwani, N. (2000), On measuring growth and inequality components of poverty with application to Thailand. *Journal of Quantitative Economics*, 16(1), 67–80.
- Kakwani, N., y Pernia, E. M. (2000), What is pro-poor growth? *Asian Development Review*, 18(1), 1–16.
- \_\_\_\_\_ (1993), Poverty and Economic Growth with Application to Côte D’Ivoire. *Review of Income and Wealth*, 39(2), 121–139. doi:10.1111/j.1475-4991.1993.tb00443.x.
- Kalwij, A., y 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.
- Kanbur, R. (2000), Chapter 13 Income distribution and development. In A. B. Atkinson y F. Bourguignon (Eds.), *Handbook of Income Distribution* (Vol. Volume 1, pp. 791–841). Elsevier. Retrieved from <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1574005600800160>.
- Kao, C. (1999), Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1–44. doi:10.1016/S0304-4076(98)00023-2.
- Karras, G. (1996), Are the Output Effects of Monetary Policy Asymmetric? Evidence from a Sample of European Countries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(2), 267–78.
- Kindleberger, C. P. (1997), *Economic Laws and Economic History*. Cambridge University Press.
- Kolenikov, S., y Shorrocks, A. (2005), A Decomposition Analysis of Regional Poverty in Russia. *Review of Development Economics*, 9(1), 25–46. doi:10.1111/j.1467-9361.2005.00262.x.
- Kraay, A. (2006), When is growth pro-poor? Evidence from a panel of countries. *Journal of Development Economics*, 80(1), 198–227. doi:10.1016/j.jdeveco.2005.02.004.
- Kuznets, S. (1955), Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 1–28.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., y Shin, Y. (1992), Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159–178. doi:16/0304-4076(92)90104-Y.
- Lenagala, C., y Ram, R. (2010), Growth elasticity of poverty: estimates from new data. *International Journal of Social Economics*, 37(12), 923–932. doi:10.1108/03068291011083008.
- Levin, A., Lin, C.-F., y James Chu, C.-S. (2002), Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24. doi:16/S0304-4076(01)00098-7.
- Lewis, W. A. (1954), Economic Development with Unlimited Supplies of Labour. *The Manchester School*, 22(2), 139–191. doi:10.1111/j.1467-9957.1954.tb00021.x.
- Lipton, M., y Ravallion, M. (1995), Chapter 41 Poverty and policy. In J. B. and T. N. Srinivasan (Ed.), *Handbook of Development Economics* (Vol. Volume 3, Part B, pp. 2551–2657). Elsevier. Retrieved from <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S157344719530018X>.
- Loayza, N. V., y Raddatz, C. (2010), The composition of growth matters for poverty alleviation. *Journal of Development Economics*, 93(1), 137–151. doi:10.1016/j.jdeveco.2009.03.008.
- Lütkepohl, H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer.
- \_\_\_\_\_ (2004), *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge University Press.
- \_\_\_\_\_ (1992), Granger-causality in cointegrated VAR processes The case of the term structure. *Economics Letters*, 40(3), 263–268. doi:10.1016/0165-1765(92)90002-G.
- MacKinnon, J. G. (1996), Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601–18.
- Maddala, G. S., y Wu, S. (1999), A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 631–652.
- \_\_\_\_\_ (1998), *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*. Cambridge University Press.

- Marx, K. (1999), *El capital*: crítica de la economía política. (W. Roces, Trans.). México: Fondo de Cultura Económica.
- Mendelsohn, R., y Dinar, A. (2009), *Climate Change and Agriculture: An Economic Analysis of Global Impacts, Adaptation and Distributional Effects*. Edward Elgar.
- \_\_\_\_\_ (2000), Country-Specific Market Impacts of Climate Change. *Climatic Change*, 45(3), 553–569. doi:10.1023/A:1005598717174.
- \_\_\_\_\_ (2007), Chapter 60 Past Climate Change Impacts on Agriculture. In *Agricultural Development: Farmers, Farm Production and Farm Markets* (Vol. Volume 3, pp. 3009–3031). Elsevier. Retrieved from <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S157400720603060X>.
- \_\_\_\_\_ (1994), The Impact of Global Warming on Agriculture: A Ricardian Analysis. *The American Economic Review*, 84(4), 753–771.
- Mills, T. C. (2003), *Modelling Trends and Cycles in Economic Time Series* (illustrated edition). Palgrave Macmillan.
- Mosley, P., Hudson, J., y Verschoor, A. (2004), Aid, Poverty Reduction and the “New Conditionality”\*. *The Economic Journal*, 114(496), F217–F243. doi:10.1111/j.1468-0297.2004.00220.x.
- Naciones Unidas (2010), *El Progreso de América Latina y el Caribe hacia los Objetivos de Desarrollo del Milenio. Desafíos para lograrlos con igualdad*.
- Nelson, G. C., Rosegrant, M. W., Koo, J., Robertson, R., Sulser, T., Zhu, T., ... Lee, D. (2009), *Climate change: Impact on agriculture and costs of adaptation* (Food policy reports No. 21). International Food Policy Research Institute (IFPRI). Retrieved from <http://ideas.repec.org/p/fpr/fprepo/21.html>.
- Ng, S., y Perron, P. (1995), Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag. *Journal of the American Statistical Association*, 90(429), 268–281.
- Nissanke, M., y Thorbecke, E. (Eds.). (2007), *The Impact of Globalization on the World’s Poor: Transmission Mechanisms* (First Edition). Palgrave Macmillan.
- \_\_\_\_\_ (2006), Channels and policy debate in the globalization-inequality-poverty nexus. *World Development*, 34(8), 1338–1360.
- OECD, O. for E. C. and D. (2010, June), *Agriculture and pro-poor growth*. JLP-PPG Briefing Note 4 presented at the a Train4Dev / OECD DAC POVNET Joint Learning Event: Promoting Pro-Poor Growth. Retrieved from <http://www.oecd.org/dac/povertyreduction/47466507.pdf>.
- \_\_\_\_\_ (2007), *Promoting pro-poor growth*: policy guidance for donors. Paris: OECD.
- Pagiola, S., Arcenas, A., y Platais, G. (2005), Can Payments for Environmental Services Help Reduce Poverty? An Exploration of the Issues and the Evidence to Date from Latin America. *World Development*, 33(2), 237–253. doi:10.1016/j.worlddev.2004.07.011.
- Parry, M. L., y Rosenzweig, C. (1993), Food supply and risk of hunger. *The Lancet*, 342(8883), 1345–1347. doi:10.1016/0140-6736(93)92251-N.
- Patterson, K. (2000), *An Introduction To Applied Econometrics*. Palgrave Macmillan.
- 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(03), 597–625.
- \_\_\_\_\_ (2001a), Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels, *Advances in Econometrics*(15), 93–130. doi:10.1016/S0731-9053(00)15004-2.
- \_\_\_\_\_ (2001b), Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*, 83(4), 727–731.
- \_\_\_\_\_ (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., Shin, Y., y Smith, R. P. (1999), Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 621–634.
- \_\_\_\_\_ (1995), Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68(1), 79–113. doi:10.1016/0304-4076(94)01644-F.
- Phillips, P. C. B., y Perron, P. (1988), Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346. doi:10.1093/biomet/75.2.335.
- Prebisch, R. (1949). *El desarrollo económico de la América Latina y algunos de sus principales problemas* (p. 87). Santiago: CEPAL.
- Ram, R. (2013), Income elasticity of poverty in developing countries: updated estimates from new data. *Applied Economics Letters*, 20(6), 554–558.
- Ravallion, M., y Chen, S. (2007), China’s (uneven) progress against poverty. *Journal of Development Economics*, 82(1), 1–42. doi:10.1016/j.jdeveco.2005.07.003.
- \_\_\_\_\_ (2006), Looking beyond averages in the trade and poverty debate. *World Development*, 34(8), 1374–1392.

- \_\_\_\_\_ (2004a), Pro-poor growth: A primer. *World Bank policy research working paper*, (3242). Retrieved from [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=610283](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=610283).
- \_\_\_\_\_ (2004b), *Defining pro-poor growth: a response to Kakwani* (One Pager No. 4). International Policy Centre for Inclusive Growth. Retrieved from <http://ideas.repec.org/p/ipc/opager/4.html>.
- \_\_\_\_\_ (2003), Measuring pro-poor growth. *Economics Letters*, 78(1), 93–99. doi:10.1016/S0165-1765(02)00205-7.
- \_\_\_\_\_ (2001), Growth, inequality and poverty: looking beyond averages. *World Development*, 29(11), 1803–1815.
- \_\_\_\_\_ (1997a), What Can New Survey Data Tell Us about Recent Changes in Distribution and Poverty? *World Bank Economic Review*, 11(2), 357–82.
- \_\_\_\_\_ (1997b), Can high-inequality developing countries escape absolute poverty? *Economics Letters*, 56(1), 51–57. doi:10.1016/S0165-1765(97)00117-1.
- \_\_\_\_\_ (1996), How Important to India's Poor Is the Sectoral Composition of Economic Growth? *World Bank Economic Review*, 10(1), 1–25.
- \_\_\_\_\_ (1995), Growth and poverty: Evidence for developing countries in the 1980s. *Economics Letters*, 48(3–4), 411–417. doi:10.1016/0165-1765(94)00620-H.
- Rhee, W., y Rich, R. W. (1995), Inflation and the asymmetric effects of money on output fluctuations. *Journal of Macroeconomics*, 17(4), 683–702. doi:10.1016/0164-0704(95)80089-1.
- Rosenzweig, M. R., y Binswanger, H. P. (1993), Wealth, Weather Risk and the Composition and Profitability of Agricultural Investments. *Economic Journal*, 103(416), 56–78.
- Schlenker, W., y Lobell, D. B. (2010), Robust negative impacts of climate change on African agriculture. *Environmental Research Letters*, 5(1), 014010. doi:10.1088/1748-9326/5/1/014010.
- Sims, C. A. (1980), Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48.
- Stern, David I. (2011), «The role of energy in economic growth», *Annals of the New York Academy of Sciences*, vol. 1219, No. 1.
- \_\_\_\_\_ (2007), *The Economics of Climate Change: The Stern Review*. Cambridge University Press.
- \_\_\_\_\_ (1996), *Growth theories, old and new, and the role of agriculture in economic development* (No. 136). Rome: Food and Agriculture Organisation of the United Nations.
- Sunkel, O., y Paz, P. (1970), *Subdesarrollo latinoamericano y la teoría del desarrollo*. Siglo XXI Editores Mexico.
- The World Bank. (2007), *World Development Report 2008: Agriculture for Development*. Washington D.C.: The World Bank.
- \_\_\_\_\_ (2000), *Attacking poverty*. New York: Oxford Univ. Press.
- Thorbecke, E., y Jung, H.-S. (1996), A multiplier decomposition method to analyze poverty alleviation. *Journal of Development Economics*, 48(2), 279–300. doi:10.1016/0304-3878(95)00037-2
- Thurlow, J., Zhu, T., y Diao, X. (2009), *The impact of climate variability and change on economic growth and poverty in Zambia* (No. 00890). International Food Policy Research Institute (IFPRI). Retrieved from <https://www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/download/4425.pdf>.
- Tiffin, R., y Irz, X. (2006), Is agriculture the engine of growth? *Agricultural Economics*, 35(1), 79–89. doi:10.1111/j.1574-0862.2006.00141.x.
- Timmer, C. P. (2002), Chapter 29 Agriculture and economic development. In B. L. Gardner y G. C. \_\_\_\_\_ (1997), *How Well Do the Poor Connect to the Growth Process?* (No. 178). Cambridge, MA.: Harvard Institute for International Development. Retrieved from [http://pdf.usaid.gov/pdf\\_docs/PNA CB940.pdf](http://pdf.usaid.gov/pdf_docs/PNA CB940.pdf).
- Rausser (Eds.), *Handbook of Agricultural Economics* (Vol. Volume 2, Part A, pp. 1487–1546). Elsevier. Retrieved from <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1574007202100119>.
- Tubiello, F. N., y Rosenzweig, C. (2008), Developing climate change impact metrics for agriculture. *Integrated Assessment*, 8(1).
- Vogel, S. J. (1994), Structural Changes in Agriculture: Production Linkages and Agricultural Demand-Led Industrialization. *Oxford Economic Papers*, 46(1), 136–156. doi:10.2307/2663527.
- White, H. (1980), A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 817–838.
- Windmeijer, F. (2005), A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126(1), 25–51. doi:10.1016/j.jeconom.2004.02.005.
- Wooldridge, J. M. (2001), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (1st ed.). The MIT Press.



## **Anexos**



## Anexo 1

### Indicadores de pobreza

El análisis del efecto del crecimiento económico y la distribución del ingreso sobre la pobreza requiere entonces utilizar algunos indicadores sociales básicos donde destacan (Cowell, 2011; Datt y Ravallion, 1992; Foster, Greer, y Thorbecke, 1984; Haughton y Khandker, 2009; Ravallion, 2004a):

1. La distribución del ingreso es normalmente aproximada por la familia de curvas de Lorenz donde se considera a la fracción del ingreso total que es percibida por un porcentaje definido de la población. El indicador quizá más utilizado es el coeficiente de Gini (Gini, 1912) que se define como la razón de la media del promedio sobre los pares de las desviaciones absolutas entre las personas donde existe  $N(N-1)/2$  pares distintos (ecuación (13)). Así, en el caso en que todos los individuos dispongan de un ingreso medio entonces el coeficiente de Gini es cero y en el caso en que una persona dispone de todo el ingreso entonces el coeficiente de Gini es uno.

$$GINI = \frac{1}{2n^2\mu} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j| \quad (13)$$

Donde  $GINI$  representa el coeficiente de concentración de Gini,  $y_i$  es la variable de estudio, tal como el ingreso o el gasto para el individuo  $i$  donde  $i = 1, \dots, n$ , por lo que  $n$  representa el tamaño de la población, finalmente  $\mu$  representa la media aritmética de la variable  $y_i$ .

4. Los índices de Foster-Greer-Thorberke (FGT) (Foster et al., 1984) para medir la pobreza se definen como:

$$P_\alpha = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left( \frac{z - y_i}{z} \right)^\alpha \quad (14)$$

Donde  $P_\alpha$  es el índice de pobreza respectivo,  $q$  representa el número de personas con ingreso o consumo por debajo de la línea de pobreza,  $y_i$  es el ingreso o consumo de la persona  $i$  para  $i = 1, \dots, n$ ,  $z$  es la línea de pobreza y  $n$  es el tamaño de la población. El índice representado en la ecuación (14) incluye tres posibles indicadores dependiendo del valor asignado a  $\alpha$ .

2. Así, el índice de recuento (*headcount ratio*) (Deaton, 2005; Haughton y Khandker, 2009; Kalwij y Verschoor, 2007; Ravallion y Chen, 2003) se define como la proporción de la población que vive por debajo de la línea de pobreza que es equivalente a la probabilidad de que el ingreso  $y_t$  se ubique por debajo de la línea de pobreza:

$$H_t = \Pr(Y_t < z) = F(z) \quad (15)$$

Con  $\alpha=0$  en la ecuación (14):

$$HR = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N 1(x_i \leq z) \quad (16)$$

- a. La brecha de pobreza (poverty gap) (Haughton y Khandker, 2009; Ravallion, 2004b) se define como la distancia media debajo de la línea de pobreza expresada como proporción de esta línea, esto es, representa el ingreso agregado que falta a los pobres para alcanzar la línea de pobreza normalizado por la población y mide entonces el déficit proporcional de pobreza por debajo de la línea de pobreza:

$$PG = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(1 - \frac{x_i}{z}\right) 1(x_i \leq z) \quad (17)$$

Con  $\alpha=1$  en la ecuación (14).

- b. La brecha de pobreza al cuadrado (Foster et al., 1984; Haughton y Khandker, 2009) se define como la media del cuadrado de las brechas de pobreza y mide el déficit al cuadrado de los individuos por debajo de la línea de pobreza que indica la suma al cuadrado de los déficits para alcanzar la línea de pobreza.

$$PGS = \sum_{n=i}^{i=1} \frac{\left[\frac{(z - y_i)}{z}\right]^2}{n} \quad (18)$$

Con  $\alpha=2$  en la ecuación (14).

- c. 3. La curva de incidencia del crecimiento económico sobre los percentiles de ingreso estima la tasa de crecimiento de cada percentil de la distribución del ingreso o el consumo ante el crecimiento del ingreso donde el área bajo la curva hasta el límite definido de pobreza es el total del crecimiento en ingreso de los pobres sobre el período considerado (Ravallion y Chen, 2003; Ravallion y Datt, 1996).

## Anexo 2

### Crecimiento económico y pobreza

La estimación econométrica del efecto del crecimiento económico, global o por sectores, sobre la pobreza puede realizarse a partir de la definición de la elasticidad ingreso de la pobreza (ecuación (19)):

$$\beta_i = \frac{\Delta P_i}{\Delta Y_i} * \frac{Y_i}{P_i} \quad (19)$$

Donde  $P_i$  es algún índice de pobreza para el país  $i$ , que puede descomponerse,  $Y_i$  es el ingreso *per cápita* o el ingreso medio de los países del país  $i$  y  $\Delta$  denota el operador diferencia ( $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ ). La ecuación (19) puede definirse como (Christiaensen et al., 2010a):

$$\frac{\Delta P_i}{P_i} = \beta_i \frac{\Delta Y_i}{Y_i} \quad (20)$$

O, utilizando logaritmos:

$$\Delta \ln P_i = \Delta p_i = \beta_i \Delta \ln Y_i = \beta_i \Delta y_i \quad (21)$$

Donde las letras minúsculas denotan logaritmos de las series. Las ecuaciones (20) y (21) muestran que la tasa de crecimiento de la pobreza es igual al producto de la elasticidad ingreso de la pobreza y la tasa de crecimiento del ingreso per cápita.

Así, para analizar el impacto del sector agrícola y no agrícola sobre la pobreza, se puede re-especificar (20) considerando una división sectorial donde  $Y_i = YA_i + YNA_i$ :

$$\frac{\Delta Y_i}{Y_i} = \frac{\Delta YA_i}{YA_i} * sa_i + \frac{\Delta YNA_i}{YNA_i} * sna_i \quad (22)$$

Donde

$$sa_i = \frac{YA_i}{Y_i} = \frac{YA_i}{YA_i + YNA_i}; \quad sna_i = \frac{YNA_i}{Y_i} = \frac{YNA_i}{YA_i + YNA_i}$$

Así,  $\frac{\Delta YA_i}{YA_i}$  es la tasa de crecimiento del sector agrícola,  $\frac{\Delta YNA_i}{YNA_i}$  es la tasa de crecimiento del sector no agrícola, y  $sa_i$  y  $sna_i$  representan la participación de la actividad agrícola y no agrícola en el total de la economía respectivamente. Entonces:

$$\frac{\Delta P_i}{P_i} = \left[ \frac{\Delta P_i}{P_i} \frac{YA_i}{\Delta YA_i} \right] sa_i \frac{\Delta YA_i}{YA_i} + \left[ \frac{\Delta P_i}{P_i} \frac{YNA_i}{\Delta YNA_i} \right] sna_i \frac{\Delta YNA_i}{YNA_i} \quad (23)$$

Definiendo  $\beta_i^A = \frac{\Delta P_{i,t}}{\Delta Y A_{i,t}} * \frac{Y A_{i,t}}{P_{i,t}}$ , como la elasticidad del ingreso agrícola a la pobreza y  $\beta_i^{NA} = \frac{\Delta P_{i,t}}{\Delta Y N A_{i,t}} * \frac{Y N A_{i,t}}{P_{i,t}}$ , como la elasticidad del ingreso no agrícola a la pobreza, obtenemos:

$$\frac{\Delta P_i}{P_i} = \beta_i^A s a_i \frac{\Delta Y A_i}{Y A_i} + \beta_i^{NA} s n a_i \frac{\Delta Y N A_i}{Y N A_i} \quad (24)$$

O, utilizando logaritmos:

$$\Delta p_i = \beta_i^A s a_i \Delta y a_i + \beta_i^{NA} s n a_i \Delta y n a_i \quad (25)$$

Así, la ecuación (25) indica que el cambio en la pobreza es proporcional al cambio en el PIB *per cápita* del sector correspondiente, ponderado por su participación, multiplicado por la elasticidad ingreso de la pobreza del sector (Christiaensen et al., 2010a). De este modo, la estimación específica del efecto del crecimiento económico del sector agrícola sobre la pobreza en referencia al resto de los sectores puede hacerse diferenciando entre estos dos grupos de sectores y ponderando su participación en el total (véase la ecuación 25). El crecimiento económico del sector agrícola incide entonces sobre la pobreza a través del componente del crecimiento económico y del componente de su participación en el total del producto. Existe además un impacto adicional ocasionado por los efectos indirectos del crecimiento del sector agrícola en el crecimiento económico del resto de la economía (Byerlee et al., 2005; Christiaensen et al., 2010a; Dollar y Kraay, 2002; Ravallion y Chen, 1997; Ravallion, 1995). Esta identidad permite identificar una contribución heterogénea de los sectores económicos a la reducción de la pobreza y donde por tanto las contribuciones sectoriales al índice de pobreza respectivo se pueden incluir como una suma ponderada de las contribuciones sectoriales (véase la ecuación 25) (Christiaensen et al., 2010a). La hipótesis de que el crecimiento del sector agrícola tiene un mayor impacto en la reducción de la pobreza en relación con el resto de la economía se define como  $H_0: \beta_i^A s a_i > \beta_i^{NA} s n a_i$ , contra  $H_a: \beta_i^A s a_i = \beta_i^{NA} s n a_i$  en (25).

### Anexo 3

## Metodología econométrica

La metodología econométrica aplicada incluye el uso de modelos de vectores autorregresivos, raíces unitarias y cointegración (Lütkepohl y Krätzig, 2004; Lütkepohl, 2005; Maddala y Kim, 1998; Patterson, 2000).

La objetivo de aplicar pruebas de raíces unitarias es conocer el orden de integración de las series<sup>60</sup>, la importancia del orden de integración de las series reside principalmente en que, cuando se trabaja con series no estacionarias (i. e., que presentan raíz unitaria), los estadísticos  $N(0,1)$ ,  $t$ ,  $\chi^2$  y  $F$  tienen distribuciones no estándares, por lo que su uso puede generar inferencias engañosas, adicionalmente genera la posibilidad de hallar relaciones espurias (Davidson y MacKinnon, 2003; Hamilton, 1994; Johnston y Dinardo, 1996). Es posible eliminar dichos problemas al emplear series estacionarias en el análisis. De esta manera, es imprescindible identificar el orden de integración de cada variable antes de realizar cualquier análisis de regresión.

El análisis de orden de integración de las variables para las series de tiempo por país incluyó las pruebas de Dickey-Fuller aumentada o ADF (Dickey y Fuller, 1981), Phillips-Perron o PP (Phillips y Perron, 1988) y KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, y Shin, 1992).

Las pruebas de raíces unitarias se basan, en su forma más simple, en la siguiente ecuación:

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (26)$$

$$u_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (27)$$

El parámetro de interés es  $\rho$ , ya que si  $\rho = 1$ ,  $y_t$  presenta una raíz unitaria. En caso de que  $|\rho| < 1$  la serie es estacionaria<sup>61</sup>. Sin embargo, bajo la hipótesis de  $\rho = 1$ ,  $y_t$  es no estacionaria y la prueba  $t$  sobre el parámetro  $\rho$  no es válida.

La prueba ADF específica (26) utilizando un modelo que contenga series estacionarias bajo la hipótesis nula. Es decir,

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (28)$$

Dónde  $\phi = \rho - 1$ ,  $\mu$  es una constante y  $t$  es una tendencia. La hipótesis nula es  $H_0: \phi = 0$  y la alternativa  $H_a: \phi < 0$ , donde este último caso implica que  $|\rho| < 1$ .

Asimismo, la prueba ADF puede generalizarse para probar la estacionariedad de  $y_t$  alrededor de una tendencia determinística ( $\gamma \neq 0$  y  $\phi < 0$  en (29)) o la existencia de una serie no estacionaria con deriva ( $\mu \neq 0$  y  $\phi = 0$  en (30)).

<sup>60</sup> Se dice que una serie de tiempo no estacionaria es de orden 1, o  $I(1)$ , si las primeras diferencias de la serie,  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ , es estacionaria o  $I(0)$ . De forma general, una serie es integrada de orden  $d$ , o  $I(d)$ , si debe ser diferenciada  $d$  veces para obtener una serie  $I(0)$ . Una serie es  $I(1)$  si contiene una raíz unitaria.

<sup>61</sup> Si  $|\rho| > 1$   $y_t$  es una serie explosiva.

$$\Delta\Delta y_t = \mu + \gamma t + \phi y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (29)$$

$$\Delta y_t = \mu + \phi y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (30)$$

Para evitar la existencia de autocorrelación en  $u_t$ , la prueba ADF considera cierto número de rezagos de la variable dependiente. La selección del número de se realiza fijando un número máximo de rezagos y eliminando de manera secuencial aquellos que resultan no significativos (Ng y Perron, 1995).

Phillips y Perron (1988) proponen una corrección no paramétrica sobre el estadístico  $t$  del coeficiente  $\phi$  en las ecuaciones (28) – (30) para tomar en cuenta la existencia de autocorrelación<sup>62</sup>. Cabe mencionar que las distribución asintótica de los estadísticos de prueba ADF y PP coinciden y se encuentran en Mackinnon (1996).

La hipótesis nula de la prueba KPSS, a diferencia de la ADF y PP, es que la serie es estacionaria,  $H_0: \phi < 0$  en (29). Tanto la KPSS como la PP requieren un número de rezagos en la prueba o “*truncation lag*” el cual se obtuvo a partir de  $4 * \left(\frac{T}{100}\right)^{\frac{1}{4}}$ , donde T es el número de observaciones, lo que permite reducir potenciales problemas de poder de las pruebas de raíces unitarias (Maddala y Kim, 1998).

En el caso de las series de datos panel se aplicaron las pruebas de raíces unitarias de Maddala y Wu (1999), Breitung (2001), Levin, Lin y Chu (2002) e Im, Pesaran y Shin (2003). El análisis a partir de datos panel tiene como objetivo obtener resultados más robustos que aquellos a partir de series individuales.

Las pruebas de raíces unitarias para datos panel muestran, en general, la misma forma funcional que la prueba ADF, variando los supuestos de heterogeneidad de los coeficientes. La prueba de Levin, Lin y Chu (LLC), se especifica de la siguiente manera:

$$\Delta y_{it} = \phi y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i-1} \alpha_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \beta_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad m$$

$$= 1, 2, 3 \quad (31)$$

Donde  $d_{mt}$  representa un vector de variables determinísticas y  $\beta_{mi}$  el vector de coeficientes correspondiente para los modelos  $m = 1, 2, 3$ . El modelo 1 no incluye variables determinísticas,  $d_{1t} = \{\emptyset\}$ , el modelo 2 incluye constante,  $d_{2t} = \{1\}$  y el modelo 3 incluye constante y tendencia,  $d_{3t} = \{1, t\}$ . Nótese que LLC restringe  $\phi$ , siendo el mismo para todos los individuos incluidos, mientras que el número de rezagos incluidos en la prueba y, por tanto sus coeficientes asociados, puede variar entre individuos (Levin et al., 2002).

La prueba LLC se estima a partir de las estimaciones individuales de la prueba ADF, donde número de rezagos por individuo puede especificarse a partir del método antes descrito. Al igual que la

<sup>62</sup> Los detalles de dicha corrección pueden encontrarse en Patterson (2000).

ADF la hipótesis nula es  $H_0: \phi = 0$  y el estadístico de prueba se distribuye asintóticamente como una normal estándar.

Es importante notar que la prueba LLC depende de la independencia entre las secciones individuales (Baltagi, 2008), por lo que no es aplicable si existe correlación entre secciones. Asimismo, el supuesto de que  $\phi$  es homogéneo para todos los individuos es restrictivo (Baltagi, 2008).

Im, Pesaran y Shin (IPS) relajan el supuesto de homogeneidad de  $\phi$  y permiten que varíe en función de cada sección individual (Im et al., 2003). Es decir,

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i-1} \alpha_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \beta_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad m = 1, 2, 3 \quad (32)$$

El estadístico de prueba se obtiene a partir de promediar el estadístico de la prueba ADF de cada sección individual. La hipótesis nula es que cada serie en el panel contiene una raíz unitaria,  $H_0: \phi_i = 0$  para todo  $i$  y la alternativa permite que algunas series individuales tengan raíces unitarias<sup>63</sup>, es decir,

$$H_a: \begin{cases} \phi_i < 0 \text{ para } i = 1, 2, \dots, N_1 \\ \phi_i = 0 \text{ para } i = N_1 + 1, \dots, N \end{cases}$$

Donde  $N$  es el número de secciones individuales. El estadístico de prueba es un promedio simple de los estadísticos individuales de la prueba ADF y, en general, se distribuye como una normal estándar.

Para los casos donde el número de sección cruzada es bajo o demasiado alto en relación al número de observaciones temporales, las pruebas LLC e IPS muestran baja potencia al incluirse tendencias determinísticas individuales (Breitung, 2001). Breitung (2001) señala que tanto la LLC como IPS son sensibles a la especificación de los componentes determinísticos lo cual se genera por la corrección no paramétrica de sesgo realizado en ambas pruebas, por tanto sugiere un estadístico que no corrige los sesgos y obtiene un estadístico  $t$  para  $H_0: \phi = 0$ , el cual tiene una distribución normal estándar. Sin embargo, dicha prueba también restringe a la existencia de un  $\phi$  homogéneo.

Maddala y Wu (1999) proponen una prueba del tipo Fischer, en la cual combinan los valores- $p$  de las pruebas de raíces unitarias para cada sección individual para probar la existencia de raíz unitaria para los datos en panel. El estadístico es el siguiente:

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \ln p_i \quad (33)$$

Donde  $N$  es el número de secciones individuales y  $p_i$  son los valores- $p$  de las pruebas ADF individuales.  $P$  se distribuye asintóticamente ( $T_i \rightarrow \infty$ ) como una  $\chi^2$  con  $2N$  grados de libertad. La prueba propuesta por Maddala y Wu (MW) tiene la ventaja, al igual que la IPS, de relajar el supuesto de homogeneidad de  $\phi$  entre secciones individuales, sin embargo, es más general en el sentido de que no se restringe a que el panel sea balanceado (tal como la IPS) y puede ser aplicado a otras pruebas de raíces unitarias. Una desventaja de la prueba es que los valores- $p$  asociados deben ser derivados a través de simulaciones por métodos Monte Carlo (Baltagi, 2008).

Finalmente, la prueba de Hadri (2000) es una generalización de la prueba KPSS (Baltagi, 2008), por tanto la hipótesis nula asume la estacionariedad de la serie en panel contra la alternativa de

<sup>63</sup> Claramente, no todas las series individuales pueden presentar raíces unitarias bajo  $H_a$ .

existencia de raíz unitaria en panel. Hadri (2000) propone dos estadísticos LM, uno de los cuales es robusto a la heteroscedasticidad.

El modelo de vectores autorregresivos de orden  $p$  (VAR( $p$ )) para un conjunto de  $K$  series de tiempo  $\mathbf{y}_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$ , se puede representar como (Johansen, 1988, 1995; Lütkepohl, 2005; Sims, 1980):

$$\mathbf{y}_t = A_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + A_p \mathbf{y}_{t-p} + \theta \mathbf{D}_t + u_t \quad (34)$$

Donde  $\mathbf{y}_t$  representa a un vector que incluye todas las variables endógenas  $I(1)$ ,  $\mathbf{D}_t$  representa los componentes determinísticos que pueden incluir constante, tendencia o variables estacionales de intervención. Las matrices  $A_l$  para  $l = 1, \dots, p$  incluyen los parámetros a estimar. La ecuación (34) puede describirse, bajo el supuesto de cointegración entre las series, en su forma de vector de corrección de error (VECM) como (Johansen, 1988, 1995):

$$\Delta \mathbf{y}_t = \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \Gamma_1 \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \mathbf{y}_{t-p+1} + \theta \mathbf{D}_t + u_t \quad (35)$$

Donde:  $\Pi = -(I_k - A_1 - \dots - A_p)$  y  $\Gamma_k = -(A_{l+1} + \dots + A_p)$  para  $l = 1, \dots, p - 1$ , son matrices de cuadradas de coeficientes de orden  $k$  (Brüggemann, 2004; Lütkepohl y Krätzig, 2004) y  $\Pi = \alpha \beta'$  y los coeficientes del vector  $\alpha$  representan la velocidad del ajuste al equilibrio y  $\beta$  representan el vector de cointegración con la solución de largo plazo (Engle y Granger, 1987; Johansen, 1988, 1995). El número de vectores de cointegración se obtiene, en general, a través de dos métodos, los cuales involucran la estimación de la matriz  $\Pi$  (Johansen y Juselius, 1990; Johansen, 1988), ambos métodos se basan en el número de raíces características diferentes de cero de dicha matriz (Johansen, 1995).

El primer método se conoce como estadística del valor característico máximo, prueba como hipótesis nula que el rango de la matriz  $\Pi$  es igual a  $r$ ,  $H_0: \text{rango}(\Pi) = r$  contra la alternativa de que el rango es igual a  $r + 1$ . Es decir, la hipótesis nula implica la existencia de  $r$  relaciones de cointegración, mientras que la alternativa es que existen  $r + 1$  vectores. La prueba consiste en ordenar, de mayor a menor, las raíces características de la matriz  $\Pi$  y probar si estos son significativamente distintos de cero. Si las variables no están cointegradas entonces  $\text{rango}(\Pi) = 0$  y todas las raíces características son iguales a cero. La estadística del valor característico máximo es:

$$\lambda_{max}(r_0, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (36)$$

La siguiente prueba, conocida como prueba de la traza, se basa en una razón de verosimilitud sobre la traza de la matriz  $\Pi$ . La hipótesis nula es que el número de vectores de cointegración es menor o igual a  $r_0$ . El estadístico de la traza se calcula de la siguiente manera:

$$LR(r_0) = \lambda_{traza} = -T \sum_{j=r_0+1}^K \ln(1 - \lambda_j) \quad (37)$$

Donde  $\lambda_j$  es la raíz característica estimada de la matriz  $\Pi$  con la hipótesis nula de que existen al menos  $r$  vectores de cointegración (Johansen, 1988). Ambos estadísticos se utilizan de forma secuencial, comenzando con la hipótesis de que la matriz tiene rango cero. Los valores críticos de ambos estadísticos se encuentran en Johansen y Juselius (1990).



La elección del número de rezagos,  $p$ , en el modelo  $VAR(p)$ , se realiza a través de los distintos criterios de información.

El análisis de cointegración para datos panel se basó en las pruebas de Pedroni (1999, 2001a) y Kao (1999) las cuales se basan en la aplicación del método propuesto por Engle y Granger (1987), a través del cual la cointegración se prueba a partir de la revisión de la estacionariedad de los residuales de la regresión entre dos variables, por ejemplo,  $y_t = \beta x_t + u_t$ , donde  $y_t \sim I(1)$  y  $x_t \sim I(1)$ . Si dichas variables producen un residual estacionario,  $u_t \sim I(0)$ , implica que ambas variables tienden a evolucionar de forma conjunta y que, por tanto, cointegran. Para probar la estacionariedad de los residuales es posible utilizar una prueba ADF, donde bajo la hipótesis nula ( $H_0: \phi = 0$ ), las variables no cointegran, y bajo la alternativa,  $H_a: \phi < 0$ , existe una relación de largo plazo entre las variables con un coeficiente de cointegración  $\beta$ . Dicho proceso puede ser utilizado en la estimación tanto de paneles homogéneos como heterogéneos (Asteriou y Hall, 2011). Es importante notar que este procedimiento, a diferencia del procedimiento de Johansen, impone la restricción de la existencia de un solo vector de cointegración.

Considérese la siguiente regresión:

$$y_{it} = \mu_i + \beta x_{i,t} + u_{it} \quad (38)$$

Donde  $y_{it}$  y  $x_{it}$  son  $I(1)$ . La prueba de Kao (1999) consiste en utilizar una prueba ADF (véase ecuación (31)), a los residuales de (38), bajo la hipótesis nula de no cointegración. La prueba ADF se obtiene a partir de la siguiente regresión:

$$\hat{u}_{it} = \phi \hat{u}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i-1} \alpha_{ij} \Delta \hat{u}_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (39)$$

El estadístico de prueba es (Baltagi, 2008):

$$ADF = \frac{t_{ADF} + \frac{\sqrt{6N} \hat{\sigma}_\varepsilon}{2 \hat{\sigma}_\varepsilon}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{0\varepsilon}^2}{2 \hat{\sigma}_\varepsilon^2} + \frac{3 \hat{\sigma}_\varepsilon^2}{10 \hat{\sigma}_{0\varepsilon}^2}}} \quad (40)$$

Donde  $t_{ADF}$  es el estadístico  $t$  de  $\phi$  en (39). La prueba se distribuye como una normal estándar.

Pedroni propone diversas pruebas de cointegración que permiten varios grados de heterogeneidad (Pedroni, 1999, 2001b, 2004). El método propuesto por Pedroni tiene la capacidad de incluir varios regresores en el vector de cointegración, asimismo, permite que el vector de cointegración varíe entre las distintas secciones individuales. Con la finalidad de capturar los efectos entre y dentro del panel, Pedroni propone siete estadísticos para probar cointegración que se pueden dividir en dos grupos. El primer grupo incluye cuatro pruebas basadas en los promedios de las estadísticas de cointegración entre las secciones individuales. El segundo grupo involucra tres pruebas basadas en promediar los coeficientes de la variable dependiente rezagada para cada sección individual del panel (Asteriou y Hall, 2011; Baltagi, 2008).

Por otro lado, también se aplicó la prueba propuesta por Maddala y Wu (1999) sugieren combinar las pruebas sobre unidades individuales (véase (33)). En este caso es posible utilizar las pruebas propuestas por

$$H_0: \begin{cases} \varphi_{21,j} = 0 & \forall j = 1, 2, \dots, p. \\ \alpha_1 = 0 \end{cases} \quad (45)$$

Johansen (1988, 1995), evitando así, realizar una prueba de raíces unitarias sobre los residuales y permitiendo la existencia de más de una relación de cointegración.

El análisis causalidad puede realizarse a través de la prueba de causalidad de Granger (Granger, 1969). Se define que una variable  $y_{1t}$  causa, en el sentido de Granger, a una variable  $y_{2t}$  si utilizando valores rezagados de  $y_{1t}$  es posible mejorar el pronóstico sobre el presente de  $y_{2t}$  (Granger, 1969; Galindo, 1997; Lütkepohl y Krätzig, 2004). Para ejemplificar, considérese un  $VAR(p)$  para dos variables:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \sum_{j=1}^p \begin{bmatrix} \varphi_{11,j} & \varphi_{12,j} \\ \varphi_{21,j} & \varphi_{22,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-j} \\ y_{2t-j} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \quad (41)$$

La hipótesis de *no-causalidad* de Granger de  $y_{1t}$  hacia  $y_{2t}$ , donde en este caso particular  $y_{1t}$  se define como el logaritmo del valor agregado no agrícola y  $y_{2t}$  como el logaritmo valor agregado agrícola, se define como (Galindo, 1997):

$$H_0: \varphi_{12,j} = 0, \quad \forall j = 1, 2, \dots, p. \quad (42)$$

Mientras que la prueba de la *no-causalidad* de Granger de  $y_{2t}$  hacia  $y_{1t}$  se define como (Galindo, 1997):

$$H_0: \varphi_{21,j} = 0, \quad \forall j = 1, 2, \dots, p. \quad (43)$$

Existiendo una retroalimentación entre ellas si ambas hipótesis son rechazadas.

Es conveniente mencionar que si  $y_{1t}$  y  $y_{2t}$  cointegran, es conveniente utilizar la especificación (35), que para el caso bivariado, puede escribirse como,

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \end{bmatrix} = \alpha\beta' \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^{p-1} \begin{bmatrix} \varphi_{11,j} & \varphi_{12,j} \\ \varphi_{21,j} & \varphi_{22,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{1t-j} \\ \Delta y_{2t-j} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \quad (44)$$

En correspondencia con Engle y Granger (1987), la existencia de cointegración implica causalidad entre un conjunto de variables, lo cual se manifiesta como  $|\alpha_1| + |\alpha_2| > 0$  en  $\alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix}$  proveniente de la ecuación (44). La hipótesis de *no-causalidad* de Granger de  $y_{1t}$  hacia  $y_{2t}$ , ahora se define como (Granger y J.-L. Lin, 1995; Granger, Huangb y Yang, 2000),

Tanto (42) y (43) como pueden ser probadas a partir de pruebas estándares como la  $\chi^2$  y la  $F$  puede ser utilizadas en tanto las variables involucradas sean I (0). Si el  $VAR$  contiene variables no estacionarias, las pruebas de Wald se distribuyen asintóticamente de forma no estándar, en función de las propiedades de cointegración del sistema y probablemente de las perturbaciones de los parámetros (Lütkepohl, 2005). Es posible evitar estos problemas al sobre-parametrizar el modelo al aumentar un

rezago al VAR (Lütkepohl, 2005), aunque para el caso bivariado, aumentar el número de rezagos no es necesario para mantener la propiedades asintóticas de la prueba de Wald (Lütkepohl y Reimers, 1992).

Es importante notar que para el caso de la existencia de un vector de cointegración,  $r = 1$ , debe existir causalidad de Granger en al menos una dirección, ya que ambas,  $\alpha$  y  $\beta$  en (44) tienen ambas rango 1 y por tanto, no pueden ser cero de manera simultánea (Lütkepohl y Krätzig, 2004).

Para el caso de datos panel, la prueba de causalidad de Granger se define (ecuación (46)) como (Bravo-Ortega y Lederman, 2005; Christiaensen, Demery y Kuhl, 2010a; Tiffin y Irz, 2006):

$$\begin{bmatrix} y_{1i,t} \\ y_{2i,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^p \begin{bmatrix} \varphi_{11,j} & \varphi_{12,j} \\ \varphi_{21,j} & \varphi_{22,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1i,t-j} \\ y_{2i,t-j} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} w_{1t} \\ w_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} h_{1i} \\ h_{2i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1i,t} \\ u_{2i,t} \end{bmatrix} \quad (46)$$

Para las secciones individuales  $i$ ,  $i = 1, \dots, N$  y los periodos  $t$ ,  $t = 1, \dots, T$ . De nuevo, en este caso  $y_{1i,t}$  se define como el logaritmo del valor agregado no agrícola para cada país  $i$  en el periodo  $t$ , y  $y_{2i,t}$  como el logaritmo valor agregado agrícola;  $\begin{bmatrix} w_{1t} \\ w_{2t} \end{bmatrix}$  representan variables *dummy* de tiempo, la cual captura shocks específicos a lo largo del tiempo comunes para todos los países de la muestra;  $\begin{bmatrix} h_{1i} \\ h_{2i} \end{bmatrix}$  son variables *dummy* que reflejan las características específicas no observables por país,  $\begin{bmatrix} u_{1i,t} \\ u_{2i,t} \end{bmatrix}$  son los términos de error y  $\begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix}$  son constantes. Y tiene idénticas pruebas de hipótesis (véanse las ecuaciones 42, 43 y 45).

El análisis de causalidad se realizó a partir de series de tiempo por los países de la región, utilizando las ecuaciones en (41) para los países en los cuales no se encontró una relación de cointegración y las ecuaciones en (44) para aquellos en los que existe una relación de largo plazo entre las variables. Posteriormente se estimaron las ecuaciones contenidas en (46) para toda la región, agrupando los países, con objeto de obtener resultados más robustos. En ambos casos se consideró la posible presencia de raíces unitarias y de cointegración entre las series.

Es importante notar que la estimación de (46), al incluir rezagos de la variable dependiente implica que la estimación de mínimos cuadrados ordinarios sea sesgada e inconsistente. Para paneles donde el número de secciones individuales  $N$  es grande y el número de periodos  $T$  se mantiene fijo, el estimador de efectos fijos (a través de la transformación *Within*) es sesgado e inconsistente, sólo si,  $T \rightarrow \infty$  las estimaciones de efectos fijos son consistentes (Baltagi, 2008), sin embargo, algunos estudios han señalado que aún para muestras tales como  $T = 30$ , el sesgo puede ser considerable (Judson y Owen, 1999).

De esta manera, se incluyeron estimaciones en primeras diferencias basadas efectos fijos y variables, y se compararon con el estimador del Método General de Momentos (GMM) sugerido por Arellano y Bond (1991) (véase Arellano, 2003; Hsiao, 2003; Baltagi, 2008), el cual se incluyó con fines de comparación, ya que las dimensiones del panel no cumplían las condiciones propuestas por los autores. Los errores estándar de la estimación por GMM se corrigieron con base en el procedimiento de dos etapas sugerido por Windmeijer (2005) (Christiaensen, Demery y Kuhl, 2010a). Asimismo, y dadas las características del panel ( $N = 19$ ,  $T = 41$ ), se incluyeron los resultados de los estimadores promedio por grupo (MG por sus siglas en inglés), propuesto por Pesaran y Smith (1995) y el estimador “*pooled mean group*” (PMG) desarrollado por Pesaran, Shin y Smith (1999), el cual permite un alto grado de heterogeneidad en el panel. Considérese el siguiente modelo dinámico de rezagos distribuidos:

$$y_{i,t} = \mu_i + \gamma_i y_{i,t-1} + \beta_i x_{i,t} + u_{i,t} \quad (47)$$

Para el país  $i$ , donde  $i = 1, 2, \dots, N$ . El parámetro de largo plazo de  $x_i$  para el país  $i$  es:

$$\theta_i = \frac{\beta_i}{1 - \gamma_i} \quad (48)$$

El estimador MG para el panel de países se define como:

$$\hat{\theta} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \theta_i \hat{\mu} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mu_i \quad (49)$$

El estimador MG es consistente y tiene una distribución asintótica normal para  $N$  y  $T$ .

El estimador PMG restringe los coeficientes de largo plazo a ser iguales para todos los grupos, sin embargo permite que los coeficientes de corto plazo sean distintos para cada grupo. Es decir, considérese el siguiente modelo VECM para  $i$  países:

$$\Delta \mathbf{y}_{i,t} = \Pi_i \mathbf{y}_{i,t-1} + \Gamma_{i,1} \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} + \dots + \Gamma_{i,p-1} \mathbf{y}_{i,t-p+1} + \theta_i \mathbf{D}_{i,t} + u_{i,t} \quad (50)$$

Donde  $\Pi_i$  incluye los vectores de cointegración para cada sección cruzada. El estimador PMG implicaría que el componente  $\beta_i$  en  $\Pi_i = \alpha_i \beta_i'$  se fuera igual para todos los países. Pesaran, Smith y Shin sugieren estimar (50) utilizando el método de máxima verosimilitud. El estimador es consistente y tiene una distribución asintótica normal para variables  $I(0)$  e  $I(1)$ .

Para comparar los estimadores MG y PMG Pesaran, Smith y Shin argumentan que la omisión factores específicos de cada grupo individual o errores de medición pueden generar importantes sesgos en las estimaciones, por lo cual sugieren la utilización de la prueba de Hausman (1978) para probar si la hipótesis de que los coeficientes de largo son iguales para todos los grupos, en cuyo caso el estimador PMG es más eficiente en relación al estimador MG. La prueba se construye de la siguiente manera:

Donde  $\hat{q}$  es un vector de dimensión  $k * 1$  que contiene la diferencia entre los estimadores MG y PMG y  $var(\hat{q})$  es la matriz de covarianza. Bajo la hipótesis nula ambos estimadores son consistentes pero sólo el estimador PMG es eficiente. Bajo la hipótesis alternativa el estimador PMG no es consistente.

$$H = \hat{q}' [var(\hat{q})]^{-1} \hat{q} \sim \chi_k^2 \quad (51)$$

## Anexo 4

### Pruebas de raíces unitarias

**CUADRO A.1**  
**PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA DEL VALOR AGREGADO NO AGRÍCOLA<sup>a</sup>**

Variable	País	ADF			PP			KPSS		Orden de integración
		A	B	C	A	B	C	$\eta_t$	$\eta_\mu$	
yna <sub>t</sub>	ARG	-1,89 (1)	0,51 (0)	2,82 (0)	-1,60	0,41	2,60	0,15	1,05	I(1)
	BOL	-2,64 (2)	-0,04 (1)	1,53 (1)	-1,31	-0,14	3,34	0,18	1,02	I(1)
	BRA	-4,58 (0)	-3,24 (0)	2,7 (1)	-4,52	-2,78	4,30	0,16	1,10	I(0)
	BLZ	-3,06 (1)	-0,46 (1)	3,18 (1)	-2,47	-0,31	6,22	0,07	1,12	I(1)
	CHL	-3,41 (1)	0,53 (0)	2,61 (1)	-2,30	0,34	3,81	0,16	1,10	I(1)
	COL	-3,04 (1)	-1,09 (1)	3,56 (1)	-3,08	-1,61	8,59	0,17	1,12	I(1)
	CRI	-2,64 (1)	0,27 (2)	3,49 (2)	-2,03	-0,37	6,14	0,16	1,11	I(1)
	CUB	-1,98 (1)	-1,16 (1)	1,31 (1)	-1,70	-1,17	2,12	0,14	0,76	I(1)
	DOM	-2,80 (1)	-0,45 (1)	3,48 (1)	-3,15	-1,18	7,32	0,12	1,12	I(1)
	ECU	-3,49 (0)	-3,18 (0)	5,14 (0)	-3,53	-3,02	4,06	0,17	1,08	I(1)
	GTM	-2,72 (1)	-0,54 (1)	2,15 (1)	-1,97	-0,66	5,51	0,13	1,10	I(1)
	GUY	-1,18 (1)	-0,46 (1)	0,93 (1)	-0,86	-0,15	1,16	0,23	0,51	I(1)
	HND	-3,15 (1)	-1,24 (0)	3,59 (1)	-2,31	-1,14	6,81	0,12	1,11	I(1)
	JAM	-1,67 (0)	-0,63 (0)	1,35 (0)	-1,80	-0,72	1,28	0,18	0,90	I(1)
	MEX	-2,31 (0)	-2,73 (0)	5,71 (0)	-2,34	-2,64	4,73	0,18	1,09	I(1)
	PER	-1,45 (1)	0,23 (1)	1,9 (1)	-1,00	0,44	2,73	0,19	0,97	I(1)
	PRY	-2,63 (1)	-1,93 (2)	1,69 (1)	-2,14	-2,88	3,67	0,24	1,02	I(1)
SLV	-2,66 (1)	-0,33 (2)	1,23 (2)	-1,58	-0,68	1,80	0,19	0,91	I(1)	
VEN	-2,95 (1)	-0,65 (0)	2,53 (0)	-2,45	-0,74	2,34	0,07	1,04	I(1)	
$\Delta$ yna <sub>t</sub>	ARG	-5,07 (0)	-4,96 (0)	-4,37 (0)	-5,00	-4,91	-4,36	0,07	0,15	I(0)
	BOL	-2,42 (0)	-2,38 (0)	-1,80 (0)	-2,33	-2,34	-1,67	0,13	0,15	I(0)
	BRA	-4,31 (0)	-4,22 (0)	-2,48 (1)	-4,23	-4,11	-2,76	0,16	0,34	I(0)
	BLZ	-4,07 (0)	-4,13 (0)	-2,32 (0)	-4,12	-4,18	-2,22	0,05	0,05	I(0)
	CHL	-4,76 (0)	-4,62 (0)	-3,57 (0)	-4,81	-4,69	-3,67	0,09	0,16	I(0)
	COL	-4,31 (0)	-4,27 (0)	-1,64 (1)	-4,30	-4,23	-1,79	0,10	0,23	I(0)
	CRI	-4,35 (1)	-4,38 (1)	-1,77 (2)	-3,54	-3,61	-2,07	0,08	0,08	I(0)
	CUB	-3,35 (0)	-3,40 (0)	-3,11 (0)	-3,37	-3,41	-3,09	0,14	0,14	I(0)
	DOM	-4,31 (0)	-4,42 (0)	-1,99 (2)	-4,12	-4,25	-2,11	0,16	0,19	I(0)
	ECU	-5,59 (0)	-3,15 (2)	-2,63 (2)	-5,66	-5,19	-3,51	0,14	0,38	I(0)
	GTM	-2,72 (0)	-2,76 (0)	-1,43 (2)	-2,72	-2,76	-1,50	0,11	0,11	I(0)
GUY	-4,10 (0)	-3,89 (0)	-3,78 (0)	-4,07	-3,88	-3,77	0,09	0,26	I(0)	

Cuadro A.1 (conclusión)

Variable	País	ADF			PP			KPSS		Orden de integración
		A	B	C	A	B	C	$\eta_t$	$\eta_\mu$	
$\Delta yna_t$	HND	-4,67 (0)	-4,58 (0)	-2,41 (0)	-4,66	-4,57	-2,17	0,10	0,15	I(0)
	JAMr	-5,66 (0)	-5,72 (0)	-5,57 (0)	-5,65	-5,72	-5,57	0,08	0,10	I(0)
	MEX	-5,13 (0)	-4,67 (0)	-3,07 (0)	-5,11	-4,66	-2,93	0,08	0,36	I(0)
	PER	-4,14 (0)	-4,05 (0)	-3,46 (0)	-4,03	-3,98	-3,41	0,11	0,20	I(0)
	PRY	-2,42 (0)	-2,44 (0)	-1,68 (0)	-2,51	-2,48	-1,62	0,11	0,42	I(0)
	SLV	-3,32 (1)	-3,28 (1)	-3,03 (1)	-2,62	-2,65	-2,45	0,09	0,10	I(0)
	VEN	-4,81 (0)	-4,88 (0)	-4,41 (0)	-4,73	-4,81	-4,38	0,06	0,06	I(0)

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial

Nota: Los valores en negrillas indican el rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Los valores críticos al 5% para la prueba ADF y PP, en una muestra de  $T = 500$ , son de -3.42 incluyendo constante y tendencia (modelo A), -2.87 únicamente la constante (modelo B) y -1.95 sin constante y sin tendencia (modelo C) (Maddala y Kim, 1998). Los valores entre paréntesis representan el número de rezagos utilizados en la prueba,  $\eta_t$  y  $\eta_\mu$  representan los estadísticos de prueba KPSS, donde la hipótesis nula considera que la serie es estacionaria en nivel o alrededor de una tendencia determinística, respectivamente. Los valores críticos al 5% en ambas pruebas son de 0.463 y 0.416 respectivamente (Kwiatkowski, et al, 1992). Las series se encuentran en logaritmos. El periodo corresponde a datos anuales de 1970-2010.

<sup>a</sup> ARG: Argentina, BOL: Bolivia (Est. Plur.), BRA: Brasil, BLZ: Belice, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, CUB: Cuba, DOM: República Dominicana, ECU: Ecuador, GTM: Guatemala, GUY: Guyana, HND: Honduras, JAM: Jamaica, MEX: México, PER: Perú, PRY: Paraguay, SLV: El Salvador, VEN: Venezuela, (Rep. Bol. de).

## CUADRO A.2 PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA DEL VALOR AGREGADO AGRÍCOLA<sup>a</sup>

Variable	País	ADF			PP			KPSS		Orden de integración
		A	B	C	A	B	C	$\eta_t$	$\eta_\mu$	
$\gamma a_t$	ARG	-3,46 (0)	-0,30 (1)	3,32 (1)	-3,51	0,28	3,83	0,17	1,10	I(1)
	BOL	-3,19 (0)	-1,08 (1)	3,96 (1)	-3,21	-1,14	4,31	0,11	1,11	I(1)
	BRA	-3,22 (0)	-0,33 (1)	5,17 (1)	-3,22	-0,70	7,24	0,12	1,11	I(1)
	BLZ	-2,00 (0)	-1,11 (0)	2,65 (0)	-2,27	-1,11	2,66	0,09	1,08	I(1)
	CHL	-3,60 (0)	-0,06 (0)	3,43 (0)	-3,69	0,04	3,88	0,07	1,10	I(0)
	COL	-1,86 (0)	-2,49 (0)	2,11 (0)	-1,89	-2,47	1,88	0,23	0,81	I(1)
	CRI	-2,42 (0)	0,36 (2)	4,74 (2)	-2,36	-0,05	6,32	0,16	1,12	I(1)
	CUB	-2,14 (1)	-2,04 (1)	0,27 (1)	-2,07	-2,03	0,46	0,18	0,19	I(1)
	DOM	-1,85 (0)	0,14 (2)	3,79 (2)	-1,77	-0,02	4,51	0,15	1,07	I(1)
	ECU	-2,25 (0)	-1,59 (0)	0,74 (0)	-2,42	-1,70	0,78	0,09	0,51	I(1)
	GTM	-2,63 (2)	0,06 (2)	2,20 (2)	-2,90	-1,44	5,35	0,11	1,11	I(1)
	GUY	-2,30 (0)	-1,05 (1)	0,91 (1)	-2,30	-1,35	0,92	0,11	0,89	I(1)
	HND	-3,89 (0)	-0,45 (0)	3,41 (0)	-3,83	-0,33	4,66	0,07	1,12	I(0)
	JAM	-1,86 (0)	-1,87 (0)	0,28 (0)	-1,97	-1,95	0,30	0,13	0,28	I(1)
	MEX	-2,66 (0)	-2,17 (2)	4,60 (0)	-2,57	-2,19	5,35	0,17	1,08	I(1)
PER	-2,28 (0)	1,18 (0)	2,89 (0)	-2,25	1,35	2,84	0,26	1,05	I(1)	

Cuadro A.2 (conclusión)

Variable	País	ADF			PP			KPSS		Orden de integración
		A	B	C	A	B	C	$\eta\tau$	$\eta\mu$	
$ya_t$	PRY	-3,74 (0)	-1,01 (1)	5,27 (1)	-3,64	-0,24	6,56	0,17	1,12	I(1)
	SLV	-1,88 (1)	-0,73 (0)	1,38 (2)	-1,57	-0,85	1,42	0,18	0,62	I(1)
	VEN	-2,39 (0)	-1,20 (0)	4,20 (0)	-2,46	-1,22	4,31	0,14	1,10	I(1)
$\Delta ya_t$	ARG	-8,13 (0)	-8,30 (0)	-6,79 (0)	-8,78	-8,97	-6,86	0,07	0,12	I(0)
	BOL	-8,19 (0)	-8,24 (0)	-2,24 (2)	-8,20	-8,25	-6,19	0,09	0,10	I(0)
	BRA	-8,49 (0)	-8,63 (0)	-2,80 (1)	-8,97	-9,13	-5,45	0,09	0,10	I(0)
	BLZ	-6,05 (0)	-6,07 (0)	-5,30 (0)	-6,05	-6,07	-5,36	0,08	0,10	I(0)
	CHL	-6,82 (0)	-6,90 (0)	-2,29 (2)	-6,89	-6,98	-5,45	0,08	0,10	I(0)
	COL	-6,52 (0)	-6,10 (0)	-3,04 (1)	-6,52	-6,16	-5,68	0,09	0,30	I(0)
	CRI	-6,22 (1)	-6,25 (1)	-1,85 (2)	-6,83	-6,91	-4,45	0,08	0,09	I(0)
	CUB	-4,24 (0)	-4,23 (0)	-4,27 (0)	-4,22	-4,21	-4,26	0,11	0,20	I(0)
	DOM	-5,80 (1)	-5,88 (1)	-2,62 (2)	-6,36	-6,42	-4,88	0,17	0,19	I(0)
	ECU	-5,86 (0)	-5,91 (0)	-5,92 (0)	-5,85	-5,90	-5,91	0,06	0,07	I(0)
	GTM	-3,17 (1)	-3,34 (1)	-2,59 (1)	-3,82	-3,78	-2,42	0,14	0,17	I(0)
	GUY	-9,01 (0)	-3,00 (2)	-2,86 (2)	-8,89	-8,97	-8,87	0,10	0,11	I(0)
	HND	-7,53 (0)	-7,61 (0)	-5,99 (0)	-7,98	-8,03	-6,01	0,04	0,04	I(0)
	JAM	-2,57 (2)	-2,65 (2)	-2,69 (2)	-6,91	-7,00	-7,09	0,08	0,09	I(0)
	MEX	-7,44 (0)	-7,29 (0)	-1,87 (2)	-7,58	-7,35	-5,11	0,12	0,32	I(0)
	PER	-6,93 (0)	-6,38 (0)	-2,00 (2)	-6,97	-6,37	-5,45	0,05	0,40	I(0)
	PRY	-8,43 (0)	-8,51 (0)	-1,68 (2)	-9,39	-9,31	-5,51	0,10	0,10	I(0)
	SLV	-5,16 (1)	-5,11 (1)	-4,86 (0)	-4,85	-4,87	-4,76	0,10	0,14	I(0)
VEN	-5,47 (0)	-5,46 (0)	-4,15 (0)	-5,43	-5,41	-4,17	0,05	0,11	I(0)	

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial

Nota: Los valores en negrillas indican el rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Los valores críticos al 5% para la prueba ADF y PP, en una muestra de  $T = 500$ , son de -3.42 incluyendo constante y tendencia (modelo A), -2.87 únicamente la constante (modelo B) y -1.95 sin constante y sin tendencia (modelo C) (Maddala y Kim, 1998). Los valores entre paréntesis representan el número de rezagos utilizados en la prueba,  $\eta\mu$  y  $\eta\tau$  representan los estadísticos de prueba KPSS, donde la hipótesis nula considera que la serie es estacionaria en nivel o alrededor de una tendencia determinística, respectivamente. Los valores críticos al 5% en ambas pruebas son de 0.463 y 0.416 respectivamente (Kwiatkowski. et al, 1992). Las series se encuentran en logaritmos. El periodo corresponde a datos anuales de 1970-2010.

<sup>a</sup> ARG: Argentina, BOL: Bolivia (Est. Plur.), BRA: Brasil, BLZ: Belice, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, CUB: Cuba, DOM: República Dominicana, ECU: Ecuador, GTM: Guatemala, GUY: Guyana, HND: Honduras, JAM: Jamaica, MEX: México, PER: Perú, PRY: Paraguay, SLV: El Salvador, VEN:Venezuela, (Rep. Bol. de).

**CUADRO A.3**  
**PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS**

Prueba	Modelo	$yna_{i,t}$	$ya_{i,t}$	$\Delta yna_{i,t}$	$\Delta ya_{i,t}$
LLC	Constante y tendencia	-2,74	-1,77	-12,23	-23,03
	Constante	-2,97	-0,74	-13,06	-24,62
Breitung	Ninguna	17,33	12,51	-10,98	-17,84
	Constante y tendencia	-1,83	-0,33	-10,14	-12,24
IPS	Constante y tendencia	-2,39	-2,23	-10,77	-24,15
	Constante	2,55	3,24	-12,83	-25,49
ADF	Constante y tendencia	60,29	55,46	179,90	464,51
	Constante	28,88	17,42	232,16	501,34
	Ninguna	0,70	1,71	214,14	456,68
PP	Constante y tendencia	40,96	55,33	169,48	574,21
	Constante	28,25	20,49	220,59	524,11
	Ninguna	0,32	1,53	215,01	581,19
Hadri	Constante y tendencia	6,86	14,71	4,03	5,50
	Constante	16,46	5,85	0,79	0,53

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial.

Nota: LLC es la prueba de Levin, Lin y Chu (2002) la cual asume, al igual que la prueba de Breitung (2001), un proceso de raíz unitaria común. IPS es la prueba de Im, Pesaran y Shin (2003). La prueba IPS, ADF y PP asumen un proceso de raíz unitaria individual. La prueba de Hadri, asume estacionaridad bajo la nula. Números en negritas muestran el rechazo de la hipótesis nula al 5% o menos. Ambas series están en logaritmos. Periodo: 1970–2010. Número de países: 19.



## Anexo 5

### Especificación del modelo VAR

**CUADRO A.4**  
**NÚMERO DE REZAGOS PARA LOS MODELOS VAR**

	Criterio de información de Akaike	Criterio de información de Hannan-Quinn	Criterio de información de Schwarz	Criterio del error de predicción final
Argentina	2	1	1	2
Bolivia (Estado Plurinacional)	3	3	2	3
Brasil	2	1	1	2
Belize	2	2	1	2
Chile	2	2	1	2
Colombia	1	1	1	1
Costa Rica	3	2	1	3
Cuba	2	2	2	2
República Dominicana	1	1	1	1
Ecuador	1	1	1	1
Guatemala	3	3	2	3
Guyana	2	2	2	2
Honduras	1	1	1	1
Jamaica	1	1	1	1
México	2	1	1	2
Perú	2	1	1	2
Paraguay	3	2	2	3
El Salvador	2	2	2	2
Venezuela (República Bolivariana de)	2	1	1	2

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial.

Nota: Los modelos están estimados para el período 1970-2010.

**CUADRO A.5**  
**ESTIMACIONES DE PANEL DINÁMICO**

Variable	Ecuación 51		Ecuación 51	
	MG	PMG	MG	PMG
$\beta$	0,824** (0,400)	1,010*** (0,035)	0,620** (0,243)	0,505*** (0,015)
$\alpha$	-0,125*** (0,028)	-0,092*** (0,021)	-0,163*** (0,042)	-0,103*** (0,038)
$\gamma'$	-0,073* (0,041)	-0,062 (0,040)	0,190*** (0,060)	0,208*** (0,053)
$\gamma$	0,391*** (0,050)	0,418*** (0,055)	-0,099* (0,054)	-0,121** (0,055)
Variable	Ecuación 52 y 53		Ecuación 52 y 53	
	MG	PMG	MG	PMG
$\mu_i$	0,528** (0,263)	0,228*** (0,060)	1,607*** (0,496)	1,020*** (0,383)
Prueba de Hausman $\chi^2$ ( <i>prob</i> )	0,20 (0,655)		0,20 (0,651)	
Observaciones	741		741	
Países	19		19	

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial.

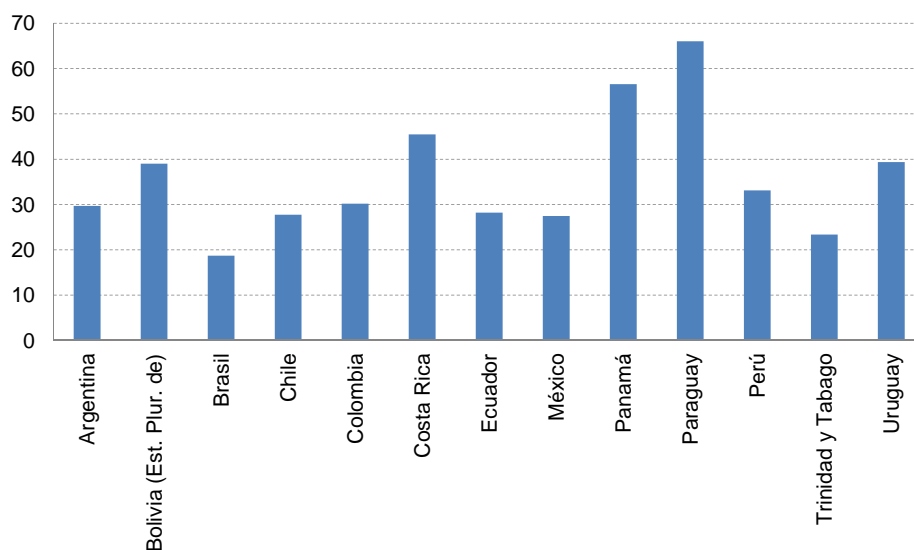
Nota: Periodo: 1970–2010. Número de países: 19. El número de rezagos en cada modelo es 1.

\*\*\*, \*\* y \* significa que el coeficiente es significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente.

Los valores entre paréntesis muestran la desviación estándar de los coeficientes.

Los errores son robustos a heteroscedasticidad.

**GRÁFICO A.1**  
**PARTICIPACIÓN PORCENTUAL DE LA ELABORACIÓN DE ALIMENTOS,**  
**BEBIDAS Y TABACO EN LA MANUFACTURA, 2001**  
(En porcentaje)



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial.

**CUADRO A.6**  
**ESTIMACIONES DE PANEL DINÁMICO ARELLANO BOND**

Variable	Ecuación 51	
	Arellano Bond	Arellano Bond
$\beta$	1,090*** (0,066)	0,718*** (0,064)
$\alpha$	-0,017 (0,040)	-0,017 (0,015)
$\gamma'$	-0,094* (0,052)	0,268*** (0,063)
$\gamma$	0,579*** (0,091)	-0,186 (0,132)
Observaciones	741	741
Países	19	19
Instrumentos	36	36
Prueba AR(1) $z$ ( <i>prob</i> )	-3,21 (0,001)	-2,16 (0,031)
Prueba AR(2) $z$ ( <i>prob</i> )	-1,49 (0,136)	-1,88 (0,060)
Prueba de Hansen $\chi^2$ ( <i>prob</i> )	16,12 (0,998)	17,30 (0,996)

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial.

Nota: Período: 1970–2010. Número de países: 19. El número de rezagos en cada modelo es 1.  $z$  implica una distribución normal estándar.

\*\*\*, \*\* y \* significa que el coeficiente es significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente.

Los valores entre paréntesis muestran la desviación estándar de los coeficientes.

El coeficiente de cointegración se obtuvo a través de una regresión realizada por efectos fijos.



Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)  
Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC)  
[www.cepal.org](http://www.cepal.org)