

# **C**AMBIO CLIMÁTICO: Agricultura y pobreza en América Latina

Luis Miguel Galindo  
Joseluis Samaniego  
José Eduardo Alatorre  
Jimmy Alberto Ferrer





# **C**AMBIO CLIMÁTICO: Agricultura y pobreza en América Latina<sup>1</sup>

**División de Desarrollo Sostenible y  
Asentamientos Humanos  
Unidad de Cambio Climático**

**Santiago de Chile, marzo de 2013**



<sup>1</sup> Este estudio se basa en Galindo, Samaniego, Alatorre y Ferrer (2013).

Este estudio forma parte de un conjunto de trabajos sobre los impactos socioeconómicos del cambio climático en América Latina, realizados en el marco del Programa EUROCLIMA con financiamiento de la Comisión Europea. Las opiniones expresadas en este documento, que no ha sido sometido a revisión editorial, son de exclusiva responsabilidad de sus autores y pueden no coincidir con las de la Organización, ni reflejar la opinión oficial de los gobiernos de los países, de las instituciones o de los donantes mencionados en el estudio.

Ni la Comisión Europea ni ninguna persona que actúe en nombre de la Comisión se responsabilizan 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 de la Comisión Europea.

# Índice

---

<b>Resumen Ejecutivo .....</b>	<b>.....</b>
<b>1 Introducción general .....</b>	<b>13</b>
<b>II Crecimiento económico y pobreza en América Latina.....</b>	<b>16</b>
<b>III Las paradojas del sector agrícola en América Latina: participación sectorial y causalidad de granger.....</b>	<b>33</b>
3.1 Participación sectorial agrícola en américa latina .....	33
3.2 Agricultura y dinámica económica general: causalidad de Granger.....	40
<b>IV Crecimiento económico, agricultura y pobreza en américa latina: los números básicos.....</b>	<b>59</b>
<b>V Escenarios de crecimiento económico y pobreza .....</b>	<b>96</b>
<b>VI Cambio climático, agricultura y pobreza: una aproximación empírica</b>	<b>103</b>
<b>VII Conclusiones y comentarios de política pública.....</b>	<b>119</b>
<b>VIII Anexo 1 .....</b>	<b>125</b>
8.1 Crecimiento a favor de los pobres .....	127
8.2 Metodología econométrica .....	130
8.3 Pruebas de raíces unitarias.....	139
<b>IX Bibliografía.....</b>	<b>146</b>

## INDICE DE CUADROS

CUADRO 1.	ESPECIFICACIONES ECONOMÉTRICAS .....	23
CUADRO 2	ESTIMACIÓN DE LA RELACIÓN CHENERY-SYRQUIN .....	41
CUADRO 3	CRECIMIENTO DEL VALOR AGREGADO AGRÍCOLA Y NO AGRÍCOLA .....	48
CUADRO 4	ESTADÍSTICOS DEL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN .....	49
CUADRO 5	PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN POR PANEL BASADAS EN EL MÉTODO DE ENGLE-GRANGER .....	51
CUADRO 6	PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN POR PANEL BASADAS EN EL MÉTODO DE JOHANSEN .....	52
CUADRO 7	PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER .....	53
CUADRO 8	PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER .....	53
CUADRO 9	ESTIMACIONES DE PANEL DINÁMICO .....	55
CUADRO 10	ESTIMACIONES DE PANEL DINÁMICO ARELLANO BOND.....	56
CUADRO 11	PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER .....	56
CUADRO 12	ESTIMACIONES DE TENDENCIA PARA DIFERENTES INDICADORES .....	61
CUADRO 13	ESTIMACIONES DE TENDENCIA PARA DIFERENTES INDICADORES .....	62
CUADRO 14	ESTIMACIONES ECONOMÉTRICAS DE LA ELASTICIDAD DEL CRECIMIENTO DE LA POBREZA .....	64
CUADRO 15	ESTIMACIONES ECONOMÉTRICAS DE LA ELASTICIDAD DEL CRECIMIENTO AGRÍCOLA DE LA POBREZA .....	68
CUADRO 16	INDICADORES DE POBREZA Y DESIGUALDAD .....	72
CUADRO 17	REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO .....	75
CUADRO 18	REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO CONSIDERANDO EL INGRESO DE LAS ENCUESTAS.....	75
CUADRO 19	REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO. ELIMINANDO VALORES ATÍPICOS .....	76
CUADRO 20	REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO CONSIDERANDO EL INGRESO DE LAS ENCUESTAS ELIMINANDO VALORES ATÍPICOS .....	76
CUADRO 21	REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO .....	77
CUADRO 22	REGRESIONES DE POBREZA (HC) Y CRECIMIENTO ECONÓMICO CONSIDERANDO EL INGRESO DE LAS ENCUESTAS MODELOS ESTÁNDARES..	78
CUADRO 23	REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO CONSIDERANDO EL INGRESO DE LAS ENCUESTAS, ELIMINANDO VALORES EXTREMOS MODELOS ESTÁNDARES.....	79
CUADRO 24	HIPÓTESIS 1. REGRESIONES DE POBREZA Y COMPOSICIÓN DEL CRECIMIENTO ECONÓMICO.....	81
CUADRO 25	HIPÓTESIS 1. REGRESIONES DE POBREZA Y COMPOSICIÓN DEL CRECIMIENTO ECONÓMICO.....	82
CUADRO 26	.HIPÓTESIS 1. REGRESIONES DE POBREZA Y COMPOSICIÓN DEL CRECIMIENTO ECONÓMICO ELIMINANDO VALORES ATÍPICOS .....	82
CUADRO 27	HIPÓTESIS 2. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO ASIMÉTRICO .....	83
CUADRO 28	HIPÓTESIS 2. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO ASIMÉTRICO . INGRESO DE LAS ENCUESTAS .....	83
CUADRO 29	HIPÓTESIS 2. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO ASIMÉTRICO ELIMINANDO VALORES ATÍPICOS .....	84
CUADRO 30	HIPÓTESIS 2. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO ASIMÉTRICO .....	84
CUADRO 31	HIPÓTESIS 2. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO ASIMÉTRICO ELIMINANDO VALORES ATÍPICOS .....	85
CUADRO 32	HIPÓTESIS 3. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO POR NIVEL DE INGRESO .....	86
CUADRO 33	HIPÓTESIS 3. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO POR NIVEL DE INGRESO. INGRESO DE LAS ENCUESTAS .....	86

CUADRO 34	HIPÓTESIS 3. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO POR NIVEL DE INGRESO. ELIMINANDO VALORES ATÍPICOS.....	87
CUADRO 35	HIPÓTESIS 3. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO POR NIVEL DE INGRESO. ....	89
CUADRO 36	HIPÓTESIS 3. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO POR NIVEL DE INGRESO. ELIMINANDO VALORES ATÍPICOS.....	89
CUADRO 37	HIPÓTESIS 4. REGRESIONES DE POBREZA Y RITMO DE CRECIMIENTO ECONÓMICO.....	90
CUADRO 38	HIPÓTESIS 4. REGRESIONES DE POBREZA Y RITMO DE CRECIMIENTO ECONÓMICO INGRESO DE LA ENCUESTA .....	90
CUADRO 39	HIPÓTESIS 4. REGRESIONES DE POBREZA Y RITMO DE CRECIMIENTO ECONÓMICO. ELIMINANDO VALORES ATÍPICOS .....	91
CUADRO 40	HIPÓTESIS 4. REGRESIONES DE POBREZA Y RITMO DE CRECIMIENTO ECONÓMICO.....	92
CUADRO 41	HIPÓTESIS 4. REGRESIONES DE POBREZA Y RITMO DE CRECIMIENTO ECONÓMICO. ELIMINANDO VALORES ATÍPICOS .....	92
CUADRO 42	HIPÓTESIS 5. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO, CONSIDERANDO EL SECTOR EXTRACTIVO.....	93
CUADRO 43	HIPÓTESIS 5. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO, CONSIDERANDO EL SECTOR EXTRACTIVO. INGRESO DE LA ENCUESTA .....	93
CUADRO 44	HIPÓTESIS 5. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO, CONSIDERANDO EL SECTOR EXTRACTIVO ELIMINANDO VALORES ATÍPICOS .....	95
CUADRO 45	HIPÓTESIS 5. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO, CONSIDERANDO EL SECTOR EXTRACTIVO.....	95
CUADRO 46	HIPÓTESIS 5. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO, CONSIDERANDO EL SECTOR EXTRACTIVO ELIMINANDO VALORES ATÍPICOS .....	96
CUADRO 47	DATOS BÁSICOS.....	98
CUADRO 48	ESCENARIO BAU 2025 .....	99
CUADRO 49	CRECIMIENTO PIB PER CÁPITA NECESARIO PARA REDUCIR LA POBREZA A LA MITAD EN 2025 .....	103
CUADRO 50	RANGOS DE ESTIMACIONES DE LOS EFECTOS DEL CAMBIO CLIMÁTICO SOBRE CULTIVOS SELECCIONADOS.....	105
CUADRO 51	PROMEDIO DE TEMPERATURA Y PRECIPITACIÓN.....	109
CUADRO 52	IMPACTOS DEL CALENTAMIENTO GLOBAL ALREDEDOR DE LA DÉCADA DE 2080 SOBRE EL POTENCIAL AGRÍCOLA EN PAÍSES DE AMÉRICA LATINA, BANCO MUNDIAL .....	111
CUADRO 53	ESTIMACIONES PREFERIDAS SOBRE IMPACTO DEL CALENTAMIENTO GLOBAL EN LA LÍNEA BASE A 2080 .....	112
CUADRO 54	CAMBIO EN LA CAPACIDAD AGRÍCOLA.....	114
CUADRO 55	POBREZA EN 2025 ANTE CAMBIO CLIMÁTICO.....	115
CUADRO 56	POBREZA EN 2025 ANTE CAMBIO CLIMÁTICO.....	116
CUADRO 57	PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA DEL VALOR AGREGADO NO AGRÍCOLA .....	139
CUADRO 58	PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA DEL VALOR AGREGADO AGRÍCOLA .....	141
CUADRO 59	PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS .....	143
CUADRO 60	NÚMERO DE REZAGOS PARA LOS MODELOS VAR .....	145

## INDICE DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1	PIB PER CÁPITA, AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE: 1980-2011 .....	34
GRÁFICA 2	VALOR AGREGADO AGRÍCOLA PER CÁPITA, AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE: 1980-2011 .....	34
GRÁFICO 3	PARTICIPACIÓN PORCENTUAL DE LA AGRICULTURA EN EL PIB. AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE Y MUNDO, 1980-2010.....	35

GRÁFICO 4	PARTICIPACIÓN PORCENTUAL DE LA AGRICULTURA EN EL PIB. AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE, 2010.....	36
GRÁFICO 5	EMPLEO AGRÍCOLA COMO PORCENTAJE DEL TOTAL AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE, 2007 .....	37
GRÁFICO 6	TASAS DE CRECIMIENTO DEL VALOR AGREGADO AGRÍCOLA Y NO AGRÍCOLA, 1970 – 2010 .....	47
GRÁFICO 7	DESVIACIÓN ESTÁNDAR DE LAS TASAS DE CRECIMIENTO DEL VALOR AGREGADO AGRÍCOLA Y NO AGRÍCOLA, 1970 - 2010.....	47
GRÁFICO 8	.....	59
GRÁFICO 9	.....	60
GRÁFICO 10	CRECIMIENTO DEL PIB PER CÁPITA Y EN LA POBREZA. AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE PONER AMBOS CON 1 Y 2 .....	63
GRÁFICO 11	ELASTICIDAD CRECIMIENTO DE LA POBREZA.....	65
GRÁFICO 12	ELASTICIDAD CRECIMIENTO DE LA POBREZA: AMÉRICA LATINA .....	66
GRÁFICA 13	DISTRIBUCIÓN DE LAS ELASTICIDADES DE CRECIMIENTO DE LA POBREZA ..	66
GRÁFICO 14	ELASTICIDAD CRECIMIENTO AGRÍCOLA DE LA POBREZA .....	69
GRÁFICO 15	DISTRIBUCIÓN DE LAS ELASTICIDADES CRECIMIENTO AGRÍCOLA DE LA POBREZA.....	69
GRÁFICO 16	CRECIMIENTO PIB PER CÁPITA NECESARIO PARA REDUCIR LA POBREZA A LA MITAD EN 2025 .....	101
GRÁFICA 17	PARTICIPACIÓN PORCENTUAL LA ELABORACIÓN DE ALIMENTOS, BEBIDAS Y TABACO EN LA MANUFACTURA, 2001 .....	145

#### **ÍNDICE DIAGRAMAS**

DIAGRAMA 1	DESCOMPOSICIÓN DEL CAMBIO EN POBREZA EN EFECTO INGRESO Y EFECTO DISTRIBUCIÓN.....	17
------------	---	----

## RESUMEN EJECUTIVO

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 procesos de retroalimentación que se establecen entre el cambio climático y la pobreza.

El objetivo de este estudio es analizar el efecto del cambio climático en la pobreza en América Latina atendiendo al canal de transmisión entre el crecimiento económico y en específico el crecimiento del sector agrícola sobre la pobreza. 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. Este análisis utiliza la conocida hipótesis del crecimiento económico a favor de los pobres (*pro poor growth*) donde se establece las relaciones y magnitudes entre el crecimiento económico y la pobreza (OECD, 2007; Ravallion, 2004a, 2004b). Existen desde luego otros canales de transmisión que en este trabajo no son considerados.

Las economías de América Latina muestran, como el resto de las economías del mundo una paulatina reducción de la participación del sector agrícola en el total, aunque a un ritmo menor que en el resto del mundo. De este modo, las economías con un PIB *per cápita* más elevado muestra también una menor participación del sector agrícola. Asimismo, la evidencia de las pruebas de causalidad de Granger muestra que existe un estrecho y complejo vínculo entre la economía agrícola y el resto de los sectores económicos los cuales se traducen en una causalidad bidireccional. Dicha causalidad es en general sólida en el largo plazo, aunque, la evidencia sugiere que el sector agrícola no causa al no agrícola en el corto plazo.

La evidencia presentada en este estudio muestra que el crecimiento económico reduce la pobreza y que las elasticidades entre el crecimiento económico y la pobreza se modifican dependiendo de un conjunto de factores adicionales tales como la evolución de la desigualdad<sup>2</sup>, los niveles de ingreso *per cápita* del país y por las condiciones iniciales de los países, por la composición del ritmo de crecimiento económico, efectos asimétricos de crecimiento o caída del producto e incluso depende de la definición de ingreso (ya sea el PIB de las cuentas nacionales o de las encuestas). Así, los resultados muestran a nivel internacional una elasticidad ingreso de la pobreza que oscila entre -0.15 y -10.5, con una media ponderada de -1.52 estimada con base en un meta-análisis. La evidencia internacional disponible para el sector agrícola muestra también un efecto diferente sobre la reducción de la pobreza con elasticidades estimadas de entre -0.03 y -2.92 y una media ponderada de -0.3 obtenida a través de un meta-análisis.

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. Así, los coeficientes de la elasticidad del crecimiento económico sobre la pobreza se ubica entre -1.5 y -2.1 dependiendo del indicador de pobreza y de la elasticidad de la distribución del ingreso medida por el índice de Gini se estima entre 1.8 y 2.8 para América

---

<sup>2</sup> Por ejemplo, Ravallion (1997) estima que la elasticidad del índice de pobreza al crecimiento del ingreso es de -3.3, con un índice de 0.25, y de -1.8 con un índice de Gini de 0.60.

Latina, también en función del indicador de pobreza utilizado, ello destaca la relevancia de la distribución del ingreso. En este sentido, es necesario que América Latina, disponga de una estrategia de crecimiento a favor de los pobres y de una estrategia de políticas públicas que inciden en la distribución del ingreso.

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 son diferentes y que se rechaza la hipótesis nula de que ambos coeficientes son iguales. Así, el impacto del crecimiento económico agrícola sobre la pobreza es mayor que el impacto del crecimiento económico del resto de los sectores. De este modo, la composición del producto resulta relevante para combatir la pobreza.

Asimismo, los resultados obtenidos en este estudio permiten argumentar que el efecto del crecimiento económico sobre la pobreza no es simétrico<sup>3</sup>; esto es, la pobreza es más sensible a las caídas del ingreso que al aumento del ingreso, incluyendo en el caso de la desagregación del impacto agrícola (De Janvry & 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 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 (Timmer, 2002).

La evidencia reportada para América Latina muestra también que el nivel de ingreso *per cápita* no incide en las elasticidades del crecimiento económico sobre la pobreza, sin embargo, al desagregar el efecto para el sector agrícola se puede apreciar que existe una elasticidad mayor con un ingreso *per cápita* menor. El nivel de desarrollo parece tener, además, un efecto positivo sobre la elasticidad de crecimiento a la pobreza del sector agrícola. Asimismo, la evidencia no muestra que distintos ritmos de crecimiento económico se traduzca en distintas elasticidades de crecimiento sobre la pobreza y que existe alguna evidencia débil de que la presencia de un sector extractivo importante reduce las elasticidades del crecimiento sobre la pobreza.

---

<sup>3</sup> Ello a diferencia de Epaulard (2003)

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 del milenio en pobreza. Por ejemplo, en un escenario con una pérdida simulada de 6% del producto agrícola de América Latina al 2025 entonces se estima que 8.6 millones de personas no saldrían de la pobreza en el continente; 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.

En este sentido, eliminar la pobreza es un objetivo común de todos los gobiernos en América Latina y de las agencias internacionales lo que implica se incorpore en sus estrategias la dimensión del cambio climático y sus canales de transmisión.

## I. INTRODUCCIÓN GENERAL

El cambio climático es uno de los grandes desafíos globales del siglo XXI para alcanzar un desarrollo sostenible<sup>4</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 gases de efecto invernadero requeridos (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. En efecto, en primer lugar, la evidencia disponible muestra que el cambio climático tiene una especial incidencia en las actividades agrícolas (Cline, 2007; Hertel & 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

---

<sup>4</sup> El desarrollo sostenible requiere considerar simultáneamente los factores económicos, sociales y ambientales con objeto de preservar adecuadamente los activos físicos, naturales, económicos y sociales actuales para las generaciones futuras.

pérdidas de productividad y producto agrícola y en forma similar eventos climáticos extremos pueden traducirse en pérdidas del producto agrícola significativas (CEPAL, 2010; IPCC, 2007; Mendelsohn & Dinar, 2009; Stern, 2007). En segundo lugar, la evidencia muestra también que la evolución y características del crecimiento agrícola inciden, a través de diversos canales, en la pobreza y en el precio de los alimentos (Christiaensen, Demery, & Kuhl, 2010a; Christiaensen & Demery, 2007; The World Bank, 2007). De este modo, el cambio climático incide sobre el ritmo de crecimiento y la productividad del sector agrícola que a su vez incide sobre la evolución de la pobreza<sup>5</sup> (Thurlow, Zhu, & 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 en las áreas rurales (Byerlee, Diao, & Jackson, 2005; Christiaensen et al., 2010a; Nissanke & Thorbecke, 2007; Ravallion & 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 consecuencias directas relevantes, por ejemplo, permite identificar los estilos de crecimiento económico o la composición sectorial que es más favorable a los pobres y permite además identificar las consecuencias potenciales y riesgos que presenta ese estilo de crecimiento ante el cambio climático.

De este modo, promover el desarrollo sostenible requiere promover un crecimiento económico que sea más favorable a los pobres y 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 (Cline, 2007).

---

<sup>5</sup> Existen, desde luego otros canales de transmisión entre el cambio climático o la pobreza.

El estudio incluye siete secciones, la primera es, obviamente, la introducción. En la segunda sección se esbozan las principales hipótesis del trabajo, iniciando con una breve discusión sobre la hipótesis del crecimiento a favor de los pobres, los principales índices de pobreza y la estrategia general de estimación de los impactos que el crecimiento económico y sus componentes sectoriales tienen sobre la pobreza. La tercera sección presenta evidencia sobre los vínculos entre los sectores agrícola y no agrícola de la economía con el objeto de establecer el motor de crecimiento de la economía, esto a través de la metodología de causalidad de Granger, el principal resultado de esta sección muestra que existe un estrecho y complejo vínculo entre la economía agrícola y el resto de los sectores económicos los cuales se traducen en una causalidad bidireccional entre los sectores. En la cuarta sección se desarrollan las estimaciones econométricas las cuales tienen como objeto de dotar de contenido empírico al conjunto de hipótesis establecidas en la segunda sección, esto es, cuantificar el vínculo entre el crecimiento económico y la reducción de la pobreza, así como determinar la importancia del componente sectorial del crecimiento. Uno de los resultados principales de la sección destaca la potencialidad del crecimiento del sector agrícola como reductor de la pobreza, este vínculo es de gran relevancia al considerar los posibles impactos negativos del cambio climático sobre este sector. 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. En esta sección se muestra que las tasas de crecimiento históricas de la región son, en general, insuficientes para reducir la pobreza a la mitad con respecto al nivel actual a 2025. La sección seis, se presenta la elaboración del escenario a 2025 con la presencia de impactos del cambio climático, esta sección cuantifica el número de personas que no podrían salir de la pobreza debido al impacto negativo del cambio climático sobre la agricultura. Finalmente, la sección siete presenta las conclusiones del estudio.

## II. CRECIMIENTO ECONÓMICO Y POBREZA EN AMÉRICA LATINA

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>6</sup> (efecto distribución del ingreso) (Bourguignon & Morrisson, 2002; Bourguignon, 2003, 2004; Epaulard, 2003; Hanmer & Naschold, 2000; Kanbur, 2000; Mosley, Hudson, & Verschoor, 2004; Ravallion, 1997, 2001). 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>7</sup> (Diagrama 1) (Bourguignon, 2003, 2004; Datt & Ravallion, 1992; Loayza & Raddatz, 2010; OECD, 2010; Ravallion & 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).

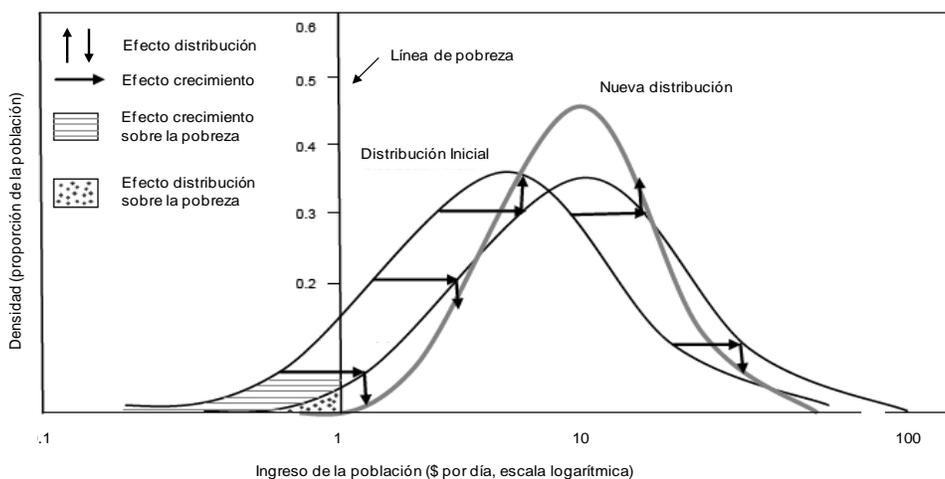
### DIAGRAMA 1

---

<sup>6</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>7</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).

## 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.

En este contexto, destacan los trabajos sobre la hipótesis de un crecimiento económico a favor de los pobres (*pro poor growth*) (Datt & Ravallion, 1992). Así, existen dos definiciones de un crecimiento económico favorable a los pobres. En el primer caso, un crecimiento a favor de los pobres es aquel que beneficia a los pobres en términos absolutos y que se refleja en algún indicador de pobreza (Ravallion & Chen, 2003; Ravallion, 2001). 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 & Pernia, 2000; Kakwani, 2000; Nissanke & 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 & Chen, 2003; Ravallion, 2004b). Por ello, en este estudio se utiliza la primera definición.

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

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

<sup>9</sup> existen más condiciones para un crecimiento a favor de los pobres como son el manejo macro-económico, la inflación relativamente controlada (OECD, 2010).

1. Las magnitudes puntuales del impacto del crecimiento económico sobre la pobreza y la estabilidad de estos impactos a distintos niveles de ingreso, en particular considerando la permanencia de una población pobre incluso en economías ricas (Bourguignon & Morisson, 2002; Bourguignon, 2004).

2. Las relaciones y formas funcionales que se establecen entre crecimiento económico y distribución del ingreso; 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>10</sup> y que ello tiene consecuencias colaterales con la magnitud de las elasticidades del crecimiento económico sobre la pobreza (Aghion, Caroli, & García-Peñalosa, 1999; Anand & Kanbur, 1993; Bourguignon, 2004; Bruno, Ravallion, & Squire, 1998; Datt & Ravallion, 2002; Dollar & Kraay, 2002; Ravallion & Chen, 2003; Timmer, 2002).

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 & Dewbre, 2010; Hanmer & Naschold, 2000; Ravallion & Chen, 2007; Ravallion & Datt, 1996; Thorbecke & 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 es fundamentalmente rural, 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 & Sadoulet, 1995; Lewis, 1954; Lipton & Ravallion,

---

<sup>10</sup> En estricto sentido, existen también posiciones que argumentan que el crecimiento económico o el dinamismo del capitalismo (Marx, 1999, Chapter 24) ocasiona 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).

1995; Loayza & Raddatz, 2010; Nissanke & Thorbecke, 2007; Ravallion & Datt, 1996; Ravallion, 1995; The World Bank, 2007; Thorbecke & 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, 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 y aumenta la productividad general de la economía (Anand & Kanbur, 1991; Byerlee et al., 2005; Kuznets, 1955; Lewis, 1954; Ravallion & Datt, 1996; Timmer, 2002).

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 & Ravallion, 1992; Foster, Greer, & Thorbecke, 1984; Haughton & 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 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 (1)). 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.

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

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  $y_i$ .

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

$$P_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left( \frac{z - y_i}{z} \right)^{\alpha} \quad (2)$$

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 (2) incluye tres posibles indicadores dependiendo del valor asignado a  $\alpha$ .

2.1. Así, el índice de recuento (*headcount ratio*) (Deaton, 2005; Haughton & Khandker, 2009; Kalwij & Verschoor, 2007; Ravallion & 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:

$$H_t = \Pr(Y_t < z) = F(z) \quad (3)$$

Con  $\alpha=0$  en la ecuación (2):

$$HR = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N 1(x_i \leq z) \quad (4)$$

2.2. La brecha de pobreza (*poverty gap*) (Haughton & 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:

$$PG = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( 1 - \frac{x_i}{z} \right) 1(x_i \leq z) \quad (5)$$

Con  $\alpha=1$  en la ecuación (2).

2.3. La brecha de pobreza al cuadrado (Foster et al., 1984; Haughton & 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.

$$PGS = \sum_{n=i}^{i=1} \frac{\left[ \frac{(z - y_i)}{z} \right]^2}{n} \quad (6)$$

Con  $\alpha=2$  en la ecuación (2).

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 & Chen, 2003; Ravallion & Datt, 1996).

Así, 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 la distribución del ingreso, a otras variables de control y a un residual (ecuación (7)) (Adams Jr., 2004; Ravallion & Chen, 1997, 2003, 2007; Ravallion & Datt, 1996).

$$\frac{dP_t}{dt} = \frac{\partial P_t}{\partial Y_t} \frac{dY_t}{dt} + \frac{\partial P_t}{\partial G_t} \frac{dG_t}{dt} + \varphi_t \quad (7)$$

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 (7) se traduce en diversas especificaciones econométricas que se presentan en el Cuadro 1. Algunas de estas especificaciones pueden sintetizarse en una forma general (Bourguignon, 2003; Datt & Ravallion, 2002; Kraay, 2006; Ravallion & Chen, 1997):

$$\begin{aligned} \Delta p_{it} &= \beta_1 \Delta y_{it} + \gamma_1 \Delta g_{it} + u_{it} \\ u_{it} &= \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \end{aligned} \quad (8)$$

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 restante.

La estimación de las ecuaciones se realizó utilizando el modelo de efectos fijos (Arellano, 2003; Baltagi, 2008). Se considera además que la ecuación en primeras diferencias genera que el término de error pueda estar correlacionado por países y en el tiempo por lo que se utiliza el método de Arellano (Arellano, 1987) para el cálculo de errores estándar robustos para el modelo de efectos fijos utilizando la forma general propuesta por White (White, 1980) (Adams Jr., 2004; Baltagi, 2008; Ravallion & Chen, 1997).

**CUADRO 1**  
**ESPECIFICACIONES ECONÓMICAS**

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 & Ravallion, 1998; Ravallion & 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)
$\Delta p_{it} = \beta_1 \Delta y_{it} + \beta_2 \Delta y_{it} * \frac{z}{e_{it}} + \beta_3 * \Delta y_{it} * Gini_{t-1} + \gamma_1 \Delta g_{it} + u_{it}$	(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)
$\frac{1}{\sigma} \lambda \left[ \frac{\log\left(\frac{z}{e_{it}}\right)}{\sigma} + \frac{\sigma}{2} \right]$	(Bourguignon, 2003; Bresson, 2009; Heltberg, 2004)
$\Delta p_{it} = \beta_1 \Delta y_{it} + \gamma_1 \Delta g_{it} + \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kit} + u_{it}$	(Bourguignon, 2003; Ravallion & Chen, 2007)
$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$	
$\Delta p_{it} = \beta_1^a s_{it-1}^a \Delta y_{a_{it}} + \beta_1^{na} s_{it-1}^{na} \Delta y_{na_{it}} + \gamma_1 \Delta g_{it} + \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kit} + u_{it}$	(Christiaensen et al., 2010a; Christiaensen & Demery, 2007)
$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$ $\Delta p_{it} = \left( \beta_1^a + \gamma_1 * Gini_{i,t-1} + \gamma_2 * \frac{z}{e_{i,t-1}} \right) \Delta y_{a_{i,t}} s_{a_{i,t-1}}$ $+ \left( \beta_1^{na} + \gamma_3 * Gini_{i,t-1} + \gamma_4 * \frac{z}{e_{i,t-1}} \right) \Delta y_{na_{i,t}} s_{na_{i,t-1}}$ $+ \gamma_5 \Delta y_{na_{i,t}} s_{na_{i,t-1}} * extr_{i,t-1} + e_{i,t}$ $y_{it}^q = \epsilon_q y_{it} + u_{it}$	(Christiaensen et al., 2010a; Christiaensen & Demery, 2007)
$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad q = 1, \dots, 5 \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$ $y_{it}^q = \epsilon_q^a y_{a_{it}} + \epsilon_q^{na} y_{na_{it}} + u_{it}$	(Timmer, 1997)
$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad q = 1, \dots, 5 \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$	(Timmer, 1997)

Fuente: Elaboración propia.

Asimismo, con objeto de reducir potenciales problemas de especificación y/o inestabilidad en los coeficientes se incluyeron en la especificación inicial (8) variables adicionales de control:

$$\Delta p_{it} = \beta_1 \Delta y_{it} + \gamma_1 \Delta g_{it} + \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kit} + u_{it} \quad (9)$$

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

Donde  $X_{it}$  se refiere al conjunto de  $k$  variables de control del país  $i$  en el año  $t$  y donde se incluyen, por ejemplo, términos cruzados o cuadráticos y puede incluir variables en niveles o primeras diferencias. Las variables incluidas son el índice de desigualdad inicial ( $Gini_{i,t-1}$ ), la línea de pobreza ( $z$ ) en razón a la media ingreso/gasto inicial ( $e_{i,t-1}$ ), 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>11</sup>, todas ellas en forma de interacción con el crecimiento del PIB *per cápita* y el PIB *per cápita* por sectores (Christiaensen, Demery, & Kuhl, 2010b; Datt & Ravallion, 1992; Ravallion & Chen, 1997). La inclusión de estas variables captura una parte significativa de la variabilidad de las elasticidades y por lo tanto,  $\beta_1$  en la ecuación (10) se puede considerar más estables a lo largo del tiempo (Christiaensen et al., 2010b). Es posible además 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 (Byerlee et al., 2005; Datt & Ravallion, 1992) (Bourguignon & Morrisson, 1998; Dorosh & Haggblade, 2003; Ravallion & Chen, 1997). Además, para eliminar potenciales sesgos de valores atípicos se incluyeron estimaciones econométricas eliminando aquellas observaciones en donde las tasas de crecimiento de las variables de pobreza crecen o decrecen a una tasa mayor del 50% anual (Loayza & Raddatz, 2010). Así, dependiendo del indicador se eliminaron desde una observación considerando el índice de recuento de la línea de pobreza de dos dólares diarios hasta 29 para el cuadrado de la brecha de pobreza considerando la línea de pobreza de 1.25 dólares diarios.

---

<sup>11</sup> Por ejemplo, las exportaciones de recursos minerales reduce la relevancia de las exportaciones agrícolas (The World Bank, 2007, Chapter 1).

$$\Delta p_{it} = \left( \beta_1 + \gamma_1 * Gini_{i,t-1} + \gamma_2 * \frac{z}{e_{i,t-1}} + \gamma_3 extr_{i,t-1} \right) \Delta y_{i,t} + e_{i,t} \quad (10)$$

La especificación econométrica de la ecuación (9) permite entonces analizar seis hipótesis anidadas sobre el crecimiento a favor de los pobres para América Latina:

1. *Hipótesis de composición sectorial y crecimiento del sector agrícola.* Esta hipótesis analiza la presencia de una diferencia estadísticamente<sup>12</sup> significativa entre la elasticidad del crecimiento del sector agrícola y del resto de la economía sobre la pobreza (Christiaensen et al., 2010b; Christiaensen & Demery, 2007; Kakwani, 1993; Loayza & Raddatz, 2010; Ravallion & Chen, 2007; Ravallion & Datt, 1996):

$$\begin{aligned} \Delta p_{it} &= \beta_1^a s_{it-1}^a \Delta y a_{it} + \beta_1^{na} s_{it-1}^{na} \Delta y na_{it} + \gamma_1 \Delta g_{it} \\ &+ \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kit} + u_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

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

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

Donde  $\Delta y a_{it}$  es el crecimiento anual del PIB agrícola *per cápita*, que es ponderado por la participación del sector agrícola en el total de la economía  $s_{it-1}^a$ ;  $\Delta y na_{it}$  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 (11) es idéntica a la ecuación (8), ello implicaría que los impactos del crecimiento

<sup>12</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).

sobre la pobreza son independientes del sector económico y de la composición estructural de la economía.

Incluyendo entonces en la ecuación (11) las variables de control se obtiene:

$$\begin{aligned}
 & \Delta p_{it} \\
 &= \left( \beta_1^a + \gamma_1 * Gini_{i,t-1} + \gamma_2 * \frac{z}{e_{i,t-1}} \right) \Delta y_{a_{i,t}} s_{a_{i,t-1}} \\
 &+ \left( \beta_1^{na} + \gamma_3 * Gini_{i,t-1} + \gamma_4 * \frac{z}{e_{i,t-1}} \right) \Delta y_{na_{i,t}} s_{na_{i,t-1}} \\
 &+ \gamma_5 \Delta y_{na_{i,t}} s_{na_{i,t-1}} * extr_{i,t-1} + e_{i,t}
 \end{aligned} \tag{12}$$

Donde el crecimiento del índice de Gini se elimina dada su inclusión en niveles. La hipótesis de la composición sectorial implica analizar la siguiente restricción (Christiaensen et al., 2010b):

$$\begin{aligned}
 & \left\{ \beta_1^a + \gamma_1 Gini_{it-1} + \gamma_2 \frac{z}{e_{i,t-1}} \right\} \\
 &= \left\{ \beta_1^{na} + \gamma_1 Gini_{it-1} + \gamma_2 \frac{z}{e_{i,t-1}} + \gamma_5 extr_{i,t-1} \right\}
 \end{aligned} \tag{13}$$

Así, en el caso en que la restricción (13) se cumple entonces la ecuación (12) se reduce a la ecuación (10).

2. *Hipótesis de efectos asimétricos de la elasticidad del crecimiento económico sobre la pobreza.* La evidencia disponible (Caballero & Engel, 1992; Escribano & 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 ingreso del

crecimiento económico sobre la pobreza puede ser asimétrico, ya que una mala distribución del ingreso hace que las caídas del producto impacten menos a los pobres. Por el contrario, Dollar y Kraay (2002) rechazan la hipótesis de asimetría.

La presencia de efectos asimétricos en las elasticidades de crecimiento económico sobre la pobreza se estimaron<sup>13</sup> mediante la inclusión de una variable dicotómica para distinguir dos estados: uno de caída del producto y otro de crecimiento económico.

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

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (14)$$

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

$$H_0: \phi_1 = 0$$

Donde la variable  $dcrec_{it}$  toma el valor de uno cuando la tasa de crecimiento del PIB *per cápita* positiva y cero en otro caso.

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

---

13 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 de las cadenas de cambio de Markov (Hamilton, 1989, 1990; Karras, 1996; Mills, 2003; Rhee & Rich, 1995).

$$\Delta p_{it} = [\beta_1^a + \phi_1^a dcrec_{it}] s_{it-1}^a \Delta y_{a_{it}} + [\beta_1^{na} + \phi_1^{na} dcrec_{it}] s_{it-1}^{na} \Delta y_{na_{it}} + \gamma_1 \Delta g_{it} + \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kit} + u_{it} \quad (15)$$

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

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

3. *Hipótesis de diferentes elasticidades de crecimiento económico sobre la pobreza dependiendo del nivel de ingreso per cápita del país.* Para ello se asignó una variable dicotómica, utilizando la clasificación de ingreso del Banco Mundial<sup>14</sup>. Es decir, se clasificaron los países dependiendo de su nivel de PIB *per cápita* en el periodo  $t$  en ingresos bajos, medio-bajo, medio-alto y alto. Así, los países de América Latina, para el periodo considerado, se concentran entre los grupos de ingresos medio-bajo y medio-alto, y sólo 6 observaciones alcanzan el nivel de ingreso alto. De este modo, se consideró estimar la ecuación (9) para los grupos de ingresos resultantes, o de forma conjunta:

$$\Delta p_{it} = [\beta_1 + \phi_2 ding_{it}] \Delta y_{it} + \gamma_1 \Delta g_{it} + \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kit} + u_{it} \quad (16)$$

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

$$ding_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{it} < 4,035 \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

$$H_0: \phi_2 = 0$$

Donde  $ding_{it}$  es una variable dicotómica que toma valor de uno para los países que en el año  $t$  se encuentran en el grupo de ingresos medio-bajo y cero para el resto de la muestra. En el caso en que  $\phi_2 \neq 0$  ello implicaría la existencia de un efecto diferenciado por grupo de ingreso. Es importante destacar que las observaciones relativas al grupo de ingresos alto se eliminaron debido a su reducida incidencia. La presencia de estas diferencias en estas

<sup>14</sup> Ingreso bajo, \$1,025 o menos; ingreso medio bajo, \$1,026 - \$4,035; ingreso medio alto, \$4,036 - \$12,475; ingresos altos, \$12,476 o más (en dólares constantes de 2005 ajustados por paridad de poder de compra).

elasticidades puede conducir a que se observe la permanencia de ciertos niveles de pobreza a todos los niveles de ingreso.

De igual manera, desagregando la tasa de crecimiento en sus componentes agrícola y no agrícola (ecuación 17), es posible analizar la posible influencia del estado de desarrollo de un país, medido por su PIB *per cápita*, sobre el impacto que el crecimiento sectorial sobre la pobreza, por ejemplo, es posible que un país con mayor PIB *per cápita* tenga un sector agrícola menos intensivo en mano de obra y más intensivo en capital, por lo que es probable que su crecimiento presente un menor impacto sobre la disminución de la pobreza. Existe, sin embargo, el problema potencial de multicolinealidad entre aumento del PIB *per cápita* y menor participación de las actividades agrícolas en el PIB.

$$\begin{aligned} \Delta p_{it} &= [\beta_1^a + \phi_2^a \text{ding}_{it}] s_{it-1}^a \Delta y_{a_{it}} + [\beta_1^{na} + \phi_2^{na} \text{ding}_{it}] s_{it-1}^{na} \Delta y_{na_{it}} + \gamma_1 \Delta g_{it} \\ &\quad + \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kit} + u_{it} \end{aligned} \quad (17)$$

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

$$H_0: \phi_2^a = \phi_2^{na} = 0$$

4. *Hipótesis de diferentes elasticidades de crecimiento económico sobre la pobreza dependiendo del ritmo de crecimiento del ingreso per cápita del país.* Esta hipótesis sugiere que una economía en rápido crecimiento económico origina, por ejemplo, presiones en el mercado laboral que puede modificar las elasticidades de crecimiento económico con respecto a la pobreza. Se considera entonces dos fases de crecimiento: Un ritmo de crecimiento inferior al 2% del PIB *per cápita* y otro superior al ritmo de crecimiento del 2% del PIB *per cápita*.

$$\Delta p_{it} = [\beta_1 + \phi_3 drit_{it}] \Delta y_{it} + \gamma_1 \Delta g_{it} + \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kit} + u_{it}$$

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (18)$$

$$drit_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta y_{it} > 2\% \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

$$H_0: \phi_3 = 0$$

Donde  $drit_{it}$  es una variable dicotómica que toma valor de uno para los países que en el año  $t$  presentan una tasa de crecimiento del PIB *per cápita* mayor al 2% y cero para el resto de la muestra. En el caso de que  $\phi_3 \neq 0$ , ello implica la relevancia de un mayor ritmo de crecimiento económico sobre las elasticidades del crecimiento económico sobre la pobreza. Desagregando la tasa de crecimiento en sus componentes agrícola y no agrícola, es posible analizar la posible presencia de efectos diferenciados del crecimiento sectorial sobre la pobreza dependiendo del ritmo de crecimiento (ecuación 19):

$$\Delta p_{it} = [\beta_1^a + \phi_3^a drit_{it}] s_{it-1}^a \Delta y_{a_{it}} + [\beta_1^{na} + \phi_3^{na} drit_{it}] s_{it-1}^{na} \Delta y_{na_{it}} + \gamma_1 \Delta g_{it}$$

$$+ \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kit} + u_{it} \quad (19)$$

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

$$H_0: \phi_3^a = \phi_3^{na} = 0$$

5. *Hipótesis de los efectos de las rentas del sector extractivo sobre las elasticidades de crecimiento económico de la pobreza.* Esta hipótesis sugiere 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 la pobreza (Christiaensen et al., 2010b; Datt & Ravallion, 1992; Ravallion & Chen, 1997) (ecuación (20)).

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

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (20)$$

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

$$H_0: \phi_4 = 0$$

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 la pobreza diferenciando entre el sector agrícola y no agrícola incluyendo el efecto del sector extractivo como variable de control (ecuación (21)).

$$\Delta p_{it} = [\beta_1^a + \phi_4^a dext_{it}] s_{it-1}^a \Delta ya_{it} + [\beta_1^{na} + \phi_4^{na} dext_{it}] s_{it-1}^{na} \Delta yna_{it} + \gamma_1 \Delta g_{it}$$

$$+ \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kit} + u_{it} \quad (21)$$

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

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

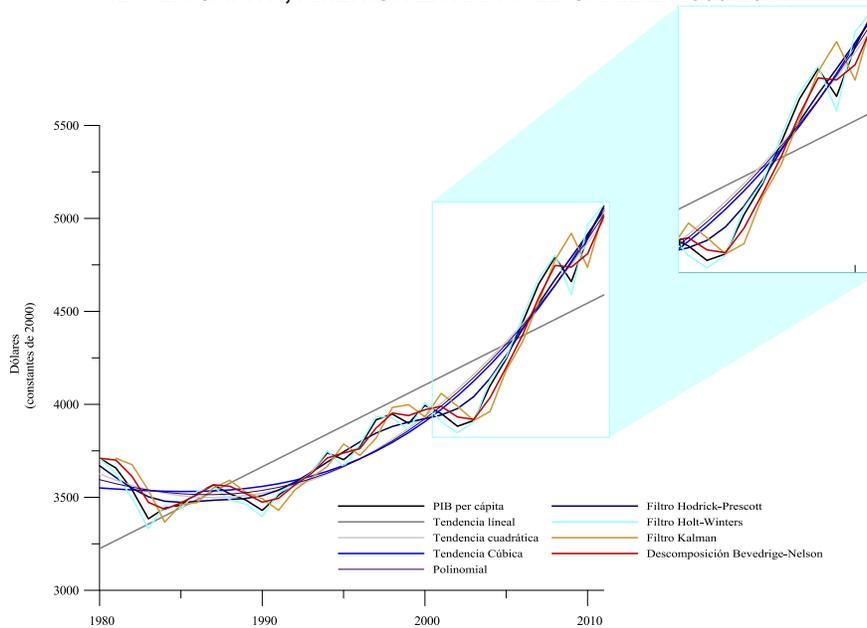


### **III. LAS PARADOJAS DEL SECTOR AGRÍCOLA EN AMÉRICA LATINA: PARTICIPACIÓN SECTORIAL Y CAUSALIDAD DE GRANGER**

#### **3.1 PARTICIPACIÓN SECTORIAL AGRÍCOLA EN AMÉRICA LATINA**

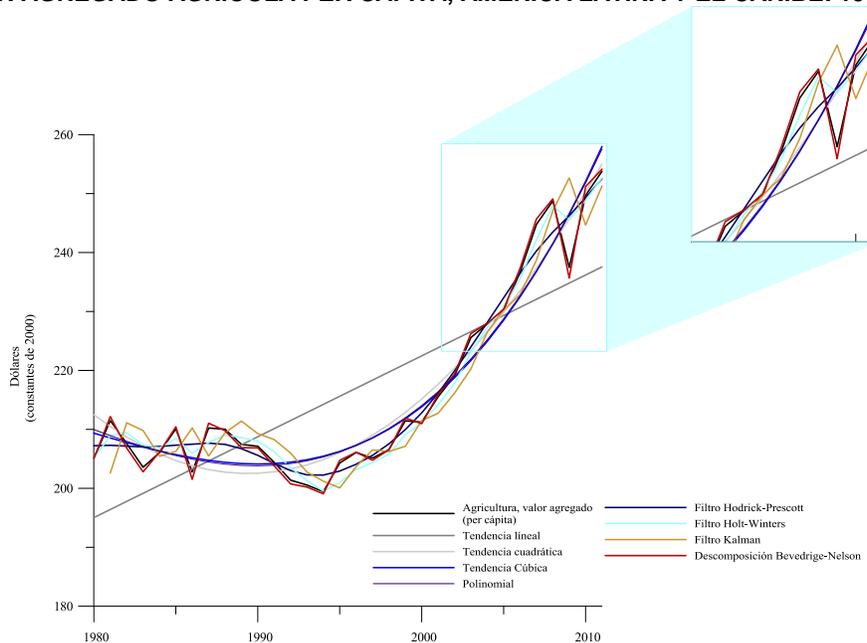
El Producto Interno Bruto y el Producto Interno del sector agrícola en América Latina muestran, como en el conjunto de las economías modernas, una trayectoria ascendente con oscilaciones cíclicas en torno a una tendencia estocástica o determinística (Gráfico 1 y Gráfico 2) (Blanchard & Fischer, 1989; Hodrick & Prescott, 1997).

**GRÁFICO 1**  
**PIB PER CÁPITA, AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE: 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).

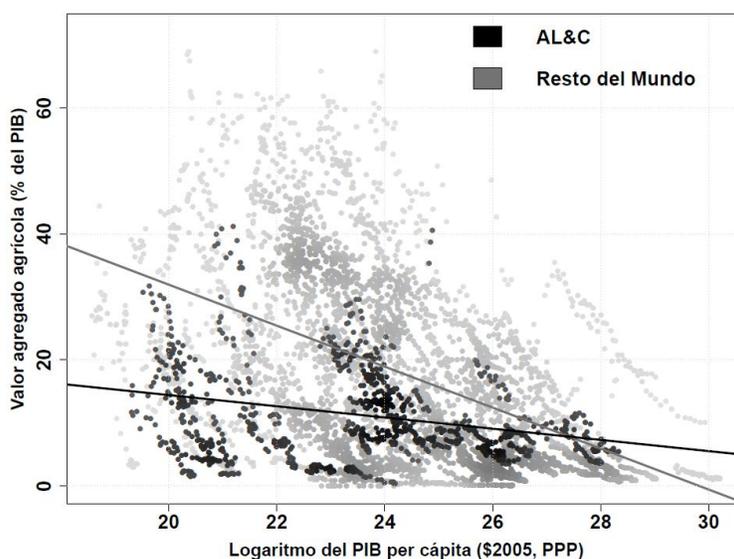
**GRÁFICO 2**  
**VALOR AGREGADO AGRÍCOLA PER CÁPITA, AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE: 1980-2011**



Fuente: Elaboración propia con base en información estadística de World Bank (*World Development Indicators*).  
 Notas: Agricultura, valor agregado en dólares contantes a precios de 2000. La agricultura incluye la silvicultura, la caza y la pesca, además del cultivo de cosechas y la cría de animales. El valor agregado es la producción neta de un sector después de sumar todos los productos y restar los insumos intermedios. Se calcula sin hacer deducciones por depreciación de bienes manufacturados o por agotamiento y degradación de recursos naturales. 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. De este modo, niveles de PIB *per cápita* más elevados se corresponden con menores tasas de participación<sup>15</sup> de las actividades agrícolas en el conjunto de la economía aunque destaca que América Latina reduce su participación a un ritmo menor que el resto del mundo (Gráfico 3) (Bravo-Ortega & Lederman, 2005; Prebisch, 1949). 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, 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 & Lederman, 2005; Byerlee et al., 2005; Houthakker, 1987; Johnson, 1997; Kindleberger, 1997; Lewis, 1954; Prebisch, 1949; Sunkel & Paz, 1970).

**GRÁFICO 3**  
**PARTICIPACIÓN PORCENTUAL DE LA AGRICULTURA EN EL PIB.**  
**AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE Y MUNDO, 1980-2010**

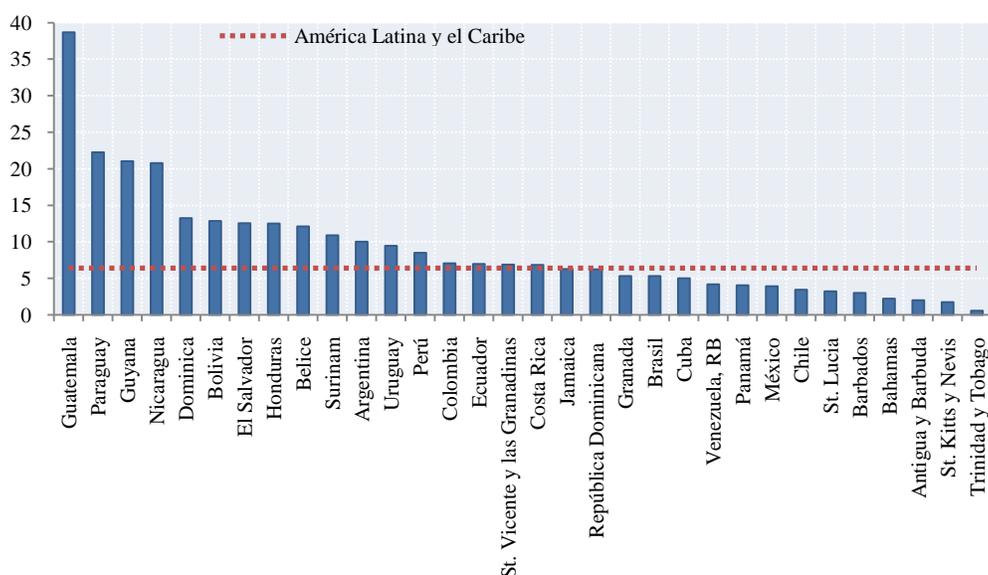


Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial.  
 Nota: El gráfico muestra observaciones anuales para 214 países, para el periodo 1980 – 2010 para las variables de la participación del valor agregado agrícola en el PIB total y al PIB *per cápita* medido en dólares constantes de 2005 ajustados por paridad del poder adquisitivo.

<sup>15</sup> Para una breve historia del papel de la agricultura en el desarrollo económico véase Timmer (2002).

De este modo, la participación del sector agrícola en el PIB total de América Latina y el Caribe disminuye paulatinamente del 16% en 1965 al 6% en 2011<sup>16</sup> al mismo tiempo que su participación en el empleo se redujo, aunque más pausadamente, de 19% en 1992 a 14% entre 1992 y 2009<sup>17</sup>; todo ello, en correspondencia a la conformación de una sociedad predominantemente urbana (Gráfico 4 y Gráfico 5).

**GRÁFICO 4**  
**PARTICIPACIÓN PORCENTUAL DE LA AGRICULTURA EN EL PIB.**  
**AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE, 2010**  
 (%)

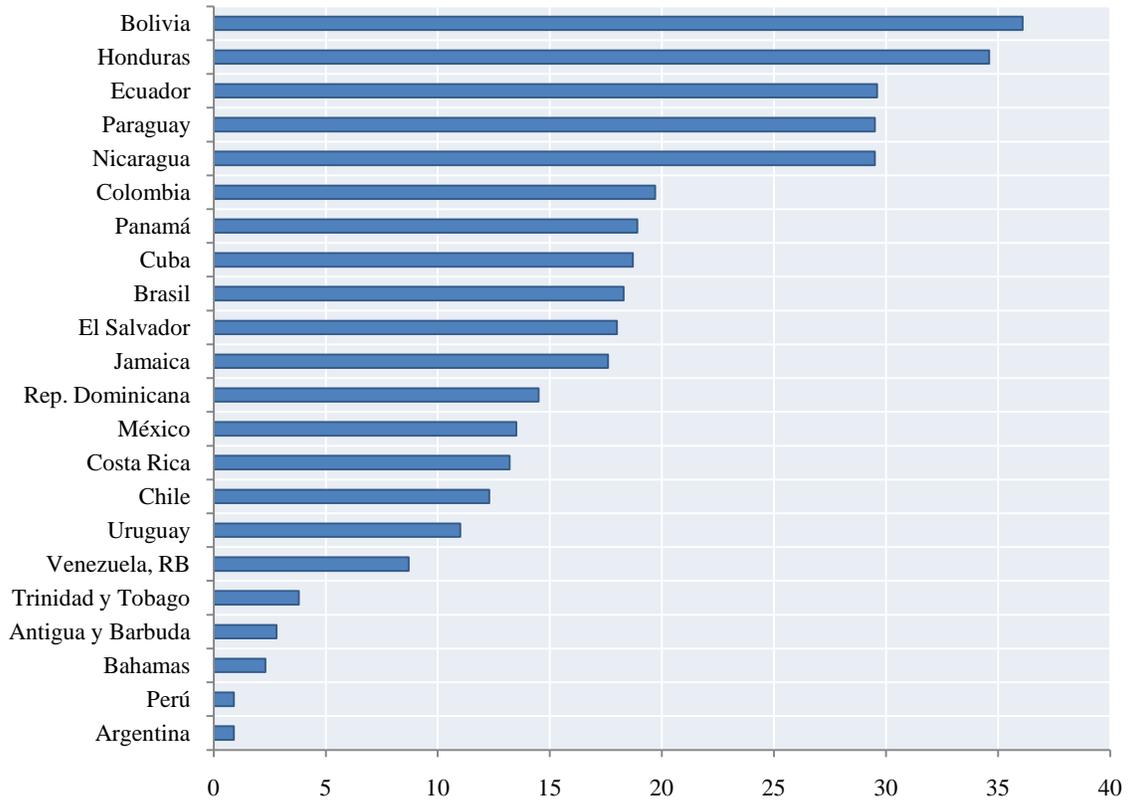


Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial  
 Nota: El gráfico se refiere a la participación del valor agregado agrícola en el PIB total.

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

<sup>17</sup> Los datos provienen del Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial.

**GRÁFICO 5**  
**EMPLEO AGRÍCOLA COMO PORCENTAJE DEL TOTAL**  
**AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE, 2007**  
 (%)



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

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 & Lederman, 2005).

$$\left(\frac{YA}{Y}\right)_{it} = \alpha_1 y_{it} + u_{it} \tag{22}$$

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

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 & 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 & Lederman, 2005). Así, las estimaciones de la ecuación (22), 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>18</sup> y son consistentes con los resultados a nivel mundial obtenidos por Bravo-Ortega y Lederman (2005).

---

<sup>18</sup> Los países incluidos en el panel fueron: 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.

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

Variable dependiente  $\frac{Y_{A,t}}{Y_t}$

Especificación	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
$\overline{R^2}$	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 & Lederman, 2005).

### 3.2 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 & Lederman, 2005; Byerlee, de Janvry, & Sadoulet, 2009; Christiaensen et al., 2010a; The World Bank, 2007; Tiffin & 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 entre los sectores (Ericsson & Irons, 1995; Galindo, 1997). El análisis de causalidad puede realizarse a través de la prueba de causalidad de Granger (Granger, 1969) donde se 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  $y_{2t}$  (Galindo, 1997; Granger, 1969; Lütkepohl & Krätzig, 2004). Esto es, considerando, un ejemplo, de un modelo de vectores autorregresivos con  $p$  rezagos ( $VAR(p)$ ) para dos variables (Galindo, 1997; Granger, 1969; Lütkepohl & Krätzig, 2004):

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \sum_{j=1}^p \begin{bmatrix} \varphi_{11,j} & \varphi_{12,j} \\ \varphi_{21,j} & \varphi_{22,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-j} \\ y_{2t-j} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \quad (23)$$

La hipótesis de *no-causalidad* de Granger de  $y_{1t}$  hacia  $y_{2t}$  se define en la ecuación (24) donde  $y_{1t}$  es el logaritmo del valor agregado no agrícola y  $y_{2t}$  el logaritmo del valor agregado agrícola, (Galindo, 1997):

$$H_0: \varphi_{12,j} = 0, \quad \forall j = 1, 2, \dots, p. \quad (24)$$

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

$$H_0: \varphi_{21,j} = 0, \quad \forall j = 1, 2, \dots, p. \quad (25)$$

Con ambas hipótesis nulas rechazadas entonces se argumenta la presencia de un proceso de retroalimentación entre ambas variables. En el caso en que  $y_{1t}$  y  $y_{2t}$  cointegran (véase la especificación (52) en el apéndice 1), el caso bivariado puede escribirse como,

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \end{bmatrix} = \alpha \beta' \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^{p-1} \begin{bmatrix} \varphi_{11,j} & \varphi_{12,j} \\ \varphi_{21,j} & \varphi_{22,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{1t-j} \\ \Delta y_{2t-j} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \quad (26)$$

En correspondencia con Engle y Granger (1987), la existencia de cointegración implica la causalidad entre un conjunto de variables, lo que se manifiesta como  $|\alpha_1| + |\alpha_2| > 0$  en el vector  $\alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix}$  proveniente de la ecuación (26). La hipótesis de *no-causalidad* de Granger de  $y_{1t}$  hacia  $y_{2t}$ , ahora se define (Granger, Huangb, & Yang, 2000; Granger & Lin, 1995) como:

$$H_0: \begin{cases} \varphi_{21,j} = 0 & \forall j = 1, 2, \dots, p. \\ \alpha_1 = 0 \end{cases} \quad (27)$$

Las pruebas de hipótesis nulas, representadas en (24) y (25), pueden ser analizadas a través de pruebas estándares ( $\chi^2$  y  $F$ ) en tanto que las variables involucradas sean  $I(0)$ . En el caso en que el  $VAR$  incluya variables no estacionarias entonces 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 aumentando un rezago adicional al  $VAR$  (Lütkepohl, 2005), aunque para el caso bivariado, elevar el número de rezagos no es necesario para mantener la propiedades asintóticas de la prueba de Wald (Lütkepohl & 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 (26) tienen ambas rango 1 y por tanto, no pueden ser cero de manera simultánea (Lütkepohl & Krätzig, 2004).

Para el caso de datos panel, la prueba de causalidad de Granger se define (ecuación (28)) como (Bravo-Ortega & Lederman, 2005; Christiaensen et al., 2010a; Tiffin & Irz, 2006):

$$\begin{bmatrix} y_{1i,t} \\ y_{2i,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^p \begin{bmatrix} \varphi_{11,j} & \varphi_{12,j} \\ \varphi_{21,j} & \varphi_{22,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1i,t-j} \\ y_{2i,t-j} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} w_{1t} \\ w_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} h_{1i} \\ h_{2i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1i,t} \\ u_{2i,t} \end{bmatrix} \quad (28)$$

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; ello captura los *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. Este sistema aplica las mismas pruebas de hipótesis nulas definidas en las ecuaciones (24), (25) y (27).

El análisis de causalidad de Granger se realizó a partir de series de tiempo para los países de la región, utilizando la especificación de la ecuación (23) para los países donde no se encontró una relación de cointegración y la especificación de la ecuación (26) para aquellos en los que existe una relación de cointegración entre las variables. Posteriormente se estimaron la ecuación (28) para datos panel de 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.

La estimación de la ecuación (28), al incluir rezagos de la variable dependiente, implica que la estimación de mínimos cuadrados ordinarios sea potencialmente sesgada e inconsistente ((Baltagi, 2008). Esto es, para datos de paneles donde el número de secciones individuales  $N$  es grande y el número de periodos  $T$  se mantiene fijo entonces el estimador de efectos fijos (a través de la transformación *Within*) es sesgado e inconsistente, sólo en el caso en que  $T \rightarrow \infty$  entonces 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 & Owen, 1999).

De esta manera, se incluyeron estimaciones en primeras diferencias basadas en 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; Baltagi, 2008; Hsiao, 2003). Este estimador se incluyó con fines de comparación, ya que las dimensiones del panel no cumplían las condiciones propuestas por estos autores. Los errores estándar de la estimación por GMM se corrigieron con base en el procedimiento de dos etapas sugerido por Windmeijer (2005) (Christiaensen et al., 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), que permite un alto grado de heterogeneidad en el panel. Esto es, considerando el siguiente modelo dinámico de rezagos distribuidos:

$$y_{i,t} = \mu_i + \gamma_i y_{i,t-1} + \beta_i x_{i,t} + u_{i,t} \quad (29)$$

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

$$\theta_i = \frac{\beta_i}{1 - \gamma_i} \quad (30)$$

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

$$\hat{\theta} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \theta_i$$

$$\hat{\mu} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mu_i \quad (31)$$

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:

$$\Delta \mathbf{y}_{i,t} = \Pi_i \mathbf{y}_{i,t-1} + \Gamma_{i,1} \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} + \dots + \Gamma_{i,p-1} \mathbf{y}_{i,t-p+1} + \theta_i \mathbf{D}_{i,t} + u_{i,t} \quad (32)$$

Donde  $\Pi_i$  incluye los vectores de cointegración para cada sección cruzada. El estimador PMG implicaría que el componente  $\beta_i$  en  $\Pi_i = \alpha_i \beta_i'$  sea igual para todos los países. Pesaran, Smith y Shin (1999) sugieren estimar (32) utilizando el método de máxima verosimilitud donde el estimador es consistente y tiene una distribución asintótica normal para variables  $I(0)$  e  $I(1)$ .

En los estimadores de MG y PMG se argumenta que la omisión de factores específicos de cada grupo individual o errores de medición pueden generar importantes sesgos por lo que se sugiere la utilización de la prueba de Hausman (1978) para analizar la hipótesis de que

los coeficientes de largo son iguales para todos los grupos (Pesaran et al., 1999). En este caso, el estimador PMG es más eficiente en relación al estimador MG. La prueba se construye de la siguiente manera:

$$\mathbf{H} = \tilde{\mathbf{q}} [\text{var}(\hat{\mathbf{q}})]^{-1} \hat{\mathbf{q}} \sim \chi_k^2 \quad (33)$$

Donde  $\hat{\mathbf{q}}$  es un vector de dimensión  $k * 1$  que contiene la diferencia entre los estimadores MG y PMG y  $\text{var}(\hat{\mathbf{q}})$  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 (Pesaran et al., 1999).

La base de datos utilizada para estimar las ecuaciones (23), (26) y (28) 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 periodo 1970 a 2010. Ambas variables provienen de los Indicadores del desarrollo mundial del Banco Mundial<sup>19</sup>. Los estadísticos básicos de estas variables se presentan en el Cuadro 3 en donde se observa que las tasas de crecimiento anual promedio del PIB agrícola,  $ya_{i,t}$ , fue de entre 0.3% y 4.0%, para el periodo 1970 – 2010, y de entre 1.2% y 5.5% para el PIB no agrícola,  $yna_{i,t}$  (Gráfico 6). Las tasas de crecimiento muestran diferencias entre países y periodos, sin embargo, por lo general el sector agrícola crece más lentamente que el resto de la economía, excepto en Paraguay y Venezuela para el periodo considerado (Cuadro 3). Asimismo, la desviación estándar de las tasas de crecimiento de ambas variables muestra que, en general, el sector agrícola tiene mayores fluctuaciones que el sector no agrícola, con la excepción de Guatemala, México, Perú y Venezuela (Gráfico 7).

---

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

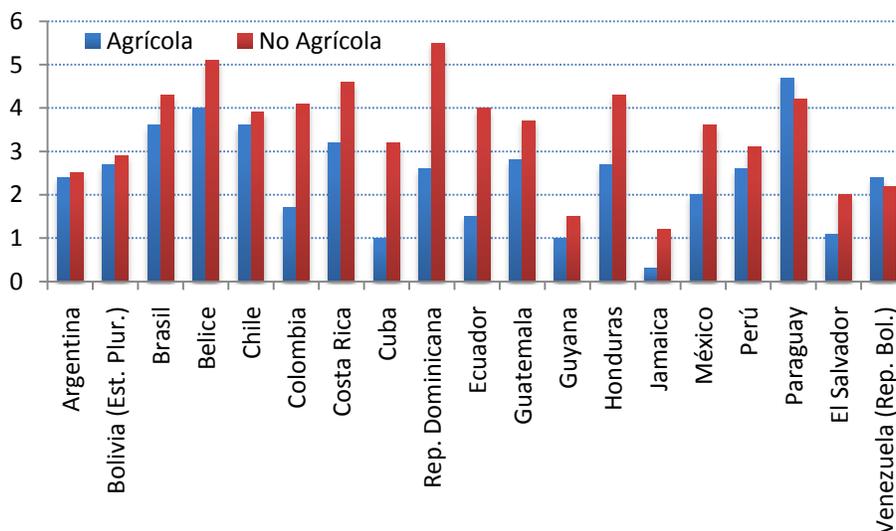
**CUADRO 3**  
**CRECIMIENTO DEL VALOR AGREGADO AGRÍCOLA Y NO AGRÍCOLA**  
 (%)

País	1970 - 2010		1970 - 1980		1980 - 1990		1990 - 2000		2000 - 2010	
	<i>ya<sub>i,t</sub></i>	<i>yna<sub>i,t</sub></i>								
Argentina	2.4	2.5	2.1	3.0	1.3	-1.2	3.2	4.4	3.2	4.0
Bolivia (Est. Plur.)	2.7	2.9	4.1	4.5	1.2	-0.5	3.0	4.0	2.6	3.7
Brasil	3.6	4.3	4.7	8.9	2.5	1.6	3.2	3.2	4.0	3.5
Belice	4.0	5.1	5.4	5.7	3.4	5.0	6.0	5.4	1.4	4.2
Chile	3.6	3.9	2.2	2.8	5.6	2.8	2.6	6.1	4.0	3.6
Colombia	1.7	4.1	4.4	5.8	3.0	3.5	-2.2	3.0	2.0	4.2
Costa Rica	3.2	4.6	2.6	6.3	3.5	2.2	4.1	5.2	2.8	4.7
Cuba	1.0	3.2	4.3	4.3	3.8	4.5	-4.5	-1.6	0.5	5.6
Rep. Dominicana	2.6	5.5	3.4	8.1	0.4	2.7	2.5	6.0	4.0	5.4
Ecuador	1.5	4.0	1.2	8.4	4.2	1.6	-3.2	2.6	4.0	3.5
Guatemala	2.8	3.7	4.7	6.0	1.3	0.7	2.8	4.5	2.7	3.7
Guyana	1.0	1.5	0.9	1.7	-1.2	-3.8	5.4	4.7	-1.0	3.5
Honduras	2.7	4.3	2.7	6.6	2.7	2.4	2.5	3.8	2.9	4.5
Jamaica	0.3	1.2	-0.8	-0.4	2.5	1.6	-0.8	2.5	0.4	1.0
México	2.0	3.6	3.4	6.9	1.2	2.0	1.5	3.6	1.7	1.8
Perú	2.6	3.1	-0.7	3.7	2.3	-1.0	5.0	3.8	3.7	5.9
Paraguay	4.7	4.2	6.0	9.9	4.0	2.4	2.3	1.7	6.5	3.2
El Salvador	1.1	2.0	2.4	2.2	-1.4	-0.2	1.2	4.3	2.3	1.8
Venezuela (Rep. Bol.)	2.4	2.2	3.3	3.0	2.3	0.9	2.2	1.9	1.9	3.0

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

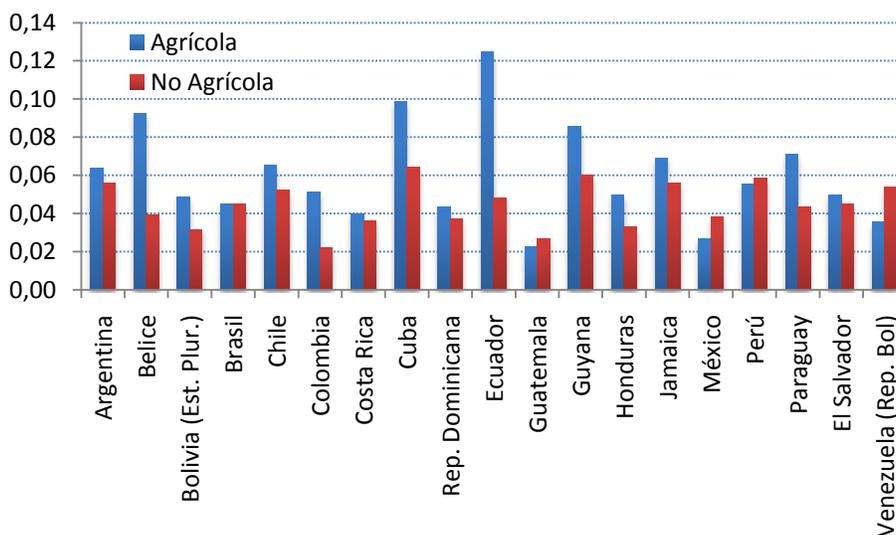
Nota: El cuadro se refiere al crecimiento anual promedio del valor agregado agrícola y del valor agregado no agrícola, definido como la suma del valor agregado de la industria y los servicios.

**GRÁFICO 6**  
**TASAS DE CRECIMIENTO DEL VALOR AGREGADO AGRÍCOLA Y NO AGRÍCOLA, 1970 – 2010**  
 (%)



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial.  
 Nota: La gráfica se refiere al crecimiento anual promedio del valor agregado agrícola y del valor agregado no agrícola, definido como la suma del valor agregado de la industria y los servicios.

**GRÁFICO 7**  
**DESVIACIÓN ESTÁNDAR DE LAS TASAS DE CRECIMIENTO DEL VALOR AGREGADO AGRÍCOLA Y NO AGRÍCOLA, 1970 - 2010**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Indicadores de desarrollo mundiales del Banco Mundial.  
 Nota: La gráfica se refiere a la desviación estándar de las tasas de crecimiento anuales del valor agregado agrícola y del valor agregado no agrícola, definido como la suma del valor agregado de la industria y los servicios.

Los estadísticos de las pruebas de raíces unitarias del PIB no agrícola por país ( $yna_{i,t}$ ) y del PIB agrícola ( $ya_{i,t}$ ) se reportan para las series históricas en el Cuadro 57 y el Cuadro 58 del apéndice y para las series de datos panel en el cuadro 59 del apéndice 1. Los resultados obtenidos muestran que el PIB agrícola y el PIB no agrícola son series no estacionarias, solo la prueba ADF para Brasil sugiere que la serie de PIB no agrícola puede ser considerada como una serie estacionaria alrededor de una tendencia determinística. Por otro lado, en el caso de Ecuador, la misma prueba concluye que la serie de PIB no agrícola es estacionaria con una constante, sin embargo, esta evidencia es débil, toda vez que la serie muestra la existencia de una tendencia. De este modo, se optó por modelar las series como no estacionarias. Las pruebas para datos panel ofrecen evidencia de que ambas series pueden ser consideradas como estacionarias alrededor de una tendencia determinística (ver Cuadro 59 Apéndice 1).

La especificación del número de rezagos  $p$  incluidos en los modelos  $VAR(p)$ , se realizó utilizando los diversos criterios de información. Los resultados se sintetizan en el Cuadro 59 del apéndice. Las pruebas de cointegración entre el PIB no agrícola y el PIB agrícola se sintetizan en el Cuadro 4 para series de tiempo por país y en el Cuadro 5 para datos panel de toda la región. Los resultados para datos por país indican que, en general, existe una relación de largo plazo entre las variables a excepción de los casos de Jamaica y Guyana donde no fue posible encontrar algún vector de cointegración.

**CUADRO 4**  
**ESTADÍSTICOS DEL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN**

Ecuación de cointegración			$yna_{i,t} = \beta_{i,0} + \beta_{i,1} * ya_{i,t} + \epsilon_{i,t}$			
País	Hipótesis nula	Hipótesis Alternativa	Traza	Valor crítico 95% (Traza)	Valor característico máximo	Valor crítico 95% (Valor característico máximo.)
Argentina	<b>r = 0</b>	<b>r &gt; 0</b>	<b>25.28</b>	20.26	<b>17.64</b>	15.89
	<b>r ≤ 1</b>	<b>r &gt; 1</b>	7.65	9.16	7.65	9.16
Bolivia (Est. Plur.)	<b>r = 0</b>	<b>r &gt; 0</b>	<b>18.37</b>	12.32	<b>14.34</b>	11.22
	<b>r ≤ 1</b>	<b>r &gt; 1</b>	4.03	4.13	4.03	4.13
Brasil	<b>r = 0</b>	<b>r &gt; 0</b>	<b>20.93</b>	15.49	<b>20.86</b>	14.26
	<b>r ≤ 1</b>	<b>r &gt; 1</b>	0.07	3.84	0.07	3.84
Belice	<b>r = 0</b>	<b>r &gt; 0</b>	<b>39.95</b>	20.26	<b>36.87</b>	15.89
	<b>r ≤ 1</b>	<b>r &gt; 1</b>	3.08	9.16	3.08	9.16
Chile	<b>r = 0</b>	<b>r &gt; 0</b>	<b>33.89</b>	20.26	<b>33.59</b>	15.89
	<b>r ≤ 1</b>	<b>r &gt; 1</b>	0.30	9.16	0.30	9.16
Colombia	<b>r = 0</b>	<b>r &gt; 0</b>	<b>65.96</b>	12.32	<b>62.77</b>	11.22
	<b>r ≤ 1</b>	<b>r &gt; 1</b>	3.18	4.13	3.18	4.13
Costa Rica	<b>r = 0</b>	<b>r &gt; 0</b>	<b>20.57</b>	12.32	<b>18.29</b>	11.22
	<b>r ≤ 1</b>	<b>r &gt; 1</b>	2.29	4.13	2.29	4.13
Cuba	<b>r = 0</b>	<b>r &gt; 0</b>	<b>20.18</b>	12.32	<b>20.13</b>	11.22
	<b>r ≤ 1</b>	<b>r &gt; 1</b>	0.04	4.13	0.04	4.13
Rep. Dominicana	<b>r = 0</b>	<b>r &gt; 0</b>	<b>12.98</b>	12.32	<b>11.54</b>	11.22
	<b>r ≤ 1</b>	<b>r &gt; 1</b>	1.44	4.13	1.44	4.13
Ecuador	<b>r = 0</b>	<b>r &gt; 0</b>	<b>20.84</b>	12.32	<b>17.59</b>	11.22
	<b>r ≤ 1</b>	<b>r &gt; 1</b>	3.25	4.13	3.25	4.13
Guatemala	<b>r = 0</b>	<b>r &gt; 0</b>	11.99	12.32	<b>11.93</b>	11.22
	<b>r ≤ 1</b>	<b>r &gt; 1</b>	0.06	4.13	0.06	4.13

Ecuación de cointegración			$yna_{i,t} = \beta_{i,0} + \beta_{i,1} * ya_{i,t} + \epsilon_{i,t}$			
País	Hipótesis nula	Hipótesis Alternativa	Traza	Valor crítico 95% (Traza)	Valor característico máximo	Valor crítico 95% (Valor característico máximo.)
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	$r = 0$	$r > 0$	<b>25.92</b>	20.26	15.51	15.89
	$r \leq 1$	$r > 1$	<b>10.41</b>	9.16	<b>10.41</b>	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	$r = 0$	$r > 0$	<b>19.31</b>	12.32	<b>17.37</b>	11.22
	$r \leq 1$	$r > 1$	1.94	4.13	1.94	4.13
Perú	$r = 0$	$r > 0$	<b>14.32</b>	12.32	<b>12.79</b>	11.22
	$r \leq 1$	$r > 1$	1.52	4.13	1.52	4.13
Paraguay	$r = 0$	$r > 0$	<b>24.03</b>	12.32	<b>24.03</b>	11.22
	$r \leq 1$	$r > 1$	0.00	4.13	0.00	4.13
El Salvador	$r = 0$	$r > 0$	<b>16.59</b>	12.32	<b>15.12</b>	11.22
	$r \leq 1$	$r > 1$	1.47	4.13	1.47	4.13
Venezuela (Rep. Bol.)	$r = 0$	$r > 0$	<b>17.53</b>	12.32	<b>15.40</b>	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.

Notas: 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 para datos panel para el conjunto de América Latina indican que no puede rechazarse la hipótesis de cointegración entre las series (Cuadro 5). Esto es, el valor obtenido por 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, es decir, existe evidencia robusta de la existencia de una relación de largo plazo entre la economía agrícola y la no agrícola, medidas ambas, por su valor agregado (Cuadro 6). Ello permite sostener que el PIB agrícola y el PIB total tienen algún tipo de relación de causalidad (Johansen, 1995).

**CUADRO 5**  
**PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN POR PANEL BASADAS EN EL MÉTODO DE ENGLE-GRANGER**

Prueba	Estadístico	Probabilidad		
Kao-ADF	-2.19	0.01		
Pruebas de Pedroni				
Hipótesis alternativa: Coeficientes AR homogéneos				
	<b>Estadístico</b>	<b>Valor-p</b>	<b>Estadística ponderada</b>	<b>Valor-p</b>
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				
	<b>Estadístico</b>	<b>Valor-p</b>		
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: Periodo: 1970–2010. Número de países: 19.

**CUADRO 6**  
**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.

Por su parte, las pruebas de causalidad de Granger en primeras diferencias se sintetizan en el Cuadro 7 para la hipótesis de  $H_0: ya_{i,t} \not\rightarrow yna_{i,t}$  y en el Cuadro 8 para la hipótesis de  $H_0: yna_{i,t} \not\rightarrow ya_{i,t}$ . Ambos cuadros se dividen en tres componentes, el primero de ellos muestra la hipótesis de significancia estadística del coeficiente de ajuste del vector de cointegración, o causalidad de largo plazo, el segundo muestra la prueba de significancia estadística sobre los rezagos de la variable independiente, o causalidad de corto plazo, y finalmente, la última columna muestra la prueba de causalidad de Granger, que implica la prueba de significancia de la causalidad de corto y de largo plazo simultáneamente (véase ecuación (27)).

La evidencia de las pruebas de causalidad de Granger, sintetizada en el Cuadro 7 y Cuadro 8, indica que se rechaza la hipótesis de no causalidad del crecimiento agrícola sobre el resto de la economía para la mayoría de los países, a excepción de Cuba, Ecuador y Perú; asimismo, para la mayoría de los países también se rechaza la hipótesis de no causalidad del crecimiento de los sectores no agrícolas sobre el sector agrícola, con excepción de Argentina y Venezuela. Estos resultados muestran que existen procesos de transmisión (*linkages*) del sector agrícola al resto de la economía en América Latina; esto es, el crecimiento del sector agrícola genera 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). En este sentido, los efectos del cambio climático sobre la agricultura se transmiten al resto de los sectores económicos aunque su cuantificación es compleja<sup>20</sup>.

<sup>20</sup> Aunque es común considerar pequeño este efecto de retroalimentación (Haggblade, 2007).

**CUADRO 7**  
**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.
<b>Argentina</b>		9.63 (0.002)	1	2.34 (0.310)	2	15.16 (0.002)	3
<b>Belice</b>		0.06 (0.807)	1	5.94 (0.015)	1	6.73 (0.035)	2
<b>Bolivia (Est. Plur.)</b>		1.61 (0.204)	1	10.83 (0.013)	3	12.15 (0.016)	4
<b>Brasil</b>		4.99 (0.026)	1	6.20 (0.013)	1	8.96 (0.011)	2
<b>Chile</b>		11.62 (0.001)	1	2.72 (0.099)	1	20.15 (0.000)	2
<b>Colombia</b>		0.02 (0.877)	1	11.68 (0.001)	1	49.83 (0.000)	2
<b>Costa Rica</b>		12.44 (0.000)	1	5.14 (0.077)	2	29.00 (0.000)	3
<b>Cuba</b>		0.24 (0.622)	1	4.31 (0.116)	2	5.69 (0.128)	3
<b>Rep. Dominicana</b>		3.72 (0.054)	1	0.01 (0.943)	1	9.10 (0.011)	2
<b>Ecuador</b>		0.70 (0.403)	1	0.75 (0.386)	1	0.89 (0.640)	2
<b>Guatemala</b>		10.94 (0.001)	1	9.97 (0.007)	2	20.79 (0.000)	3
<b>Guyana</b>		-	-	1.60 (0.207)	1	-	-
<b>Honduras</b>		1.02 (0.313)	1	0.74 (0.391)	1	7.18 (0.028)	2
<b>Jamaica</b>		-	-	0.79 (0.375)	1	-	-
<b>México</b>		8.20 (0.004)	1	0.63 (0.429)	1	16.54 (0.000)	2
<b>Perú</b>		3.90 (0.048)	1	1.70 (0.192)	1	1.33 (0.514)	2
<b>Paraguay</b>		21.18 (0.000)	1	11.53 (0.001)	1	61.27 (0.000)	2
<b>El Salvador</b>		0.03 (0.871)	1	14.40 (0.000)	1	17.84 (0.000)	2
<b>Venezuela (Rep. Bol.)</b>		5.96 (0.015)	1	0.48 (0.491)	1	10.33 (0.006)	2

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

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

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

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.
<b>Argentina</b>		1.35 (0.245)	1	1.08 (0.584)	2	3.27 (0.352)	3
<b>Belice</b>		4.40 (0.036)	1	2.14 (0.144)	1	6.61 (0.037)	2
<b>Bolivia (Est. Plur.)</b>		8.61 (0.003)	1	11.91 (0.008)	3	23.9 (0.000)	4
<b>Brasil</b>		14.08 (0.000)	1	0.52 (0.473)	1	15.37 (0.001)	2
<b>Chile</b>		32.11 (0.000)	1	11.73 (0.001)	1	42.77 (0.000)	2
<b>Colombia</b>		5.32 (0.021)	1	0.01 (0.905)	1	13.26 (0.001)	2
<b>Costa Rica</b>		11.04 (0.001)	1	0.97 (0.615)	2	14.36 (0.003)	3
<b>Cuba</b>		4.70 (0.030)	1	1.82 (0.403)	2	6.84 (0.077)	3
<b>Rep. Dominicana</b>		9.94 (0.002)	1	0.32 (0.574)	1	12.42 (0.002)	2
<b>Ecuador</b>		14.33 (0.000)	1	0.16 (0.688)	1	23.45 (0.000)	2
<b>Guatemala</b>		6.370 (0.012)	1	2.44 (0.295)	2	11.52 (0.009)	3
<b>Guyana</b>		-	-	11.46 (0.001)	1	-	-
<b>Honduras</b>		8.65 (0.003)	1	0.00 (0.988)	1	17.80 (0.000)	2
<b>Jamaica</b>		-	-	0.65 (0.420)	1	-	-
<b>México</b>		13.99 (0.000)	1	0.43 (0.512)	1	22.74 (0.000)	2
<b>Perú</b>		6.22 (0.013)	1	2.71 (0.100)	1	4.89 (0.087)	2
<b>Paraguay</b>		9.68 (0.002)	1	4.39 (0.036)	1	11.22 (0.004)	2
<b>El Salvador</b>		3.53 (0.060)	1	13.72 (0.000)	1	18.76 (0.000)	2
<b>Venezuela (Rep. Bol.)</b>		1.84 (0.175)	1	0.33 (0.567)	1	2.56 (0.279)	2

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

La prueba de no causalidad de Granger para datos panel utilizando los estimadores de Mean-Group (MG) y de Pooled Mean Group (PMG) sugeridos en Pesaran y Smith (1995) y Pesaran, Shin y Smith (1999) se basó en las siguientes ecuaciones:

$$\Delta yna_{i,t} = \alpha_i [yna_{i,t-1} - \beta yna_{i,t-1}] + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{ij} \Delta yna_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} \gamma'_{ij} \Delta ya_{i,t-j} + \mu_i + e_{i,t} \quad (34)$$

$$\Delta ya_{i,t} = \alpha_i [ya_{i,t-1} - \beta yna_{i,t-1}] + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{ij} \Delta ya_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} \gamma'_{ij} \Delta yna_{i,t-j} + \mu_i + e_{i,t} \quad (35)$$

Los resultados de las pruebas de no causalidad de Granger de acuerdo a las ecuaciones (27) y (28) basadas en las hipótesis nula de la ecuación (27) se sintetizan en el Cuadro 11. Donde los rezagos se eligieron con base en los criterios de información (Cuadro 59). Las pruebas de causalidad de Granger para estas estimaciones por MG y PMG, sintetizadas en el Cuadro 9, muestran que, en general, existen procesos de retroalimentación importantes pero complejos en la economía. Así, se observan tanto impactos del sector agrícola hacia el sector no agrícola como del resto de la economía sobre el sector agrícola.

Los resultados para el modelo estimado por MG muestran que se rechaza la hipótesis nula de no causalidad del sector no agrícola hacia el agrícola, tanto en sus componentes de corto como de largo plazos. Asimismo, el mismo indicador también rechaza la no causalidad del sector agrícola sobre el no agrícola en el corto plazo aunque al nivel de significancia del 10%. El estimador PMG, obtiene resultados similares al MG, destacando que el efecto de corto plazo de la economía agrícola sobre la no agrícola no es estadísticamente significativo.

**CUADRO 9  
ESTIMACIONES DE PANEL DINÁMICO**

Variable	Ecuación (40)		Ecuación (35)	
	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 (40)		Ecuación (35)	
	MG	PMG	MG	PMG
$\mu_i$	0.528** (0.263)	0.228*** (0.060)	1.607*** (0.496)	1.020*** (0.383)
<i>Prueba de Hausman</i> $\chi^2$ (prob)	0.20 (0.655)		0.20 (0.651)	
<i>Observaciones</i>	741		741	
<i>Países</i>	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.

En el caso de la estimación por el método de Arellano y Bond (1991), se estimaron las ecuaciones (34) y (35) por medio del procedimiento por dos etapas de Engle y Granger (1987). Esto es, primero se estimó el término de corrección de error,  $[yna_{i,t-1} = \mu_i + \beta ya_{i,t-1}]$  y  $[ya_{i,t-1} = \mu_i + \beta yan_{i,t-1}]$ , y se obtuvieron los residuales o mecanismos de corrección de error y posteriormente se estimaron las ecuaciones (34) y (35). Los resultados se muestran en el Cuadro 10. Ambas estimaciones por el método de Arellano-Bond muestran que, como se esperaba, la prueba de autocorrelación para un periodo es significativa, sin embargo, para el segundo periodo no es significativa al 5% para ambas especificaciones. Asimismo, estas estimaciones muestran que no se rechaza la hipótesis de una correcta especificación de las condiciones de momentos.

Las pruebas de causalidad de Granger, que se reportan en el Cuadro 11, no rechazan la hipótesis nula de la no causalidad del resto de la economía sobre el sector agrícola para el largo plazo y de forma conjunta. Sin embargo no se puede rechazar dicha hipótesis para el corto plazo. Para el caso del impacto del sector agrícola sobre los demás sectores de la economía, no se pueden rechazar la hipótesis nula de no causalidad, lo que sugiere que la

agricultura no tiene un efecto de causalidad sobre los otros sectores de la economía. Es importante notar que dichas estimaciones deben interpretarse con precaución ya que la metodología desarrollada por Arellano y Bond 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.

**CUADRO 10**  
**ESTIMACIONES DE PANEL DINÁMICO ARELLANO BOND**

Variable	Ecuación (40)	Ecuación (35)
	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
<i>Prueba AR(1)</i> $z$ ( <i>prob</i> )	-3.21 (0.001)	-2.16 (0.031)
<i>Prueba AR(2)</i> $z$ ( <i>prob</i> )	-1.49 (0.136)	-1.88 (0.060)
<i>Prueba de Hansen</i> $\chi^2$ ( <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: Periodo: 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.

**CUADRO 11**  
**PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER**

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

Fuente de la causalidad	Coeficiente de largo plazo		Coeficientes de Corto plazo		Conjunta	
Panel	$F$ ( <i>prob</i> )	g. l.	$F$ ( <i>prob</i> )	g. l.	$F$ ( <i>prob</i> )	g. l.
<b>MG</b>	14.87 (0.000)	(1,19)	10.01 (0.001)	(1,19)	72.04 (0.000)	(2,19)
<b>PMG</b>	7.51 (0.006)	(1,19)	15.08 (0.000)	(1,19)	39.82 (0.000)	(2,19)
<b>Arellano-Bond</b>	17.94 (0.000)	(1,19)	1.23 (0.280)	(1,19)	12.40 (0.000)	(2,19)

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

Fuente de la causalidad	Coeficiente de largo plazo		Coeficientes de Corto plazo		Conjunta	
Panel	$F$ ( <i>prob</i> )	g. l.	$F$ ( <i>prob</i> )	g. l.	$F$ ( <i>prob</i> )	g. l.
<b>MG</b>	18.78 (0.000)	(1,19)	3.18 (0.074)	(1,19)	18.96 (0.000)	(2,19)

<b>PMG</b>	17.59 (0.000)	(1,19)	2.37 (0.123)	(1,19)	17.63 (0.000)	(2,19)
<b>Arellano-Bond</b>	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.

De este modo, destacando el modelo estimado por PMG, se observa que en el corto plazo el sector agrícola parece no tener un efecto significativo sobre el resto de sectores de la economía. Ello es consistente con Christiaensen, Demery Kühl (2010a) que reportan un efecto de corto plazo no significativo para los países de ingreso medio (grupo donde se encuentra la gran mayoría de países de América Latina y el Caribe). En el largo plazo se observa que el sector agrícola tiene un efecto importante sobre el resto de los sectores, ello es consistente con Bravo-Ortega y Lederman (2005) para el caso de América Latina y el Caribe y con Tiffin e Irz (2006) y Stern (1996).

Por otro lado, en el caso del impacto de los sectores industrial y servicios sobre el sector agrícola, la evidencia muestra una clara relación positiva en el corto y largo plazos sobre la agricultura. Este resultado parece ser 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 (Gráfica 17 en el Apéndice).



## IV. CRECIMIENTO ECONÓMICO, AGRICULTURA Y POBREZA EN AMÉRICA LATINA: LOS NÚMEROS BÁSICOS<sup>21</sup>

Las principales tendencias agregadas de la distribución del ingreso y la pobreza en América Latina con base en las encuestas de ingreso y gasto<sup>22</sup> se sintetizan en el Gráfico 8 y el Cuadro 12. En ellas se observa, no obstante una volatilidad importante, una tendencia al aumento del ingreso y del gasto medio *per cápita* acompañado de una paulatina disminución de la pobreza y una distribución del ingreso relativamente constante con una ligera caída, aproximada por el índice de Gini, entre 1980 y 2010. Este comportamiento tendencial es distinto por regiones y países (Nissanke & Thorbecke, 2007).

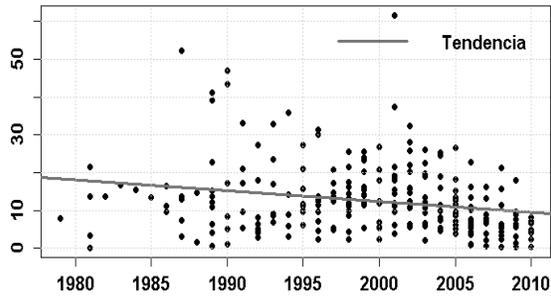
---

<sup>21</sup> Este apartado está basado en Galindo, Samaniego, Alatorre y Ferrer (2012), *Climate change, agriculture and poverty in Latin America: an appraisal using the pro poor hypothesis*, documento de trabajo.

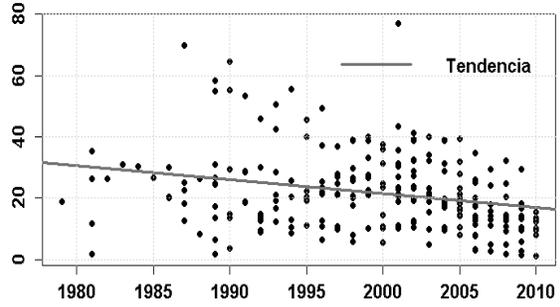
<sup>22</sup> Las estimaciones incluyen sólo aquellos países y años en los cuales el indicador de pobreza es nacional y considera tanto el sector rural como urbano, así como aquellas observaciones de encuestas que sean comparables (véase Cuadro 16).

GRÁFICO 8

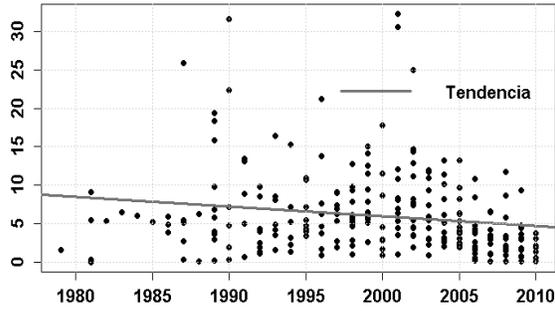
Porcentaje de personas por debajo de la línea de pobreza (\$1.25 dólares al día)



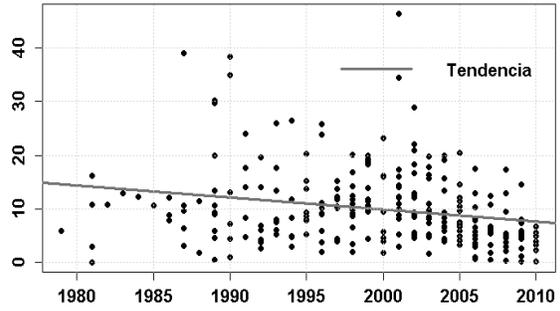
Porcentaje de personas por debajo de la línea de pobreza (\$2.00 dólares al día)



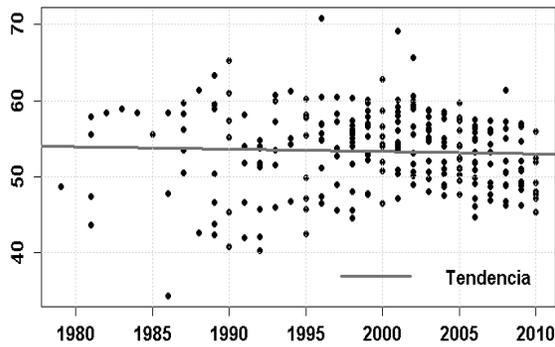
Brecha de pobreza (\$1.25 dólares diarios)



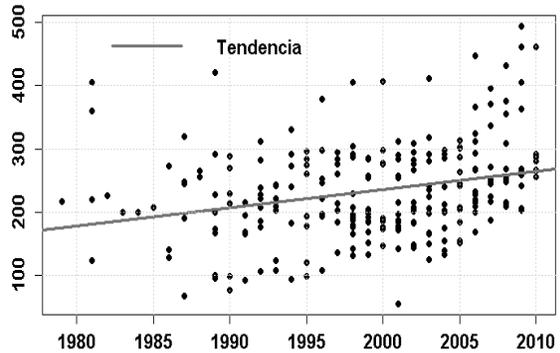
Brecha de pobreza (\$2.00 dólares diarios)



Índice de Gini



Ingreso/Consumo promedio de la encuesta (dólares de 2005 en PPA)



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Mundial.

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.

**CUADRO 12**  
**ESTIMACIONES DE TENDENCIA PARA DIFERENTES INDICADORES**

Variable	Índice de recuento (\$1.25 al día)	Índice de recuento (\$2.00 al día)	Brecha de pobreza (\$1.25 al día)	Brecha de pobreza (\$2.00 al día)	Índice de Gini	Ingreso/Consumo de la encuesta
Constante	589.12*** (161.31)	1002.17*** (202.90)	233.94*** (77.60)	449.74*** (112.47)	68.22 (98.38)	-6472.90*** (1298.78)
Tendencia	-0.28*** (0.080)	-0.49*** (0.101)	-0.11*** (0.038)	-0.22*** (0.056)	-0.007 (0.049)	3.35*** (0.649)
R <sup>2</sup>	0.04	0.08	0.03	0.06	0.00	0.09
Observaciones	242	242	242	242	242	242

Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Mundial.

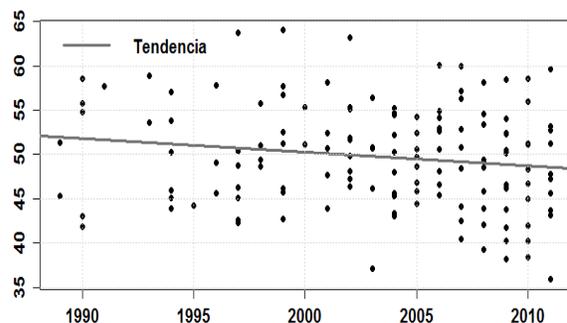
Nota: Las estimaciones incluyen sólo aquellos países y años en los cuales el indicador de pobreza es nacional y considera tanto el sector rural como urbano, así como aquellas observaciones de encuestas que sean comparables.

\*\*\*, \*\* 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.

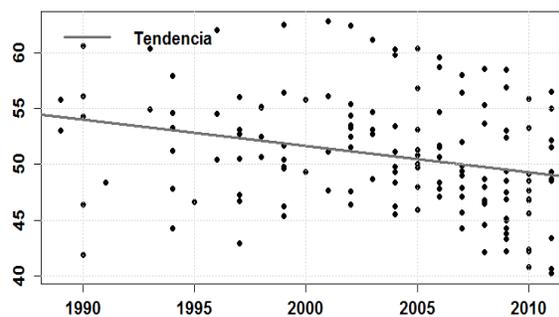
Destaca que la distribución del ingreso en las áreas urbanas muestra una tendencia significativa decreciente mientras que en las áreas rurales la tendencia decreciente es más pausada y en ambos casos la tendencia es significativa solo al 10% (Gráfico 9 y Cuadro 13).

**GRÁFICO 9**

**Índice de Gini rural**



**Índice de Gini urbano**



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.

**CUADRO 13**  
**ESTIMACIONES DE TENDENCIA PARA DIFERENTES INDICADORES**

Variable	Índice de Gini rural	Índice de Gini urbano
<b>Constante</b>	365.00** (163.775)	528.13*** (140.895)
<b>Tendencia</b>	-0.15* (0.081)	-0.23*** (0.070)
$R^2$	0.02	0.08
<b>Observaciones</b>	143	143

Fuente: Elaboración propia con datos de CEPALSTAT.

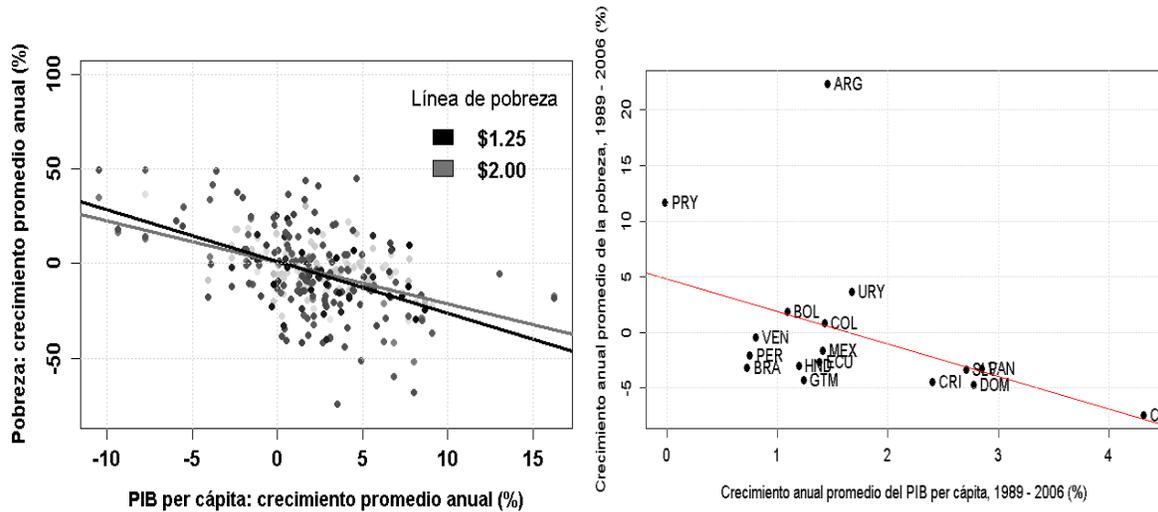
Nota: \*\*\*, \*\* y \* significa que el coeficiente es significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente. Los valores entre paréntesis muestran la desviación estándar de los coeficientes. Los errores son robustos a heteroscedasticidad.

La evidencia disponible internacional muestra la presencia de una relación negativa entre crecimiento económico y reducción de la pobreza<sup>23</sup> (Gráfico 10), sin embargo, la magnitud de este efecto es intensamente debatida atendiendo a sus obvias consecuencias de política pública (Dollar & 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>24</sup> se observa que esta elasticidad ingreso de la pobreza oscila entre -0.15 a -10.5 con un promedio simple de -2.2 que es un valor muy cercano el conocido de -2 que es normalmente asumido en la literatura de crecimiento favorable a los pobres (Cuadro 14). 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.

<sup>23</sup> Esta relación no es tan evidente entre crecimiento económico y desigualdad (Adams Jr., 2004).

<sup>24</sup> Véase Cuadro 14.

**GRÁFICO 10**  
**CRECIMIENTO DEL PIB *PER CÁPITA* Y EN LA POBREZA**  
**AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE PONER AMBOS CON 1 Y 2**  
 (%)



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

Nota: El gráfico de la izquierda muestra observaciones sobre la tasa de crecimiento anual promedio del PIB *per cápita* en dólares de 2005 valuados a paridad de poder de compra y de los índices de pobreza (el porcentaje de personas por debajo de 1.25 y 2.00 dólares diarios), para 22 países de la región, durante el periodo 1980 – 2010. Cada punto en la gráfica se refiere a una observación en el tiempo para un país y un periodo de tiempo determinados. La tasa de crecimiento anual promedio de los indicadores de pobreza se calculó usando a través de la siguiente fórmula  $\Delta p_{i,t} = \frac{1}{T} * \frac{P_F - P_I}{(P_F + P_I)/2}$  (Loayza & Raddatz, 2010). La gráfica de la derecha se refiere al crecimiento anual promedio del PIB *per cápita* en dólares de 2005 valuados a paridad de poder de compra y como indicador de pobreza se utilizó el porcentaje de personas por debajo de los 2 dólares diarios.

El meta-análisis<sup>25</sup> de la elasticidad de crecimiento económico sobre la pobreza sugiere un valor medio de -1.52 (Gráfico 11). Este valor es inferior al que reportan otros estudios relacionados (véase por ejemplo Bourguignon, 2003; Bruno et al., 1998; Paul Collier & Dollar, 2001; Ravallion & Chen, 1997; Ravallion, 2001). 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 de ingreso del empleo (Datt & Ravallion, 2002; de Janvry & Sadoulet, 1995; Lenagala & Ram, 2010; Nissanke & Thorbecke, 2007; Ram, 2013).

<sup>25</sup> La base de datos del meta-análisis son artículos que contienen datos sobre cambios en la pobreza basados en estimaciones econométricas de la elasticidad de la pobreza (87 valores) con respecto de los ingresos medios. Con un periodos que abarcan de 1950-2009.

Considerando exclusivamente los estudios para América Latina la elasticidad del crecimiento económico con respecto a la pobreza se ubica alrededor de -1.14 (Gráfico 12).

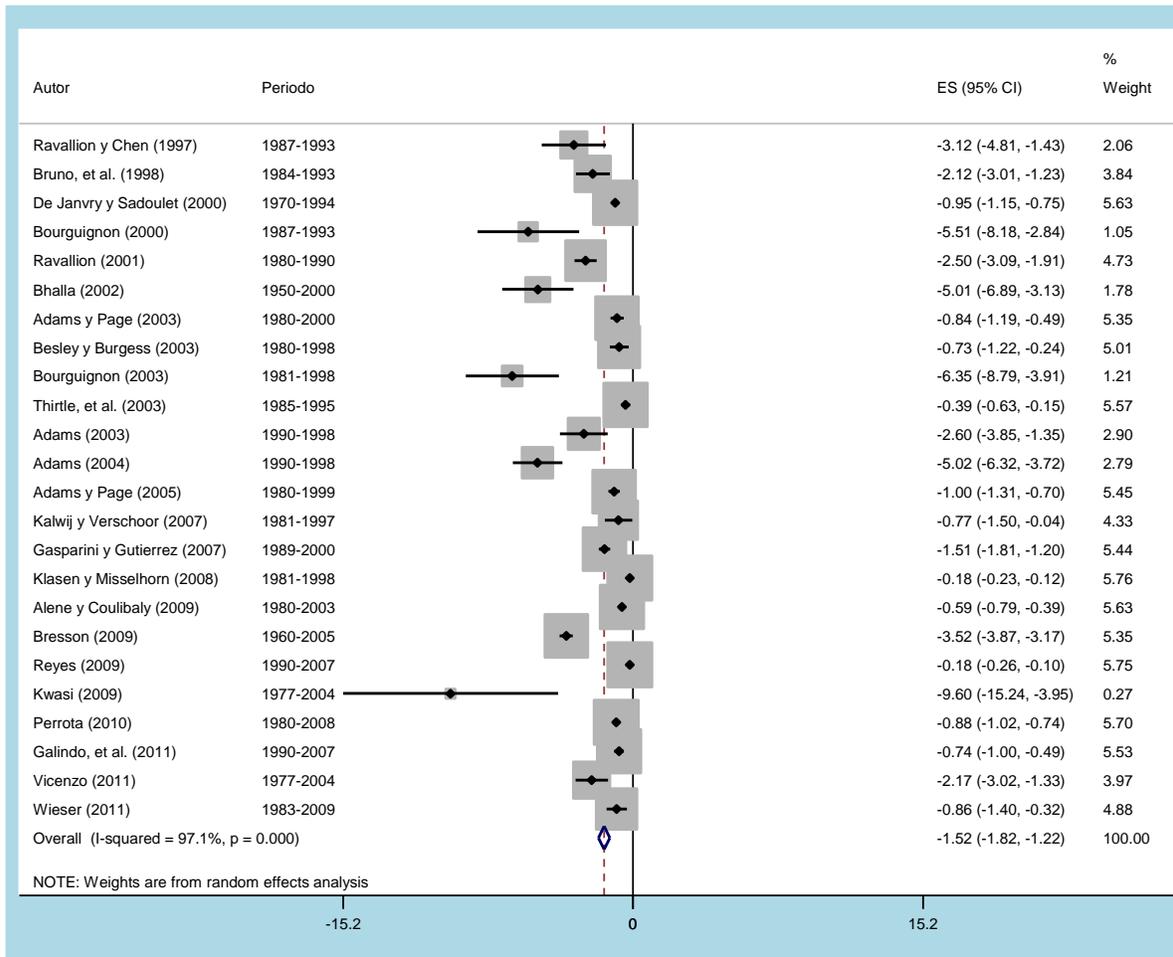
**CUADRO 14**  
**ESTIMACIONES ECONÓMICAS DE LA ELASTICIDAD DEL CRECIMIENTO DE LA POBREZA**

<b>Autor</b>	<b>Región/países</b>	<b>Elasticidad crecimiento</b>
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).

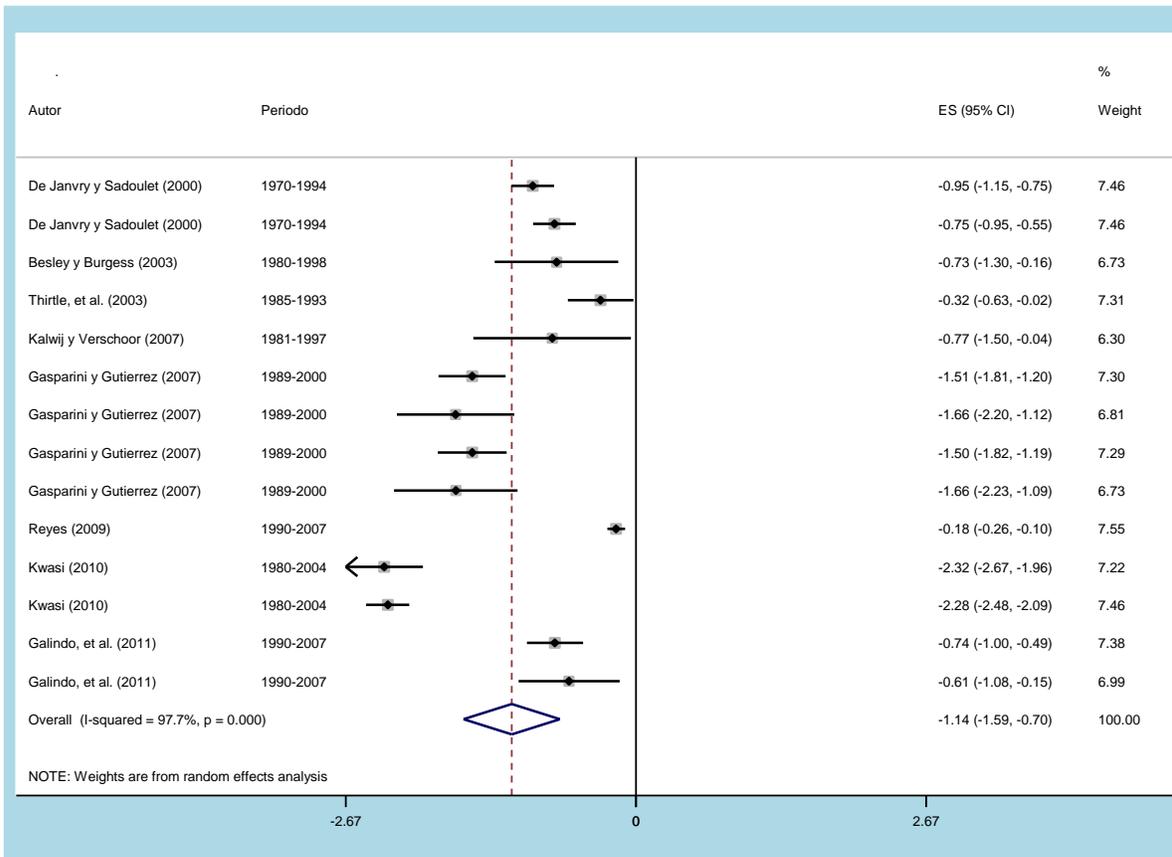
**GRÁFICO 11**  
**ELASTICIDAD CRECIMIENTO DE LA POBREZA**



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

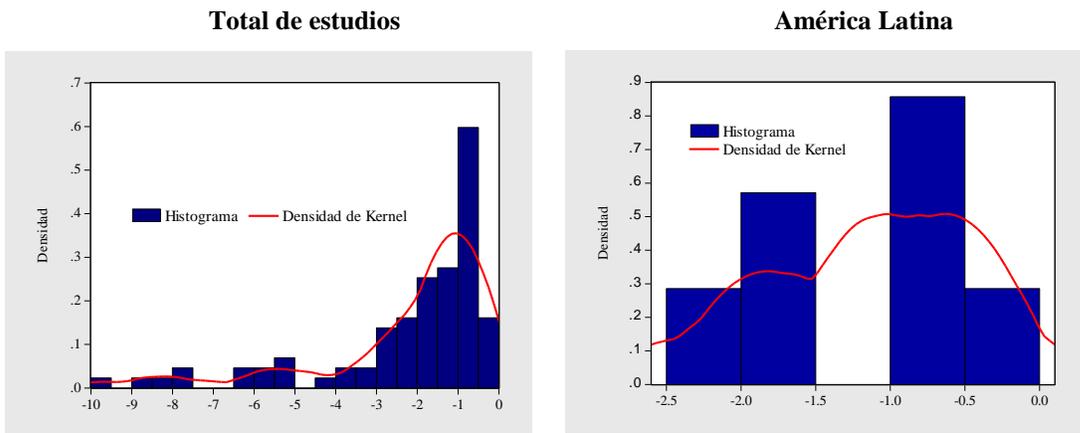
Nota: El gráfico muestra los valores reportados en cada estudio. La línea horizontal que cruza el punto es la desviación estándar de la estimación y el punto implica la estimación puntual. La región gris muestra la ponderación de cada estudio en el meta análisis, mientras que la línea punteada roja muestra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

**GRÁFICO 12**  
**ELASTICIDAD CRECIMIENTO DE LA POBREZA: AMÉRICA LATINA**



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.

**GRÁFICO 13**  
**DISTRIBUCIÓN DE LAS ELASTICIDADES DE CRECIMIENTO DE LA POBREZA**



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

Existe también una gran diversidad de resultados sobre las magnitudes específicas de las elasticidades ingreso de 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, Ravallion y Huppi, 1991, World Bank, 2007), por ejemplo, existe evidencia que sugiere que la reducción de la pobreza se asocia al dinamismo del sector agrícola (Cervantes-Godoy & Dewbre, 2010). La revisión de la literatura seleccionada<sup>26</sup> muestra que la elasticidad del crecimiento agrícola con respecto de la pobreza oscila entre -0.03 a -2.92, con un promedio simple de -0.8 (Cuadro 15). Asimismo, el meta-análisis sobre las elasticidades de la pobreza con respecto al crecimiento agrícola, que se sintetiza en la Gráfico 14, 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 inferior a la elasticidad del crecimiento económico sobre la pobreza del conjunto de la economía.

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

Este mayor impacto 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

---

<sup>26</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 acerca de los efectos del crecimiento agrícola y la reducción de la pobreza dio como resultado 41 estimaciones.

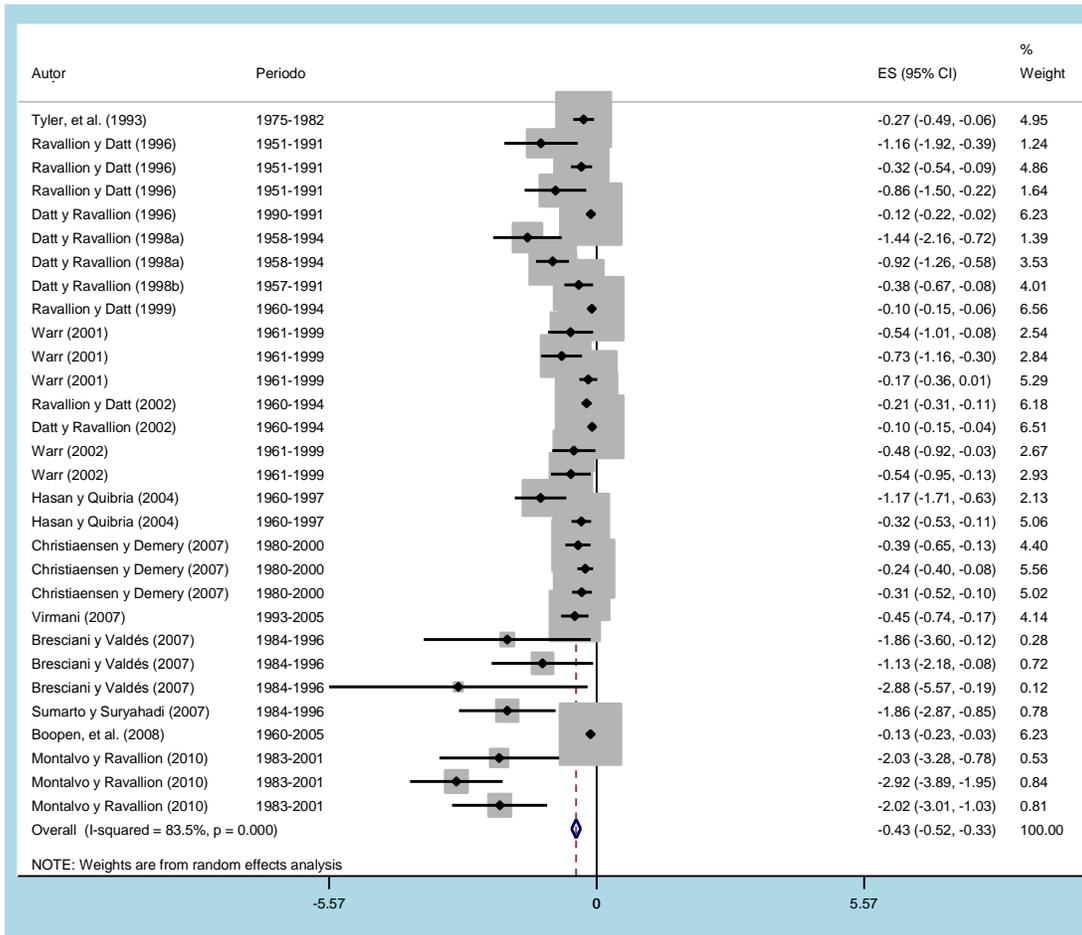
crédito y los problemas de acceso a mercados de las áreas rurales y agrícolas (Byerlee et al., 2005; Christiaensen et al., 2010a; Christiaensen & Demery, 2007; The World Bank, 2007).

**CUADRO 15**  
**ESTIMACIONES ECONÓMICAS DE LA ELASTICIDAD DEL**  
**CRECIMIENTO AGRÍCOLA DE LA POBREZA**

Autor	Países	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

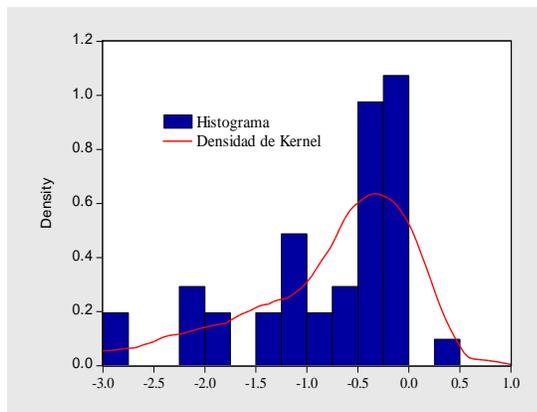
Fuente: Elaboración propia con base en la información estadística de la revisión de los estudios.  
Nota: Pobreza = Índice de recuento de pobreza (\$1 dólar por persona al día).

**GRÁFICO 14**  
**ELASTICIDAD CRECIMIENTO AGRÍCOLA DE LA POBREZA**



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

**GRÁFICO 15**  
**DISTRIBUCIÓN DE LAS ELASTICIDADES CRECIMIENTO AGRÍCOLA DE LA POBREZA**  
*Total de estudios*



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

La estimación de las elasticidades de crecimiento económico a la pobreza para América Latina se realizó utilizando distintas medidas de pobreza que se obtuvieron de la base de datos *PovcalNet*<sup>27</sup> del Banco Mundial. Los datos se refieren 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) que indica la distancia media debajo de la línea de pobreza como proporción de la línea de pobreza (la media incluye a toda la población considerando a los no pobres con una brecha de cero) y la brecha de pobreza al cuadrado (PGS) que considera las brechas de pobreza individuales ponderadas lo que permite identificar la desigualdad entre los pobres (Foster et al., 1984). Estos dos últimos indicadores de brecha de pobreza son relevantes para considerar información sobre la diferencia entre los ingresos de las personas por debajo de la línea de pobreza con respecto a la línea de pobreza. El indicador de brecha de pobreza (i.e. PG) es sensible a los cambios en la distribución entre los pobres<sup>28</sup>, por ejemplo, transferir dinero entre pobres disminuye el cuadrado de este índice. Los tres indicadores consideran dos líneas de pobreza: de 1.25 y de 2.00 dólares por día<sup>29</sup> para todos los países (Christiaensen et al., 2010a) a diferencia de otras estimaciones que consideran líneas de pobreza por país (Bravo-Ortega & Lederman, 2005; Fosu, 2009). Así, la pobreza es absoluta durante el periodo de análisis ya que no se modifica la línea establecida. Los datos de PIB *per cápita*, Gini y la participación de las rentas de las industrias extractivas en el PIB, se obtuvieron del Banco Mundial. El PIB *per cápita* está medido en dólares constantes de 2005 ajustados por paridad de poder adquisitivo, el índice de Gini está definido en porcentaje al igual que la participación de la renta de la industria extractiva en el PIB. Finalmente, el ingreso o gasto promedio es aquel reportado en las encuestas de cada país y esta medido en dólares constantes de 2005 ajustados por paridad de poder adquisitivo.

La base de datos contiene 242 observaciones para 23 países para el periodo de 1981 – 2010. Se seleccionaron solamente aquellos países para los cuales la medida de pobreza es nacional. Con la finalidad de reducir el número de observaciones con tasas de crecimiento

---

<sup>27</sup> <http://iresearch.worldbank.org/PovcalNet/index.htm?3>

<sup>28</sup> Bourgignon (2003) indica que es complicado capturar este efecto de la distribución del ingreso entre pobres.

<sup>29</sup> En dólares constantes de 2005, ajustados por paridad de poder de compra.

de las variables de pobreza relativamente altas, la tasa de crecimiento anual promedio de los indicadores de pobreza se calcularon a través de la siguiente fórmula  $\Delta p_{i,t} = \frac{1}{T} * \frac{P_F - P_I}{(P_F + P_I)/2}$  (Loayza & Raddatz, 2010). El resumen de las características de la muestra se presenta en el Cuadro 16.

**CUADRO 16  
INDICADORES DE POBREZA Y DESIGUALDAD**

País	Número de encuestas	Años de cobertura	Porcentaje de personas por debajo de la línea de pobreza \$1.25			Brecha de pobreza \$1.25			Brecha de pobreza al cuadrado \$1.25			Porcentaje de personas por debajo de la línea de pobreza \$2.00		
			Inicial	Final	Crecimiento promedio	Inicial	Final	Crecimiento Promedio	Inicial	Final	Crecimiento promedio	Inicial	Final	Crecimiento promedio
<b>Bolivia</b>	11	1991-2008	5.2	15.6	6.6	0.7	8.6	16.2	0.1	6.3	26.2	18.7	24.6	1.6
<b>Brasil</b>	26	1981-2009	13.6	6.1	-2.8	5.5	3.6	-1.5	3.3	2.9	-0.5	26.3	10.6	-3.2
<b>Belice</b>	6	1993-1999	9.1	12.2	5.0	4.9	5.5	2.1	3.5	3.5	0.1	19.2	21.9	2.2
<b>Chile</b>	10	1987-2009	7.5	1.4	-7.5	2.7	0.7	-6.1	1.6	0.5	-5.2	18.3	2.7	-8.4
<b>Colombia</b>	12	1992-2010	6.3	8.2	1.5	4.0	3.8	-0.3	3.4	2.6	-1.5	13.9	15.5	0.6
<b>Costa Rica</b>	23	1981-2009	21.4	3.1	-6.6	9.1	1.8	-5.6	5.2	1.5	-4.4	35.2	5.8	-6.2
<b>Rep. Dominicana</b>	16	1986-2010	16.4	2.2	-8.0	6.0	0.5	-9.7	3.1	0.2	-10.6	29.9	9.6	-4.6
<b>Ecuador</b>	12	1987-2010	12.9	4.6	-4.4	5.1	2.1	-3.8	2.7	1.5	-2.6	22.7	10.2	-3.4
<b>Guatemala</b>	8	1987-2006	52.3	13.5	-6.9	25.9	4.7	-8.6	16.1	2.4	-9.6	69.7	25.9	-5.1
<b>Guayana</b>	2	1993-1998	6.9	8.7	4.7	1.5	2.8	12.6	0.5	1.2	20.9	16.7	17.7	1.1
<b>Honduras</b>	20	1989-2009	41.1	17.9	-4.1	18.4	9.4	-3.3	10.5	6.9	-2.1	58.4	29.5	-3.4
<b>Jamaica</b>	5	1990-2002	43.5	32.4	-2.4	31.7	25.0	-1.9	27.4	22.3	-1.7	55.4	38.8	-2.9
<b>Santa Lucía</b>	1	1995-1995	20.9	20.9	-	7.2	7.2	-	3.5	3.5	-	39.9	39.9	-
<b>México</b>	11	1992-2010	5.2	4.0	-1.4	1.9	2.0	0.2	1.1	1.4	1.3	12.8	7.9	-2.7
<b>Nicaragua</b>	4	1993-2005	32.8	15.2	-6.2	16.5	5.3	-9.0	11.1	2.7	-11.0	50.5	31.9	-3.8
<b>Panamá</b>	13	1979-2010	8.0	6.6	-0.6	1.6	2.1	0.9	0.4	1.0	2.6	18.9	13.7	-1.0
<b>Perú</b>	14	1997-2010	13.8	4.9	-7.6	5.4	1.3	-10.3	2.9	0.5	-12.1	24.8	12.5	-5.2
<b>Paraguay</b>	14	1990-2010	1.0	7.2	10.1	0.3	3.0	12.8	0.2	1.9	13.2	3.5	13.1	6.8
<b>Surinam</b>	1	1999-1999	15.5	15.5	-	5.9	5.9	-	3.0	3.0	-	26.8	26.8	-
<b>El Salvador</b>	14	1991-2009	17.1	9.0	-3.5	8.8	4.4	-3.7	6.5	3.0	-4.1	28.9	16.6	-3.0
<b>Trinidad y Tobago</b>	2	1988-1992	1.4	4.2	30.8	0.1	1.1	84.8	0.0	0.5	159.0	8.3	13.2	12.1
<b>Uruguay</b>	7	1981-2010	0.0	0.2	-	0.0	0.1	-	0.0	0.0	-	1.8	1.1	-1.5
<b>Venezuela</b>	13	1981-2006	3.3	6.6	2.9	0.3	3.7	10.1	0.1	3.0	17.9	11.8	12.5	0.2

**INDICADORES DE POBREZA Y DESIGUALDAD (CONT.)**

País	Número de encuestas	Años de cobertura	Brecha de pobreza \$2.00			Brecha de pobreza al cuadrado \$2.00			Índice de Gini			Tipo de encuesta
			Inicial	Final	Crecimiento promedio	Inicial	Final	Crecimiento promedio	Inicial	Final	Crecimiento promedio	
<b>Bolivia</b>	11	1991-2008	4.82	12.88	6.0	1.67	9.05	10.5	42.04	56.29	1.7	Ingreso
<b>Brasil</b>	26	1981-2009	10.78	5.33	-2.5	6.27	3.85	-1.7	57.93	54.69	-0.2	Ingreso
<b>Belice</b>	6	1993-1999	8.07	9.73	3.2	5.26	6.05	2.4	59.94	53.13	-2.0	Ingreso
<b>Chile</b>	10	1987-2009	6.38	1.14	-7.5	3.35	0.75	-6.6	56.21	52.06	-0.3	Ingreso
<b>Colombia</b>	12	1992-2010	6.08	6.67	0.5	4.36	4.21	-0.2	51.45	55.91	0.5	Ingreso
<b>Costa Rica</b>	23	1981-2009	16.18	2.68	-6.2	9.81	1.93	-5.6	47.49	50.73	0.2	Ingreso
<b>Rep. Dominicana</b>	16	1986-2010	12.15	2.29	-6.7	6.58	0.88	-8.0	47.78	47.2	-0.1	Ingreso
<b>Ecuador</b>	12	1987-2010	9.71	3.99	-3.8	5.59	2.41	-3.6	50.49	49.26	-0.1	Ingreso
<b>Guatemala</b>	8	1987-2006	39.04	10.26	-6.8	26.4	5.54	-7.9	58.26	55.89	-0.2	Ingreso
<b>Guayana</b>	2	1993-1998	5.27	6.55	4.4	2.25	3.32	8.1	51.55	44.54	-2.9	Ingreso
<b>Honduras</b>	20	1989-2009	30.11	14.64	-3.5	19.13	10.04	-3.2	59.49	56.95	-0.2	Ingreso
<b>Jamaica</b>	5	1990-2002	38.3	28.92	-2.3	32.1	25.22	-2.0	65.25	65.7	0.1	Ingreso
<b>Santa Lucía</b>	1	1995-1995	15.18	15.18	-	7.72	7.72	-	42.58	42.58	-	Ingreso
<b>México</b>	11	1992-2010	4.38	3.39	-1.4	2.33	2.18	-0.4	53.75	47.73	-0.7	Ingreso
<b>Nicaragua</b>	4	1993-2005	25.92	12.1	-6.2	17.39	6.39	-8.0	57.28	52.35	-0.7	Ingreso
<b>Panamá</b>	13	1979-2010	5.96	4.99	-0.6	2.49	2.54	0.1	48.74	51.92	0.2	Ingreso
<b>Perú</b>	14	1997-2010	10.46	3.98	-7.2	6	1.81	-8.8	53.72	48.14	-0.8	Ingreso
<b>Paraguay</b>	14	1990-2010	1	5.64	9.0	0.44	3.39	10.7	40.84	52.42	1.3	Ingreso
<b>Surinam</b>	1	1999-1999	11.53	11.53	-	6.56	6.56	-	52.88	52.88	-	Ingreso
<b>El Salvador</b>	14	1991-2009	14.03	7.47	-3.4	9.52	4.81	-3.7	53.97	48.33	-0.6	Ingreso
<b>Trinidad y Tobago</b>	2	1988-1992	1.84	3.75	19.5	0.54	1.6	31.2	42.6	40.27	-1.4	Ingreso
<b>Uruguay</b>	7	1981-2010	0.14	0.25	2.0	0.01	0.1	8.3	43.65	45.32	0.1	Ingreso
<b>Venezuela</b>	13	1981-2006	3	5.82	2.7	1.01	4.09	5.8	55.61	44.77	-0.9	Ingreso

Fuente: Elaboración propia con datos de PovcalNet (<http://iresearch.worldbank.org/PovcalNet/index.htm?3>).

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>30</sup> se realizaron a través del método de efectos fijos (Baltagi, 2008; Wooldridge, 2001). Los resultados de la estimaciones de la ecuación (8) para los indicadores de pobreza de HC, PG y PGS con líneas de pobreza de 1.25 y 2 dólares al día se resumen en el Cuadro 17. La evidencia presentada muestra que el crecimiento económico y la distribución del ingreso son factores estadísticamente significativos que inciden sobre la pobreza (Kraay, 2006). Así, la elasticidad del crecimiento económico sobre la pobreza estimadas en América Latina para los tres indicadores de pobreza utilizados y las dos líneas de pobreza consideradas se encuentran en alrededor de -2.00 (Cuadro 17). Asimismo, las elasticidades de crecimiento de la pobreza considerando los indicadores de HC, PG y PGS para 1.25 y 2 dólares de línea de pobreza pero con el ingreso reportado en las encuestas de ingreso-gasto de los hogares se presentan en el Cuadro 18 donde se observan valores similares aunque ligeramente inferiores a aquellos coeficientes estimados con el ingreso *per cápita*. Ello sugiere que es importante la forma en que se define el ingreso para identificar su impacto sobre la pobreza (Adams Jr., 2004). Destaca además que, como se esperaba, las elasticidades del crecimiento económico sobre la pobreza son mayores para 1.25 dólares que para 2 dólares al día. 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).

Por su parte, la elasticidad de la distribución del ingreso es positiva y estadísticamente significativa en todos los casos. Ello sugiere que los cambios en la desigualdad económica inciden de manera negativa sobre los indicadores de pobreza, es decir, a mayor desigualdad menor impacto sobre la pobreza. La elasticidad para los indicadores HC, PG y PGS son de 2.7, 3.4, y 3.8 respectivamente para la línea de pobreza de 1.25 dólares y de 1.9, 2.7 y 3.2 en el caso de la línea de pobreza de dos dólares (Cuadro 17). Estos valores son relativamente robustos a la elección de la variable de ingreso, ya que al considerar el ingreso promedio de las encuestas, la elasticidad de la distribución es de 2.9, 3.6, y 4.1, para los indicadores HC, PG y PGS y una línea de pobreza de 1.25 dólares y de 2.1, 2.9, 3.4 para los mismos indicadores considerando una línea de pobreza de dos dólares.

---

<sup>30</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.

**CUADRO 17**  
**REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO**

<i>Especificación</i>	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta y_{it}$	-2.19*** (0.305)	-2.09*** (0.410)	-1.86*** (0.510)	-2.09*** (0.183)	-2.10*** (0.278)	-2.06*** (0.375)
$\Delta Gini_{it}$	2.71*** (0.439)	3.42*** (0.784)	3.84*** (1.034)	1.89*** (0.245)	2.68*** (0.450)	3.19*** (0.669)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	221	221	221	221	221	221
$\overline{R^2}$	0.358	0.268	0.221	0.444	0.374	0.310

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 18**  
**REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO CONSIDERANDO  
EL INGRESO DE LAS ENCUESTAS**

<i>Especificación</i>	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta y_{it}$	-1.50*** (0.112)	-1.81*** (0.106)	-1.92*** (0.106)	-1.22*** (0.105)	-1.50*** (0.095)	-1.69*** (0.093)
$\Delta Gini_{it}$	2.90*** (0.245)	3.63*** (0.506)	4.05*** (0.742)	2.06*** (0.187)	2.88*** (0.245)	3.39*** (0.413)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	222	222	222	222	222	222
$\overline{R^2}$	0.665	0.541	0.449	0.804	0.719	0.613

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.

Por su parte, se observa que los resultados se mantienen relativamente estables eliminado los datos extremos de la muestra aunque se reducen ligeramente las elasticidades (Cuadro 19 y Cuadro 20). Las elasticidades considerando los indicadores PG y PGS muestran una mayor disminución, por ejemplo para el caso de la línea de pobreza de 1.25, la elasticidad de PG se reduce de -2.1 a -1.5 y de -1.9 a -1.6 en el caso del indicador PGS. Dicho fenómeno también se observa al considerar el ingreso promedio de las encuestas (Cuadro 20).

**CUADRO 19**  
**REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO.**  
**ELIMINANDO VALORES ATÍPICOS**

<i>Especificación</i>	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	<b>HC</b>	<b>PG</b>	<b>PGS</b>	<b>HC</b>	<b>PG</b>	<b>PGS</b>
$\Delta y_{it}$	-2.07*** (0.262)	-1.48*** (0.452)	-1.58*** (0.559)	-2.04*** (0.185)	-2.00*** (0.244)	-1.84*** (0.407)
$\Delta Gini_{it}$	2.47*** (0.418)	2.64*** (0.355)	2.63*** (0.462)	1.84*** (0.251)	2.45*** (0.429)	2.84*** (0.392)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	217	198	194	220	217	209
$\bar{R}^2$	0.338	0.255	0.219	0.423	0.354	0.305

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.

Se eliminaron las observaciones donde la variable dependiente era mayor al 50% en valor absoluto.

\*\*\*, \*\* 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**  
**REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO CONSIDERANDO EL INGRESO DE**  
**LAS ENCUESTAS ELIMINANDO VALORES ATÍPICOS**

<i>Especificación</i>	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	<b>HC</b>	<b>PG</b>	<b>PGS</b>	<b>HC</b>	<b>PG</b>	<b>PGS</b>
$\Delta y_{it}$	-1.45*** (0.099)	-1.42*** (0.139)	-1.48*** (0.207)	-1.21*** (0.107)	-1.46*** (0.083)	-1.51*** (0.104)
$\Delta Gini_{it}$	2.71*** (0.175)	3.02*** (0.244)	3.04*** (0.376)	2.03*** (0.187)	2.70*** (0.168)	3.06*** (0.227)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	218	199	195	221	218	210
$\bar{R}^2$	0.665	0.525	0.458	0.795	0.728	0.610

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.

Se eliminaron las observaciones donde la variable dependiente era mayor al 50% en valor absoluto.

\*\*\*, \*\* 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.

Es importante destacar que en las estimaciones de la ecuación (10) todos los coeficientes resultaron no significativos (Cuadro 21) por lo que el resto de las estimaciones consideran la ecuación (8) como base<sup>31</sup>.

<sup>31</sup> Las estimaciones eliminando los valores atípicos son similares a los del Cuadro 21 y no se reportan.

**CUADRO 21**  
**REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO**

<i>Especificación</i>	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta y_{it}$	-2.92 (5.794)	-1.42 (6.242)	-2.07 (6.955)	0.35 (3.650)	-0.31 (4.694)	-1.35 (5.694)
$\Delta y_{it} * Gini_{it-1}$	0.03 (0.112)	0.03 (0.138)	0.05 (0.155)	-0.03 (0.069)	-0.01 (0.096)	0.02 (0.121)
$\Delta y_{it} * z/e_{it-1}$	-7.79 (7.733)	-14.29 (11.276)	-18.47 (13.419)	-4.57 (4.294)	-8.72 (7.429)	-11.73 (9.805)
$\Delta y_{it} * dextr_{it-1}$	0.72 (0.913)	1.37 (1.203)	1.98 (1.343)	0.25 (0.530)	0.67 (0.800)	1.17 (1.023)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	221	221	221	221	221	221
$\overline{R^2}$	0.125	0.072	0.049	0.214	0.126	0.086

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.

Las relaciones y magnitudes de impacto del crecimiento económico sobre la pobreza para América Latina son robustas a diversas especificaciones. En efecto, puede considerarse (Bourguignon, 2003) un modelo que incluye un modelo solo con crecimiento económico, un segundo modelo que incluye crecimiento económico y distribución del ingreso, un tercer y cuarto modelos donde la elasticidad de ingreso a pobreza se modifique de forma inversa al nivel de desarrollo medido por la relación entre la línea de pobreza y el ingreso promedio<sup>32</sup> y de acuerdo a la distribución inicial del ingreso medido a partir del índice de Gini rezagado. Así, se incluyen como variables adicionales las interacciones de las tasas de crecimiento de las variables de ingreso y de la distribución del ingreso.

De este modo, la estimación de estos modelos para la el indicador HC, utilizando el ingreso promedio reportado en las encuestas<sup>33</sup>, se reporta en el Cuadro 20 para la muestra completa y en el Cuadro 23 al eliminar los valores extremos. En ambos casos se observa que todas las variables incluidas en los modelos son significativas y consistentes con la literatura (Bourguignon, 2003). La elasticidad ingreso no varía de forma significativa al comparar el modelo incompleto con el modelo estándar, sin embargo los niveles de ajuste mejoran de manera significativa al incluir los cambios en la distribución del ingreso. La elasticidad

<sup>32</sup> Un indicador cercano a uno implica un menor nivel de desarrollo, y los valores cercanos a cero implican un alto nivel de desarrollo.

<sup>33</sup> Las estimaciones se realizaron, además, con el PIB per cápita, sin embargo los coeficientes en general no fueron significativos.

ingreso para los modelos aumentados, evaluados en el promedio, dan un valor de -1.6 y de -1.7 para la línea de pobreza de 1.25 dólares diarios y de -1.5 y -1.6 respectivamente considerando la línea de pobreza de 2 dólares. Los modelos aumentados muestran que tanto el nivel de desarrollo como la distribución del ingreso inicial son significativos, es decir, un menor nivel de desarrollo y una mala distribución del ingreso reducen la elasticidad de ingreso a la pobreza. Es importante señalar que los modelos aumentados muestran un mejor ajuste para la línea de pobreza de 2 dólares diarios.

**CUADRO 22**  
**REGRESIONES DE POBREZA (HC) Y CRECIMIENTO ECONÓMICO CONSIDERANDO EL INGRESO DE LAS ENCUESTAS MODELOS ESTÁNDARES**

Especificación	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día				Línea de pobreza de 2.00 dólares al día			
	Modelo incompleto	Modelo estándar	Modelo aumentado (1)	Modelo aumentado (2)	Modelo incompleto	Modelo estándar	Modelo aumentado (1)	Modelo aumentado (2)
$\Delta y_{it}$	-1.47*** (0.090)	1.50*** (0.112)	-3.67*** (0.852)	-4.14*** (0.998)	-1.19*** (0.086)	1.22*** (0.105)	-3.94*** (0.294)	-4.33*** (0.561)
$\Delta Gini_{it}$		2.90*** (0.245)	2.99*** (0.246)	8.41*** (1.777)		2.06*** (0.187)	2.17*** (0.174)	6.96*** (0.981)
$\Delta y_{it} * z/e_{it}$			2.27*** (0.678)	2.28*** (0.628)			1.57*** (0.226)	1.57*** (0.153)
$\Delta y_{it} * Gini_{it-1}$			0.03** (0.015)	0.04** (0.019)			0.04*** (0.005)	0.05*** (0.010)
$\Delta Gini_{it} * z/e_{it}$				-9.94*** (3.256)				-5.80*** (1.298)
$\Delta Gini_{it} * Gini_{it-1}$				-0.06** (0.031)				-0.05*** (0.016)
Países	21	21	21	21	21	21	21	21
Observaciones	224	222	222	222	224	222	222	222
$\bar{R}^2$	0.384	0.665	0.678	0.698	0.502	0.804	0.840	0.873

Fuente: Elaboración propia.

Nota: La variable dependiente es el índice de recuento HC. 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.

Al eliminar los valores extremos de la muestra, la interacción con el índice de Gini inicial es estadísticamente no significativa para la línea de pobreza de 1.25 dólares, mientras que el resto de los resultados no muestran mayores diferencias con respecto al Cuadro 20. Las elasticidades del ingreso a la pobreza en la media de la muestra son -1.5 y -1.6 para los modelos aumentados (1) y (2) respectivamente considerando ambas líneas de pobreza.

**CUADRO 23**  
**REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO CONSIDERANDO EL INGRESO DE**  
**LAS ENCUESTAS, ELIMINANDO VALORES EXTREMOS**  
**MODELOS ESTÁNDARES**

<i>Especificación</i>	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día				Línea de pobreza de 2.00 dólares al día			
	<b>Modelo incompleto</b>	<b>Modelo estándar</b>	<b>Modelo aumentado (1)</b>	<b>Modelo aumentado (2)</b>	<b>Modelo incompleto</b>	<b>Modelo estándar</b>	<b>Modelo aumentado (1)</b>	<b>Modelo aumentado (2)</b>
$\Delta y_{it}$	-1.39*** (0.096)	-1.45*** (0.099)	-2.82*** (0.712)	-3.09*** (0.826)	-1.17*** (0.092)	-1.21*** (0.107)	-3.90*** (0.331)	-4.34*** (0.603)
$\Delta Gini_{it}$		2.71*** (0.175)	2.79*** (0.187)	6.69*** (1.634)		2.03*** (0.187)	2.16*** (0.179)	6.98*** (1.033)
$\Delta y_{it} * z/e_{it}$			1.80** (0.573)	1.81** (0.556)			0.04*** (0.005)	0.05*** (0.011)
$\Delta y_{it} * Gini_{it-1}$			0.02 (0.013)	0.02 (0.016)			1.56*** (0.231)	1.58*** (0.158)
$\Delta Gini_{it} * z/e_{it}$				-9.02** (3.040)				-5.80*** (1.294)
$\Delta Gini_{it} * Gini_{it-1}$				-0.04 (0.031)				-0.06*** (0.016)
Países	21	21	21	21	21	21	21	21
Observaciones	220	218	218	218	223	221	221	221
$\bar{R}^2$	0.393	0.669	0.677	0.693	0.493	0.795	0.832	0.866

Fuente: Elaboración propia.

Nota: La variable dependiente es el índice de recuento HC. 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.

Se eliminaron las observaciones donde la variable dependiente era mayor al 50% en valor absoluto.

\*\*\*, \*\* 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.

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

1. La hipótesis del impacto similar del crecimiento agrícola sobre la pobreza con respecto a los otros se rechaza, esto es, se rechaza 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>34</sup> (Christiaensen et al., 2010a; Kakwani, 1993; Loayza & Raddatz, 2010; Ravallion & Chen, 2007, 2007; Ravallion & Datt, 1996). En efecto, las elasticidades del impacto del crecimiento económico del sector agrícola sobre la pobreza son mayores que la del resto de los sectores para todos los indicadores de pobreza (HC,PG,PGS) y para ambas líneas de pobreza con excepción del indicador HC para la línea de pobreza de 2 dólares (Bourguignon & Morrisson, 1998). Ello se asocia a que la pobreza más extrema en la región es rural y 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) (Cuadro 24 y 23)<sup>35</sup>.

**CUADRO 24**  
**HIPÓTESIS 1. REGRESIONES DE POBREZA Y COMPOSICIÓN DEL CRECIMIENTO ECONÓMICO**

<i>Especificación</i>	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta ya_{it}$	-4.39*** (0.876)	-5.48*** (1.571)	-5.78** (2.441)	-2.91*** (0.810)	-4.48*** (0.818)	-5.44*** (1.179)
$\Delta yna_{it}$	-2.00*** (0.443)	-1.77** (0.569)	-1.46** (0.669)	-2.07*** (0.252)	-1.90*** (0.399)	-1.75*** (0.516)
$\Delta Gini_{it}$	2.80*** (0.448)	3.52*** (0.787)	3.95*** (1.027)	1.94*** (0.249)	2.77*** (0.458)	3.30*** (0.671)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	219	219	219	219	219	219
$\bar{R}^2$	0.365	0.275	0.228	0.440	0.381	0.320
$H_0: \Delta ya_{it} = \Delta yna_{it}$	4.68**	4.49**	2.76***	0.92	7.21**	7.56**

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.

<sup>34</sup> Las estimaciones econométricas por sectores incluyendo las variables de control se sintetizan en el Cuadro 25.

<sup>35</sup> Las estimaciones eliminando los valores atípicos son similares a los del Cuadro 21 y no se reportan.

**CUADRO 25**  
**HIPÓTESIS 1. REGRESIONES DE POBREZA Y COMPOSICIÓN DEL CRECIMIENTO ECONÓMICO**

Especificación	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta ya_{it}$	0.71 (50.661)	-4.60 (59.893)	-1.03 (68.081)	13.19 (35.606)	0.21 (46.552)	-6.16 (53.425)
$\Delta ya_{it} * Gini_{it-1}$	0.12 (1.046)	0.32 (1.226)	0.34 (1.373)	-0.13 (0.722)	0.16 (0.954)	0.32 (1.095)
$\Delta ya_{it} * z/e_{it-1}$	-65.99** (24.575)	-107.22*** (30.216)	-138.59*** (34.217)	-31.89*** (8.512)	-46.93*** (13.662)	-60.00*** (16.818)
$\Delta yna_{it}$	-2.45 (4.618)	0.15 (5.356)	-0.29 (7.242)	-3.07 (2.753)	-0.81 (3.577)	-0.17 (4.457)
$\Delta yna_{it} * Gini_{it-1}$	-0.53 (0.868)	-0.67 (1.139)	-0.46 (1.278)	-0.19 (0.478)	-0.53 (0.741)	-0.59 (0.948)
$\Delta ya_{it} * z/e_{it-1}$	0.00 (0.081)	-0.05 (0.097)	-0.04 (0.124)	0.01 (0.049)	-0.03 (0.065)	-0.04 (0.081)
$\Delta ya_{it} * ext_{it-1}$	0.39 (7.926)	0.40 (11.021)	0.68 (12.714)	0.02 (2.911)	-0.32 (4.651)	-0.02 (6.031)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	219	219	219	219	219	219
$\overline{R^2}$	0.220	0.143	0.112	0.307	0.214	0.163

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.

Eliminando valores atípicos se observa que las estimaciones presentan solo ligeros cambios en los valores de los coeficientes: esto es, se sigue rechazando la hipótesis nula de que los coeficientes por sectores son iguales (Cuadro 26).

**CUADRO 26**  
**HIPÓTESIS 1. REGRESIONES DE POBREZA Y COMPOSICIÓN DEL CRECIMIENTO ECONÓMICO**  
**ELIMINANDO VALORES ATÍPICOS**

Especificación	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta ya_{it}$	-4.31*** (0.995)	-5.45*** (1.092)	-7.06*** (1.143)	-2.96*** (0.843)	-4.40*** (0.857)	-4.92*** (1.245)
$\Delta yna_{it}$	-1.87*** (0.381)	-1.10** (0.516)	-1.04** (0.594)	-2.00*** (0.233)	-1.79*** (0.342)	-1.54*** (0.440)
$\Delta Gini_{it}$	2.56*** (0.437)	2.81*** (0.404)	2.88*** (0.474)	1.89*** (0.259)	2.54*** (0.445)	3.00*** (0.401)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	215	196	192	218	215	207
$\overline{R^2}$	0.345	0.284	0.267	0.4202	0.361	0.330
$H_0: \Delta ya_{it} = \Delta yna_{it}$	4.32**	13.80***	30.03***	1.13	7.25**	7.18**

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.

Se eliminaron las observaciones donde la variable dependiente era mayor al 50% en valor absoluto.

\*\*\*, \*\* 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 argumentos en contra de la relevancia del sector agrícola en el crecimiento a favor de los pobres; 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.

2. La hipótesis de efectos asimétricos del crecimiento económico sobre la pobreza para América Latina no es rechazada por los datos (Cuadro 27). Esto es, las elasticidades del crecimiento económico sobre la pobreza no son simétricas en las fases de expansión o de caída del PIB *per cápita* y del PIB agrícola. La presencia de asimetría se observa para casi todos los indicadores de pobreza, con excepción del indicador PGS, con una línea de pobreza de 1.25 dólares. Así, el impacto sobre la pobreza es mayor en el estado de caída del PIB. Este resultado, sin embargo, no se mantiene, considerando el ingreso de las encuestas (Cuadro 28) ya que la variable *dummy* no resulta significativa para ninguno de los casos.

**CUADRO 27**  
**HIPÓTESIS 2. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO ASIMÉTRICO**

<i>Especificación</i>	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta y_{it}$	-3.72*** (0.679)	-3.85*** (1.134)	-3.52** (1.489)	-2.87*** (0.350)	-3.46*** (0.691)	-3.61*** (0.998)
$\Delta y_{it} * drec$	2.26** (0.979)	2.61** (1.497)	2.44 (1.901)	1.14** (0.512)	2.01** (0.949)	2.29** (1.326)
$\Delta Gini_{it}$	2.66*** (0.461)	3.36*** (0.811)	3.79*** (1.063)	1.86*** (0.253)	2.64*** (0.470)	3.14*** (0.693)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	221	221	221	221	221	221
$R^2$	0.368	0.276	0.225	0.449	0.383	0.318

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 28**  
**HIPÓTESIS 2. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO ASIMÉTRICO**  
**INGRESO DE LAS ENCUESTAS**

Especificación	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta ye_{it}$	-1.46*** (0.151)	-1.72*** (0.257)	-1.65*** (0.339)	-1.16*** (0.112)	-1.41*** (0.124)	-1.55*** (0.194)
$\Delta ye_{it} * dcrec$	-0.05 (0.267)	-0.13 (0.362)	-0.40 (0.441)	-0.10 (0.170)	-0.14 (0.224)	-0.21 (0.298)
$\Delta Gini_{it}$	2.90*** (0.246)	3.63*** (0.505)	4.05*** (0.733)	2.06*** (0.186)	2.88*** (0.243)	3.39*** (0.409)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	221	221	221	221	221	221
$\bar{R}^2$	0.665	0.541	0.450	0.804	0.720	0.614

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.

Los resultados son, en general, similares a aquellos del Cuadro 27, al eliminar las distorsiones provenientes de valores atípicos<sup>36</sup> (Cuadro 29). En particular, se observa que el impacto de una caída del PIB *per cápita* es mayor que el efecto de un crecimiento económico sobre la pobreza. Ello es consistente con la evidencia de efectos no lineales o asimétricos (De Janvry & Sadoulet, 2000; Ravallion & Chen, 1997, 2003) y es contrario a lo sugerido por Dollar y Kraay (2002) que rechazan la hipótesis de asimetría. En este contexto, es posible argumentar que la magnitud de los impactos del cambio climático sobre el producto sería más fuerte que el efecto medio esperado.

<sup>36</sup> Se eliminaron aquellas observaciones donde la variable dependiente muestra tasas de crecimiento superiores a 50% anual (Kraay, 2006; Loayza & Raddatz, 2010).

**CUADRO 29**  
**HIPÓTESIS 2. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO ASIMÉTRICO**  
**ELIMINANDO VALORES ATÍPICOS**

<i>Especificación</i>	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	<b>HC</b>	<b>PG</b>	<b>PGS</b>	<b>HC</b>	<b>PG</b>	<b>PGS</b>
$\Delta y_{it}$	-3.80*** (0.719)	-2.85** (1.025)	-2.36* (1.281)	-2.76*** (0.375)	-3.52*** (0.741)	-3.21** (1.121)
$\Delta y_{it} * dcrec$	2.55** (0.929)	1.93* (1.147)	1.11 (1.497)	1.06** (0.521)	2.24** (0.940)	1.93 (1.277)
$\Delta Gini_{it}$	2.41** (0.444)	2.59*** (0.375)	2.61*** (0.466)	1.82*** (0.258)	2.40*** (0.454)	2.80*** (0.417)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	217	198	194	220	217	209
$\overline{R^2}$	0.353	0.263	0.221	0.428	0.367	0.313

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.

Se eliminaron las observaciones donde la variable dependiente era mayor al 50% en valor absoluto.

\*\*\*, \*\* 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.

De la misma forma, las estimaciones considerando la composición del crecimiento económico confirman la hipótesis de asimetría; de este modo, existe un efecto más acentuado en el sector agrícola en relación al no agrícola (Cuadro 30). Este mismo resultado se mantiene relativamente ante la eliminación de valores extremos (Cuadro 31).

**CUADRO 30**  
**HIPÓTESIS 2. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO ASIMÉTRICO**

<i>Especificación</i>	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	<b>HC</b>	<b>PG</b>	<b>PGS</b>	<b>HC</b>	<b>PG</b>	<b>PGS</b>
$\Delta ya_{it}$	8.55*** (0.906)	11.40*** (1.816)	12.76*** (2.599)	3.39*** (0.650)	7.64*** (0.855)	10.08*** (1.416)
$\Delta ya_{it} * dcrec$	5.98*** (1.426)	8.52*** (2.344)	10.04** (3.264)	0.68 (0.836)	4.53** (1.412)	6.68*** (1.950)
$\Delta yna_{it}$	3.65*** (0.587)	-3.59*** (1.041)	-3.17** (1.430)	3.00*** (0.390)	3.40*** (0.628)	-3.41*** (0.919)
$\Delta yna_{it} * dcrec$	2.39** (0.897)	2.62** (1.459)	2.41 (1.877)	1.38** (0.586)	2.19** (0.924)	2.39* (1.275)
$\Delta Gini_{it}$	2.77*** (0.455)	3.51*** (0.789)	3.96*** (1.029)	1.90*** (0.253)	2.74*** (0.461)	3.27*** (0.674)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	219	219	219	219	219	219
$\overline{R^2}$	0.381	0.288	0.238	0.447	0.394	0.332
$H_0: \{\Delta ya_{it} + \Delta ya_{it} * dcrec\}$ $= \{\Delta yna_{it} + \Delta yna_{it} * dcrec\}$	0.74	0.67	0.35	1.04	1.88	1.68

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 31**  
**HIPÓTESIS 2. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO ASIMÉTRICO**  
**ELIMINANDO VALORES ATÍPICOS**

<i>Especificación</i>	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	<b>HC</b>	<b>PG</b>	<b>PGS</b>	<b>HC</b>	<b>PG</b>	<b>PGS</b>
$\Delta y_{it}$	- 8.39*** (0.778)	- 9.12*** (1.616)	-12.07*** (1.779)	-3.21*** (0.629)	- 7.45*** (0.770)	- 9.50*** (1.131)
$\Delta y_{it} * dcrec$	5.90*** (1.457)	5.33** (2.542)	7.33** (3.165)	0.35 (0.862)	4.40** (1.475)	6.61*** (1.875)
$\Delta y_{na_{it}}$	- 3.70*** (0.590)	-2.18** (0.760)	-1.43** (0.993)	-2.88*** (0.401)	- 3.45*** (0.643)	-2.73** (0.931)
$\Delta y_{na_{it}} * dcrec$	2.64** (0.855)	1.44* (0.854)	0.42 (1.133)	1.31** (0.591)	2.41** (0.911)	1.61 (1.173)
$\Delta Gini_{it}$	2.52*** (0.446)	2.81*** (0.405)	2.93*** (0.448)	1.85*** (0.263)	2.50*** (0.452)	3.02*** (0.400)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	215	196	192	215	207	207
$\overline{R^2}$	0.3659	0.292	0.277	0.4275	0.378	0.342
$H_0: \{\Delta y_{it} + \Delta y_{it} * dcrec\} = \{\Delta y_{na_{it}} + \Delta y_{na_{it}} * dcrec\}$	0.80	3.19*	4.11**	1.40	2.06	1.01

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.

Se eliminaron las observaciones donde la variable dependiente era mayor al 50% en valor absoluto.

\*\*\*, \*\* 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.

3. La hipótesis de diferentes elasticidades de crecimiento económico sobre la pobreza dependiendo del nivel de ingreso per cápita del país parece rechazarse para América Latina. Esto es, no es posible rechazar la hipótesis nula de que los coeficientes son iguales a distintos niveles de desarrollo. Así, las estimaciones de las elasticidades de crecimiento económico para la pobreza con los indicadores de pobreza de HC, PG y PGS considerando las líneas de pobreza de 1.25 y 2 dólares por día muestran que la variable dummy correspondiente al nivel de ingreso de los países no es estadísticamente significativa. Este resultado sugiere que el impacto del crecimiento económico sobre la pobreza es independiente de su nivel actual de ingreso en América Latina (Cuadro 32). Este resultado se mantiene al eliminar los valores extremos (Cuadro 34).

**CUADRO 32**  
**HIPÓTESIS 3. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO**  
**POR NIVEL DE INGRESO**

<i>Especificación</i>	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta y_{it}$	-2.15*** (0.335)	-1.99*** (0.452)	-1.73*** (0.555)	-2.06*** (0.197)	-2.04*** (0.306)	-1.98*** (0.411)
$\Delta y_{it} * ding$	-0.59 (0.518)	-1.34 (0.927)	-1.82 (1.166)	-0.52 (0.345)	-0.85* (0.466)	-1.20 (0.748)
$\Delta Gini_{it}$	2.72*** (0.445)	3.45*** (0.807)	3.89*** (1.068)	1.90*** (0.252)	2.71*** (0.461)	3.22*** (0.687)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	221	221	221	221	221	221
$\overline{R^2}$	0.358	0.271	0.224	0.445	0.376	0.313

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.

Al considerar el ingreso promedio de las encuestas, la variable *dummy* del nivel de ingreso es significativa al 10% para los indicadores de pobreza, a excepción de PGS para la línea de pobreza de 1.25 dólares (Cuadro 33). La variable *dummy* tiene sorprendentemente un signo positivo lo que sugiere que la elasticidad de crecimiento a la pobreza es menor para los países de ingreso medio bajo aunque este resultado debe tomarse con precaución.

**CUADRO 33**  
**HIPÓTESIS 3. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO POR NIVEL DE**  
**INGRESO. INGRESO DE LAS ENCUESTAS**

<i>Especificación</i>	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta ye_{it}$	-1.60*** (0.095)	-1.90*** (0.107)	-1.97*** (0.127)	-1.32*** (0.071)	-1.59*** (0.079)	-1.78*** (0.090)
$\Delta ye_{it} * ding$	0.33* (0.183)	0.30* (0.165)	0.19 (0.180)	0.34* (0.181)	0.30* (0.158)	0.27* (0.161)
$\Delta Gini_{it}$	2.95*** (0.252)	3.68*** (0.521)	4.08*** (0.758)	2.11*** (0.171)	2.93*** (0.255)	3.44*** (0.430)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	221	221	221	221	221	221
$\overline{R^2}$	0.670	0.543	0.449	0.814	0.723	0.615

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 34**  
**HIPÓTESIS 3. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO POR NIVEL DE**  
**INGRESO**  
**ELIMINANDO VALORES ATÍPICOS**

<i>Especificación</i>	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	<b>HC</b>	<b>PG</b>	<b>PGS</b>	<b>HC</b>	<b>PG</b>	<b>PGS</b>
$\Delta y_{it}$	-2.01*** (0.293)	-1.44** (0.478)	-1.50** (0.577)	-2.00*** (0.196)	-1.92*** (0.270)	-1.69*** (0.422)
$\Delta y_{it} * ding$	-0.86 (0.532)	-0.50 (0.669)	-1.17 (0.802)	-0.57 (0.347)	-1.10** (0.489)	-1.76** (0.767)
$\Delta Gini_{it}$	2.49*** (0.428)	2.65*** (0.364)	2.68*** (0.473)	1.85*** (0.258)	2.47*** (0.444)	2.88*** (0.406)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	217	198	194	220	217	209
$\overline{R^2}$	0.339	0.256	0.222	0.425	0.358	0.314

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.

Se eliminaron las observaciones donde la variable dependiente era mayor al 50% en valor absoluto.

\*\*\*, \*\* 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.

Asimismo, considerando por separado el efecto del crecimiento agrícola y del resto de los sectores se observa que en este caso aparece una diferencia estadísticamente significativa en el impacto del crecimiento económico agrícola sobre la pobreza dependiendo del nivel de ingreso *per cápita* (Cuadro 35). En particular, la evidencia disponible muestra que el impacto del crecimiento de la agricultura sobre los niveles de pobreza tiene impactos más favorables sobre los indicadores de pobreza para aquellos países con menor nivel de desarrollo (Cervantes-Godoy & Dewbre, 2010; Christiaensen et al., 2010b). En el caso de los sectores no agrícolas, la variable *dummy* resulta no significativa.

**CUADRO 35**  
**HIPÓTESIS 3. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO POR NIVEL DE**  
**INGRESO**

Especificación	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta ya_{it}$	-3.58*** (1.002)	-3.80** (1.845)	-3.49 (2.845)	-2.18** (0.658)	-3.45*** (0.794)	-4.02** (1.248)
$\Delta ya_{it} * ding$	-6.16* (3.290)	-12.91** (4.675)	-17.64*** (5.204)	-5.62** (2.118)	-7.94** (3.320)	-10.89** (4.058)
$\Delta yna_{it}$	-2.04*** (0.501)	-1.82** (0.642)	-1.52** (0.755)	-2.10*** (0.290)	-1.93*** (0.454)	-1.79** (0.583)
$\Delta yna_{it} * ding$	0.06 (0.701)	-0.14 (0.980)	-0.27 (1.121)	0.07 (0.446)	-0.08 (0.613)	-0.18 (0.819)
$\Delta Gini_{it}$	2.78 *** (0.449)	3.50*** (0.798)	3.92*** (1.040)	1.93*** (0.251)	2.76*** (0.461)	3.28*** (0.679)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	219	219	219	219	219	219
$\overline{R^2}$	0.370	0.288	0.245	0.449	0.391	0.332
$H_0: \{\Delta ya_{it} + \Delta ya_{it} * ding\}$ $= \{\Delta yna_{it} + \Delta yna_{it} * ding\}$	5.02**	8.26**	12.94***	11.56***	7.73**	9.10**

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.

La eliminación de valores atípicos produce ligeros cambios en los resultados. En particular, la variable *dummy* de nivel de ingreso es significativa para el crecimiento no agrícola para la especificación de HC para la línea de pobreza de 1.25 dólares (Cuadro 36).

**CUADRO 36**  
**HIPÓTESIS 3. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO POR NIVEL DE**  
**INGRESO**  
**ELIMINANDO VALORES ATÍPICOS**

Especificación	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta ya_{it}$	-3.45** (1.133)	-5.30*** (1.122)	-6.66*** (1.025)	-2.22** (0.676)	-3.32*** (0.854)	-3.54** (1.567)
$\Delta ya_{it} * ding$	-6.63** (3.156)	-1.60 (2.070)	-4.09** (1.971)	-5.66** (2.159)	-8.43** (3.149)	-11.26*** (3.218)
$\Delta yna_{it}$	-1.88*** (0.443)	-1.05* (0.591)	-0.93 (0.678)	-2.02** (0.270)	-1.79*** (0.401)	-1.48** (0.493)
$\Delta yna_{it} * ding$	-0.20** (0.698)	-0.61 (0.839)	-1.27 (0.868)	0.01 (0.444)	-0.31 (0.620)	-0.95 (0.769)
$\Delta Gini_{it}$	2.54*** (0.438)	2.83*** (0.416)	2.93*** (0.484)	1.87*** (0.262)	2.52*** (0.447)	2.98*** (0.386)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	215	196	192	218	215	207
$\overline{R^2}$	0.3525	0.285	0.273	0.4296	0.375	0.353
$H_0: \{\Delta ya_{it} + \Delta ya_{it} * ding\}$ $= \{\Delta yna_{it} + \Delta yna_{it} * ding\}$	5.11**	4.44**	16.11***	11.49***	8.00**	8.69**

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.

Se eliminaron las observaciones donde la variable dependiente era mayor al 50% en valor absoluto.

\*\*\*, \*\* 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.

4. La hipótesis de diferentes elasticidades de crecimiento económico sobre la pobreza dependiendo del ritmo de crecimiento del ingreso *per cápita* del país no se confirma con la evidencia disponible para América Latina. Esto es, distintos ritmos de crecimiento económico no modifican la respuesta de la pobreza al crecimiento económico. Ello es consistente para los índices de HC, PG y PGS (Cuadro 37), considerando los ingresos de las encuestas (Cuadro 38) y excluyendo los valores extremos (Cuadro 39). Las excepciones corresponden a la especificación que considera el ingreso de la encuesta y el indicador HC con valores extremos (Cuadro 39)

**CUADRO 37**  
**HIPÓTESIS 4. REGRESIONES DE POBREZA Y RITMO DE CRECIMIENTO ECONÓMICO**

<i>Especificación</i>	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	<b>HC</b>	<b>PG</b>	<b>PGS</b>	<b>HC</b>	<b>PG</b>	<b>PGS</b>
$\Delta y_{it}$	-2.83*** (0.430)	-3.03*** (0.739)	-2.80*** (1.013)	-2.29*** (0.216)	-2.68*** (0.424)	-2.83*** (0.647)
$\Delta y_{it} * drit$	0.94 (0.579)	1.37 (0.897)	1.37 (1.178)	0.28 (0.312)	0.84 (0.555)	1.11 (0.796)
$\Delta Gini_{it}$	2.69*** (0.453)	3.39*** (0.806)	3.82*** (1.058)	1.88*** (0.248)	2.67*** (0.463)	3.17*** (0.687)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	221	221	221	221	221	221
$\overline{R^2}$	0.361	0.272	0.223	0.444	0.377	0.313

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 38**  
**HIPÓTESIS 4. REGRESIONES DE POBREZA Y RITMO DE CRECIMIENTO ECONÓMICO**  
**INGRESO DE LA ENCUESTA**

<i>Especificación</i>	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	<b>HC</b>	<b>PG</b>	<b>PGS</b>	<b>HC</b>	<b>PG</b>	<b>PGS</b>
$\Delta y_{it}$	-1.38*** (0.140)	-1.71*** (0.206)	-1.82*** (0.255)	-1.09*** (0.105)	-1.39*** (0.121)	-1.59*** (0.163)
$\Delta y_{it} * drit$	-0.29 (0.232)	-0.25 (0.362)	-0.25 (0.464)	-0.33* (0.149)	-0.28 (0.209)	-0.25 (0.293)
$\Delta Gini_{it}$	2.93*** (0.237)	3.66*** (0.512)	4.08*** (0.754)	2.10*** (0.189)	2.91*** (0.238)	3.43*** (0.412)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	221	221	221	221	221	221
$\overline{R^2}$	0.668	0.542	0.450	0.812	0.723	0.615

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 39**  
**HIPÓTESIS 4. REGRESIONES DE POBREZA Y RITMO DE CRECIMIENTO ECONÓMICO**  
**ELIMINANDO VALORES ATÍPICOS**

Especificación	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta y_{it}$	-2.91*** (0.421)	-2.22** (0.678)	-1.88** (0.889)	-2.20*** (0.213)	-2.75*** (0.441)	-2.56*** (0.730)
$\Delta y_{it} * drit$	1.22** (0.513)	1.03 (0.639)	0.41 (0.855)	0.24 (0.303)	1.10 (0.533)	1.00 (0.715)
$\Delta Gini_{it}$	2.44*** (0.438)	2.61** (0.369)	2.62*** (0.462)	1.83*** (0.253)	2.43*** (0.448)	2.82*** (0.406)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	217	198	194	220	217	209
$\overline{R^2}$	0.344	0.259	0.219	0.4238	0.359	0.309

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.

Se eliminaron las observaciones donde la variable dependiente era mayor al 50% en valor absoluto.

\*\*\*, \*\* 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.

Además, el mayor ritmo de crecimiento económico reduce el impacto del crecimiento del sector agrícola sobre la pobreza pero no parece incidir sobre el efecto del resto de los sectores económicos (Cuadro 40). Este patrón de comportamiento se mantiene ante la eliminación de los valores extremos (Cuadro 41).

**CUADRO 40**  
**HIPÓTESIS 4. REGRESIONES DE POBREZA Y RITMO DE CRECIMIENTO ECONÓMICO**

Especificación	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta ya_{it}$	-7.90*** (0.865)	-11.67*** (1.578)	-13.83*** (2.406)	-3.39*** (0.588)	-7.58*** (0.777)	-10.28*** (1.242)
$\Delta ya_{it} * drit$	5.90*** (1.385)	10.46*** (2.438)	13.66*** (3.722)	0.81 (1.192)	5.22*** (1.286)	8.18*** (1.753)
$\Delta yna_{it}$	-2.34*** (0.526)	-2.23** (0.681)	-1.88** (0.878)	-2.06*** (0.329)	-2.17*** (0.479)	-2.11*** (0.627)
$\Delta yna_{it} * drit$	0.32 (0.655)	0.36 (0.862)	0.17 (1.105)	-0.04 (0.413)	0.24 (0.591)	0.28 (0.774)
$\Delta Gini_{it}$	2.81*** (0.452)	3.55*** (0.790)	4.00*** (1.031)	1.95*** (0.249)	2.79*** (0.459)	3.32*** (0.673)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	219	219	219	219	219	219
$\overline{R^2}$	0.3741	0.290	0.246	0.4404	0.389	0.332
$H_0: \{\Delta ya_{it} + \Delta ya_{it} * drit\}$ $= \{\Delta yna_{it} + \Delta yna_{it} * drit\}$	0.00	0.07	0.17	0.12	0.09	0.02

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 41**  
**HIPÓTESIS 4. REGRESIONES DE POBREZA Y RITMO DE CRECIMIENTO ECONÓMICO**  
**ELIMINANDO VALORES ATÍPICOS**

Especificación	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta ya_{it}$	-7.80*** (0.913)	-8.33*** (1.733)	-11.12*** (1.903)	-3.22*** (0.596)	-7.47*** (0.846)	-10.06*** (1.506)
$\Delta ya_{it} * drit$	5.85*** (1.450)	4.81** (2.227)	6.89** (2.824)	0.46 (1.252)	5.14*** (1.300)	8.81*** (2.089)
$\Delta yna_{it}$	-2.36*** (0.492)	-1.36** (0.524)	-0.82 (0.633)	-1.96*** (0.303)	-2.20*** (0.463)	-1.71** (0.570)
$\Delta yna_{it} * drit$	0.55 (0.621)	0.20 (0.569)	-0.60 (0.719)	-0.07 (0.399)	0.45 (0.586)	-0.10 (0.648)
$\Delta Gini_{it}$	2.57*** (0.442)	2.84*** (0.397)	2.95*** (0.445)	1.89*** (0.260)	2.55*** (0.448)	3.02*** (0.373)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	215	196	192	218	215	207
$\overline{R^2}$	0.356	0.290	0.280	0.420	0.370	0.351
$H_0: \{\Delta ya_{it} + \Delta ya_{it} * drit\}$ $= \{\Delta yna_{it} + \Delta yna_{it} * drit\}$	0.01	2.07	2.51	0.26	0.18	0.08

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.

Se eliminaron las observaciones donde la variable dependiente era mayor al 50% en valor absoluto.

\*\*\*, \*\* 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.

5. La hipótesis de los efectos de las rentas del sector extractivo sobre las elasticidades de crecimiento económico de la pobreza presenta evidencia mixta para América Latina. Así, la evidencia muestra que la variable *dummy* que representa la participación del sector extractivo en el PIB es significativa solamente al eliminar valores extremos de la muestra, en tanto que no lo es para la muestra completa (Cuadro 42), ni al utilizar los ingresos de las encuestas (Cuadro 43). En efecto, la eliminación de los valores extremos genera que el efecto del sector extractivo sea significativo para el indicador PG para la línea de pobreza de 1.25 dólares y para el indicador PGS para ambas líneas de pobreza (Cuadro 44). Los resultados sugieren entonces evidencia débil de 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 la pobreza (Christiaensen et al., 2010b; Ravallion & Chen, 1997). En particular un mayor sector extractivo tiende a reducir el impacto favorable del crecimiento económico sobre la pobreza, para el indicador PG para la línea de pobreza de 1.25 dólares y para PGS para ambas líneas de pobreza (Cuadro 44).

**CUADRO 42**  
**HIPÓTESIS 5. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO,**  
**CONSIDERANDO EL SECTOR EXTRACTIVO**

Especificación	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta y_{it}$	-2.46*** (0.436)	-2.54*** (0.512)	-2.46*** (0.584)	-2.28*** (0.280)	-2.39*** (0.389)	-2.48*** (0.486)
$\Delta y_{it} * dext$	0.58 (0.672)	0.98 (0.897)	1.31 (1.082)	0.41 (0.374)	0.63 (0.582)	0.92 (0.781)
$\Delta Gini_{it}$	2.73*** (0.444)	3.46*** (0.799)	3.90*** (1.051)	1.90*** (0.243)	2.71*** (0.454)	3.23*** (0.678)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	221	221	221	221	221	221
$\overline{R^2}$	0.360	0.272	0.226	0.446	0.377	0.315

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 43**  
**HIPÓTESIS 5. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO, CONSIDERANDO EL**  
**SECTOR EXTRACTIVO INGRESO DE LA ENCUESTA**

Especificación	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta y_{it}$	-1.49*** (-1.210)	-1.85*** (-1.523)	-2.00*** (-1.738)	-1.21*** (0.128)	-1.52*** (0.120)	-1.74*** (0.123)
$\Delta y_{it} * dext$	-0.03 (-0.050)	0.20 (0.098)	0.44 (0.232)	-0.05 (0.132)	0.10 (0.156)	0.23 (0.202)
$\Delta Gini_{it}$	2.90*** (2.059)	3.62*** (2.874)	4.04*** (3.385)	2.06*** (0.184)	2.87*** (0.244)	3.39*** (0.412)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	221	221	221	221	221	221
$\overline{R^2}$	0.665	0.541	0.451	0.804	0.719	0.614

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 44**  
**HIPÓTESIS 5. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO, CONSIDERANDO EL**  
**SECTOR EXTRACTIVO ELIMINANDO VALORES ATÍPICOS**

<i>Especificación</i>	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	<b>HC</b>	<b>PG</b>	<b>PGS</b>	<b>HC</b>	<b>PG</b>	<b>PGS</b>
$\Delta y_{it}$	-2.28*** (0.376)	-2.07*** (0.490)	-2.42*** (0.567)	-2.28*** (0.277)	-2.24*** (0.345)	-2.47*** (0.403)
$\Delta y_{it} * dext$	0.48 (0.496)	1.44*** (0.409)	2.05*** (0.480)	0.54 (0.341)	0.54 (0.422)	1.58*** (0.338)
$\Delta Gini_{it}$	2.48*** (0.428)	2.71*** (0.335)	2.73*** (0.411)	1.85*** (0.254)	2.47*** (0.439)	2.91*** (0.368)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	217	198	194	220	217	209
$\overline{R^2}$	0.339	0.272	0.248	0.428	0.356	0.324

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.

Se eliminaron las observaciones donde la variable dependiente era mayor al 50% en valor absoluto.

\*\*\*, \*\* 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.

Desagregando el efecto del ritmo del crecimiento económico por sectores se obtiene resultados que no parecen ser robustos. Esto es, se observa que el sector extractivo solamente es significativo considerando el impacto del sector agrícola en el indicador HC con la línea de pobreza de 2 dólares (Cuadro 45). Asimismo, al eliminar los valores extremos el impacto del sector extractivo es significativo al reducir el coeficiente del crecimiento no agrícola para PG en la línea de pobreza de 1.25 dólares y de HG para ambas líneas de pobreza, además, se mantiene el resultado de los efectos significativos para HC considerando la línea de 2 dólares.

**CUADRO 45**  
**HIPÓTESIS 5. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO,**  
**CONSIDERANDO EL SECTOR EXTRACTIVO**

Especificación	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta ya_{it}$	-4.25*** (0.942)	-5.22** (1.623)	-5.36** (2.500)	-2.68** (0.817)	-4.32*** (0.839)	-5.21*** (1.203)
$\Delta ya_{it} * dext$	-5.29 (10.691)	-8.43 (13.839)	-14.33 (17.190)	-10.85** (6.449)	-6.50 (10.147)	-7.72 (13.073)
$\Delta yna_{it}$	-2.15*** (0.572)	-2.13** (0.738)	-2.01** (0.837)	-2.26*** (0.350)	-2.10*** (0.535)	-2.06*** (0.675)
$\Delta yna_{it} * dext_{it}$	0.37 (0.778)	0.83 (1.016)	1.27 (1.225)	0.48 (0.468)	0.46 (0.700)	0.71 (0.907)
$\Delta Gini_{it}$	2.84*** (0.452)	3.60*** (0.798)	4.07*** (1.040)	2.01*** (0.241)	2.82*** (0.460)	3.36*** (0.679)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	219	219	219	219	219	219
$\overline{R^2}$	0.365	0.278	0.232	0.445	0.383	0.322
$H_0: \{\Delta ya_{it} + \Delta ya_{it} * dext\}$ $= \{\Delta yna_{it} + \Delta yna_{it} * dext\}$	0.56	0.81	1.22	3.88	0.85	0.80

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 46**  
**HIPÓTESIS 5. REGRESIONES DE POBREZA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO, CONSIDERANDO EL**  
**SECTOR EXTRACTIVO ELIMINANDO VALORES ATÍPICOS**

Especificación	Línea de pobreza de 1.25 dólares al día			Línea de pobreza de 2.00 dólares al día		
	HC	PG	PGS	HC	PG	PGS
$\Delta ya_{it}$	-4.15*** (1.050)	-5.26*** (1.129)	-6.64** (1.170)	-2.68** (0.837)	-4.22*** (0.872)	-4.66*** (1.284)
$\Delta ya_{it} * dext_{it}$	-7.37 (11.556)	1.30 (10.535)	-6.07 (9.725)	-12.69* (7.299)	-8.48 (10.593)	-3.32 (10.396)
$\Delta yna_{it}$	-1.98*** (0.521)	-1.63** (0.657)	-1.79** (0.745)	-2.25*** (0.347)	-1.94*** (0.492)	-2.15*** (0.571)
$\Delta yna_{it} * dext_{it}$	0.30 (0.619)	1.17** (0.520)	1.75** (0.603)	0.65 (0.432)	0.39 (0.547)	1.45** (0.555)
$\Delta Gini_{it}$	2.60*** (0.438)	2.85*** (0.382)	2.99*** (0.412)	1.96*** (0.250)	2.59*** (0.445)	3.08*** (0.374)
Países	21	21	21	21	21	21
Observaciones	215	196	192	218	215	207
$\overline{R^2}$	0.3464	0.293	0.283	0.4292	0.363	0.342
$H_0: \{\Delta ya_{it} + \Delta ya_{it} * dext\}$ $= \{\Delta yna_{it} + \Delta yna_{it} * dext\}$	0.75	0.11	1.71	3.91	1.13	0.50

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.

Se eliminaron las observaciones donde la variable dependiente era mayor al 50% en valor absoluto.

\*\*\*, \*\* 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 & Ravallion, 2002). Las elasticidades de crecimiento económico de la pobreza permiten simular estos escenarios de reducción de la pobreza bajo distintos escenarios de estilos de crecimiento (Demery & 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 & Walton, 1999; Epaulard, 2003; Hanmer, Healey, & Naschold, 2009; Hanmer & 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 (Paul Collier & Dollar, 2001) y presentan diversas dificultades tales como el uso de una sola elasticidad promedio para distintas regiones o países excluyendo especificidades regionales importantes y que estas elasticidades se modifican en el tiempo ya sea como consecuencia de los cambios en la distribución del ingreso o de la composición sectorial o de otros factores (Demery & Walton, 1999; Epaulard, 2003; Hanmer & Naschold, 2000; Ravallion, 1997).

Considerando estas limitaciones<sup>37</sup> puede, no obstante, simularse un escenario 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>38</sup>. Además, se mantienen constantes el resto de las variables como la distribución del ingreso. Estos supuestos se sintetizan en el Cuadro 47.

---

<sup>37</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 in not sustainable”, pp. 4.

<sup>38</sup> [http://www.eclac.cl/celade/proyecciones/basedatos\\_BD.htm](http://www.eclac.cl/celade/proyecciones/basedatos_BD.htm)

**CUADRO 47  
DATOS BÁSICOS**

<i>País</i>	<i>Crecimiento PIB per cápita 1980 - 2011</i>	<i>Año última encuesta</i>	<i>HC (1.25 dólares)</i>	<i>HC (2.00 dólares)</i>	<i>Población 2011 (Millones)</i>	<i>Población por debajo de la línea de pobreza (1.25 dólares) (millones)</i>	<i>Población por debajo de la línea de pobreza (2.00 dólares) (millones)</i>	<i>Población 2025 (Millones)</i>
Belice	1.8	1999	12.21	21.89	0.4	0.04	0.08	0.40
Bolivia	0.6	2008	15.61	24.63	10.1	1.57	2.48	12.18
Brasil	1.0	2009	6.14	10.59	196.7	12.07	20.83	214.70
Chile	3.3	2009	1.35	2.67	17.3	0.23	0.46	19.05
Colombia	1.7	2010	8.16	15.48	46.9	3.83	7.26	55.47
Costa Rica	1.7	2009	3.12	5.84	4.7	0.15	0.28	5.46
Ecuador	1.0	2010	4.61	10.21	14.7	0.68	1.50	17.07
El Salvador	1.0	2009	8.97	16.63	6.2	0.56	1.04	6.84
Guatemala	0.4	2006	13.53	25.9	14.8	2.00	3.82	19.79
Guayana	1.4	1998	8.7	17.67	0.8	0.07	0.13	0.78
Honduras	0.8	2009	17.92	29.5	7.8	1.39	2.29	9.77
Jamaica	1.2	2002	32.42	38.78	2.7	0.88	1.05	2.84
México	0.7	2010	4.03	7.85	114.8	4.63	9.01	128.00
Nicaragua	-0.2	2005	15.17	31.85	5.9	0.89	1.87	6.97
Panamá	2.4	2010	6.56	13.66	3.6	0.23	0.49	4.24
Paraguay	0.5	2010	7.16	13.14	6.6	0.47	0.86	7.94
Perú	1.3	2010	4.91	12.45	29.4	1.44	3.66	34.37
Rep. Dominicana	2.7	2010	2.24	9.59	10.1	0.23	0.96	11.65
Trinidad y Tobago	1.2	1992	4.16	13.15	1.3	0.06	0.18	1.36
Uruguay	1.7	2010	0.2	1.13	3.4	0.01	0.04	3.54
Venezuela	-0.1	2006	6.63	12.52	29.3	1.94	3.67	35.28
<b>América Latina y el Caribe</b>	<b>1.0</b>	<b>-</b>	<b>6.33</b>	<b>11.75</b>	<b>527.15</b>	<b>33.36</b>	<b>61.95</b>	<b>597.81</b>

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 2005 ajustados por paridad de poder de compra, 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 pobreza de 1.25 y 2 dólares diarios, este dato proviene de la última encuesta de ingreso gasto de cada país y se obtuvo de la base de datos de PovcalNet del Banco Mundial. 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. Las tasas de crecimiento de Guyana son de 1980 – 2010, y de Jamaica de 1980 – 2001.

Las proyecciones del escenario inercial (business as usual –BAU-) se sintetizan en el

Cuadro 48 donde se observa que la pobreza en América Latina para el 2025 se habrá reducido de 6.3% a 5% del total de la población considerando la línea de pobreza de 1.25 dólares y de 11.8% a 9.2% atendiendo a la línea de pobreza de 2 dólares. Alcanzar tasas menores de reducción de la pobreza requiere entonces incidir sobre el estilo de crecimiento económico, esto es, en la composición del crecimiento económico o en una mejor distribución del ingreso<sup>39</sup>.

<sup>39</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 48  
ESCENARIO BAU 2025**

País	Línea de pobreza de 1.25 dólares			Línea de pobreza de 2.00 dólares			<i>Población por debajo de la línea de pobreza (1.25 dólares) (millones)</i>	<i>Población por debajo de la línea de pobreza (2.00 dólares) (millones)</i>
	<i>HC</i>	<i>PG</i>	<i>PGS</i>	<i>HC</i>	<i>PG</i>	<i>PGS</i>		
Belice	7.08	3.77	2.34	12.79	5.82	3.78	0.03	0.05
Bolivia	13.23	7.59	5.51	20.93	10.88	7.75	1.61	2.55
Brasil	4.59	2.92	2.32	7.95	4.02	2.97	9.86	17.07
Chile	0.51	0.35	0.24	1.02	0.44	0.31	0.10	0.19
Colombia	4.98	2.66	1.78	9.52	4.11	2.70	2.76	5.28
Costa Rica	1.89	1.26	1.02	3.57	1.65	1.24	0.10	0.19
Ecuador	3.48	1.70	1.20	7.75	3.01	1.86	0.59	1.32
El Salvador	6.61	3.57	2.40	12.30	5.63	3.71	0.45	0.84
Guatemala	12.13	4.33	2.20	23.25	9.17	5.00	2.40	4.60
Guayana	5.76	2.09	0.88	11.78	4.40	2.30	0.05	0.09
Honduras	14.32	7.96	5.77	23.65	11.68	8.16	1.40	2.31
Jamaica	22.80	19.45	17.06	27.41	20.58	18.45	0.65	0.78
México	3.26	1.73	1.20	6.37	2.78	1.82	4.17	8.15
Nicaragua	16.01	5.52	2.82	33.58	12.80	6.73	1.12	2.34
Panamá	3.19	1.27	0.58	6.72	2.51	1.35	0.14	0.29
Paraguay	6.15	2.70	1.70	11.32	4.90	2.98	0.49	0.90
Perú	3.37	0.99	0.37	8.58	2.75	1.29	1.16	2.95
Rep. Dominicana	1.00	0.28	0.11	4.31	1.05	0.43	0.12	0.50
Trinidad y Tobago	2.93	0.86	0.38	9.30	2.67	1.17	0.04	0.13
Uruguay	0.12	0.07	-	0.68	0.15	0.06	0.004	0.02
Venezuela	6.81	3.78	3.07	12.86	5.99	4.20	2.40	4.54
América Latina y el Caribe	<b>4.96</b>			<b>9.22</b>			<b>29.64</b>	<b>55.12</b>

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

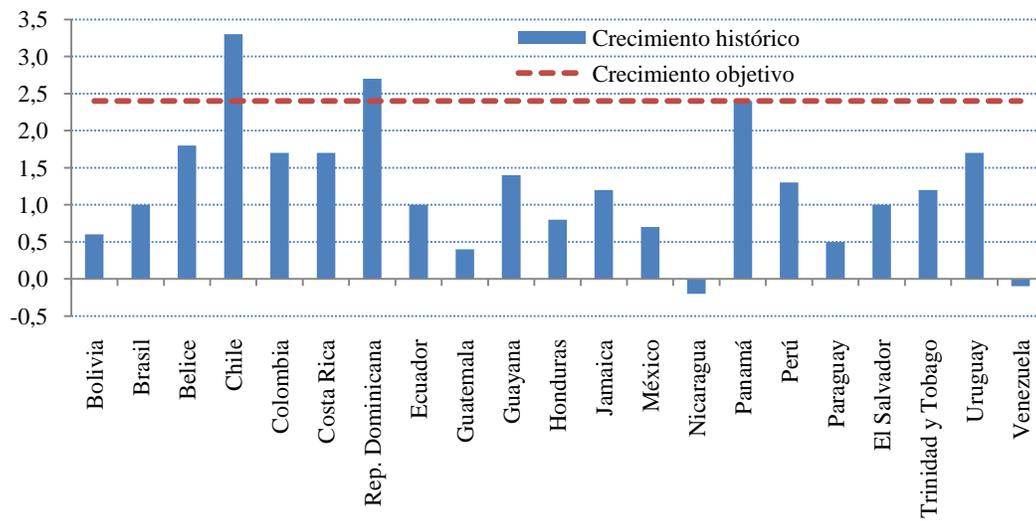
alcanzar la meta de eliminar la pobreza extrema requiere incluso tasas de crecimiento más elevadas de mantenerse el resto de las variables constantes (Cuadro 49, GráficoO 16).

**CUADRO 49**  
**CRECIMIENTO PIB PER CÁPITA NECESARIO PARA**  
**REDUCIR LA POBREZA A LA MITAD EN 2025**

<i>País</i>	<i>Crecimiento PIB per cápita 1980 - 2011</i>	<i>Crecimiento PIB per cápita necesario para reducir la pobreza a la mitad en 2025</i>	<i>Diferencia</i>
Belice	1.8	2.4	0.6
Bolivia	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
Guayana	1.4	2.4	1.0
Honduras	0.8	2.4	1.6
Jamaica	1.2	2.4	1.2
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
Rep. Dominicana	2.7	2.4	-0.3
Trinidad y Tobago	1.2	2.4	1.2
Uruguay	1.7	2.4	0.7
Venezuela	-0.1	2.4	2.5

Fuente: Elaboración propia.

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



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>40</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>41</sup> (Mendelsohn, 2007) (

Cuadro 50). 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

---

<sup>40</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>41</sup> Por ejemplo, arriba de una temperatura de 35°C la productividad y las especies se modifican substancialmente (Schlenker & Lobell, 2010).

negativamente en zonas semi-áridas y tropicales y donde los efectos negativos son crecientes<sup>42</sup> (Cline, 2007; Tubiello & Rosenzweig, 2008). En este contexto, destaca que las actividades agrícolas en América Latina son especialmente sensibles a las consecuencias del cambio climático<sup>43</sup>; ello debido a que las condiciones climáticas en la región están cerca de algunos de los límites de temperatura estimados<sup>44</sup> (Cline, 2007; Hertel & 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 y asimismo se observa que las actividades agrícolas continúan teniendo un papel relevante en el conjunto de las actividades económicas (Andersen & Verner, 2010).

---

<sup>42</sup> En particular, los efectos negativos son casi-generalizados a partir de 2080 (Cline, 2007).

<sup>43</sup> Existen otros canales de transmisión del cambio climático sobre la pobreza, por ejemplo, los ingresos que provienen de los recursos naturales inciden sobre la pobreza extrema que pueden además complementarse con estrategia de mitigación (pagos por servicios ambientales o biocombustibles) (Hertel & Rosch, 2010; Pagiola, Arcenas, & Platais, 2005).

<sup>44</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. 558).

**CUADRO 50**  
**RANGOS DE ESTIMACIONES DE LOS EFECTOS DEL CAMBIO CLIMÁTICO SOBRE CULTIVOS SELECCIONADOS**

Localidad	Estudio	Escenarios	Cultivo	Impacto
<b>América Latina</b>				
Argentina	Sala y Paruelo (1994)	2 y 4°C y -20% precipitación con CO2	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 CO2 y alta respuesta a la precipitación	Trigo	-10% a -5%
	Magrin and Travasso (2002)	+1 / +2 / 4°C (550 ppm CO2) y regadío	Trigo	+11% / +3% / -4%
		+1 / +2 / 4°C (550 ppm CO2) y regadío	Maíz	0 / -5% / -9%
	Magrin, et al. (2005)	+1 / +2 / 4°C (550 ppm CO2) y regadío	Soya	+40% / +42% / +39%
		Aumento de la precipitación	Soya	+38%
		Aumento de la precipitación	Maíz	+18%
		Aumento de la precipitación	Trigo	+13%
	Vinocur, et al. (2000) and Vinocur (2005)	Aumento de la precipitación	Maravilla	+12%
		+1.5 / +3.5°C (1°C CO2)	Maíz	-13% / -17%
Jones and Thornton (2003)	+1.5 / +3.5°C (1°C CO2) (doble variación de temperatura)	Maíz	-19% / -35%	
	Diferentes escenarios climáticos	Maíz	-19%	
	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 CO2	Trigo	-50% a -15%
		+2 y +4°C y -20% precipitación con CO2	Maíz	-25% a -2%
		+2 y +4°C y -20% precipitación con CO2	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%
	Jones and Thornton (2003)	Distintos escenarios climáticos	Soya	+21%
		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%
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%
Cline (2008)	Con fertilización de carbono ( <i>se aplica incremento del 15% de rendimiento</i> )	Cultivo (maíz, arroz, y soya)	-13.1%	

Colombia	Jones and Thornton (2003)	Distintos escenarios climáticos	Maíz	-5.9%
	Cline (2008)	Con fertilización de carbono ( <i>se aplica incremento del 15% de rendimiento</i> )	Cultivo (maíz, arroz, y soya)	-11.7%
Ecuador	Jones and Thornton (2003)	Distintos escenarios climáticos	Maíz	+0.07%
	Cline (2008)	Con fertilización de carbono ( <i>se aplica incremento del 15% de rendimiento</i> )	Cultivo (maíz, arroz, y soya)	-18.1%
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% / -27%
	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 CO2	Maíz	-61% a -6%
	Conde, <i>et al.</i> (1997)	2 y 4°C y (+/-) 20% precipitación	Maíz	~ -20% a 61%
	Mendelsohn, <i>et al.</i> (2009)	Tres escenarios climáticos para el 2100	Cultivos	-42% a -54% del valor de la tierra
	Gay, <i>et al.</i> (2004)	Distintos escenarios climáticos para 2050	Café	-73% a -78% en producción
	Jones and Thornton (2003)	Distintos escenarios climáticos	Maíz	-7.4%
	Cline (2008)	Con fertilización de carbono ( <i>se aplica incremento del 15% de rendimiento</i> )	Cultivo (maíz, arroz, y soya)	-25.7%
Perú	Jones and Thornton (2003)	Distintos escenarios climáticos	Maíz	-2.99%
	Cline (2008)	Con fertilización de carbono ( <i>se aplica incremento del 15% de rendimiento</i> )	Cultivo (maíz, arroz, y soya)	-20.2%
Uruguay	Baethgen (1994)	+2 y +4°C y -20% precipitación con y sin CO2	Cebada	-40% a -30%
		1°C incremento en la temperatura y cambio en la precipitación	Cebada	-10% y -6% a +8%
		2°C incremento en la temperatura y cambio en la precipitación	Maíz	-15% y -13% a +10%
	Baethgen and Magrin (1994)	con CO2 y alta respuesta a la precipitación	Trigo	-10% a -5%
	Jones and Thornton (2003)	Distintos escenarios climáticos	Maíz	-1.9%
Venezuela	Jones and Thornton (2003)	Distintos escenarios climáticos	Maíz	-26.91%
	Cline (2008)	Con fertilización de carbono ( <i>se aplica incremento del 15% de rendimiento</i> )	Cultivo (maíz, arroz, y soya)	-22%
América Latina y Centroamérica	Bosello, <i>et al.</i> (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, <i>et al.</i> (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

USA	Lobell and Asner (2003)	1°C incremento de la temperature en la estación de crecimiento	Maíz, Soya	-17%
		Con CO <sub>2</sub>	Trigo	-20% a -2%
	Chen, <i>et al.</i> (2004)	Con CO <sub>2</sub>	Maíz	-30% a -15%
		Con CO <sub>2</sub>	Soya	-40% a 15%
		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%
	Deschenes y Greenstone (2007)	CO <sub>2</sub> Fertilización	Trigo	-19.1% a -32.86%
		Cambios en las variables climáticas	Maíz	-0.7% a +0.1%
Cambios en las variables climáticas		Trigo	-0.7% a +0.1%	
Cline (2008)	Cambios en las variables climáticas	Corn	-2.0% a +0.7%	
	Con fertilización de carbono ( <i>se aplica incremento del 15% de rendimiento</i> )	Cultivo (maíz, arroz, y soya)	8%	
Canadá (Ontario)	Cabas, <i>et al.</i> (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 ( <i>Québec</i> )	Alamaraz, <i>et al.</i> (2008)	Condiciones atmosféricas normales	Maíz	118kg ha <sup>-1</sup> año <sup>-1</sup>
Canadá ( <i>Manitoba</i> )	Carew, <i>et al.</i> (2009)	Condiciones atmosféricas normales	Trigo	-1% a 2%
		Con fertilización de carbono ( <i>se aplica incremento del 15% de rendimiento</i> )	Cultivo (maíz, arroz, y soya)	12.5%
<b>Asia</b>				
China	You, <i>et al.</i> (2009)	1°C incremento de la temperature en la estación de crecimiento	Trigo	-3% a -10%
		Con fertilización de carbono ( <i>se aplica incremento del 15% de rendimiento</i> )	Cultivo (maíz, arroz, y soya)	6.8%
Taiwan	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%
India	Chaurasia, <i>et al.</i> (1991)	1°C incremento	Trigo	-2 ton / hec / año
		Con fertilización de carbono ( <i>se aplica incremento del 15% de rendimiento</i> )	Cultivo (maíz, arroz, y soya)	-28.8%
Pakistán	Chaudhry y Chaudhry (1990)	Condiciones atmosféricas normales	Caña de azúcar	-0.93% a +1.68%
Filipinas	Peng, <i>et al.</i> (2004)	1°C incremento de la temperature en la estación de crecimiento	Arroz	-10%
Sur de Asia	Nelson, <i>et al.</i> (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%
<b>Africa</b>				

Tanzania	Rowhani, <i>et al.</i> (2011)	+2°C / +20% precipitación +2°C / +20% temperatura +2°C / +20% temperatura	Maíz Sorgo Arroz	-13.8% / -4.2% -8.8% / -7.2% -7.6% / -7.6%
Egipto	Eid, <i>et al.</i> (2006)	Changes in climatic variables Changes in climatic variables	Arroz Soya	-11% -28%
Zimbabwe	Downing (1992)	+2 / +4°C / (+/-) 20% precipitación	Maíz	-17% a -5%
Senegal		+2 / +4°C / (+/-) 20% precipitación	Mijo	-70% a -63%
Kenya		+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%
<b>Países Desarrollados</b>				
	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%
<b>Países en Desarrollo</b>				
	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%
<b>Países de bajos ingresos</b>				
	Derying <i>et al.</i> (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>45</sup>. Especialmente destaca la presencia de un intenso debate sobre las consecuencias de los eventos climáticos extremos<sup>46</sup> sobre las actividades agrícolas, la importancia de la irrigación y disponibilidad de agua y los procesos de adaptación<sup>47</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 & Mendelsohn, 2012; Mendelsohn & Dinar, 2009).

**CUADRO 51**  
**PROMEDIO DE TEMPERATURA Y PRECIPITACIÓN**  
(°C y mm por día, promedios anuales)

<i>País</i>	<i>Temperatura</i>		<i>Precipitación</i>	
	<i>1961 - 1990</i>	<i>2070 - 2099</i>	<i>1961 - 1990</i>	<i>2070 - 2099</i>
<i>Argentina</i>	14.65	17.89	1.63	1.66
<i>Brasil</i>				
<i>Amazonía</i>	26.04	30.38	5.97	5.84
<i>Noreste</i>	25.58	29.46	3.58	3.52
<i>Sur</i>	22.04	25.90	3.98	4.15
<i>América Central</i>	24.23	27.76	6.51	6.18
<i>Chile</i>	9.01	11.91	1.52	1.43
<i>Colombia</i>	24.31	27.81	7.25	7.44
<i>Cuba</i>	25.25	28.19	3.57	3.50
<i>Ecuador</i>	22.15	25.36	5.52	6.01

<sup>45</sup> Por ejemplo, indican que Nelson et al. (2009) estiman 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 -13y 22% para trigo y 27% para el maíz en países de bajos ingreso (Hertel & Rosch, 2010).

<sup>46</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>47</sup> Por ejemplo, existe evidencia que sugiere que la adaptación es ineficaz ante el cambio climático (Hertel & Rosch, 2010) y, en el otro extremo, evidencia que sugiere que la adaptación reduce fundamentalmente los impactos climático (IADB, ECLAC, & WWF, 2012).

<i>México</i>	20.66	24.71	2.09	1.84
<i>Perú</i>	19.52	23.34	4.22	4.42
<i>Venezuela</i>	25.44	29.17	5.33	5.31
<i>Otros Sudamérica</i>	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 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 actividades agrícolas incluyendo pérdidas de producto y de productividad (Cuadro 52 a Cuadro 54). 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>48</sup> (Bosello & Zhang, 2005; Easterling et al., 1993; Mendelsohn, Nordhaus, & Shaw, 1994; Parry & Rosenzweig, 1993; Tubiello & 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, Chapter 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 África y América Latina son las regiones más vulnerables al cambio climático en agricultura (Cline, 2007, Chapter 5). Por ejemplo, para los países de América Latina se estiman impactos promedio agrícolas que oscilan desde de 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 53). Asimismo, debe considerarse la relevancia que tiene disponer de una oferta de agua adecuada y de un subsidio al riego que puede afectar a las finanzas públicas (Timmer, 2002). Por ejemplo, la revolución verde requirió de una oferta de agua continua (Banerjee, Benabou, & Mookherjee, 2006). Ello puede implicar modificaciones importantes en los precios o incluso en la oferta de productos, en el

<sup>48</sup> Véase Cline (2007, cap. 5) para la discusión sobre los supuestos de cálculo.

mercado laboral o en las finanzas publicas que no están incluidas en los impactos negativos y que pueden incidir de manera significativa en el comportamiento de la pobreza<sup>49</sup> (Günther Fischer, 2009; Hertel & Rosch, 2010; Nelson et al., 2009).

**CUADRO 52**  
**IMPACTOS DEL CALENTAMIENTO GLOBAL ALREDEDOR DE LA DÉCADA DE 2080 SOBRE EL**  
**POTENCIAL AGRÍCOLA EN PAÍSES DE AMÉRICA LATINA, BANCO MUNDIAL**  
*(%, sin fertilización por carbono)*

<i>País</i>	<i>Banco Mundial,</i>	<i>Base</i>	<i>Cline, 2007</i>	<i>Promedio</i>	
	<i>Valor de la tierra</i>		<i>Valor de la tierra</i>	<i>Valor de la tierra</i>	<i>Producción potencial</i>
<i>Argentina</i>	-17.9	A	1.4	-8.2	-4.1
<i>Brasil</i>	-22.0	A	2.1	-10.1	-5.0
<i>Amazonía</i>	n.d.		-76.0	-49.0	-24.5
<i>Noreste</i>	n.d.		-18.0	-20.0	-10.0
<i>Sur</i>	n.d.		10.0	-6.0	-3.0
<i>Chile</i>	-3.6	B	-86.0	-44.8	-22.4
<i>Colombia</i>	-34.1	B	n.d.	-34.1	-17.0
<i>Ecuador</i>	-6.9	A	-100.0	-53.5	-26.8
<i>Venezuela</i>	-75.4	A	n.d.	-75.4	-37.7

Fuente: Cline, 2007, Cuadro 5.5.

Notas: 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>49</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 53**  
**ESTIMACIONES PREFERIDAS SOBRE IMPACTO DEL CALENTAMIENTO GLOBAL EN LA LÍNEA BASE A 2080**

País	Impacto sin fertilización del carbono		Estimaciones preferidas				Cambio en producción (millones de dólares de 2003)		
	Modelo Ricardiano		Modelo de cultivo		Sin fertilización del carbono		Con fertilización del carbono		
	Estimación (%)	Base <sup>a</sup>	Estimación (%)	Base <sup>b</sup>	Con fertilización del carbonoc (%)	Base <sup>b</sup>	Sin fertilización del carbono (%)	Con fertilización del carbono (%)	
<i>Argentina</i>	-4.1	2	-18.1	1	-11.1	1	2.2	-1,581	320
<i>Brasil</i>	-5.1	2	-28.7	1	-16.9	1	-4.4	-4,976	-1,292
<i>Amazonía</i>	-24.5	2	-28.7	1	-26.6	1	-15.6	-323	-190
<i>Noreste</i>	-10.0	2	-28.7	1	-19.4	1	-7.3	-886	-332
<i>Sur</i>	-3.0	2	-28.7	1	-15.9	1	-3.2	-3,767	-770
<i>América Central</i>	-12.3	1	-29.4	2	-23.7	2	-12.3	-2,586	-1,340
<i>Chile</i>	-22.4	2	-26.4	1	-24.4	1	-13.1	-1,590	-851
<i>Colombia</i>	-17.0	2	-29.4	1	-23.2	1	-11.7	-2,188	-1,100
<i>Cuba</i>	-56.3	1	-30.9	2	-39.3	2	-30.2	-423	-325
<i>Ecuador</i>	-26.8	2	-30.9	1	-28.8	1	-18.1	-627	-394
<i>México</i>	-35.9	1	-35.1	2	-35.4	2	-25.7	-8,856	-6,428
<i>Perú</i>	-39.1	1	-26.4	2	-30.6	2	-20.2	-1,852	-1,221
<i>Venezuela</i>	-37.5	2	-26.4	1	-31.9	1	-22	-1,091	-742
<i>Otros Sudamérica</i>	-70.7	1	-29.4	2	-43.0	2	-34.4	-1,207	-967

Fuente: Cline 2007, Tabla 5.8

Notas: a. 1 = Sobre la base de Mendelsohn-Schlesinger; 2. = Banco Mundial América Latina. b. 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 54**  
**CAMBIO EN LA CAPACIDAD AGRÍCOLA**  
(%)

País/ Región	Sin fertilización del carbono			Con fertilización del carbono		
	<i>Modelo Ricardiano</i>	<i>Modelo de cultivo</i>	<i>Preferido</i>	<i>Modelo Ricardiano</i>	<i>Modelo de cultivo</i>	<i>Preferido</i>
<b>Brasil</b>	-5.0	-28.7	-16.8	9.3	-18.0	-4.4
<b>México</b>	-35.9	-35.1	-35.4	-26.3	-25.4	-25.7
<b>América Latina (Altos ingresos y exportadores de alimentos)</b>	-36.6	-30.9	-32.3	-27.0	-20.5	-22.1
<b>América Latina (Altos ingresos e importadores de alimentos)</b>	-31.9	-26.4	-28.3	-21.7	-15.3	-17.6
<b>América Latina (Ingresos medio y bajo)</b>	-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 aproximación lineal o suponiendo que estas pérdidas se deben a eventos climáticos extremos específicos y a partir de las elasticidades obtenidas reportadas en el Cuadro 26. De este modo, suponiendo una pérdida potencial promedio<sup>50</sup> 6% del producto agrícola al 2025, sin considerar el efecto de fertilización del carbono, ello se traduce en que un 22.6% y 15.7% de personas menos que salen de la pobreza en relación con el escenario BAU, para las líneas de pobreza de 1.25 y 2 dólares diarios respectivamente (Cuadro 55). Esto significa un total de 6.7 y 8.6 millones de personas en 2025 que se mantiene en la pobreza de 1.25 o de 2 dólares como consecuencia del cambio climático.

<sup>50</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 53. El impacto para América Latina y el Caribe es el promedio simple.

**CUADRO 55**  
**POBREZA EN 2025 ANTE CAMBIO CLIMÁTICO**  
(Sin fertilización del carbono)

País	Impacto sobre la agricultura 2025 (Sin fertilización del carbono)	BAU		Con cambio climático		Diferencia	
		Población por debajo de la línea de pobreza(1.25 dólares)(millones)	Población por debajo de la línea de pobreza (2.00 dólares) (millones)	Población por debajo de la línea de pobreza (1.25 dólares) (millones)	Población por debajo de la línea de pobreza (2.00 dólares) (millones)	Población por debajo de la línea de pobreza (1.25 dólares) (%)	Población por debajo de la línea de pobreza (2.00 dólares) (%)
<b>Belice</b>	-4.81	0.03	0.05	0.03	0.06	20.73	14.23
<b>Bolivia</b>	-8.72	1.61	2.55	2.22	3.21	37.60	25.82
<b>Brasil</b>	-3.43	9.86	17.07	11.31	18.81	14.78	10.15
<b>Chile</b>	-4.95	0.10	0.19	0.12	0.22	21.34	14.65
<b>Colombia</b>	-4.71	2.76	5.28	3.32	6.02	20.29	13.93
<b>Costa Rica</b>	-4.81	0.10	0.19	0.12	0.22	20.73	14.23
<b>Ecuador</b>	-5.84	0.59	1.32	0.74	1.55	25.19	17.30
<b>El Salvador</b>	-4.81	0.45	0.84	0.55	0.96	20.73	14.23
<b>Guatemala</b>	-4.81	2.40	4.60	2.90	5.26	20.73	14.23
<b>Guyana</b>	-8.72	0.05	0.09	0.06	0.12	37.60	25.82
<b>Honduras</b>	-4.81	1.40	2.31	1.69	2.64	20.73	14.23
<b>Jamaica</b>	-7.97	0.65	0.78	0.87	0.96	34.37	23.60
<b>México</b>	-7.18	4.17	8.15	5.46	9.89	30.96	21.26
<b>Nicaragua</b>	-4.81	1.12	2.34	1.35	2.67	20.73	14.23
<b>Panamá</b>	-4.81	0.14	0.29	0.16	0.33	20.73	14.23
<b>Paraguay</b>	-8.72	0.49	0.90	0.67	1.13	37.60	25.82
<b>Perú</b>	-6.21	1.16	2.95	1.47	3.49	26.76	18.38
<b>República Dominicana</b>	-7.97	0.12	0.50	0.16	0.62	34.37	23.60
<b>Trinidad y Tobago</b>	-7.97	0.04	0.13	0.05	0.16	34.37	23.60
<b>Uruguay</b>	-2.25	0.004	0.02	0.00	0.03	9.71	6.67
<b>Venezuela</b>	-6.47	2.40	4.54	3.08	5.41	27.90	19.16
<b>América Latina y el Caribe</b>	<b>5.94</b>	<b>29.6</b>	<b>55.1</b>	<b>36.4</b>	<b>63.8</b>	<b>22.65</b>	<b>15.66</b>

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 53. 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.

Al considerar el efecto de fertilización del carbono, el impacto promedio<sup>51</sup> sobre la agricultura en la región al 2025 es de 3.8%. Ello implica 13% y 9% de personas menos que salen de la pobreza en relación con el BAU (Cuadro 56) para la línea de pobreza de 1.25 y 2 dólares respectivamente. Ello se traduce en 3.8 y hasta 5 millones de personas respectivamente que se mantiene en la pobreza como consecuencia del cambio climático. Así, estas pérdidas asociadas al cambio climático implican retardar las metas de reducción de la pobreza. Destaca que estas elasticidades son distintas 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. Esto es, un aumento de 1% del PIB agrícola *per cápita* se traduce en una elasticidad producto-pobreza de -2.5 (para el HC con una línea de pobreza de 1.25 dólares) (Cuadro 31). Por el otro lado, un decrecimiento del producto agrícola *per cápita* implicaría un aumento del índice pobreza de 8.39%. Esta asimetría tiene efectos sobre el resto de los indicadores de pobreza<sup>52</sup> (Cuadro 31).

**CUADRO 56**  
**POBREZA EN 2025 ANTE CAMBIO CLIMÁTICO**  
(Con fertilización del carbono)

País	Impacto sobre la agricultura 2025 (Con fertilización del carbono)	BAU		Con cambio climático		%	
		Población por debajo de la línea de pobreza (1.25 dólares) (millones)	Población por debajo de la línea de pobreza (2.00 dólares) (millones)	Población por debajo de la línea de pobreza (1.25 dólares) (millones)	Población por debajo de la línea de pobreza (1.25 dólares) (millones)	Población por debajo de la línea de pobreza (1.25 dólares) (%)	Población por debajo de la línea de pobreza (2.00 dólares) (%)
Belice	-2.50	0.03	0.05	0.03	0.06	10.76	7.39
Bolivia	-6.98	1.61	2.55	2.10	3.08	30.08	20.66
Brasil	-0.89	9.86	17.07	10.24	17.52	3.85	2.64
Chile	-2.66	0.10	0.19	0.11	0.21	11.46	7.87
Colombia	-2.37	2.76	5.28	3.05	5.65	10.23	7.03
Costa Rica	-2.50	0.10	0.19	0.11	0.21	10.76	7.39
Ecuador	-3.67	0.59	1.32	0.69	1.47	15.83	10.87
El Salvador	-2.50	0.45	0.84	0.50	0.90	10.76	7.39
Guatemala	-2.50	2.40	4.60	2.66	4.94	10.76	7.39
Guyana	-6.98	0.05	0.09	0.06	0.11	30.08	20.66
Honduras	-2.50	1.40	2.31	1.55	2.48	10.76	7.39
Jamaica	-6.13	0.65	0.78	0.82	0.92	26.41	18.14

<sup>51</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 53. El impacto para América Latina y el Caribe es el promedio simple.

<sup>52</sup> Para el caso del indicador HC considerando la línea de pobreza de 2 dólares dicha asimetría es no significativa.

<b>México</b>	-5.21	4.17	8.15	5.11	9.41	22.47	15.43
<b>Nicaragua</b>	-2.50	1.12	2.34	1.24	2.51	10.76	7.39
<b>Panamá</b>	-2.50	0.14	0.29	0.15	0.31	10.76	7.39
<b>Paraguay</b>	-6.98	0.49	0.90	0.64	1.09	30.08	20.66
<b>Perú</b>	-4.10	1.16	2.95	1.36	3.31	17.66	12.13
<b>República Dominicana</b>	-6.13	0.12	0.50	0.15	0.59	26.41	18.14
<b>Trinidad y Tobago</b>	-6.13	0.04	0.13	0.05	0.15	26.41	18.14
<b>Uruguay</b>	0.45	0.004	0.02	0.00	0.02	-1.92	-1.32
<b>Venezuela</b>	-4.46	2.40	4.54	2.87	5.14	19.24	13.21
<b>América Latina y el Caribe</b>	<b>-3.80</b>	<b>29.6</b>	<b>55.1</b>	<b>33.5</b>	<b>60.1</b>	<b>12.9</b>	<b>9.0</b>

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 53. 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 del 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 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. 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 estrecho y complejo vínculo entre la economía agrícola y el resto de los sectores económicos los cuales se traducen en una causalidad bidireccional. Dicha causalidad es en general sólida en el largo plazo, sin embargo, la evidencia sugiere que el sector agrícola no causa al no agrícola en el corto plazo. Ello sugiere 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 (Timmer, 2002).

La evidencia presentada en este estudio muestra que el crecimiento económico reduce la pobreza (Adams Jr., 2003, 2004; Bourguignon, 2003, 2004; Datt & 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, & 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<sup>53</sup>, los niveles de ingreso *per cápita* del país y por las condiciones iniciales de los países, por la composición del ritmo de crecimiento económico, efectos asimétricos de crecimiento o caída del producto e incluso dependiendo

---

<sup>53</sup> Por ejemplo, Ravallion (1997) estima que la elasticidad del índice de pobreza al crecimiento del ingreso es de -3.3, con un índice de 0.25, y de -1.8 con un índice de Gini de 0.60.

de la definición de ingreso por PIB o a través de las encuestas de ingreso y gasto (Bourguignon, 2003; Datt & 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 ingreso de la pobreza que oscila entre -0.15 y -10.5 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 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 se modifica 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 crecimiento económico a favor de 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 & Demery, 2007; Datt & Ravallion, 1992, 1998, 2002; Loayza & Raddatz, 2010; Ravallion & 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, la elasticidad del crecimiento económico de la pobreza reduce la pobreza y la elasticidad de la distribución del ingreso la acentúa; ambos coeficientes son estadísticamente significativos con las distintas especificaciones y métodos aplicados. Destaca que estas elasticidades son distintas por país; ello debe considerarse con especial atención al simularse diversos escenarios de erradicación de la pobreza a través del crecimiento económico. Así, los coeficientes de la elasticidad del crecimiento económico sobre la pobreza se ubica entre -1.5 y -2.1 dependiendo del indicador de pobreza y de la elasticidad de la distribución del ingreso medida por el índice de Gini se estima entre 1.8 y 2.8 para América Latina. Estos coeficientes son función del indicador de pobreza utilizado, y las estimaciones específicas varían dependiendo del país, las condiciones iniciales, el

método o incluso la definición del ingreso utilizada dependiendo del método y de la definición de variables. 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 & 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 a la evolución demográfica (Bourguignon & Morrisson, 2002). En este sentido, es necesario que América Latina, disponga en una estrategia de crecimiento a favor de los pobres, consistente de una estrategia de políticas públicas que inciden en la distribución del ingreso; 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 son diferentes y que se rechaza la hipótesis nula de que ambos coeficientes son iguales. Así, el impacto del crecimiento económico agrícola sobre la pobreza es mayor que el impacto del crecimiento económico del resto de los sectores. De este modo, la composición del producto resulta relevante para combatir la pobreza (Bravo-Ortega & Lederman, 2005; Cervantes-Godoy & Dewbre, 2010; Ravallion & Datt, 1996).

Existen factores adicionales que inciden sobre la elasticidad del crecimiento del sector agrícola sobre la pobreza que es necesario considerar en una estrategia de crecimiento a favor de los pobres. Por ejemplo, el impacto del crecimiento económico del sector agrícola<sup>54</sup> sobre la pobreza es mayor en el caso en que aumente la productividad agrícola, se reduzca el precio de los alimentos<sup>55</sup> y la tenencia de tierras sea más equitativa (Alesina & Rodrik, 1994), asimismo, una mayor diversificación de los ingresos en las actividades

---

<sup>54</sup> De este modo, el aumento de la productividad agrícola es uno de los mejores mecanismos para reducir la pobreza (Bourguignon & Morrisson, 1998).

<sup>55</sup> Papel de green evolution en agricultura (Byerlee, Diao, & Jackson, 2005). Aumento de la productividad incide en la pobreza en especial cuando inciden en los precios de los alimentos (Byerlee et al., 2005).

rurales y una apropiada administración de riesgos hace más consistentes los efectos del crecimiento agrícola sobre la pobreza.

Asimismo, los resultados obtenidos en este estudio permiten argumentar que el efecto del crecimiento económico sobre la pobreza no es simétrico<sup>56</sup>; esto es, la pobreza es más sensible a las caídas del ingreso que al aumento del ingreso, incluyendo en el caso de la desagregación del impacto agrícola (De Janvry & 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 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 (Carter, Little, Mogues, & Negatu, 2007; Timmer, 2002). Existe evidencia además de que el crecimiento agrícola favorece más a los grandes productores que a los pequeños productores, especialmente en África (P. Collier & Dercon, 2009; Ravallion, 2001).

La evidencia reportada para América Latina muestra también que el nivel de ingreso *per cápita* no incide en las elasticidades del crecimiento económico sobre la pobreza. Sin embargo, al desagregar por sectores se observa una mayor elasticidad del crecimiento del sector agrícola sobre la pobreza del sector agrícola. Asimismo, la evidencia no muestra que distintos ritmos de crecimiento económico se traduzca en distintas elasticidades de crecimiento sobre la pobreza y de que la presencia de un sector extractivo importante reduce las elasticidades del crecimiento sobre la pobreza.

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 del milenio en pobreza. Por ejemplo, en un escenario con una pérdida simulada de 6% del producto agrícola de América Latina al 2025 entonces se estima que 8.6 millones de personas no saldrían de la pobreza en el

---

<sup>56</sup> Ello a diferencia de Epaulard (2003)

continente con una línea de pobreza de 2 dólares; 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. En este sentido, eliminar la pobreza es un objetivo común de todos los gobiernos y agencias internacionales lo que requiere incorporar entonces en sus agendas sociales y 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 incluso reconociendo que el mantenimiento de los subsidios agrícolas indiscriminados en el contexto del debilitamiento fiscal es insostenible (The World Bank, 2007) y la necesidad ineludible de elevar la productividad de los pequeños productores.

## **ANEXO**

---



## VIII. Anexo

### 8.1 CRECIMIENTO A FAVOR DE LOS POBRES

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 (36)):

$$\beta_i = \frac{\Delta P_i}{\Delta Y_i} * \frac{Y_i}{P_i} \quad (36)$$

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 (36) puede definirse como (Christiaensen et al., 2010a):

$$\frac{\Delta P_i}{P_i} = \beta_i \frac{\Delta Y_i}{Y_i} \quad (37)$$

O, utilizando logaritmos:

$$\Delta \ln P_i = \Delta p_i = \beta_i \Delta \ln Y_i = \beta_i \Delta y_i \quad (38)$$

Donde las letras minúsculas denotan logaritmos de las series. Las ecuaciones (37) y (38) 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 (37) considerando una división sectorial donde  $Y_i = YA_i + YNA_i$ :

$$\frac{\Delta Y_i}{Y_i} = \frac{\Delta YA_i}{YA_i} * sa_i + \frac{\Delta YNA_i}{YNA_i} * sna_i$$

**Donde**  $sa_i = \frac{YA_i}{Y_i} = \frac{YA_i}{YA_i + YNA_i}$ ;  $sna_i = \frac{YNA_i}{Y_i} =$  (39)

$$\frac{YNA_i}{YA_i + YNA_i}$$

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:

$$\frac{\Delta P_i}{P_i} = \left[ \frac{\Delta P_i}{P_i} \frac{YA_i}{\Delta YA_i} \right] sa_i \frac{\Delta YA_i}{YA_i} + \left[ \frac{\Delta P_i}{P_i} \frac{YNA_i}{\Delta YNA_i} \right] sna_i \frac{\Delta YNA_i}{YNA_i} \quad (40)$$

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

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

$$\frac{\Delta P_i}{P_i} = \beta_i^A sa_i \frac{\Delta Y A_i}{Y A_i} + \beta_i^{NA} sna_i \frac{\Delta Y NA_i}{Y NA_i} \quad (41)$$

O, utilizando logaritmos:

$$\Delta p_i = \beta_i^A sa_i \Delta ya_i + \beta_i^{NA} sna_i \Delta yna_i \quad (42)$$

Así, la ecuación (42) 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 (ecuación (42)). 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 & Kraay, 2002; Ravallion & 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 (ecuación (42)) (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  $H_0: \beta_i^A sa_i > \beta_i^{NA} sna_i$ , contra  $H_a: \beta_i^A sa_i = \beta_i^{NA} sna_i$  en (42).

## 8.2 METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA

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

La objetivo de aplicar pruebas de raíces unitarias es conocer el orden de integración de las series<sup>57</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 & MacKinnon, 2003; Hamilton, 1994; Johnston & 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 & Fuller, 1981), Phillips-Perron o PP (Phillips & Perron, 1988) y KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, & Shin, 1992).

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

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (43)$$

$$u_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (44)$$

---

<sup>57</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.

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>58</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 reespecifica (43) utilizando un modelo que contenga series estacionarias bajo la hipótesis nula. Es decir,

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (45)$$

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 (46)) o la existencia de una serie no estacionaria con deriva ( $\mu \neq 0$  y  $\phi = 0$  en (47)).

$$\Delta \Delta y_t = \mu + \gamma t + \phi y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (46)$$

$$\Delta y_t = \mu + \phi y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (47)$$

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 & Perron, 1995).

---

<sup>58</sup> Si  $|\rho| > 1$   $y_t$  es una serie explosiva.

Phillips y Perron (1988) proponen una corrección no paramétrica sobre el estadístico  $t$  del coeficiente  $\phi$  en las ecuaciones (45) – (47) para tomar en cuenta la existencia de autocorrelación<sup>59</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 (46). 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 & 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:

$$\Delta y_{it} = \phi y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i-1} \alpha_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \beta_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad m = 1, 2, 3 \quad (48)$$

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

---

<sup>59</sup> Los detalles de dicha corrección pueden encontrarse en Patterson (2000).

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 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,

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i-1} \alpha_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \beta_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad m = 1, 2, 3 \quad (49)$$

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>60</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

---

<sup>60</sup> Claramente, no todas las series individuales pueden presentar raíces unitarias bajo  $H_a$ .

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:

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \ln p_i \quad (50)$$

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 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):

$$\mathbf{y}_t = A_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + A_p \mathbf{y}_{t-p} + \theta \mathbf{D}_t + u_t \quad (51)$$

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 (51) puede describirse, bajo el supuesto de cointegración entre las series, en su forma de vector de corrección de error (VECM) como (Johansen, 1988, 1995):

$$\Delta \mathbf{y}_t = \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \Gamma_1 \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \mathbf{y}_{t-p+1} + \theta \mathbf{D}_t + u_t \quad (52)$$

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 & 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 & 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 & 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  $r$ ,  $H_0: rango(\Pi) = r$  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  $rango(\Pi) = 0$  y todas las raíces características son iguales a cero. La estadística del valor característico máximo es:

$$\lambda_{max}(r_0, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (53)$$

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:

$$LR(r_0) = \lambda_{traza} = -T \sum_{j=r_0+1}^K \ln(1 - \lambda_j) \quad (54)$$

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 & 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:

$$y_{it} = \mu_i + \beta x_{i,t} + u_{it} \quad (55)$$

Donde  $y_{it}$  y  $x_{it}$  son I(1). La prueba de Kao (1999) consiste en utilizar una prueba ADF (véase ecuación (48)), a los residuales de (55), bajo la hipótesis nula de no cointegración. La prueba ADF se obtiene a partir de la siguiente regresión:

$$\hat{u}_{it} = \phi \hat{u}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i-1} \alpha_{ij} \Delta \hat{u}_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (56)$$

El estadístico de prueba es (Baltagi, 2008):

$$ADF = \frac{t_{ADF} + \frac{\sqrt{6N} \hat{\sigma}_\varepsilon}{2 \hat{\sigma}_\varepsilon}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{0\varepsilon}^2}{2 \hat{\sigma}_\varepsilon^2} + \frac{3 \hat{\sigma}_\varepsilon^2}{10 \hat{\sigma}_{0\varepsilon}^2}}} \quad (57)$$

Donde  $t_{ADF}$  es el estadístico  $t$  de  $\phi$  en (56). 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 & 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 (50)). En este caso es posible utilizar las pruebas propuestas por 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.

### 8.3 PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS

CUADRO 57  
PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA DEL VALOR AGREGADO NO AGRÍCOLA<sup>61</sup>

Variable $yna_t$	ADF			PP			KPSS		Orden de integración
	A	B	C	A	B	C	$\eta_u$	$\eta_u$	
ARG	-1.89 (1)	0.51 (0)	2.82 (0)	-1.60	0.41	2.60	<b>0.15</b>	<b>1.05</b>	I(1)
BOL	-2.64 (2)	-0.04 (1)	1.53 (1)	-1.31	-0.14	3.34	<b>0.18</b>	<b>1.02</b>	I(1)
BRA	<b>-4.58 (0)</b>	<b>-3.24 (0)</b>	2.7 (1)	<b>-4.52</b>	-2.78	4.30	<b>0.16</b>	<b>1.10</b>	I(0)
BLZ	-3.06 (1)	-0.46 (1)	3.18 (1)	-2.47	-0.31	6.22	0.07	<b>1.12</b>	I(1)
CHL	-3.41 (1)	0.53 (0)	2.61 (1)	-2.30	0.34	3.81	<b>0.16</b>	<b>1.10</b>	I(1)
COL	-3.04 (1)	-1.09 (1)	3.56 (1)	-3.08	-1.61	8.59	<b>0.17</b>	<b>1.12</b>	I(1)
CRI	-2.64 (1)	0.27 (2)	3.49 (2)	-2.03	-0.37	6.14	<b>0.16</b>	<b>1.11</b>	I(1)
CUB	-1.98 (1)	-1.16 (1)	1.31 (1)	-1.70	-1.17	2.12	0.14	<b>0.76</b>	I(1)
DOM	-2.80 (1)	-0.45 (1)	3.48 (1)	-3.15	-1.18	7.32	0.12	<b>1.12</b>	I(1)
ECU	-3.49 (0)	<b>-3.18 (0)</b>	5.14 (0)	<b>-3.53</b>	-3.02	4.06	<b>0.17</b>	<b>1.08</b>	I(1)
GTM	-2.72 (1)	-0.54 (1)	2.15 (1)	-1.97	-0.66	5.51	0.13	<b>1.10</b>	I(1)
GUY	-1.18 (1)	-0.46 (1)	0.93 (1)	-0.86	-0.15	1.16	<b>0.23</b>	<b>0.51</b>	I(1)
HND	-3.15 (1)	-1.24 (0)	3.59 (1)	-2.31	-1.14	6.81	0.12	<b>1.11</b>	I(1)
JAM	-1.67 (0)	-0.63 (0)	1.35 (0)	-1.80	-0.72	1.28	<b>0.18</b>	<b>0.90</b>	I(1)
MEX	-2.31 (0)	-2.73 (0)	5.71 (0)	-2.34	-2.64	4.73	<b>0.18</b>	<b>1.09</b>	I(1)
PER	-1.45 (1)	0.23 (1)	1.9 (1)	-1.00	0.44	2.73	<b>0.19</b>	<b>0.97</b>	I(1)
PRY	-2.63 (1)	-1.93 (2)	1.69 (1)	-2.14	-2.88	3.67	<b>0.24</b>	<b>1.02</b>	I(1)

<sup>61</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.).

SLV	-2.66 (1)	-0.33 (2)	1.23 (2)	-1.58	-0.68	1.80	<b>0.19</b>	<b>0.91</b>	I(1)
VEN	-2.95 (1)	-0.65 (0)	2.53 (0)	-2.45	-0.74	2.34	0.07	<b>1.04</b>	I(1)
<b>Variable</b> <b><math>\Delta y_{n,t}</math></b>									
ARG	<b>-5.07 (0)</b>	<b>-4.96 (0)</b>	<b>-4.37 (0)</b>	<b>-5.00</b>	<b>-4.91</b>	<b>-4.36</b>	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	<b>-4.31 (0)</b>	<b>-4.22 (0)</b>	<b>-2.48 (1)</b>	<b>-4.23</b>	<b>-4.11</b>	<b>-2.76</b>	<b>0.16</b>	0.34	I(0)
BLZ	<b>-4.07 (0)</b>	<b>-4.13 (0)</b>	<b>-2.32 (0)</b>	<b>-4.12</b>	<b>-4.18</b>	-2.22	0.05	0.05	I(0)
CHL	<b>-4.76 (0)</b>	<b>-4.62 (0)</b>	<b>-3.57 (0)</b>	<b>-4.81</b>	<b>-4.69</b>	<b>-3.67</b>	0.09	0.16	I(0)
COL	<b>-4.31 (0)</b>	<b>-4.27 (0)</b>	-1.64 (1)	<b>-4.30</b>	<b>-4.23</b>	-1.79	0.10	0.23	I(0)
CRI	<b>-4.35 (1)</b>	<b>-4.38 (1)</b>	-1.77 (2)	<b>-3.54</b>	<b>-3.61</b>	-2.07	0.08	0.08	I(0)
CUB	-3.35 (0)	<b>-3.40 (0)</b>	<b>-3.11 (0)</b>	-3.37	<b>-3.41</b>	<b>-3.09</b>	0.14	0.14	I(0)
DOM	<b>-4.31 (0)</b>	<b>-4.42 (0)</b>	<b>-1.99 (2)</b>	<b>-4.12</b>	<b>-4.25</b>	-2.11	<b>0.16</b>	0.19	I(0)
ECU	<b>-5.59 (0)</b>	<b>-3.15 (2)</b>	<b>-2.63 (2)</b>	<b>-5.66</b>	<b>-5.19</b>	<b>-3.51</b>	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	<b>-4.10 (0)</b>	<b>-3.89 (0)</b>	<b>-3.78 (0)</b>	<b>-4.07</b>	<b>-3.88</b>	<b>-3.77</b>	0.09	0.26	I(0)
HND	<b>-4.67 (0)</b>	<b>-4.58 (0)</b>	<b>-2.41 (0)</b>	<b>-4.66</b>	<b>-4.57</b>	-2.17	0.10	0.15	I(0)
JAM	<b>-5.66 (0)</b>	<b>-5.72 (0)</b>	<b>-5.57 (0)</b>	<b>-5.65</b>	<b>-5.72</b>	<b>-5.57</b>	0.08	0.10	I(0)
MEX	<b>-5.13 (0)</b>	<b>-4.67 (0)</b>	<b>-3.07 (0)</b>	<b>-5.11</b>	<b>-4.66</b>	<b>-2.93</b>	0.08	0.36	I(0)
PER	<b>-4.14 (0)</b>	<b>-4.05 (0)</b>	<b>-3.46 (0)</b>	<b>-4.03</b>	<b>-3.98</b>	<b>-3.41</b>	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)	<b>-3.28 (1)</b>	<b>-3.03 (1)</b>	-2.62	-2.65	-2.45	0.09	0.10	I(0)
VEN	<b>-4.81 (0)</b>	<b>-4.88 (0)</b>	<b>-4.41 (0)</b>	<b>-4.73</b>	<b>-4.81</b>	<b>-4.38</b>	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,  $\eta_{\mu}$  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 período corresponde a datos anuales de 1970-2010.

**CUADRO 58**  
**PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA DEL VALOR AGREGADO AGRÍCOLA<sup>62</sup>**

Variable $ya_t$	ADF			PP			KPSS		Orden de integración
	A	B	C	A	B	C	$\eta_t$	$\eta_\mu$	
ARG	-3.46 (0)	-0.30 (1)	3.32 (1)	-3.51	0.28	3.83	<b>0.17</b>	<b>1.10</b>	I(1)
BOL	-3.19 (0)	-1.08 (1)	3.96 (1)	-3.21	-1.14	4.31	0.11	<b>1.11</b>	I(1)
BRA	-3.22 (0)	-0.33 (1)	5.17 (1)	-3.22	-0.70	7.24	0.12	<b>1.11</b>	I(1)
BLZ	-2.00 (0)	-1.11 (0)	2.65 (0)	-2.27	-1.11	2.66	0.09	<b>1.08</b>	I(1)
CHL	<b>-3.60 (0)</b>	-0.06 (0)	3.43 (0)	<b>-3.69</b>	0.04	3.88	0.07	<b>1.10</b>	I(0)
COL	-1.86 (0)	-2.49 (0)	2.11 (0)	-1.89	-2.47	1.88	<b>0.23</b>	<b>0.81</b>	I(1)
CRI	-2.42 (0)	0.36 (2)	4.74 (2)	-2.36	-0.05	6.32	<b>0.16</b>	<b>1.12</b>	I(1)
CUB	-2.14 (1)	-2.04 (1)	0.27 (1)	-2.07	-2.03	0.46	<b>0.18</b>	0.19	I(1)
DOM	-1.85 (0)	0.14 (2)	3.79 (2)	-1.77	-0.02	4.51	<b>0.15</b>	<b>1.07</b>	I(1)
ECU	-2.25 (0)	-1.59 (0)	0.74 (0)	-2.42	-1.70	0.78	0.09	<b>0.51</b>	I(1)
GTM	-2.63 (2)	0.06 (2)	2.20 (2)	-2.90	-1.44	5.35	0.11	<b>1.11</b>	I(1)
GUY	-2.30 (0)	-1.05 (1)	0.91 (1)	-2.30	-1.35	0.92	0.11	<b>0.89</b>	I(1)
HND	<b>-3.89 (0)</b>	-0.45 (0)	3.41 (0)	<b>-3.83</b>	-0.33	4.66	0.07	<b>1.12</b>	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	<b>0.17</b>	<b>1.08</b>	I(1)
PER	-2.28 (0)	1.18 (0)	2.89 (0)	-2.25	1.35	2.84	<b>0.26</b>	<b>1.05</b>	I(1)
PRY	<b>-3.74 (0)</b>	-1.01 (1)	5.27 (1)	<b>-3.64</b>	-0.24	6.56	<b>0.17</b>	<b>1.12</b>	I(1)
SLV	-1.88 (1)	-0.73 (0)	1.38 (2)	-1.57	-0.85	1.42	<b>0.18</b>	<b>0.62</b>	I(1)
VEN	-2.39 (0)	-1.20 (0)	4.20 (0)	-2.46	-1.22	4.31	0.14	<b>1.10</b>	I(1)

<sup>62</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.).

Variable $\Delta y_{a,t}$									
ARG	<b>-8.13 (0)</b>	<b>-8.30 (0)</b>	<b>-6.79 (0)</b>	<b>-8.78</b>	<b>-8.97</b>	<b>-6.86</b>	0.07	0.12	I(0)
BOL	<b>-8.19 (0)</b>	<b>-8.24 (0)</b>	<b>-2.24 (2)</b>	<b>-8.20</b>	<b>-8.25</b>	<b>-6.19</b>	0.09	0.10	I(0)
BRA	<b>-8.49 (0)</b>	<b>-8.63 (0)</b>	<b>-2.80 (1)</b>	<b>-8.97</b>	<b>-9.13</b>	<b>-5.45</b>	0.09	0.10	I(0)
BLZ	<b>-6.05 (0)</b>	<b>-6.07 (0)</b>	<b>-5.30 (0)</b>	<b>-6.05</b>	<b>-6.07</b>	<b>-5.36</b>	0.08	0.10	I(0)
CHL	<b>-6.82 (0)</b>	<b>-6.90 (0)</b>	<b>-2.29 (2)</b>	<b>-6.89</b>	<b>-6.98</b>	<b>-5.45</b>	0.08	0.10	I(0)
COL	<b>-6.52 (0)</b>	<b>-6.10 (0)</b>	<b>-3.04 (1)</b>	<b>-6.52</b>	<b>-6.16</b>	<b>-5.68</b>	0.09	0.30	I(0)
CRI	<b>-6.22 (1)</b>	<b>-6.25 (1)</b>	-1.85 (2)	<b>-6.83</b>	<b>-6.91</b>	<b>-4.45</b>	0.08	0.09	I(0)
CUB	<b>-4.24 (0)</b>	<b>-4.23 (0)</b>	<b>-4.27 (0)</b>	<b>-4.22</b>	<b>-4.21</b>	<b>-4.26</b>	0.11	0.20	I(0)
DOM	<b>-5.80 (1)</b>	<b>-5.88 (1)</b>	<b>-2.62 (2)</b>	<b>-6.36</b>	<b>-6.42</b>	<b>-4.88</b>	<b>0.17</b>	0.19	I(0)
ECU	<b>-5.86 (0)</b>	<b>-5.91 (0)</b>	<b>-5.92 (0)</b>	<b>-5.85</b>	<b>-5.90</b>	<b>-5.91</b>	0.06	0.07	I(0)
GTM	<b>-3.17 (1)</b>	<b>-3.34 (1)</b>	<b>-2.59 (1)</b>	<b>-3.82</b>	<b>-3.78</b>	-2.42	0.14	0.17	I(0)
GUY	<b>-9.01 (0)</b>	<b>-3.00 (2)</b>	<b>-2.86 (2)</b>	<b>-8.89</b>	<b>-8.97</b>	<b>-8.87</b>	0.10	0.11	I(0)
HND	<b>-7.53 (0)</b>	<b>-7.61 (0)</b>	<b>-5.99 (0)</b>	<b>-7.98</b>	<b>-8.03</b>	<b>-6.01</b>	0.04	0.04	I(0)
JAM	-2.57 (2)	<b>-2.65 (2)</b>	<b>-2.69 (2)</b>	<b>-6.91</b>	<b>-7.00</b>	<b>-7.09</b>	0.08	0.09	I(0)
MEX	<b>-7.44 (0)</b>	<b>-7.29 (0)</b>	-1.87 (2)	<b>-7.58</b>	<b>-7.35</b>	<b>-5.11</b>	0.12	0.32	I(0)
PER	<b>-6.93 (0)</b>	<b>-6.38 (0)</b>	<b>-2.00 (2)</b>	<b>-6.97</b>	<b>-6.37</b>	<b>-5.45</b>	0.05	0.40	I(0)
PRY	<b>-8.43 (0)</b>	<b>-8.51 (0)</b>	-1.68 (2)	<b>-9.39</b>	<b>-9.31</b>	<b>-5.51</b>	0.10	0.10	I(0)
SLV	<b>-5.16 (1)</b>	<b>-5.11 (1)</b>	<b>-4.86 (0)</b>	<b>-4.85</b>	<b>-4.87</b>	<b>-4.76</b>	0.10	0.14	I(0)
VEN	<b>-5.47 (0)</b>	<b>-5.46 (0)</b>	<b>-4.15 (0)</b>	<b>-5.43</b>	<b>-5.41</b>	<b>-4.17</b>	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.

**CUADRO 59  
PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS**

Prueba	Modelo	$yna_{i,t}$	$ya_{i,t}$	$\Delta yna_{i,t}$	$\Delta ya_{i,t}$
LLC	Constante y tendencia	<b>-2.74</b>	<b>-1.77</b>	<b>-12.23</b>	<b>-23.03</b>
	Constante	<b>-2.97</b>	-0.74	<b>-13.06</b>	<b>-24.62</b>
	Ninguna	17.33	12.51	<b>-10.98</b>	<b>-17.84</b>
Breitung	Constante y tendencia	<b>-1.83</b>	-0.33	<b>-10.14</b>	<b>-12.24</b>
IPS	Constante y tendencia	<b>-2.39</b>	<b>-2.23</b>	<b>-10.77</b>	<b>-24.15</b>
	Constante	2.55	3.24	<b>-12.83</b>	<b>-25.49</b>
ADF	Constante y tendencia	<b>60.29</b>	<b>55.46</b>	<b>179.90</b>	<b>464.51</b>
	Constante	28.88	17.42	<b>232.16</b>	<b>501.34</b>
	Ninguna	0.70	1.71	<b>214.14</b>	<b>456.68</b>
PP	Constante y tendencia	40.96	<b>55.33</b>	<b>169.48</b>	<b>574.21</b>
	Constante	28.25	20.49	<b>220.59</b>	<b>524.11</b>
	Ninguna	0.32	1.53	<b>215.01</b>	<b>581.19</b>
Hadri	Constante y tendencia	<b>6.86</b>	<b>14.71</b>	<b>4.03</b>	<b>5.50</b>
	Constante	<b>16.46</b>	<b>5.85</b>	0.79	0.53

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



**CUADRO 59  
NÚMERO DE REZAGOS PARA LOS MODELOS VAR**

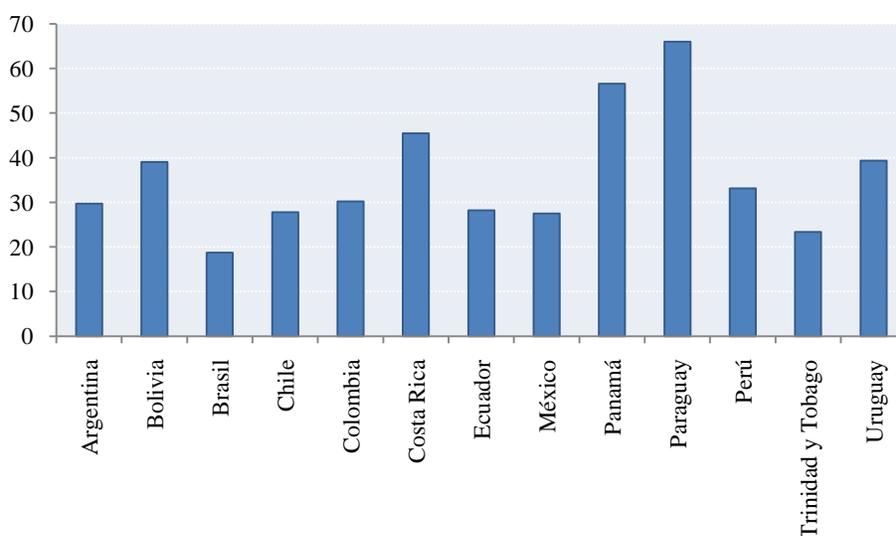
	Criterio de información de Akaike	Criterio de información de Hannan-Quinn	Criterio de información de Schwarz	Criterio del error de predicción final
<b>Argentina</b>	2	1	1	2
<b>Bolivia (Est. Plur.)</b>	3	3	2	3
<b>Brasil</b>	2	1	1	2
<b>Belice</b>	2	2	1	2
<b>Chile</b>	2	2	1	2
<b>Colombia</b>	1	1	1	1
<b>Costa Rica</b>	3	2	1	3
<b>Cuba</b>	2	2	2	2
<b>Rep. Dominicana</b>	1	1	1	1
<b>Ecuador</b>	1	1	1	1
<b>Guatemala</b>	3	3	2	3
<b>Guyana</b>	2	2	2	2
<b>Honduras</b>	1	1	1	1
<b>Jamaica</b>	1	1	1	1
<b>México</b>	2	1	1	2
<b>Perú</b>	2	1	1	2
<b>Paraguay</b>	3	2	2	3
<b>El Salvador</b>	2	2	2	2
<b>Venezuela (Rep. Bol.)</b>	2	1	1	2

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

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

**GRÁFICA 17  
PARTICIPACIÓN PORCENTUAL LA ELABORACIÓN DE ALIMENTOS, BEBIDAS Y TABACO EN LA MANUFACTURA, 2001**

(%)



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

## IX. BIBLIOGRAFÍA

- Adams Jr., R. H. (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
- 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
- Aghion, P., Caroli, E., & 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., & Rodrik, D. (1994). Distributive Politics and Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 465–490. doi:10.2307/2118470
- Anand, S., & Kanbur, S. M. R. (1991). *International Poverty Projections*. World Bank Publications.
- Anand, S., & 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
- Andersen, L., & 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. (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
- Arellano, M. (2003). *Panel Data Econometrics*. Oxford University Press, USA.
- Arellano, M., & Bond, S. (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
- Asteriou, D., & 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., & Mookherjee, D. (Eds.). (2006). *Understanding Poverty*. Oxford University Press, USA.
- Blanchard, O. J., & Fischer, S. (1989). *Lectures on Macroeconomics*. The MIT Press.
- Bosello, F., & 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. (2000). The pace of economic growth and poverty reduction. *Delta*. Retrieved from <http://www.lacea.org/meeting2001/Bourguignon.pdf>

- Bourguignon, F. (2003). The Growth Elasticity of Poverty Reduction: Explaining Heterogeneity across Countries and Time Periods. In T. S. Eicher & S. J. Turnovsky (Eds.), *Inequality and growth : theory and policy implications*. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- 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/p/ind/icrier/125.html>
- Bourguignon, F., & Morrisson, C. (1998). Inequality and development: the role of dualism. *Journal of Development Economics*, 57(2), 233–257. doi:10.1016/S0304-3878(98)00089-3
- Bourguignon, F., & Morrisson, C. (2002). Inequality Among World Citizens: 1820–1992. *American Economic Review*, 92(4), 727–744.
- Bravo-Ortega, C., & 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., & Squire, L. (1998). Equity and Growth in Developing Countries: Old and New Perspectives on the Policy Issues. In V. Tanzi & K. Chu (Eds.), *Income distribution and high-quality growth*. Cambridge, Mass.: MIT Press. Retrieved from <http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&scope=site&db=nlebk&db=nlabk&AN=11385>
- Byerlee, D., De Janvry, A., & 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
- Byerlee, D., Diao, X., & Jackson, C. (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., & 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., & 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. (2010). *La economía del cambio climático en América Latina y el Caribe. Síntesis 2010*. Santiago: CEPAL.
- Cervantes-Godoy, D., & 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>
- Chenery, H., & Syrquin, M. (1975). *Patterns of Development, 1950-1970*. Oxford University Press, USA.
- Christiaensen, L., & Demery, L. (2007). *Down to earth agriculture and poverty reduction in Africa*. Washington, DC: World Bank. Retrieved from <http://site.ebrary.com/id/10161447>
- Christiaensen, L., Demery, L., & 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
- Christiaensen, L., Demery, L., & Kuhl, J. (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>
- Cline, W. R. (2007). *Global warming and agriculture: impact estimates by country*. Peterson Institute.
- Collier, P., & 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>
- Collier, Paul, & Dollar, D. (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.
- Cowell, F. (2011). *Measuring Inequality* (3rd ed.). Oxford University Press, USA.

- Datt, G., & Ravallion, M. (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.
- Datt, G., & Ravallion, M. (1998). Farm productivity and rural poverty in India. *Journal of Development Studies*, 34(4), 62–85. doi:10.1080/00220389808422529
- Datt, G., & Ravallion, M. (2002). Is India's Economic Growth Leaving the Poor Behind? *Journal of Economic Perspectives*, 16(3), 89–108.
- Davidson, R., & 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., & Sadoulet, E. (1995). Household modeling for the design of poverty alleviation strategies. *Revue d'Economie du Développement*, 3, 3–23.
- De Janvry, A., & Sadoulet, E. (2000). Growth, poverty, and inequality in Latin America: A causal analysis, 1970–94. *Review of Income and Wealth*, 46(3), 267–287.
- 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., & 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., & 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., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057–1072.
- Dinar, A., & Mendelsohn, R. (Eds.). (2012). *Handbook on Climate Change and Agriculture*. Edward Elgar Pub.
- Dollar, D., & Kraay, A. (2002). Growth Is Good for the Poor. *Journal of Economic Growth*, 7(3), 195–225.
- Dorosh, P., & 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., & 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., & 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., & Irons, J. S. (Eds.). (1995). *Testing Exogeneity*. Oxford University Press, USA.
- Escribano, Á., & 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>
- Fan, S., Gulati, A., & 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
- Ferreira, F. H. G., Leite, P. G., & 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., & 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., & 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., & 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., & 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. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438. doi:10.2307/1912791
- Granger, C. W. J., Huangb, B.-N., & 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
- Granger, C. W. J., & Lin, J.-L. (1995). Causality in the Long Run. *Econometric Theory*, 11(3), 530–536.
- 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
- Hagglblade, 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. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57(2), 357–84.
- Hamilton, J. D. (1990). Analysis of time series subject to changes in regime. *Journal of Econometrics*, 45(1-2), 39–70.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis* (1st ed.). Princeton University Press.
- Hanmer, L., Healey, J., & Naschold, F. (2009). *Will Growth Halve Global Poverty by 2015?* (Report). Overseas Development Institute. Retrieved from <http://dspace.cigilibrary.org/jspui/handle/123456789/22755>
- Hanmer, L., & Naschold, F. (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
- Haughton, J. H., & 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 & 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., & 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
- Hertel, T. W., & Rosch, S. D. (2010). Climate Change, Agriculture, and Poverty. *Applied Economic Perspectives and Policy*. doi:10.1093/aep/ppq016
- Hodrick, R. J., & 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, & 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., & WWF, W. W. F. (2012). *Low carbon climate resilience development in Latin America and the Caribbean*.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & 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
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press, USA.
- Johansen, S., & Juselius, K. (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., & Dinardo, J. (1996). *Econometric Methods* (4th ed.). McGraw-Hill/Irwin.
- Judson, R. A., & 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. (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
- 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., & Pernia, E. M. (2000). What is pro-poor growth? *Asian Development Review*, 18(1), 1–16.
- Kalwij, A., & Verschoor, A. (2007). Not by growth alone: The role of the distribution of income in regional diversity in poverty reduction. *European Economic Review*, 51(4), 805–829.
- Kanbur, R. (2000). Chapter 13 Income distribution and development. In A. B. Atkinson & 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., & 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., & 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., & 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., & 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., & 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., & 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.
- Lütkepohl, H., & Krätzig, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge University Press.
- Lütkepohl, H., & Reimers, H.-E. (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., & Kim, I.-M. (1998). *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*. Cambridge University Press.
- Maddala, G. S., & 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.

- Marx, K. (1999). *El capital : crítica de la economía política*. (W. Rocés, Trans.). México: Fondo de Cultura Económica.
- Mendelsohn, R. (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>
- Mendelsohn, R., & Dinar, A. (2009). *Climate Change and Agriculture: An Economic Analysis of Global Impacts, Adaptation and Distributional Effects*. Edward Elgar.
- Mendelsohn, R., Morrison, W., Schlesinger, M. E., & Andronova, N. G. (2000). Country-Specific Market Impacts of Climate Change. *Climatic Change*, 45(3), 553–569. doi:10.1023/A:1005598717174
- Mendelsohn, R., Nordhaus, W. D., & Shaw, D. (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., & 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
- 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., & 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., & Thorbecke, E. (2006). Channels and policy debate in the globalization-inequality-poverty nexus. *World Development*, 34(8), 1338–1360.
- Nissanke, M., & Thorbecke, E. (Eds.). (2007). *The Impact of Globalization on the World's Poor: Transmission Mechanisms* (First Edition.). Palgrave Macmillan.
- OECD. (2007). *Promoting pro-poor growth : policy guidance for donors*. Paris: OECD.
- 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>
- Pagiola, S., Arcenas, A., & 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., & 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. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 653–670.
- Pedroni, P. (2001a). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels, *Advances in Econometrics*(15), 93–130. doi:10.1016/S0731-9053(00)15004-2
- Pedroni, P. (2001b). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*, 83(4), 727–731.
- 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.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 621–634.
- Pesaran, M. H., & Smith, R. P. (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., & 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. (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
- Ravallion, M. (1997). Can high-inequality developing countries escape absolute poverty? *Economics Letters*, 56(1), 51–57. doi:10.1016/S0165-1765(97)00117-1

- Ravallion, M. (2001). Growth, inequality and poverty: looking beyond averages. *World Development*, 29(11), 1803–1815.
- Ravallion, M. (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)
- Ravallion, M. (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>
- Ravallion, M. (2006). Looking beyond averages in the trade and poverty debate. *World Development*, 34(8), 1374–1392.
- Ravallion, M., & Chen, S. (1997). What Can New Survey Data Tell Us about Recent Changes in Distribution and Poverty? *World Bank Economic Review*, 11(2), 357–82.
- Ravallion, M., & Chen, S. (2003). Measuring pro-poor growth. *Economics Letters*, 78(1), 93–99. doi:10.1016/S0165-1765(02)00205-7
- Ravallion, M., & 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
- Ravallion, M., & Datt, G. (1996). How Important to India's Poor Is the Sectoral Composition of Economic Growth? *World Bank Economic Review*, 10(1), 1–25.
- Rhee, W., & 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., & Binswanger, H. P. (1993). Wealth, Weather Risk and the Composition and Profitability of Agricultural Investments. *Economic Journal*, 103(416), 56–78.
- Schlenker, W., & 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, N. (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.
- Stern, N. (2007). *The Economics of Climate Change: The Stern Review*. Cambridge University Press.
- Sunkel, O., & Paz, P. (1970). *Subdesarrollo latinoamericano y la teoria del desarrollo*. Siglo XXI Editores Mexico.
- The World Bank. (2000). *Attacking poverty*. New York: Oxford Univ. Press.
- The World Bank. (2007). *World Development Report 2008: Agriculture for Development*. Washington D.C.: The World Bank.
- Thorbecke, E., & 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., & 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., & 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. (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/PNACB940.pdf](http://pdf.usaid.gov/pdf_docs/PNACB940.pdf)
- Timmer, C. P. (2002). Chapter 29 Agriculture and economic development. In B. L. Gardner & G. C. 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., & 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.