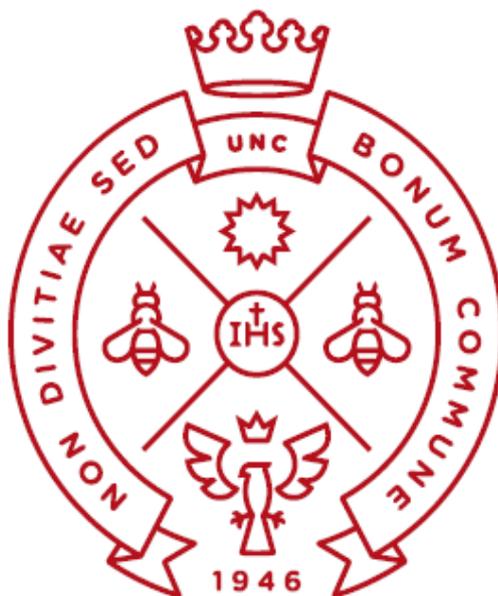


Universidad Nacional de Córdoba

Facultad de Ciencias Económicas

Licenciatura en Economía



Trabajo Final - Febrero 2016

Título: Shocks de precios internacionales de *commodities* agropecuarios y sus efectos sobre la pobreza y distribución del ingreso: evidencia para Argentina.

Autor: Airaudó, Florencia Soledad

Tutor: Moncarz, Pedro Esteban



Shocks de precios internacionales de commodities agropecuarios y sus efectos sobre la pobreza y distribución del ingreso: evidencia para Argentina por Florencia Soledad Airaud se distribuye bajo una [Licencia Creative Commons Atribución-CompartirIgual 4.0 Internacional](https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/).

Shocks de precios internacionales de *commodities* agropecuarios y sus efectos sobre la pobreza y distribución del ingreso: evidencia para Argentina*

Florencia Soledad Airaudo

Febrero 2016

Resumen: En este trabajo se estudia empíricamente el impacto, de corto y largo plazo, que shocks de precios internacionales de *commodities* agropecuarios tienen sobre el Coeficiente de Gini, y las tasas de indigencia y pobreza en Argentina para el período 2003:3 a 2013:4. A través de la estimación de modelos lineales por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), se encontró una relación positiva entre las variables en el largo plazo, indicando que, ante este tipo de shocks, prevalecería el efecto consumo frente al efecto ingreso. Para el corto plazo, y por medio de la estimación de modelos de Vectores Autorregresivos (VAR), no se halló evidencia concluyente a favor de una relación estadísticamente significativa entre las variables analizadas.

Códigos JEL: F10, F13, F14

Palabras clave: comercio, precios internacionales, *commodities*, pobreza, indigencia, distribución, Argentina.

*Trabajo realizado en el marco de una Beca de Estímulo a las Vocaciones Científicas, otorgado por el Consejo Interuniversitario Nacional (CIN).

Índice General

1. Introducción	1
2. Marco teórico	2
3. Evidencia empírica.....	4
4. Desigualdad, pobreza y precios de <i>commodities</i> en Argentina	10
5. Metodología	14
6. Datos.....	16
7. El impacto de shocks en precios de <i>commodities</i>	20
7.1. Impactos de corto plazo: modelos VAR.....	22
7.2. Efectos de largo plazo	30
8. Reflexiones finales	36
9. Referencias Bibliográficas	37
10. Anexo	39
A. Funciones impulso - respuesta ortogonalizadas para el Coeficiente de Gini ante un shock en precios de <i>commodities</i>	39
B. Funciones impulso - respuesta ortogonalizadas para la tasa de indigencia ante un shock en precios de <i>commodities</i>	48
C. Funciones impulso - respuesta ortogonalizadas para la tasa de pobreza ante un shock en precios de <i>commodities</i>	52
D. Descripción de datos y fuentes	56

Índice de cuadros y gráficos

Gráfico 4.1: Índice de precios internacionales de <i>commodities</i> agropecuarios (Incluye: soja, harina de soja, aceite de soja, aceite de girasol, maíz y trigo). Base 2003:3 (valores nominales).....	11
Gráfico 4.2: Índice de precios internacionales de <i>commodities</i> agropecuarios en moneda doméstica (Incluye: soja, harina de soja, aceite de soja, aceite de girasol, maíz y trigo). Base 2003:3 (valores reales).....	12
Gráfico 4.3: Coeficiente de Gini para el Gran Buenos Aires, población urbana. 2003:3 a 2013:4.....	13
Gráfico 4.4: Tasas de pobreza e indigencia para el Gran Buenos Aires, población urbana. 2003:3 a 2013:4.....	13
Cuadro 7.1: Test de Dickey Fuller Aumentado.....	20
Cuadro 7.2: Modelos Estimados.....	21
Cuadro 7.3. (A): Modelos VAR Coeficiente de Gini - 1 rezago.....	26
Cuadro 7.3. (B): Modelos VAR Coeficiente de Gini - 2 rezagos.....	27
Cuadro 7.4: Modelos VAR tasa de indigencia	28
Cuadro 7.5: Modelos VAR tasa de pobreza.....	29
Cuadro 7.6: Modelos de largo plazo para el Coeficiente de Gini.....	33
Cuadro 7.7: Modelos de largo plazo para la tasa de indigencia.....	34
Cuadro 7.8: Modelos de largo plazo para la tasa de pobreza.....	35
Gráfico 10.1: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 1.....	39
Gráfico 10.2: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 2.....	39
Gráfico 10.3: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 3.....	40
Gráfico 10.4: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 4.....	40
Gráfico 10.5: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 5.....	40
Gráfico 10.6: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 6.....	41
Gráfico 10.7: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 7.....	41
Gráfico 10.8: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 8.....	41
Gráfico 10.9: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 9.....	42
Gráfico 10.10: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 10.....	42

Gráfico 10.11: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 11.....	42
Gráfico 10.12: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 12.....	43
Gráfico 10.13: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 1.....	43
Gráfico 10.14: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 2.....	44
Gráfico 10.15: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 3.....	44
Gráfico 10.16: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 4.....	44
Gráfico 10.17: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 5.....	45
Gráfico 10.18: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 6.....	45
Gráfico 10.19: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 7.....	45
Gráfico 10.20: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 8.....	46
Gráfico 10.21: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 9.....	46
Gráfico 10.22: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 10.....	46
Gráfico 10.23: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 11.....	47
Gráfico 10.24: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 12.....	47
Gráfico 10.25: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 1.....	48
Gráfico 10.26: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 2.....	48
Gráfico 10.27: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 3.....	49
Gráfico 10.28: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 4.....	49
Gráfico 10.29: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 5.....	49
Gráfico 10.30: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 6.....	50
Gráfico 10.31: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 7.....	50
Gráfico 10.32: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 8.....	50
Gráfico 10.33: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 9.....	51
Gráfico 10.34: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 10.....	51
Gráfico 10.35: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 11.....	51
Gráfico 10.36: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 12.....	52

Gráfico 10.37: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 1.....	52
Gráfico 10.38: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 2.....	53
Gráfico 10.39: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 3.....	53
Gráfico 10.40: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 4.....	53
Gráfico 10.41: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 5.....	54
Gráfico 10.42: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 6.....	54
Gráfico 10.43: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 7.....	54
Gráfico 10.44: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 8.....	55
Gráfico 10.45: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 9.....	55
Gráfico 10.46: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 10.....	55
Gráfico 10.47: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 11.....	56
Gráfico 10.48: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 12.....	56

1. Introducción

Durante casi una década, a partir del año 2002, tuvo lugar una importante suba en los precios internacionales de *commodities*, y especialmente de *commodities* agropecuarios, reforzando el interés por el estudio de los potenciales impactos que generan sobre la pobreza y distribución. Sin embargo, la mayor parte de la literatura referida al tema, se ha basado en la estimación de modelos de equilibrio parcial con fundamentos microeconómicos, existiendo poca evidencia de trabajos que han utilizado series de tiempo en su análisis. De este último punto se desprende el interés por la utilización de esta metodología.

El presente trabajo tiene como objetivo el estudio de la existencia de relaciones de corto y largo plazo entre cambios en los precios internacionales de *commodities* agropecuarios exportados por Argentina, y variables representativas de la distribución del ingreso, la tasa de pobreza y la de indigencia. El período considerado es el comprendido entre los años 2003:3 y 2013:4, y se trabajó con datos trimestrales, para el Gran Buenos Aires.

Concretamente, dada la naturaleza de los procesos generadores de los datos utilizados, se han estimado modelos de Vectores Autorregresivos (VAR) para el estudio de corto plazo, y modelos de regresión lineal, a través del Método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), para la estimación de efectos de largo plazo.

El trabajo se estructura de la siguiente manera: en primer lugar se realiza una breve revisión del marco teórico en el cual se encuadra el presente estudio, en la segunda sección se resume la evidencia empírica existente, seguido de una descripción del comportamiento de las variables de interés en el período bajo estudio, en la sección 4. En la sección 5 se presenta la metodología empírica y en la sección 6 una descripción de los datos utilizados. Finalmente, en el apartado 7

se exponen los resultados del análisis econométrico, para concluir con unas reflexiones finales en la sección 8.

2. Marco teórico

La importante suba en los precios internacionales de *commodities* agropecuarios reforzó el interés por el estudio de los potenciales impactos que pueden generarse sobre la pobreza y distribución del ingreso.

La literatura clásica en el tema establece que un aumento en los precios de *commodities* internacionales generará una redistribución de recursos domésticos en la medida que el *pass through* entre precios internacionales y domésticos sea diferente de cero, en especial para el caso de los alimentos. Asumiendo un *pass through* positivo, el aumento en los precios internacionales estará seguido de un aumento de precios de alimentos domésticos.

En función del teorema de Stolper-Samuelson, que establece que, bajo el cumplimiento de ciertos supuestos, un aumento del precio relativo de un bien dará lugar a un aumento en el retorno del factor que se utiliza con mayor intensidad en la producción del bien cuyo precio ha aumentado², sería de esperar que los factores utilizados intensivamente en el sector agropecuario y en sus industrias relacionadas se vean beneficiados en términos reales, mientras que lo opuesto se verificaría para los demás factores de producción.

Como señalan De Hoyos y Medvedev (2009), con cerca del 32% de la población mundial dependiendo fuertemente para sus ingresos del sector agropecuario, población que puede ser calificada como "pobres", los efectos distributivos del shock de precios de *commodities* no serán

² Supuestos del teorema: rendimientos constantes, competencia perfecta, igual número de factores que el de productos.

necesariamente negativos. Por lo tanto, podría observarse una disminución en las disparidades en la distribución del ingreso y en las tasas de pobreza, al aumentar el ingreso de la población rural. Sin embargo, las consecuencias de aumentos en precios domésticos de alimentos no acaban en variaciones en retribuciones a factores de la producción. El poder adquisitivo de los consumidores se verá deteriorado a medida que aumenta el precio de los alimentos, dado que el costo monetario de adquirir una canasta de consumo fija será superior, reduciendo el bienestar. Este efecto genera una nueva redistribución de ingresos, esta vez desde consumidores netos hacia productores netos de alimentos. Simultáneamente, el aumento de precios podría generar que un mayor número de hogares sean incapaces de adquirir una canasta básica de alimentos (CBA) o canasta básica total (CBT), cayendo por debajo de las líneas de indigencia y/o pobreza, respectivamente, con consecuencias negativas sobre las respectivas tasas. Adicionalmente, podrían tener lugar efectos de segundo orden cuando, por medio de cambios en los patrones de consumo y/o ingreso, los hogares logran aminorar los efectos negativos.

Como resultado de la diversidad de efectos mencionados, los efectos netos sobre variables *proxy* de la distribución del ingreso, como el coeficiente de Gini, y las tasas de pobreza e indigencia, son cuestiones a estudiar de manera empírica. Como establecen De Hoyos y Medvedev (2009), los efectos de corto y mediano plazo de mayores precios internacionales de alimentos sobre la pobreza estarán determinados en gran medida por: (1) el grado de *pass through* de precios internacionales a precios domésticos (2) la incidencia y severidad de la pobreza entre productores y consumidores netos de alimentos y (3) el grado en el cual los mayores precios se trasladan a mayores ingresos, en la forma de beneficios y salarios superiores.

Otros aspectos que resultan importantes a considerar a nivel macroeconómico se relacionan con variaciones generadas sobre la recaudación del estado. La existencia de este efecto dependerá del tipo de *commodity* que sufre el aumento de precios: mientras que los gobiernos en general se

benefician directamente cuando sube el precio del petróleo o de los minerales, en la mayoría de los países, el gobierno no participa directamente de la producción o exportación de alimentos, ni los gravan. Sin embargo, existen excepciones como Argentina, donde a partir del año 2003 se viene implementando un derecho de exportación diferenciado para distintos *commodities*. En estos casos, podría aumentar el nivel de recaudación fiscal como consecuencia del boom de precios de las materias primas, lo que permitiría un mayor nivel de gasto en transferencias sociales dirigidas a reducir la desigualdad. Estas últimas políticas podrían ayudar a mitigar el efecto desigualador de los aumentos de precios, por lo que deberán ser tenidas en cuenta en estudios empíricos. Además, si el país es un exportador neto de los *commodities* cuyos precios aumentan, el potencial impacto positivo a nivel macroeconómico es traducido también en una mayor recaudación de aquellos impuestos que no recaen directamente sobre el comercio de dichos *commodities*.

3. Evidencia empírica

Los efectos económicos de cambios en precios relativos han sido documentados ampliamente en la literatura, a través de distintas metodologías. Se considera el trabajo de Deaton (1989) como uno de los pioneros en la materia, tanto por sus aportes empíricos como metodológicos en el estudio de efectos sobre la pobreza y distribución del ingreso. Deaton (1989) estudió los efectos redistributivos de un aumento en el precio del arroz en Tailandia a través de datos provenientes de encuestas de hogares y técnicas de estimación no paramétricas. El resultado hallado fue que este shock de precios generó mejoras en los ingresos de los agentes rurales a lo largo de toda la distribución y la consecuencia inmediata fue una redistribución de ingresos hacia el centro de la distribución de ingresos de la población rural.

Una de las principales contribuciones del autor fue la presentación de dos canales, consumo e ingreso, a través de los cuales se transmiten los efectos de precios a pobreza o distribución del ingreso. Por el lado del consumidor, a medida que aumenta el precio de los alimentos, aumentará el costo monetario de adquirir una canasta de consumo fija, reduciendo el bienestar del agente. Sin embargo, para el segmento de la población cuyo ingreso depende, directa o indirectamente, de los mercados agropecuarios, ya sean dueños de campos o asalariados del sector agrícola, el aumento de precios de alimentos generará un aumento en sus ingresos monetarios. Para cada uno de los individuos, el efecto neto sobre el bienestar del aumento en los precios agropecuarios dependerá de la combinación de pérdida de poder adquisitivo (efecto consumo) y la ganancia de ingresos monetarios (efecto ingreso). Claramente, para aquellos individuos que no posean conexión con el mercado agropecuario, como es el caso de los residentes urbanos, el efecto será puramente negativo. En el caso de los agentes cuyos ingresos dependen fuertemente de la performance de los mercados agropecuarios y para los cuales el consumo de alimentos representa una pequeña proporción de su gasto total, podrían existir mejoras en el nivel de bienestar.

Por lo tanto, los efectos directos o de primer orden de un cambio en precios de *commodities* sobre el bienestar de los agentes, dependerán de la posición neta en la oferta o demanda de alimentos. En el mediano plazo, una vez que se ajustan las cantidades producidas reflejando el nuevo vector de precios de la economía, salarios y/o empleos en el sector agrícola deberán aumentar para atraer a los factores de la producción necesarios para aumentar la producción total. Estos efectos de reasignación de recursos se denominan efectos indirectos o de segundo orden.

La mayor parte de los trabajos que siguen la metodología de Deaton se basan en estudios de equilibrio parcial a nivel microeconómico, favorecidos por el aumento de información estadística

a nivel de hogares, especialmente en países en desarrollo, a partir de la realización de encuestas de hogares. Entre los referentes en el tema se encuentra el trabajo de Ivanic y Martin (2008), quienes utilizaron información a nivel de hogares y hallaron que la proporción de la población que vive debajo de la línea de la pobreza ha aumentado como consecuencia de mayores precios de alimentos en 8 de los 9 países de bajos ingresos incluidos en su muestra. En un trabajo relacionado, realizado para Indonesia, Friedman y Levinsohn (2002) identificaron a los pobres urbanos como el grupo más vulnerable durante un período de aumento de precios de alimentos, al sufrir las mayores pérdidas de bienestar.

En el mismo sentido, Dollar y Kraay (2001) encontraron mediante un análisis de regresión *cross section* que existe una fuerte correlación entre el comercio y cambios en el crecimiento y la pobreza de países en desarrollo, donde esta última disminuye al aumentar la apertura comercial. Sin embargo, no hallaron evidencia significativa a favor de una correlación entre el comercio y cambios en variables representativas de la desigualdad en la distribución del ingreso, tales como el coeficiente de Gini o la curva de Lorenz. Por el contrario, Cornia (2009) halló que el aumento en los términos de intercambio genera un efecto positivo sobre la distribución del ingreso en gran parte de los países que componen la muestra, a partir de un estudio para 18 países de América Latina en el período 1990-2007, utilizando datos de panel. En particular, Argentina se encuentra entre los países que han experimentado efectos favorables derivados de los términos de intercambio.

Resultados en el mismo sentido fueron obtenidos Ivanic *et al.* (2012) y Cuesta *et al.* (2010), quienes levantan el supuesto de transmisión completa a precios domésticos. El primer trabajo consiste en un estudio para 28 países de ingresos medios y bajos y 38 *commodities* agropecuarios, donde a nivel global la pobreza aumenta en 1,1 puntos porcentuales (pp.) en países de bajos ingresos y 0,7 pp. en países de ingresos medios. El trabajo de Cuesta *et al.* (2010)

se realizó para países de la Región Andina, obteniendo aumentos en las tasas, brecha y severidad de la pobreza, con mayores efectos ante mayores aumentos de precios y distinción de los mismos entre agentes rurales y urbanos.

De Hoyos y Medvedev (2009) encontraron que un aumento de 5,6% en el índice relativo de precios de alimentos genera un de aumento global de 1,7 pp. en la tasa de pobreza extrema, con diferencias regionales, como efecto directo. Al tomar bajo consideración los efectos indirectos a través de un modelo de equilibrio general, se halla que un aumento de 5.5 % en precios agrícolas, derivado del aumento de la demanda de biocombustibles de primera generación, podría aumentar la pobreza extrema en 0,6 pp. y la pobreza moderada en 0,9 pp.

En cuanto a estudios enfocados en un país determinado, Vu y Glewwe (2011) encuentran efectos heterogéneos para Vietnam, ante aumentos en el precio del arroz. En este caso, el bienestar disminuye para los residentes urbanos pero aumenta en las zonas rurales, en términos generales, potenciándose el efecto correspondiente en los agentes de ingresos medios. Por otro lado, Bhattacharyya y Williamson (2013) estudian los efectos de corto y largo plazo de shocks de precios de *commodities* sobre la distribución del ingreso en Australia en un período de 100 años, a través de metodología de series de tiempo. Los principales resultados hallados son que en el corto plazo, el 0,05% y 0,01% más rico de la población se beneficia proporcionalmente más de los shocks en los precios de lana y minería, aumentando su participación en el ingreso. En el largo plazo, aumentos en precios de *commodities* renovables como la lana reduce la desigualdad en la distribución del ingreso mientras que el mismo shock en precios de bienes no renovables como los minerales y el petróleo, aumentan la desigualdad. No hallaron evidencia a favor de efectos redistributivos generados por aumentos de precios de *commodities* agropecuarios.

Para el caso concreto de Argentina, la relación entre la distribución del ingreso y pobreza, y el comercio internacional ha sido estudiada a través de diversas metodologías e instrumentos. Cruces y Gasparini (2010), Galiani y Sanguinetti (2003), Galiani y Porto (2008), Porto (2006), Barraud y Calfat (2008), Moncarz (2012) entre otros, han estudiado el efecto que genera la apertura comercial sobre estas variables.

Cruces y Gasparini (2010) estudiaron la relación entre la apertura comercial y la distribución del ingreso en Argentina hallando que los períodos de mayor desigualdad, dejando de lado las crisis macroeconómicas, coinciden con períodos de apertura comercial. Esto se encuentra en línea con la Teoría del Comercio que afirma que, bajo ciertos supuestos, al abrir la economía al comercio internacional, el país exportará aquellos bienes que utilizan de manera intensiva el factor relativamente abundante en dicha economía, por lo que se predice un aumento en la retribución de dicho factor. Si se toma al trabajo no calificado como el factor relativamente más abundante en Argentina, la desigualdad debería caer ante una apertura comercial. Sin embargo, como destacan los autores, esto no es claro en Argentina, pudiendo entenderse a los recursos naturales como factor relativamente abundante. En este caso, al ser los recursos naturales complementarios del capital y el trabajo calificado, podría conllevar un aumento en la desigualdad de distribución del ingreso. El trabajo de Galiani y Sanguinetti (2003), señalan Cruces y Gasparini (2010), fue uno de los primeros en hallar evidencia del efecto desigualador de las reformas comerciales en los noventa. Los autores encontraron que el aumento en la intensidad importadora en el sector manufacturero tuvo un efecto desigualador en los salarios, favoreciendo a los trabajadores con mayores grados de calificación. Moncarz (2012) permite por diferencias en los efectos en función de la intensidad factorial, encontrando que en los años noventa el aumento en la desigualdad salarial fue más sensible al aumento de las exportaciones intensivas en mano de obra calificada que al aumento en las importaciones intensivas en trabajo no calificado. En la misma

línea se halla el trabajo de Galiani y Porto (2008) que muestra que los episodios de liberalización comercial que tuvieron lugar en el período 1974-2001, aumentaron la desigualdad en la distribución del ingreso a través de un aumento en la prima por calificación.

Contrariamente a los trabajos citados precedentemente, Barraud (2005) y Porto (2006) hallan efectos positivos de la liberalización comercial sobre las variables bajo estudio. Barraud (2005) obtiene que la liberalización comercial de los '90 tuvo efectos positivos sobre el nivel de pobreza y el bienestar de todos los individuos a lo largo de toda la distribución del ingreso, al generar una caída en el precio de bienes transables y efectos en el mercado laboral. Porto (2006) halla que el Mercosur benefició al agente promedio de Argentina a lo largo de toda la distribución del ingreso, a través de un sesgo pro-pobre en el acuerdo regional: en promedio, los agentes pobres ganaron más debido a la reforma que los agentes de clase media, mientras que los impactos en familias de ingresos altos son positivos pero no estadísticamente significativos. Como resultado, las reformas comerciales ayudan a mejorar la distribución del ingreso y reducir la pobreza.

Como se señala en Barone *et al.* (2015), la importancia del trabajo de Porto (2006) no radica únicamente en el valor de su contribución empírica sino también al valioso aporte metodológico en la materia para la distinción de los dos canales de transmisión: uno correspondiente al cambio de precios relativos derivado de la reforma comercial, y el segundo, relativo al efecto consumo e ingreso generados por el precedente cambio en los precios relativos. Su estudio extiende la literatura existente previa basada en datos a nivel de individuos en equilibrio parcial al incorporar efectos de equilibrio general. Estos últimos surgen en la medida que los agentes pagan distintos precios por bienes transables y no transables, y a partir de los efectos sobre ingresos laborales de equilibrio general, debido a cambios en la demanda de empleo y las remuneraciones.

Siguiendo dicha metodología, Barone *et al.* (2015) concluyen que el aumento en precios internacionales de *commodities* agrícolas durante 2002-2011 habría tenido efectos negativos sobre el bienestar, a lo largo de toda la distribución del ingreso, incrementando los niveles de pobreza e indigencia en los tres países bajo estudio: Argentina, México y Uruguay. En este trabajo se encuentran aumentos en la pobreza e indigencia para en los tres países seleccionados, de entre 11% y 21% para el primer caso, y entre 17% y 30% en el segundo, cuando se simuló un aumento del 50% en los precios internacionales de los *commodities* agropecuarios.

Para el caso de Argentina, Moncarz *et al.* (2016) obtiene que una vez que se incluye el efecto de las transferencias financiadas con derechos de exportación, los cambios en pobreza e indigencia son considerablemente más bajos, con la indigencia incluso pudiendo llegar a disminuir.

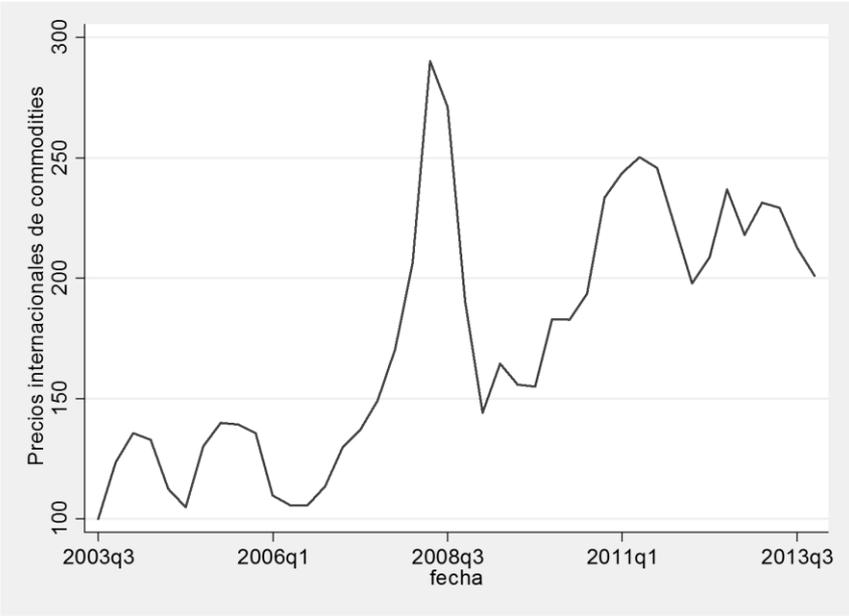
4. Desigualdad, pobreza y precios de *commodities* en Argentina

Durante la primera década del corriente siglo, los precios internacionales de *commodities* en general, incluyendo los *commodities* agropecuarios, presentaron un marcado crecimiento. Analizando el caso de los principales productos exportados por Argentina (soja, harina de soja, aceite de soja, aceite de girasol, maíz y trigo), se advierte que los precios promedio presentan una tendencia general creciente en el período bajo estudio, entre 2003:3 y 2013:4, al contrario de lo sucedido en la década anterior. Hasta fines del 2000, el índice de precios internacionales formado por los bienes mencionados, presentó una tendencia negativa, cambiando de signo a partir del segundo trimestre de 2001, año en que comenzaron su crecimiento y alcanzaron un pico en 2008.

Casi al mismo tiempo al cual los precios internacionales comenzaron a crecer, Argentina experimentó una de sus peores crisis económicas y sociales a lo largo de la historia reciente, con el colapso de su sistema monetario a fines de 2001 y el fin del sistema de convertibilidad con el

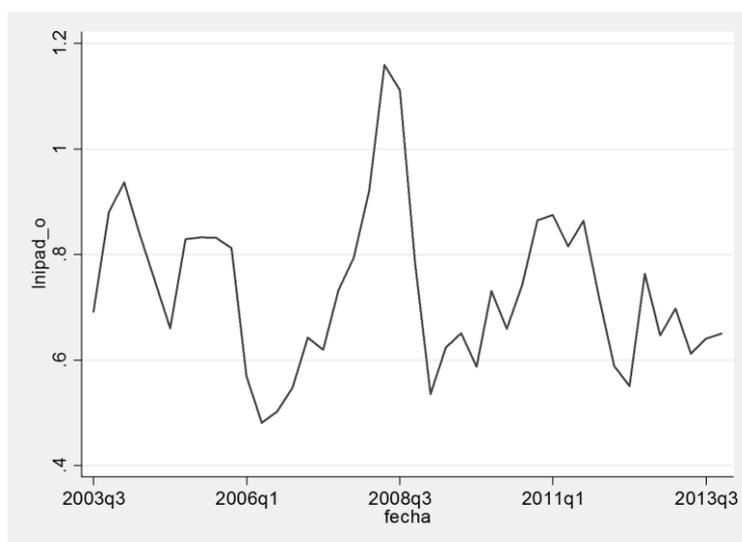
dólar estadounidense. Después de casi una década de relativa estabilidad de precios, emergieron nuevamente altas tasas de inflación afectando fuertemente a los precios de bienes transables, en especial aquellos relacionados de manera directa con los *commodities* agrícolas. Otro importante efecto de la crisis fue el gran debilitamiento de los indicadores sociales del país, especialmente el aumento de tasas de desempleo, pobreza, indigencia y de la desigualdad en la distribución del ingreso.

Gráfico 4.1: Índice de precios internacionales de *commodities* agropecuarios (Incluye: soja, harina de soja, aceite de soja, aceite de girasol, maíz y trigo). Base 2003:3 (valores nominales).



Fuente: Index Mundi

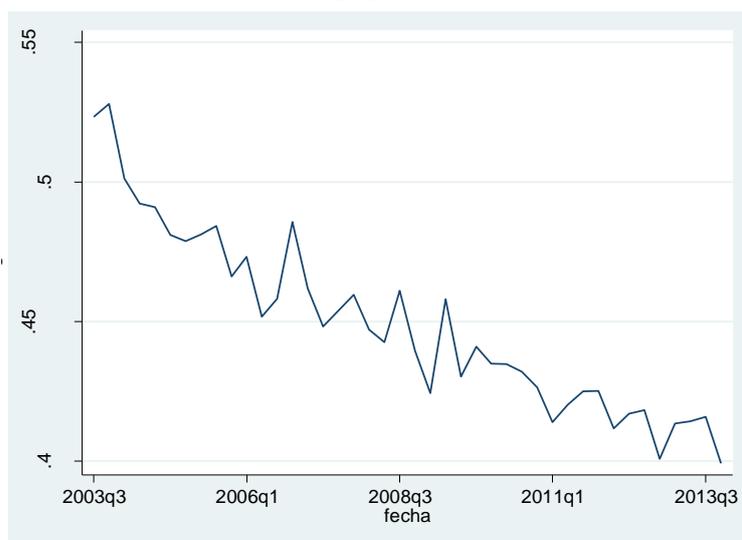
Gráfico 4.2: Índice de precios internacionales de *commodities* agropecuarios en moneda doméstica (Incluye: soja, harina de soja, aceite de soja, aceite de girasol, maíz y trigo). Base 2003:3 (valores reales)



Fuente: elaboración propia en base a Index Mundi, INDEC, Infobae y ARKLEMS+LAND.

Analizando a través de la misma ventana temporal, las variables correspondientes a la distribución del ingreso, el coeficiente de Gini, y aquellas referidas a la tasa de pobreza e indigencia, resulta notable el efecto de la crisis económica, que marca un aceleramiento en la tasa de crecimiento de las mismas. Comenzando con el coeficiente de Gini, éste presenta una tendencia general creciente hasta el año 2003, en el cual alcanza su pico, posterior al cual comienza una caída en sus valores hasta el final del período bajo consideración, el cuarto trimestre del año 2013.

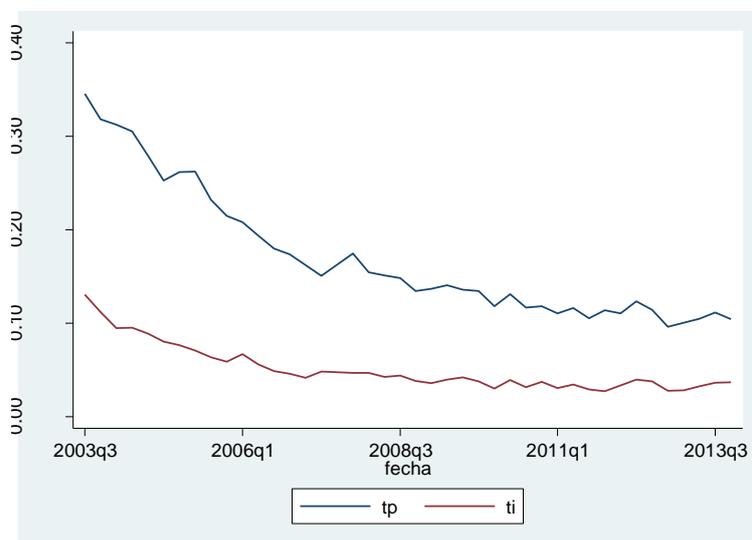
Gráfico 4.3: Coeficiente de Gini para el Gran Buenos Aires, población urbana. 2003:3 a 2013:4



Fuente: elaboración propia en base a EPH

Un comportamiento similar se presenta en las tasas de pobreza e indigencia, las cuales presentan una mejoría a lo largo de todo el período bajo análisis, como se advierte en el siguiente gráfico.

Gráfico 4.4: Tasas de pobreza e indigencia para el Gran Buenos Aires, población urbana. 2003:3 a 2013:4



Fuente: elaboración propia en base a EPH

En respuesta al creciente deterioro de las condiciones económicas del país, el gobierno argentino implementó medidas con el objetivo de aminorar los impactos de la crisis. La política más destacada se denominó "Plan jefes y jefas de hogar", que tuvo lugar a partir del primer trimestre

de 2002 y consistió en un sistema de transferencias monetarias a personas que cumplieran ciertos requisitos predeterminados, que indicaban su condición de vulnerabilidad. Esta política fue reformada en octubre de 2009, ampliando su cobertura a través de la denominada Asignación Universal por Hijo (AUH), a pesar de la recuperación económica presentada a través de esos años.

El financiamiento de dicha política, especialmente durante el pico de la crisis, cuando la situación fiscal se encontraba en un momento crítico, fue llevado a cabo a través de la implementación de derechos de exportación, especialmente sobre los *commodities* agropecuarios. Las alícuotas implementadas fueron del orden del 20/25% e incluso aumentadas al 30/32% en los años siguientes, cuando la etapa más turbulenta de la crisis había finalizado.

El aumento de precios internacionales de bienes exportados por Argentina conjuntamente con la devaluación del 300% que tuvo lugar a inicios del 2002, contribuyó al aumento de precios internos, especialmente de aquellos que componen la canasta básica de consumo, empeorando la situación de ciertos agentes. Sin embargo, los impuestos aplicados sobre precios superiores de exportaciones, posibilitaron el financiamiento de políticas redistributivas de ingresos, que ayudaron a la recomposición de las variables sociales. A este último efecto debe añadirse aquellos generados mediante el canal de los ingresos, por lo que, a priori, no resulta claro el resultado final de la relación entre las variables.

5. Metodología

En la sección anterior se ha descripto el comportamiento de las variables de interés, sugiriendo la posible existencia de una relación de corto y largo plazo entre el precio internacional de *commodities* agropecuarios e indicadores sociales. Concretamente, se plantea la hipótesis que los

cambios en precios internacionales de *commodities* generan variaciones en la distribución del ingreso, pobreza e indigencia.

Al tratar con series multivariadas resultan de utilidad los modelos VAR para analizar la relación de corto plazo entre las mismas. Estos modelos son constituidos por ecuaciones simultáneas en las que cada variable dependiente es explicada por sus propios rezagos, las otras variables endógenas del sistema y sus rezagos. Es decir, se toman bajo consideración efectos de retroalimentación entre las variables. El orden p de un VAR(p) indica el máximo rezago incluido de las variables del sistema.

En cada una de las ecuaciones, se incorpora un término de error que sigue un proceso de ruido blanco y que se asume no están correlacionados entre sí. También podrían incorporarse variables exógenas.

La representación de un VAR(p) primitivo o estructural, en forma matricial, es la siguiente:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1x_{t-1} + \dots + \Gamma_px_{t-p} + \epsilon_t \quad (5.1)$$

donde Γ_0 es la matriz de ordenadas al origen, Γ_i la matriz de coeficientes que acompaña a los rezagos de orden i de las variables endógenas x y B es la matriz de coeficientes de las variables endógenas del sistema. ϵ_t es el vector de términos de ruido blanco.

Sin embargo, debido al problema de correlación contemporánea entre las variables endógenas, la estimación se realiza en términos de la forma reducida o representación estándar del VAR:

$$x_t = A_0 + A_1x_{t-1} + \dots + A_px_{t-p} + e_t \quad (5.2)$$

donde e_t es el vector de errores con media cero, varianzas constantes y no correlacionados individualmente; A_i son las matrices de coeficientes que acompañan a los rezagos de las K variables x.

En este trabajo en particular se trabajará con ecuaciones del siguiente tipo:

$$x_t = A_0 + A_1x_{t-1} + \dots + A_px_{t-p} + Cy_t + e_t \quad (5.3)$$

donde y es un vector de variables exógenas y C la matriz de coeficientes correspondientes.

La estimación de los parámetros de un VAR requiere que las variables x_t y y_t sean generadas por procesos de covarianza estacionaria, con sus dos primeros momentos finitos e invariantes en el tiempo. En caso de que éstas sean integradas de orden 1, se deberán realizar pruebas de cointegración entre las variables. Si las variables están cointegradas, significa que se mueven de manera conjunta en el largo plazo, por lo que la simple transformación de las mismas, a través de la diferenciación o la inclusión de una tendencia determinística, generaría errores de especificación. En esos casos, deberán estimarse Modelos de Corrección del Error (VECM).

6. Datos

Las variables utilizadas en el presente trabajo abarcan el período 2003 a 2013:4. Se utilizan observaciones trimestrales, atendiendo a la disponibilidad de datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) continua.

Las tasas de pobreza e indigencia, así como el coeficiente de Gini, fueron construidas a través de los datos proporcionados en la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), correspondientes a la población urbana del Gran Buenos Aires. El cálculo de las dos primeras se llevó a cabo siguiendo la definición del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) de Argentina,

que es el conocido como "método de la línea", una metodología indirecta y unidimensional. El mismo consiste en establecer, a partir de los ingresos declarados por los hogares en la EPH, si éstos tienen capacidad de adquirir una Canasta Básica de Alimentos (CBA), que define la "línea de indigencia", y una Canasta Básica Total (CBT), que constituye la "línea de pobreza". Estas canastas se constituyen teniendo en cuenta ciertos requerimientos calóricos y otros gastos esenciales para la vida de un individuo. En función de la discontinuación, a partir del segundo trimestre de 2013, de las estadísticas de pobreza e indigencia por parte del INDEC, y en especial por la creciente manipulación de estadísticas por parte del mismo, a partir de enero de 2007 se han continuado las series de CBT y CBA elaboradas por INDEC utilizando las variaciones del Índice General de Precios al Consumidor y el Índice General de Precios de Alimentos y Bebidas de la provincia de Salta, respectivamente. Previamente, se ha verificado la correlación existente entre las diversas series, así como la existente entre la serie propia y los datos correspondientes a estimaciones privadas³.

El valor de las CBA y CBT, se calcula para el adulto equivalente, es decir, una persona de sexo masculino de entre 30 y 59 años que realiza actividades moderadas y debe satisfacer un requerimiento calórico de 2700 calorías diarias. Por lo tanto, para realizar el ajuste, el cálculo de las líneas de indigencia y de pobreza se realiza a nivel de hogar, multiplicando la canasta básica correspondiente por la cantidad de adultos equivalentes. Otra aclaración que debe realizarse es que se han excluido los hogares con ingresos igual a cero y se han expandido los resultados a toda la población, utilizando los ponderadores proporcionados por la EPH.

³ Particularmente, se han comparado las estimaciones con aquellas proporcionadas por la Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas (FIEL).

Por su parte, el coeficiente de Gini se ha construido a partir de ingresos monetarios *per capita*, al dividir el ingreso familiar declarado en la Encuesta Permanente de Hogares, por el tamaño del hogar en términos de adultos equivalentes. Los hogares que han declarado ingreso igual a cero han sido excluidos, dado que su inclusión generaría un colapso en las medidas de desigualdad ya que, como establece SEDLAC, los indicadores de desigualdad son invariantes a la escala, de modo que funcionan con diferencias proporcionales de ingreso.

El tipo de cambio real con el dólar estadounidense se calculó utilizando el IPC oficial hasta diciembre de 2006 y luego se continuó con el provisto por la provincia de Salta, por los motivos previamente descriptos. Para su cálculo se ha utilizado el tipo de cambio nominal oficial hasta el primer semestre de 2011 y a partir del segundo trimestre, se promedió con el tipo de cambio paralelo, al considerarse esta medida como más representativa del precio de la divisa en el país.⁴

El índice de precios de *commodities* está compuesto por los precios internacionales en dólares por tonelada de soja, aceite de soja, harina de soja, aceite de girasol, maíz y trigo, ponderados por su participación relativa en las exportaciones de Argentina. Bhattacharyya y Williamson (2013) afirman que un shock en precios internacionales debe medirse en términos del resto de los precios domésticos de la economía, de manera tal de evaluar los impactos sobre la distribución del ingreso y la asignación de recursos. Por lo tanto, sería más apropiado medir los precios internacionales en términos de un deflactor implícito del producto, que hacerlo a través de los términos de intercambio. A partir de la metodología propuesta, en este trabajo la variable relativa a los precios internacionales se ha calculado de la siguiente manera:

⁴ Desde noviembre de 2011 regía en la República Argentina un sistema de control de capitales (conocido como "cepo") que dificultaba o incluso impedía la compra de divisas al tipo de cambio oficial, generando el surgimiento de un mercado paralelo con gran caudal de transacciones y una prima promedio del 41% para el período comprendido entre 2011:2 y 2014:2.

$$ipad_o = (IP^* * E)/Def \quad (6.1)$$

donde IP^* es el índice de precios internacionales de *commodities*, en dólares por tonelada, E es el tipo de cambio nominal oficial con el dólar estadounidense y Def es el deflactor implícito del PBI.

En este punto resulta pertinente realizar ciertas aclaraciones. En primer lugar, se ha utilizado el tipo de cambio nominal oficial por considerarse que, si bien pueden existir transacciones ilegales de exportaciones realizadas a través del tipo de cambio paralelo, con la consecuente subdeclaración de exportaciones que esto conlleva; se considera que un alto porcentaje de las exportaciones se realiza a través de mercados institucionalizados y legales.

El deflactor implícito del PBI, definido como el cociente entre el PBI nominal y el PBI real, se ha calculado utilizando en el numerador, el PBI nominal provisto por MECON⁵ y en el denominador, la estimación del PBI real realizada por ARKLEMS+LAND.⁶ Esta última variable se utiliza como representativa del crecimiento porcentual del producto, tomando su variación porcentual.

Finalmente, la recaudación de derechos de exportación en términos reales, denominada *ddee_real* ha sido construida a partir de datos provenientes de anuarios de recaudación de la AFIP, deflactados por el IPC corregido.

⁵ Ministerio de Economía de la Nación

⁶ Si bien existen críticas con respecto al cálculo oficial del producto nominal, no se conocen hasta el momento estimaciones privadas del mismo.

7. El impacto de shocks en precios de *commodities*

En esta sección se presentan los resultados de las estimaciones de las relaciones de corto y largo plazo entre las medidas de desigualdad (*gini*), indigencia (*ti*) y pobreza (*tp*) con el tipo de cambio real (*lntrc_b*) y la evolución de los precios internacionales de los *commodities* agropecuarios (*lnipad_o*). Cabe destacar que el tipo de cambio real, además de por su potencial relación con las medidas de desigualdad y pobreza, sirve como *proxy* de la situación macroeconómica general del país, la cual es de esperar genere efectos sobre las variables de interés.

En primera medida se analizó el grado de integración del proceso generador de los datos de cada serie a través del test de Dickey Fuller Aumentado (ADF) siguiendo la metodología presentada en Enders (2008) para la selección de regresores determinísticos. Como se muestra en el Cuadro 7.1, todos los procesos son estacionarios, excepto la recaudación de derechos de exportación en niveles, que ha sido diferenciada.

Cuadro 7.1: Test de Dickey Fuller Aumentado

Variable	ADF	Rezagos	Constante	Tendencia	Proceso
<i>gini</i>	-5.5274***	1	X	X	Estacionario
<i>ti</i>	-5.0866***	4	X		Estacionario
<i>tp</i>	-5.0971***	3	X		Estacionario
<i>dpbi_real</i>	-3.4988*	2	X	X	Estacionario
<i>lnipad_o</i>	-3.7614***	1	X		Estacionario
<i>lntrc_b</i>	-2.6436***	4			Estacionario
<i>lndde_real</i>	0.0583	2			No Estacionario
<i>dlndde_real</i>	-3.7532**	0	X	X	Estacionario

Dada la naturaleza de las variables se optó por modelos VAR en niveles para describir las relaciones de corto plazo, y modelos de regresión lineal para las de largo plazo. En los modelos VAR, la cantidad de rezagos se seleccionó utilizando los criterios de información usuales: Akaike (AIC), bayesiano (SBIC) y Hannan Quinn (HQIC). En todos los casos, se verificó la

robustez de los resultados estimando distintos modelos: sin variables exógenas y con la inclusión de variables representativas del plan Jefes y Jefas de Hogar (*pjjh*), la Asignación Universal por Hijo (*auh*) y la recaudación de los derechos de exportación (*dlnddee_real*). Las dos primeras son variables *dummies* que buscan controlar por la implementación de políticas de transferencias durante el período analizado, mientras que la recaudación de derechos de exportación, ante la ausencia de información sobre los montos de transferencias directas en efectivo a los hogares, busca aproximar el potencial efecto de las mismas, dado que constituyó una de las principales fuentes de recursos para la financiación de estas políticas. También se incluye como variable de control la tasa de crecimiento del producto bruto real (*dpbi_real*). El Cuadro 7.2 resume los diferentes modelos estimados.

Cuadro 7.2: Modelos Estimados

	<i>Inipad</i>	<i>o</i>	<i>Intcr</i>	<i>b</i>	<i>dpbi_real</i>	<i>auh</i>	<i>pjjh</i>	<i>dlnddee_real</i>	<i>c</i>	<i>time</i>
VAR										
(1)	X		X							
(2)	X		X						X	
(3)	X		X						X	X
(4)	X		X		X	X				
(5)	X		X		X	X			X	
(6)	X		X		X	X			X	X
(7)	X		X		X		X			
(8)	X		X		X		X		X	
(9)	X		X		X		X		X	
(10)	X		X		X			X		
(11)	X		X		X			X	X	
(12)	X		X		X			X	X	X
Modelos de largo plazo										
(1)	X		X						X	
(2)	X		X						X	X
(3)	X		X		X	X			X	
(4)	X		X		X		X		X	
(5)	X		X		X			X	X	
(6)	X		X		X	X			X	X
(7)	X		X		X		X		X	X
(8)	X		X		X			X	X	X

7.1. Impactos de corto plazo: modelos VAR

Los modelos VAR para las variables *gini*, *Intcr_b* y *lnipad_o* han sido estimados con uno y dos rezagos, al no existir unanimidad en los criterios de información.

Analizando la ecuación que describe el comportamiento de la variable *gini* (ver Cuadro 7.3), se advierte una gran variabilidad en el coeficiente que acompaña a los precios internacionales, cambiando tanto su magnitud como signo. En el VAR de un rezago, este coeficiente varía en valor absoluto entre 0,0012 y 0,0127. Al incorporar dos rezagos, los valores para el primer retardo de esta variable son notablemente mayores, ubicándose en su mayoría entre 0,01 y 0,02. Para el segundo retardo, los valores tampoco resultan concluyentes.

En el caso del tipo de cambio real, se advierte en aquellos casos donde las estimaciones son estadísticamente significativas, una relación positiva entre el mismo y el coeficiente de Gini, lo cual a priori parece coherente con la idea de que aumentos en el tipo de cambio provocan, al menos en el corto plazo, una redistribución regresiva del ingreso. Lo contrario sucede con el crecimiento del producto que, como era esperado, mantiene una relación negativa con la desigualdad en la distribución del ingreso, salvo algunas excepciones, aunque las estimaciones no son significativas a los niveles usuales de significación.

En las restantes variables exógenas, a excepción de la representativa del plan "jefes y jefas y hogar", resulta contradictorio que los coeficientes estimados presenten signo positivo. Es decir, pareciera que la Asignación Universal por Hijo y el aumento en la recaudación de derechos de exportación generaran un efecto desigualador, cuando el objetivo perseguido con estas políticas es claramente lograr el efecto contrario. Es posible que el problema de signo se deba a que las variables estén captando un efecto distinto del que se busca controlar, quizás por un problema de variable omitida.

Un análisis más intuitivo puede lograrse al analizar las funciones de impulso respuesta ortogonalizadas⁷, que permiten identificar una causalidad en la relación entre las variables. En ellas, en los modelos VAR con un rezago, se advierte un efecto contemporáneo positivo del shock en los precios internacionales sobre el coeficiente de Gini, que decae rápidamente hasta desaparecer por completo antes del quinto período. Los distintos modelos difieren en la magnitud de la respuesta inicial, siendo en torno al 0,003 en la mayoría de los mismos y disminuyendo a niveles cercanos a 0,002 o inferiores al incluir la recaudación de derechos de exportación como variable exógena. Al considerar los modelos con dos rezagos, el efecto inicial de los shocks se ve aminorado, ubicándose en torno al 0,002 y cayendo a 0,0018 al incluir la recaudación.

Al trabajar con las variables representativas de la tasa de indigencia y pobreza, se sigue un procedimiento análogo al realizado con el Coeficiente de Gini. En este caso, los criterios de información coinciden en la inclusión de un solo rezago.

Comenzando con la tasa de indigencia (ver Cuadro 7.4), todos los modelos VAR estimados coinciden en la existencia de una relación positiva con el logaritmo de precios internacionales reales en moneda local, aunque sólo en 3 de 12 casos las estimaciones son estadísticamente significativas. Los coeficientes varían entre 0,003 y 0,007, presentándose mayores valores en aquellos modelos que no incluyen constante ni tendencia.

Los coeficientes que acompañan a los rezagos de las variables *Intcr_b* y *ti* también mantienen estabilidad en el signo, siendo ambos positivos, contrariamente a lo que sucede con el

⁷ Los gráficos de impulso-respuesta se reportan en el Anexo

crecimiento del producto, que, como es de esperar, muestra una relación negativa con la tasa de indigencia.

Finalmente, la variable *dummy pjjh* presenta el signo esperado, apoyando la hipótesis de que dicha política ayudó a disminuir la indigencia. Sin embargo, no sucede lo mismo con *auh* y *dlnndee_real*. La primera presenta signo positivo, y la segunda negativo en el modelo sin regresores determinísticos, alternando su signo al incorporar constante y tendencia. En todos los casos las estimaciones no son estadísticamente significativas.

Analizando las funciones impulso respuesta ortogonalizadas, se advierte que en la mayoría de las mismas se presenta una caída inicial de la tasa de indigencia, en el período contemporáneo, que converge rápidamente a cero. Sólo en los modelos 1, 7 y 10, es decir, aquellos sin constante ni tendencia y en los que el coeficiente de *lnipad_o* presentaba un valor cercano al 0,007, se advierte un efecto acumulado cercano al 0,005 al final del período número 5.

En los resultados obtenidos para la tasa de pobreza (ver Cuadro 7.5), se advierten los mismos patrones de signos y robustez. Esto último no resulta sorprendente ya que las series de pobreza e indigencia muestran evoluciones temporales muy similares entre sí, al estar de manera teórica determinada por factores, a priori, comunes. La variable *lnipad_o* presenta signo positivo en todos los casos pero su magnitud varía ampliamente, tomando valores que van desde 0,0015 hasta 0,0105, aunque en solo un caso la estimación es estadísticamente significativa. Las funciones impulso respuesta ortogonalizadas no muestran impactos significativamente distintos de cero en la mayoría de los casos. Únicamente en el primer modelo, en el que no se adicionan variables exógenas, se presenta un impacto acumulado de 0,015, similar al de los modelos 7 y 10.

En términos generales, en la mayoría de los modelos, no es posible rechazar la hipótesis de normalidad y ausencia de autocorrelación de los residuos. En las estimaciones para *gini*, no siempre es posible rechazar la prueba de exclusión de rezagos de Wald, ocurriendo lo contrario para *ti* y *tp*. La prueba de estabilidad del modelo VAR se cumple en la totalidad de las estimaciones para *ti* y en el 70% de los casos para *tp*. Sin embargo, sólo en el 10 de los 24 casos para *gini* se satisface dicha condición.

Cuadro 7.3. (A): Modelos VAR Coeficiente de Gini - 1 rezago

	Variable dependiente: gini											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
lnipad(-1)	-0.0064 (0.015)	0.0086 (0.013)	-0.0086 (0.013)	0.0012 (0.017)	0.0097 (0.014)	-0.0052 (0.014)	-0.0035 (0.017)	0.0097 (0.014)	-0.0052 (0.014)	-0.0127 (0.015)	0.0019 (0.012)	-0.0096 (0.013)
Intcr_b(-1)	-0.0032 (0.008)	0.0595*** (0.016)	-0.0046 (0.027)	0.0174 (0.025)	0.0627*** (0.023)	0.0022 (0.028)	0.0044 (0.023)	0.0627*** (0.023)	0.0022 (0.028)	-0.0077 (0.010)	0.0524*** (0.015)	0.0041 (0.028)
gini(-1)	1.0065*** (0.030)	0.3252** (0.157)	0.1771 (0.153)	0.9623*** (0.057)	0.3194** (0.157)	0.1402 (0.152)	0.9986*** (0.037)	0.3194*** (0.157)	0.1402 (0.152)	1.0283*** (0.031)	0.3622** (0.147)	0.2302 (0.155)
auh				0.0097 (0.011)	0.0024 (0.009)	0.0096 (0.008)						
pjjh							-0.0041 (0.011)	-0.0024 (0.009)	-0.0096 (0.008)			
dpbi_real				-0.0414 (0.073)	0.0060 (0.061)	-0.0148 (0.055)	-0.0174 (0.074)	0.0060 (0.061)	-0.0148 (0.055)	-0.0546 (0.060)	-0.0333 (0.048)	-0.0069 (0.048)
dlnddee_real										0.0698** (0.032)	0.0628** (0.026)	0.0390 (0.028)
c		0.2583*** (0.059)	0.4224*** (0.001)		0.2569*** (0.060)	0.4354*** (0.079)		0.2593*** (0.059)	0.4450*** (0.080)		0.2523*** (0.055)	0.3840*** (0.084)
time			-0.0021*** (0.080)			-0.0023*** (0.001)			-0.0023*** (0.001)			-0.0016** (0.001)
R squared	0.999	0.869	0.890	0.999	0.869	0.895	0.999	0.869	0.895	0.999	0.886	0.897
RMSE	0.014	0.012	0.011	0.014	0.012	0.011	0.015	0.012	0.011	0.014	0.011	0.011
Chi2	42480.650	257.943	316.526	43386.490	259.473	332.333	42632.300	259.473	332.333	47559.820	303.114	338.477
Observaciones	39	39	39	39	39	39	39	39	39	39	39	39
JB Test₁	1.769	1.910	1.547	3.198	3.376	5.45*	1.958	3.376	5.45*	1.012	0.990	1.483
LM test (lag 1)₂	19.133**	18.105**	18.374**	12.598	12.264	12.460	13.627	12.264	12.460	10.619	8.547	9.492
LM test (lag 2)₂	10.000	5.133	4.960	10.964	7.034	7.123	10.754	7.034	7.123	17.895**	11.421	9.840
Eigenvalue stability condition₃	Estable	Estable	Estable	No estable	No estable	Estable	No estable	No estable	Estable	No estable	No estable	Estable
Wald lag-exclusion test₄	42480.65***	257.942***	1.662	12093.91***	36.835***	1.119	11704.45***	36.835***	1.119	16313.01***	175.725***	2.897

₁H0: asimetría y curtosis iguales a cero

₂H0: no existe autocorrelación del orden indicado

₃VAR estable si todos los autovalores se encuentran dentro del círculo unitario

₄H0: las variables endógenas a un rezago dado son iguales a cero para cada ecuación y para todas las ecuaciones conjuntamente

Significación: (***) 1%, (**) 5% y (*) 10%

Cuadro 7.3. (B): Modelos VAR Coeficiente de Gini - 2 rezagos

	Variable dependiente: gini											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
lnipad(-1)	-0.0175 (0.020)	0.0119 (0.017)	0.0135 (0.015)	-0.0185 (0.021)	0.0147 (0.018)	0.0234 (0.016)	-0.0208 (0.021)	0.0147 (0.018)	0.0234 (0.016)	-0.0200 (0.019)	0.0090 (0.016)	0.0108 (0.015)
lnipad(-2)	0.0035 (0.018)	0.0030 (0.014)	-0.0145 (0.014)	0.0024 (0.019)	0.0021 (0.015)	-0.0155 (0.014)	0.0012 (0.019)	0.0021 (0.015)	-0.0155 (0.014)	0.0037 (0.018)	0.0022 (0.014)	-0.0095 (0.015)
lntr_b(-1)	-0.0634 (0.065)	0.0276 (0.054)	0.0229 (0.049)	-0.0672 (0.069)	0.0254 (0.058)	0.0365 (0.051)	-0.0693 (0.068)	0.0254 (0.058)	0.0365 (0.051)	-0.0209 (0.066)	0.0565 (0.053)	0.0450 (0.051)
lntr_b(-2)	0.0551 (0.064)	0.0468 (0.050)	-0.0090 (0.049)	0.0541 (0.071)	0.0563 (0.056)	-0.0029 (0.052)	0.0469 (0.070)	0.0563 (0.056)	-0.0029 (0.052)	0.0077 (0.067)	0.0104 (0.052)	-0.0187 (0.052)
gini(-1)	0.5601*** (0.149)	0.0644 (0.157)	-0.0725 (0.150)	0.5561*** (0.150)	0.0645 (0.157)	-0.0999 (0.146)	0.5366*** (0.152)	0.0645 (0.157)	-0.0999 (0.146)	0.6176*** (0.140)	0.1367 (0.146)	0.0168 (0.153)
gini(-2)	0.4605*** (0.152)	0.0487 (0.148)	-0.0643 (0.140)	0.4757*** (0.169)	0.0295 (0.163)	-0.1988 (0.158)	0.4994*** (0.162)	0.0295 (0.163)	-0.1988 (0.158)	0.4214*** (0.142)	0.0346 (0.135)	-0.0406 (0.135)
auh				-0.0023 (0.011)	0.0025 (0.009)	0.0142* (0.009)						
pjjh							0.0074 (0.011)	-0.0025 (0.009)	-0.0142* (0.009)			
dpbi_real				0.0062 (0.082)	-0.0258 (0.065)	-0.0689 (0.058)	0.0305 (0.081)	-0.0258 (0.065)	-0.0689 (0.058)	-0.0508 (0.059)	-0.0524 (0.046)	-0.0319 (0.045)
dlndee_real										0.0815** (0.033)	0.0699*** (0.026)	0.0472* (0.027)
c		0.3386*** (0.071)	0.5505*** (0.098)		0.3416*** (0.072)	0.6148*** (0.103)		0.3441*** (0.073)	0.6290*** (0.107)		0.3229*** (0.065)	0.4775*** (0.104)
time			-0.0022*** (0.001)			-0.0027*** (0.001)			-0.0027*** (0.001)			-0.0016 (0.001)
R squared	0.999	0.886	0.906	0.999	0.886	0.913	0.999	0.886	0.913	0.999	0.905	0.913
RMSE	0.013	0.011	0.010	0.014	0.011	0.010	0.014	0.011	0.010	0.013	0.010	0.010
Chi2	49584.150	286.689	358.031	49650.130	288.067	386.821	50189.790	288.067	386.821	57900.660	353.217	390.098
Nro Obs VAR	37	37	37	37	37	37	37	37	37	37	37	37
JB Test₁	7.517**	0.287	0.989	6.504**	0.540	1.166	4.417	0.540	1.166	2.110	0.835	1.284
LM test (lag 1)₂	16.143*	13.035	12.079	16.736*	9.405	5.052	17.310**	9.405	5.052	14.335	7.658	8.763
LM test (lag 2)₂	14.288	7.752	4.455	14.422	9.102	5.984	14.046	9.102	5.984	14.149	10.039	9.743
Eigenvalue stability condition₃	Estable	Estable	Estable	No estable	No estable	No estable	No estable	No estable	No estable	No estable	No estable	Estable
Wald lag-exclusion test (lag 1)₄	15.083***	1.049	0.836	14.809***	1.176	2.158	13.769***	1.176	2.158	19.876***	2.760	1.094
Wald lag-exclusion test (lag 2)₄	10.428***	0.967	1.337	9.623**	1.101	2.873	10.934**	1.101	2.873	9.687**	0.144	0.580

₁H0: asimetría y curtosis iguales a cero

₂H0: no existe autocorrelación del orden indicado

₃VAR estable si todos los autovalores se encuentran dentro del círculo unitario

₄H0: las variables endógenas a un rezago dado son iguales a cero para cada ecuación y para todas las ecuaciones conjuntamente

Significación: (***) 1%, (**) 5% y (*) 10%

Cuadro 7.4: Modelos VAR tasa de indigencia

	Variable dependiente: ti											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
lnipad(-1)	0.0071*** (0.002)	0.0032 (0.005)	0.0051 (0.006)	0.0049 (0.003)	0.0059 (0.006)	0.0067 (0.007)	0.0070*** (0.002)	0.0059 (0.006)	0.0067 (0.007)	0.0072*** (0.002)	0.0034 (0.005)	0.0058 (0.006)
lntrc_b(-1)	0.0084* (0.005)	0.0075* (0.005)	0.0145 (0.013)	0.0125** (0.006)	0.0143 (0.011)	0.0179 (0.014)	0.0157** (0.008)	0.0143 (0.011)	0.0179 (0.014)	0.0094** (0.005)	0.0081 (0.005)	0.0179 (0.013)
ti(-1)	0.7487*** (0.059)	0.7519*** (0.058)	0.7589*** (0.059)	0.7379*** (0.059)	0.7324*** (0.066)	0.7432*** (0.071)	0.7277*** (0.062)	0.7324*** (0.066)	0.7432*** (0.071)	0.7485*** (0.060)	0.7547*** (0.060)	0.7698*** (0.062)
auh				0.0020 (0.002)	0.0027 (0.004)	0.0019 (0.005)						
pjih							-0.0033 (0.003)	-0.0027 (0.004)	-0.0019 (0.005)			
dpbi_real				-0.0177 (0.020)	-0.0211 (0.027)	-0.0184 (0.028)	-0.0242 (0.023)	-0.0211 (0.027)	-0.0184 (0.028)	-0.0113 (0.022)	-0.0112 (0.022)	-0.0157 (0.023)
dlnddee_real										-0.0008 (0.012)	0.0025 (0.012)	0.0069 (0.013)
c		0.0035 (0.004)	-0.0069 (0.018)		-0.0016 (0.009)	-0.0082 (0.018)		0.0011 (0.005)	-0.0062 (0.018)		0.0034 (0.004)	-0.0112 (0.019)
time			0.0002 (0.000)			0.0001 (0.000)			0.0001 (0.000)			0.0003 (0.000)
R squared	0.992	0.950	0.950	0.992	0.951	0.951	0.992	0.951	0.951	0.992	0.950	0.951
RMSE	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005
Chi2	4753.986	738.608	745.605	4918.430	750.783	754.256	4917.345	750.783	754.256	4799.640	743.747	756.148
JB Test₁	2.055	1.684	1.555	1.798	1.880	1.709	1.929	1.880	1.709	1.945	1.474	1.233
LM test (lag 1)₂	10.056	12.708	12.713	8.265	9.535	10.254	7.208	9.535	10.254	5.460	6.181	5.804
LM test (lag 2)₂	8.736	4.563	4.689	9.681	8.241	9.465	11.041	8.241	9.465	13.517	11.038	8.694
Eigenvalue stability condition₃	Estable	Estable	Estable	Estable	Estable	No estable	Estable	Estable	No estable	No estable	No estable	Estable
Wald lag-exclusion test₄	4753.986***	738.608***	171.231***	1539.579***	326.671***	134.167***	735.961***	326.671***	134.167***	1394.894***	545.636***	156.600***

₁H0: asimetría y curtosis iguales a cero

₂H0: no existe autocorrelación del orden indicado

₃VAR estable si todos los autovalores se encuentran dentro del círculo unitario

₄H0: las variables endógenas a un rezago dado son iguales a cero para cada ecuación y para todas las ecuaciones conjuntamente

Significación: (***) 1%, (**) 5% y (*) 10%

Cuadro 7.5: Modelos VAR tasa de pobreza

	Variable dependiente: tp											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
lnipad(-1)	0.0090 (0.006)	0.0018 (0.011)	0.0015 (0.012)	0.0044 (0.007)	0.0105 (0.013)	0.0089 (0.014)	0.0098* (0.006)	0.0105 (0.013)	0.0089 (0.014)	0.0087 (0.006)	0.0044 (0.011)	0.0022 (0.012)
Intcr_b(-1)	0.0027 (0.012)	0.0014 (0.012)	0.0001 (0.026)	0.0133 (0.015)	0.0238 (0.025)	0.0164 (0.029)	0.0231 (0.020)	0.0238 (0.025)	0.0164 (0.029)	0.0064 (0.013)	0.0050 (0.013)	-0.0039 (0.027)
tp(-1)	0.9110*** (0.057)	0.9110*** (0.056)	0.9102*** (0.058)	0.8947*** (0.057)	0.8798*** (0.064)	0.8646*** (0.070)	0.8808*** (0.060)	0.8798*** (0.064)	0.8646*** (0.070)	0.9013*** (0.057)	0.9030*** (0.057)	0.8950*** (0.060)
auh				0.0045 (0.004)	0.0085 (0.009)	0.0106 (0.009)						
pijh							-0.0083 (0.007)	-0.0085 (0.009)	-0.0106 (0.009)			
dpbi_real				-0.0338 (0.040)	-0.0536 (0.055)	-0.0612 (0.056)	-0.0521 (0.046)	-0.0536 (0.055)	-0.0612 (0.056)	-0.0025 (0.044)	-0.0022 (0.044)	0.0022 (0.045)
dlnddec_real										-0.0207 (0.023)	-0.0172 (0.024)	-0.0216 (0.027)
c		0.0063 (0.008)	0.0084 (0.036)		-0.0090 (0.017)	0.0070 (0.036)		-0.0005 (0.010)	0.0176 (0.037)		0.0038 (0.008)	0.0182 (0.039)
time			0.0000 (0.001)			-0.0004 (0.001)			-0.0004 (0.001)			-0.0003 (0.001)
R squared	0.997	0.979	0.979	0.997	0.980	0.980	0.997	0.980	0.980	0.997	0.979	0.979
RMSE	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010
Chi2	13484.160	1810.789	1810.948	14005.740	1865.420	1877.942	14108.620	1865.420	1877.942	13869.230	1842.884	1849.881
JB Test₁	1.338	1.213	1.233	1.027	1.041	1.255	1.022	1.041	1.255	0.887	0.842	0.967
LM test (lag 1)₂	8.926	12.158	12.230	7.185	9.523	10.817	5.710	9.523	10.817	4.835	5.727	4.937
LM test (lag 2)₂	12.370	8.431	8.624	12.292	11.322	15.354*	14.018	11.322	15.354*	17.233**	14.630	12.737
Eigenvalue stability condition₃	Estable	Estable	Estable	Estable	Estable	Estable	Estable	Estable	Estable	Estable	Estable	Estable
Wald lag-exclusion test₄	13484.160***	1810.789***	261.933***	4220.828***	656.347***	197.259***	1891.561***	656.347***	197.259***	3882.300***	1291.008***	226.679***

₁H0: asimetría y curtosis iguales a cero

₂H0: no existe autocorrelación del orden indicado

₃VAR estable si todos los autovalores se encuentran dentro del círculo unitario

₄H0: las variables endógenas a un rezago dado son iguales a cero para cada ecuación y para todas las ecuaciones conjuntamente

Significación: (***) 1%, (**) 5% y (*) 10%

7.2. Efectos de largo plazo

Dado que en todos los casos se rechazó la hipótesis de que las series son no estacionarias⁸, el análisis de largo plazo se lleva a cabo por medio de estimaciones de modelos lineales en niveles por Mínimos Cuadrados Ordinarios, tomando como variables dependientes al coeficiente de Gini, tasa de indigencia y tasa de pobreza; y como variables explicativas las restantes variables antes consideradas. Como se muestra en el Cuadro 7.1, se trabajó con diferentes especificaciones.

Para el caso de la distribución del ingreso (ver Cuadro 7.6), surge que un shock en los precios internacionales de *commodities* agropecuarios genera un aumento en la desigualdad de 0.036 pp., aumentando a 0.039 pp. cuando se controla por las *dummies* de planes sociales y por el crecimiento del producto. En estos casos el coeficiente es significativo al 5%. Sin embargo, cuando se incluye la recaudación de derechos de exportación el coeficiente deja de ser significativamente distinto de cero. Estos resultados no son robustos a la incorporación de una tendencia determinística, al perder la significación en estos casos. Lo mismo ocurre con el coeficiente del tipo de cambio real, que, al estimarse sin tendencia, presenta el signo positivo esperado. Como en el caso de los modelos VAR, se repite el que los signos de las variables *auh* y *dlndee_real* muestran, contra intuitivamente, signos positivos. Sin embargo, ninguna de las variables exógenas resulta significativa.

En el caso de la tasa de indigencia (ver Cuadro 7.7), se halla que el coeficiente correspondiente a los precios internacionales de *commodities* es significativo en la mayoría de los modelos estimados, presentando estabilidad en su signo positivo, pero gran variabilidad en su magnitud.

⁸ La única excepción la constituye la recaudación de derechos de exportación, que se trabajó en primeras diferencias.

En el primer modelo, en el que las únicas regresoras son *lnipad_o* y *lntcr_b*, sin tendencia, el coeficiente es 0,0652, valores similares a los presentados en los casos en los que se adicionan *dpbi_real* con *dlnddee_real* sin tendencia, o *dpbi_real* con *auh* o *pjjh*, con tendencia. Debe destacarse que en los modelos 3 y 4, en los que se incluyen *dpbi_real*, *auh* y *pjjh* sin tendencia, el valor aumenta a 0,1149.

El tipo de cambio real presenta siempre signo positivo, siendo estadísticamente significativo en la mayoría de los casos, no ocurriendo lo mismo con el crecimiento del producto. Éste no resulta significativo si se acompaña de la recaudación de derechos de exportación. Finalmente, *auh*, *pjjh* y *dlnddee_real* resultan significativas tanto en modelos con y sin tendencia, repitiéndose los signos hallados en las regresiones de corto plazo: positivo para *auh*, negativo para *pjjh* y *dlnddee_real*.

Por último, en el caso de la tasa de pobreza (ver Cuadro 7.8), el coeficiente para *lnipad_o* es siempre significativo salvo en los casos en los que se incluye la tendencia sin variables exógenas y con la variable de recaudación real de retenciones. El coeficiente mantiene siempre el signo positivo, pero varía en su magnitud. Generalmente se ubica entre 0,07 y 0,09, existiendo casos extremos de 0,1219 y 0,0395 al incluir las *dummies* de planes sociales y sin tendencia.

El tipo de cambio real es, como se podría esperar, siempre positivo y significativo mientras que el crecimiento en el producto sólo es significativo en algunos modelos, cuando asume, como se espera, un valor negativo. Como puede advertirse, se repiten los patrones presentados en el caso de la tasa de indigencia.

La conclusión general que se desprende del análisis es que, para el corto plazo, no existe evidencia significativa a favor de un impacto de cambios en precios internacionales de *commodities* agropecuarios sobre la tasa de pobreza, de indigencia y la distribución del ingreso.

Sin embargo, a largo plazo este resultado se revierte, al obtenerse una relación positiva entre las variables, a pesar de que los resultados obtenidos no son robustos a la incorporación de diferentes variables de control. Adicionalmente, en los modelos de largo plazo se advierte por la posible existencia de autocorrelación, y así como potencialmente de problemas de especificación, por lo que queda pendiente para futuras líneas de investigación, la incorporación de términos autorregresivos a fines de mejorar la capacidad explicativa de los modelos. Además, una alternativa metodológica a considerar es la aplicación de los denominados Autoregressive Distributed Lag Models (ARDL) propuestos por originalmente por Pesaran y Shin (1998).

Cuadro 7.6: Modelos de largo plazo para el Coeficiente de Gini

	Variable dependiente: gini							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Inter_b	0.0948*** (0.007)	0.0230 (0.021)	0.1055*** (0.017)	0.1055*** (0.017)	0.0905*** (0.007)	0.0341 (0.021)	0.0341 (0.021)	0.0312 (0.026)
Inipad_o	0.0366** (0.014)	0.0152 (0.016)	0.0395** (0.016)	0.0395** (0.016)	0.0247 (0.015)	0.0213 (0.016)	0.0213 (0.016)	0.0122 (0.016)
dpbi_real			-0.0006 (0.063)	-0.0006 (0.063)	-0.0068 (0.055)	-0.0542 (0.060)	-0.0542 (0.060)	0.0008 (0.054)
auh			0.0080 (0.008)			0.0170* (0.009)		
pjjh				-0.0080 (0.008)			-0.0170* (0.009)	
dlnddee_real					0.0550* (0.029)			0.0265 (0.032)
c	0.3658*** (0.011)	0.4649*** (0.033)	0.3539*** (0.018)	0.3620*** (0.013)	0.3769*** (0.011)	0.4588*** (0.031)	0.4758*** (0.031)	0.4559*** (0.038)
time		-0.0019*** (0.001)				-0.0023*** (0.001)	-0.0023*** (0.001)	-0.0016** (0.001)
Observaciones	41	41	41	41	41	41	41	41
R squared	0.867	0.891	0.872	0.872	0.879	0.903	0.903	0.893
Ramsey RESET test₁	2.85*	5.69***	2.64*	2.64*	6.94***	3.75**	3.75**	9.71***
Durbin alternative test₂	1.4	0.685	1.265	1.265	4.079**	0.261*	0.261*	1.802

₁H0: el modelo no tiene variables omitidas

₂H0: no existe correlación serial

Significación: (***) 1%, (**) 5% y (*) 10%

Cuadro 7.7: Modelos de largo plazo para la tasa de indigencia

	Variable dependiente: ti							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Intcr_b	0.0652*** (0.009)	0.0408 (0.030)	0.1149*** (0.018)	0.1149*** (0.018)	0.0663*** (0.008)	0.0655** (0.025)	0.0655** (0.025)	0.0197 (0.035)
lnipad_o	0.0223* (0.013)	0.0150 (0.018)	0.0435*** (0.011)	0.0435*** (0.011)	0.0292* (0.015)	0.0309** (0.012)	0.0309** (0.012)	0.0194 (0.018)
dpbi_real			-0.1181** (0.047)	-0.1181** (0.047)	0.0313 (0.037)	-0.1552** (0.064)	-0.1552** (0.064)	0.0372 (0.040)
auh			0.0298*** (0.009)			0.0360*** (0.012)		
pjjh				-0.0298*** (0.009)			-0.0360*** (0.012)	
dlnddee_real					-0.0427* (0.025)			-0.0651** (0.028)
c	-0.0045 (0.010)	0.0292 (0.047)	-0.0555*** (0.017)	-0.0258** (0.010)	-0.0116 (0.013)	0.0171 (0.040)	0.0530 (0.047)	0.0505 (0.053)
time		-0.0006 (0.001)				-0.0016 (0.001)	-0.0016 (0.001)	-0.0013 (0.001)
Observaciones	41	41	41	41	41	41	41	41
R squared	0.716	0.721	0.785	0.785	0.727	0.812	0.812	0.742
Ramsey RESET test₁	18.7***	34.49***	9.45***	9.45***	12.81***	17.71***	17.71***	21.17***
Durbin alternative test₂	26.81***	32.79***	10.461***	10.461***	20.334***	10.038***	10.038***	22.086***

₁H0: el modelo no tiene variables omitidas

₂H0: no existe correlación serial

Significación: (***) 1%, (**) 5% y (*) 10%

Cuadro 7.8: Modelos de largo plazo para la tasa de pobreza

	Variable dependiente: tp							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Inter_b	0.2021*** (0.017)	0.1190* (0.060)	0.3169*** (0.038)	0.1055*** (0.017)	0.2041*** (0.017)	0.1783*** (0.050)	0.1783*** (0.050)	0.0610 (0.070)
lnipad_o	0.0735** (0.031)	0.0487 (0.039)	0.1219*** (0.025)	0.0395** (0.016)	0.0903** (0.037)	0.0866*** (0.023)	0.0866*** (0.023)	0.0603 (0.038)
dpbi_real			-0.2644** (0.115)	-0.0006 (0.063)	0.0905 (0.091)	-0.3685** (0.143)	-0.3685** (0.143)	0.1087 (0.094)
auh			0.0694*** (0.019)			0.0867*** (0.025)		
pjjh				-0.0080 (0.008)			-0.0867*** (0.025)	
dlnndee_real					-0.1095 (0.066)			-0.1783*** (0.063)
c	-0.0047 (0.025)	0.1100 (0.092)	-0.1229*** (0.037)	0.3620*** (0.013)	-0.0223 (0.033)	0.0806 (0.077)	0.1673* (0.089)	0.1683 (0.104)
time		-0.0022 (0.002)				-0.0045** (0.002)	-0.0045** (0.002)	-0.0039* (0.002)
Observaciones	41	41	41	41	41	41	41	41
R squared	0.844	0.850	0.890	0.872	0.853	0.915	0.915	0.870
Ramsey RESET test₁	35.48***	75.62***	22.22***	22.22***	29.95***	38.92***	38.92***	56.52***
Durbin alternative test₂	41.0333***	61.993***	15.667***	15.667***	27.937***	14.531***	14.531***	32.004***

₁H0: el modelo no tiene variables omitidas

₂H0: no existe correlación serial

Significación: (***) 1%, (**) 5% y (*) 10%

8. Reflexiones finales

De manera casi ininterrumpida entre 2002 y 2012, Argentina se benefició por el aumento en precios de los *commodities* que exporta y que explican la mayor parte de su entrada de divisas. Si bien este aumento es beneficioso a nivel macro, puede también generar efectos no deseados sobre otras dimensiones de la economía, en especial la distribución del ingreso y los niveles de pobreza. A través de la estimación de modelos VAR se estudió la relación de corto plazo entre la evolución de los precios reales internacionales de *commodities* en moneda doméstica, el tipo de cambio real y las distintas variables de interés: el coeficiente de Gini, y las tasas de pobreza e indigencia. Con todo, no se ha encontrado evidencia suficiente a favor de la existencia de impactos sobre estas variables, al menos en el corto plazo.

A largo plazo, a través de estimaciones de regresiones lineales utilizando el estimador de MCO, se ha encontrado una relación positiva entre las variables. Es decir, se ha hallado que la disminución en la desigualdad distributiva, así como en las tasas de pobreza e indigencia, que se presentaron en la última década, no pueden explicarse por el aumento en precios internacionales de *commodities*, sino todo lo contrario. La evidencia señala que a nivel agregado, ante un aumento en los precios internacionales, prevalece el efecto consumo, que disminuye el poder adquisitivo de los agentes, sobre el efecto ingreso generado sobre los productores rurales, derivando en un deterioro de los indicadores sociales.

A pesar de esto, no deben olvidarse las limitaciones del presente estudio, al observarse problemas de autocorrelación y la posible existencia de variables omitidas en los modelos de largo plazo. La solución de dichas falencias motiva futuras nuevas líneas de investigación en este campo, que contribuyan a lograr una más acabada explicación de los hechos observado y tracen el camino para posibles recomendaciones de política.

9. Referencias Bibliográficas

Barone, S., Descalzi, R., & Moncarz, P. E. (2015). Effects on welfare and poverty of the increase of international prices of agricultural commodities. A simulation exercise for Argentina, Mexico and Uruguay. *L Reunión Anual de AAEP* .

Barraud, A. A. (2005). *Poverty Effects from Trade Liberalisation in Argentina*. University of Antwerp: Institute of Development Policy and Management.

Barraud, A., & Calfat, G. (2008). Poverty Effects from Trade Liberalisation in Argentina. *Journal of Development Studies*, 44 , 365-383.

Bhattacharyya, S., & Williamson, J. G. (2013). Distributional impact of commodity price shocks: Australia over a century. *OxCarre Research Paper 117* .

Cornia, G. A. (2009). What explains the recent decline of income inequality in Latin America?

Cruces, G., & Gasparini, L. (s.f.). Los determinantes de los cambios en la desigualdad de ingresos en Argentina. Evidencia y temas pendientes. *Banco Mundial. Serie de documentos de trabajo sobre políticas sociales Nro. 5* .

Cuesta, J., Duryea, S., Jaramillo, F., & Robles, M. (2010). Distributive impacts of the food price crisis in the Andean region. *Journal of International Development*, 22(7) , 846-865.

De Hoyos, R. E., & Medvedev, D. (2009). Poverty effects of higher food prices. A global perspective. *The World Bank Development Economics, Development Prospects Group. Policy research working paper* .

Deaton, A. (1989). Rice Prices and Income Distribution in Thailand: a Non-Parametric Analysis. *Economic Journal* , 99, 1-37.

Dollar, D., & Kraay, A. (2001). *Trade, growth, and poverty*. World Bank, Development Research Group, Macroeconomics and Growth.

Enders, W. (2008). *Applied econometric time series* . John Wiley & Sons.

Friedman, J., & Levinsohn, J. (2002). The distributional impacts of Indonesia's financial crisis on household welfare: A “rapid response” methodology. *The World Bank Economic Review*, 16(3) , 397-423.

Galiani, S., & Porto, G. (2010). Trends in Tariff Reforms and in the Structure of Wages. *The Review of Economics and Statistics*, 92(3) , 482-494.

Galiani, S., & Sanguinetti, P. (2003). The impact of trade liberalization on wage inequality: evidence from Argentina. *Journal of Development Economics*, 72(2) , 497-513.

Ivanic, M. M. (2008). Implications of higher global food prices for poverty in low-income countries. *Agricultural Economics* , Agricultural Economics 39 (2008) supplement, pp 405–416.

Ivanic, M., Martin, W., & Zaman, H. (2012). Estimating the short-run poverty impacts of the 2010–11 surge in food prices. *World Development* , 40(11), 2302-2317.

Moncarz, P. E. (2012). Trade Liberalization and Wage Premium. The Role of Trade Factor Intensity: Further Evidence for Argentina. *Developing Economies* , 50, 40-67.

Moncarz, P. E., Barone, S. D., Calfat, G., & Descalzi, R. (2016). Poverty impacts of changes in the international prices of agricultural commodities: recent evidence for Argentina (an ex-ante analysis). *Aceptado por Journal of Development Studies*.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. In *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century. The Ragnar Frisch Centennial Symposium (S. Strøm, ed.)*, 371-413. Cambridge University .

Porto, G. G. (2006). Using Survey Data to Assess the Distributional Effects of Trade Policy. *Journal of International Economics*, 70 , 140-160.

Vu, L. G. (2011). Impacts of Rising Food Prices on Poverty and Welfare in Vietnam. *Journal of Agricultural and Resource Economics* 36(1) , 14–27.

10. Anexo

A. Funciones impulso - respuesta ortogonalizadas para el Coeficiente de Gini ante un shock en precios de *commodities*

A.1 Modelos VAR con 1 rezago

Gráfico 10.1: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 1

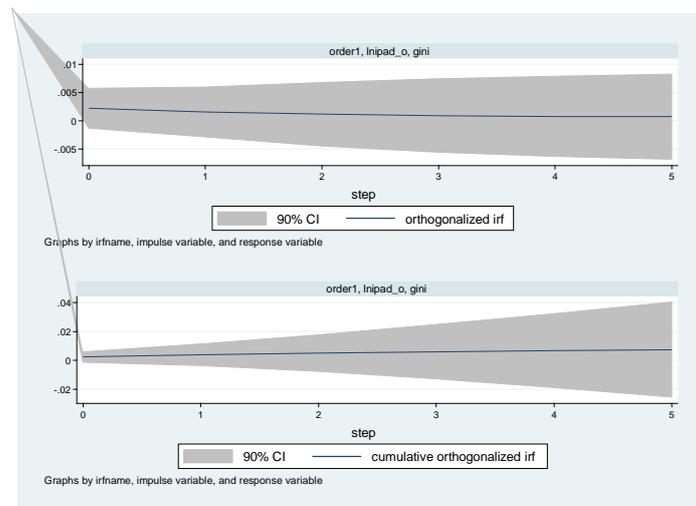


Gráfico 10.2: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 2

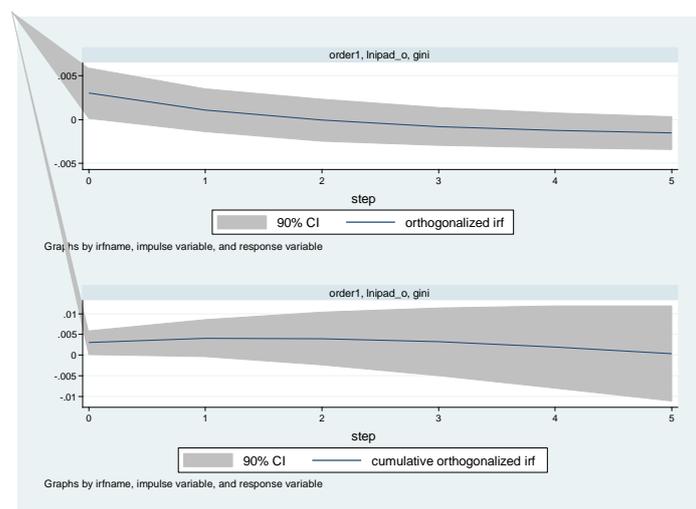


Gráfico 10.3: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 3

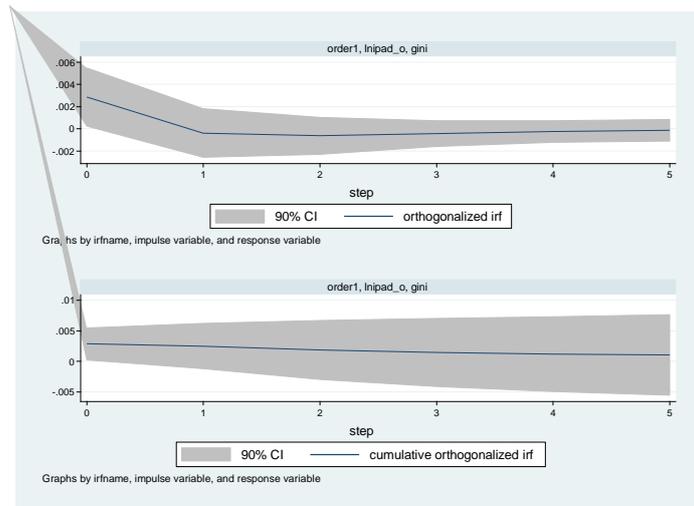


Gráfico 10.4: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 4

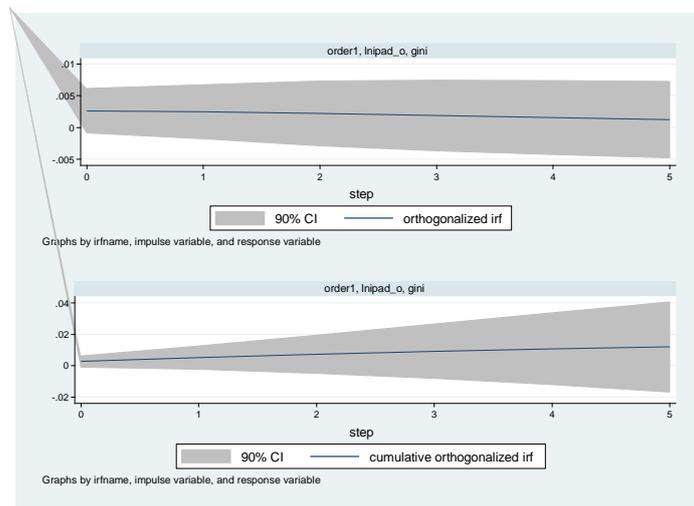


Gráfico 10.5: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 5

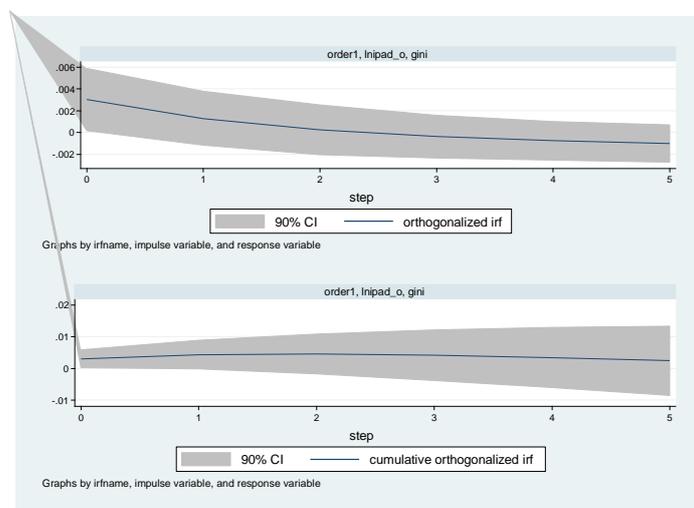


Gráfico 10.6: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 6

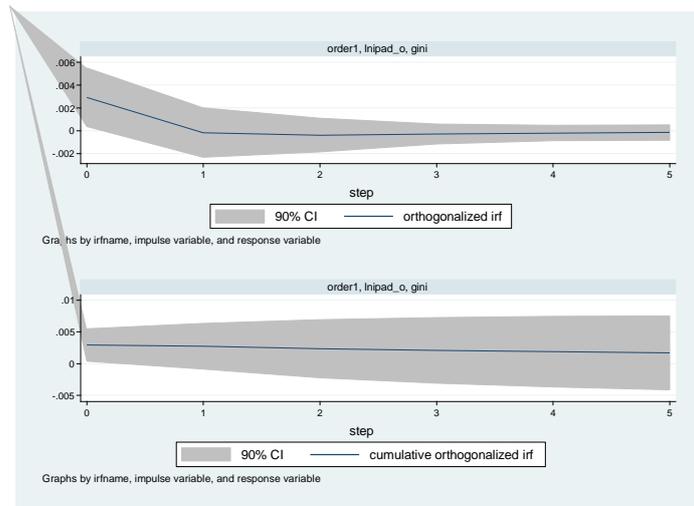


Gráfico 10.7: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 7

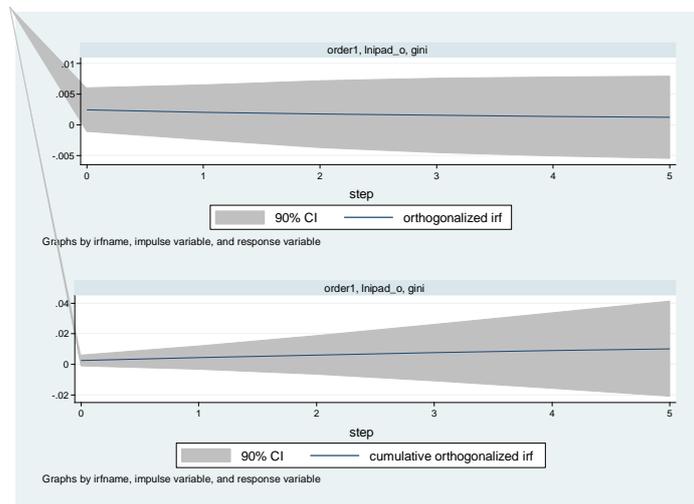


Gráfico 10.8: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 8

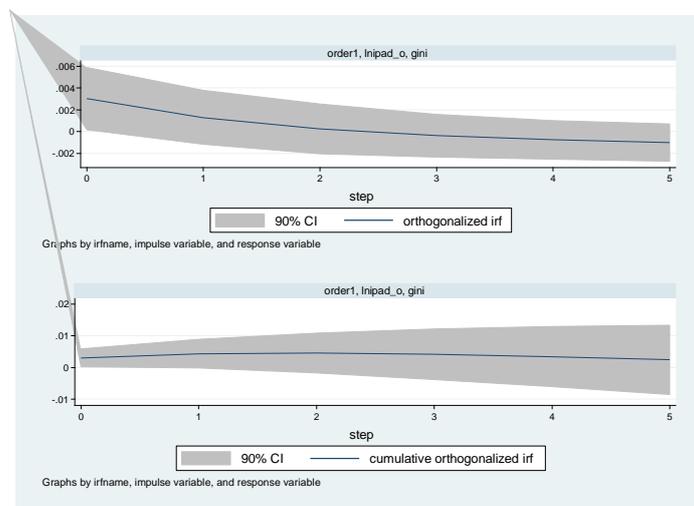


Gráfico 10.9: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 9

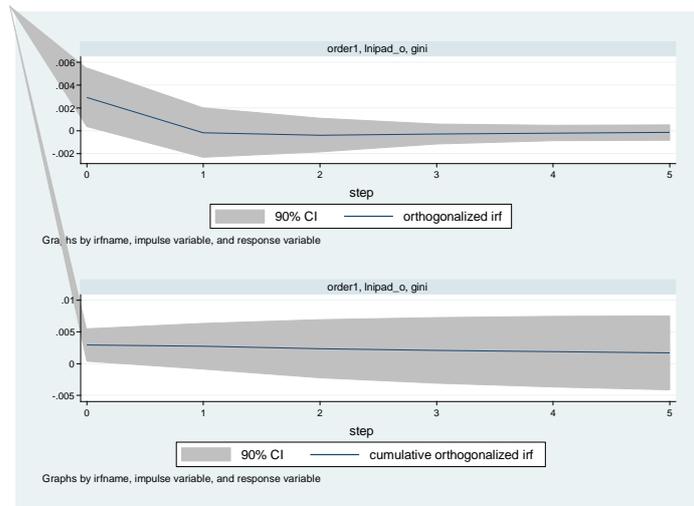


Gráfico 10.10: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 10

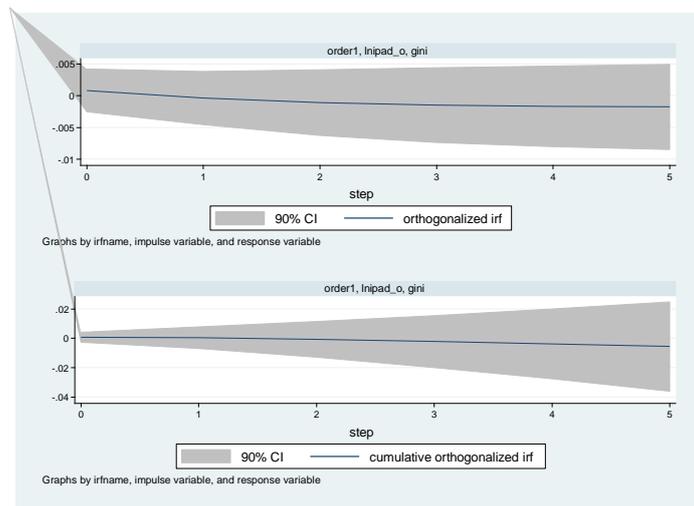


Gráfico 10.11: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 11

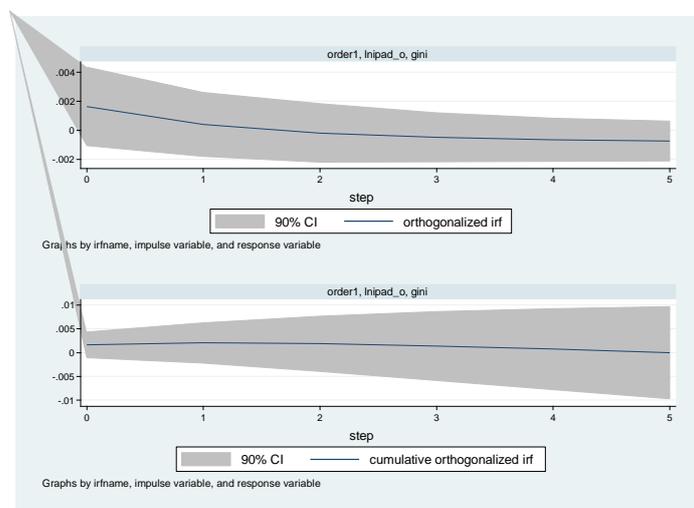
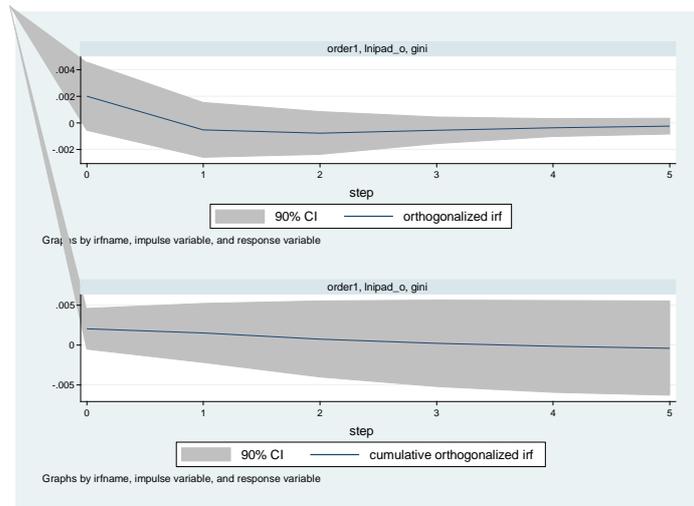


Gráfico 10.12: Coeficiente de Gini: 1 rezago, modelo 12



A.2 Modelos VAR con 2 rezagos

Gráfico 10.13: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 1

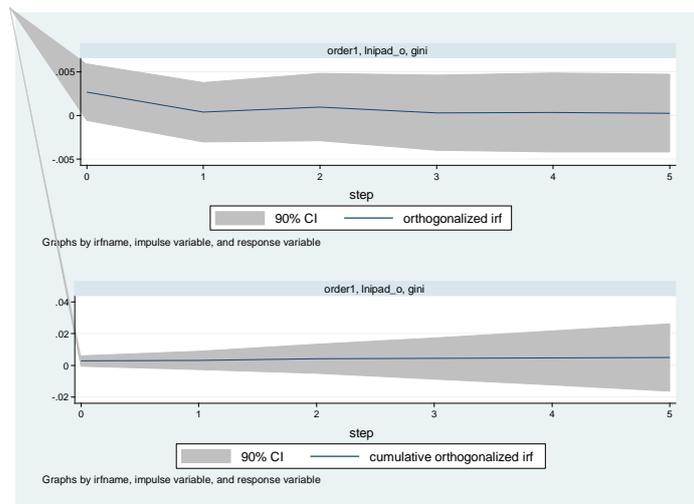


Gráfico 10.14: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 2

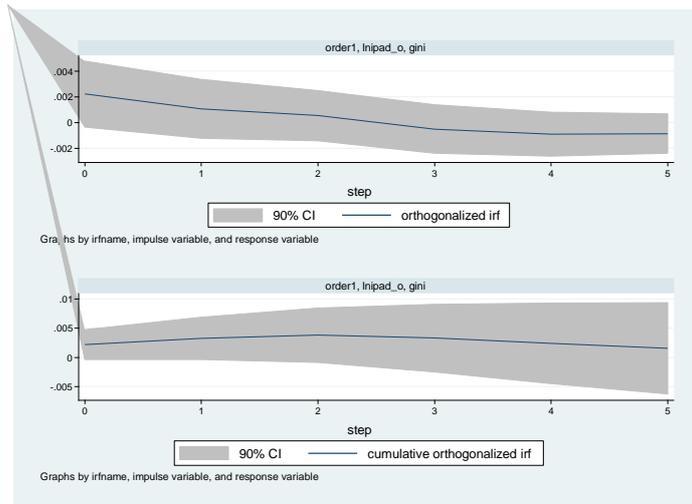


Gráfico 10.15: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 3

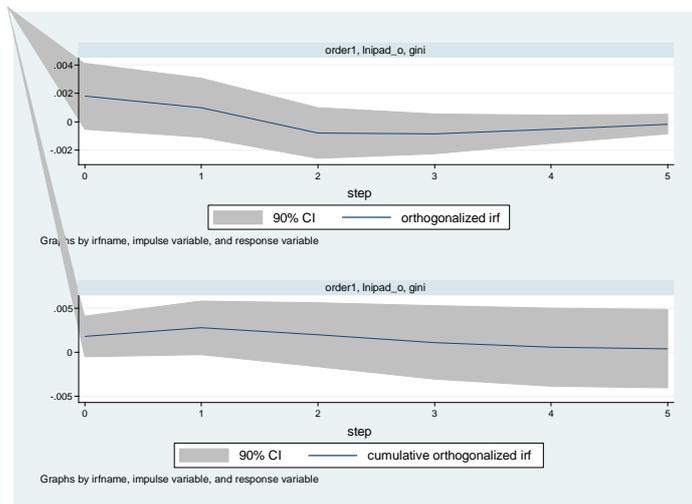


Gráfico 10.16: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 4

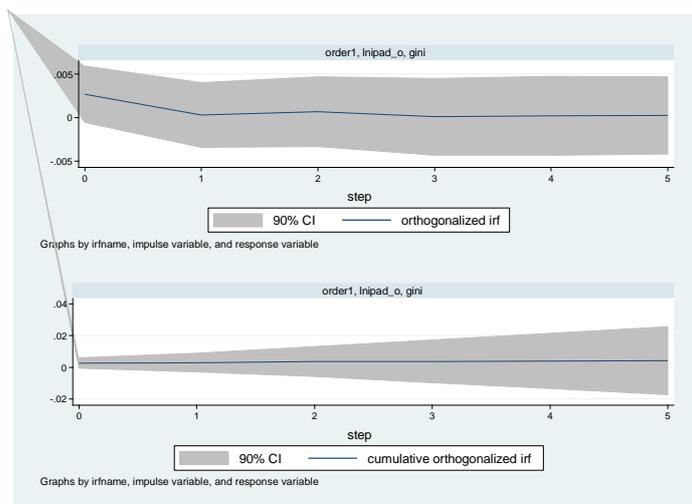


Gráfico 10.17: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 5

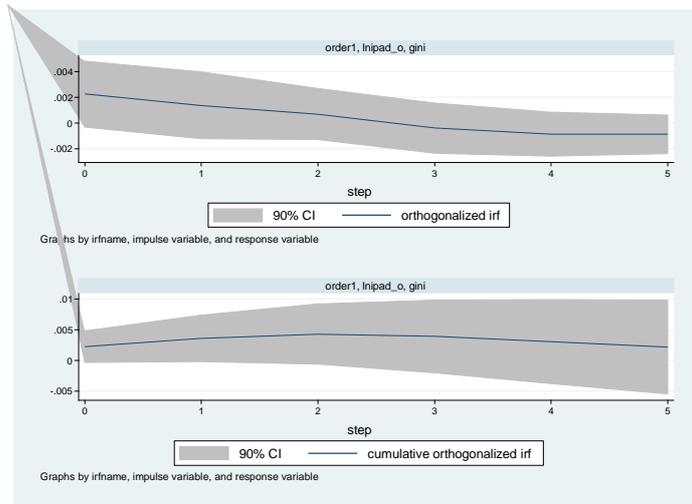


Gráfico 10.18: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 6

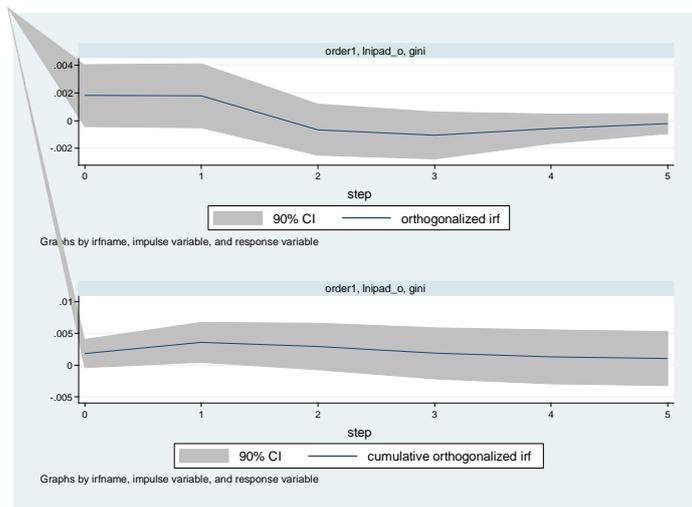


Gráfico 10.19: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 7

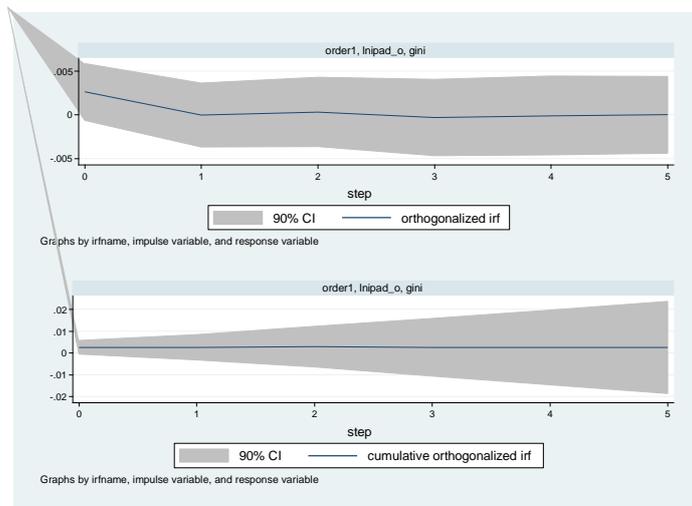


Gráfico 10.20: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 8

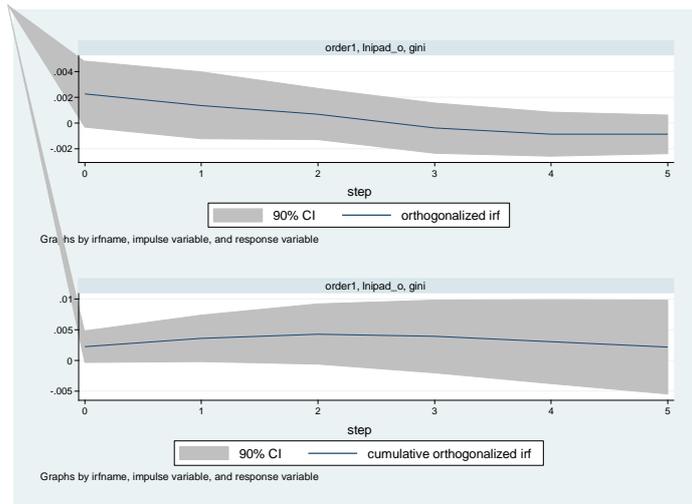


Gráfico 10.21: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 9

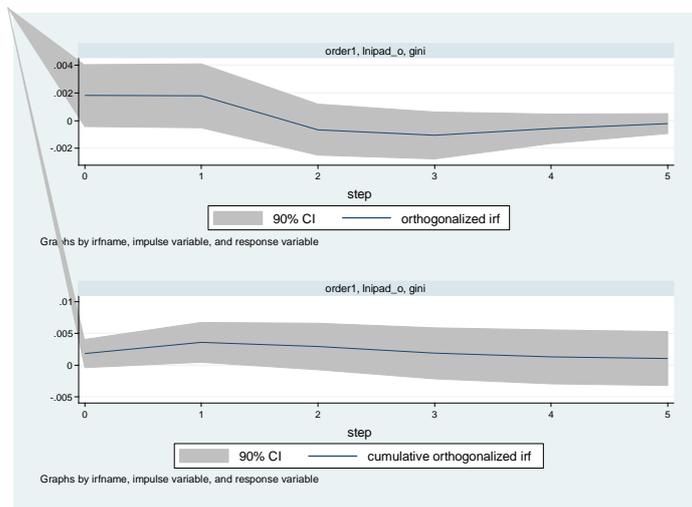


Gráfico 10.22: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 10

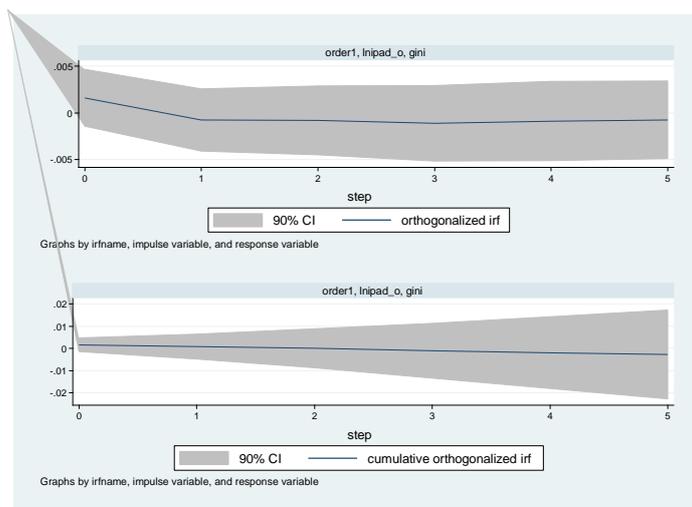


Gráfico 10.23: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 11

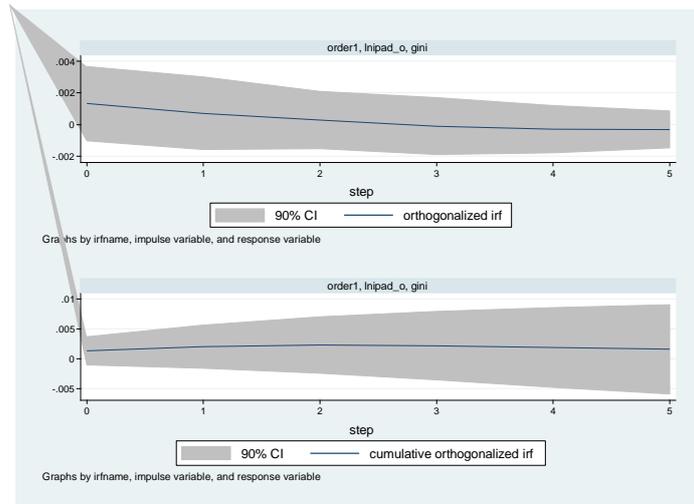
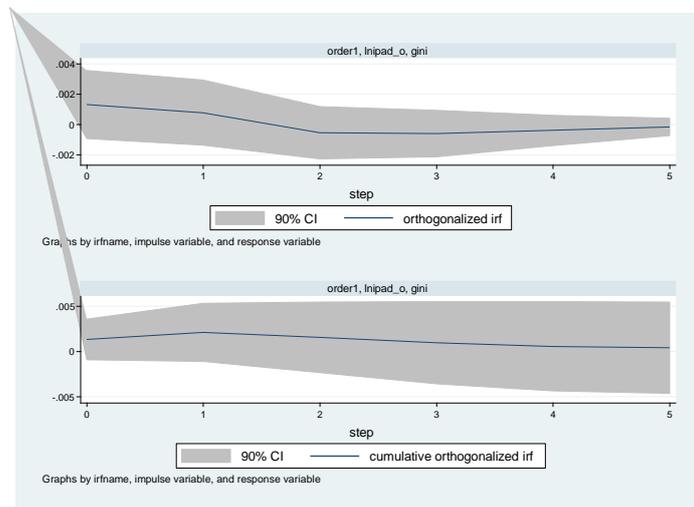


Gráfico 10.24: Coeficiente de Gini: 2 rezagos, modelo 12



B. Funciones impulso - respuesta ortogonalizadas para la tasa de indigencia ante un shock en precios de *commodities*

Gráfico 10.25: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 1

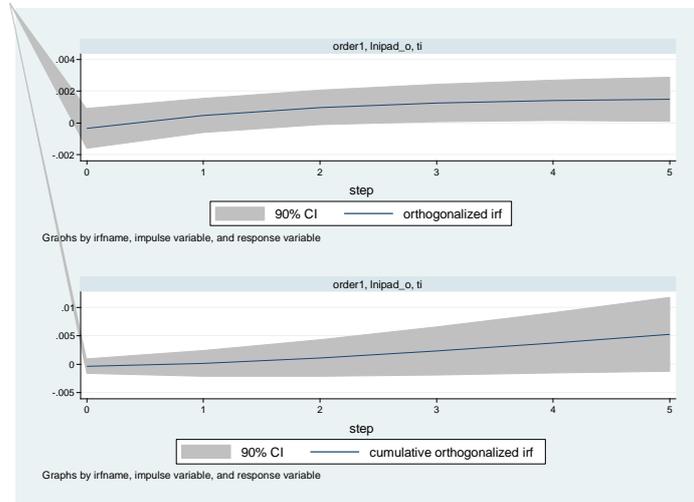


Gráfico 10.26: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 2

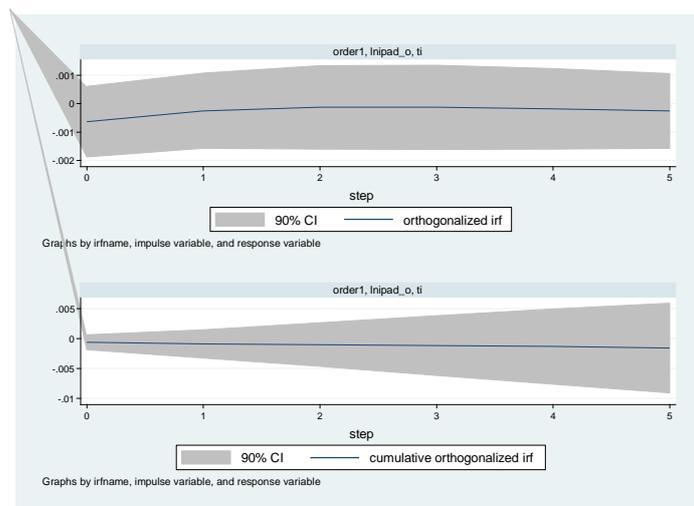


Gráfico 10.27: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 3

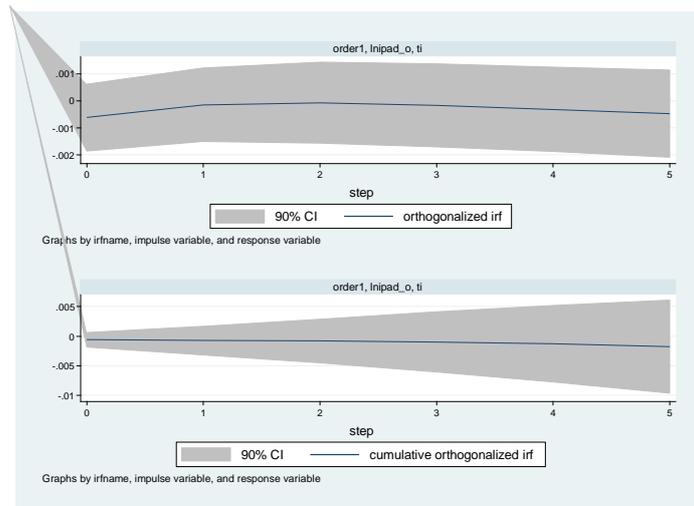


Gráfico 10.28: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 4

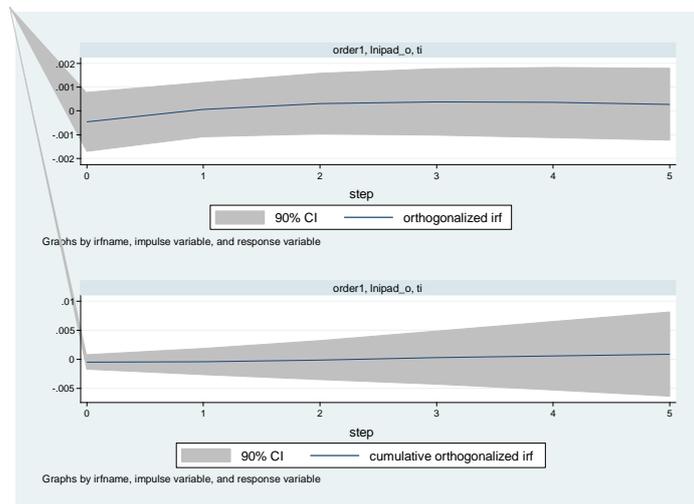


Gráfico 10.29: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 5

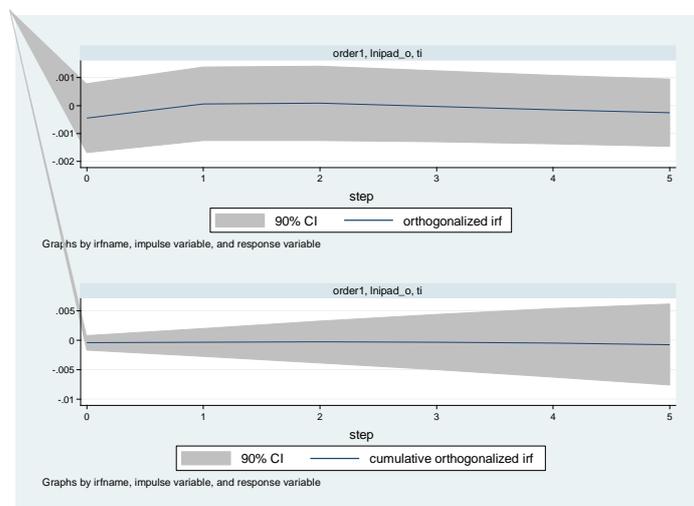


Gráfico 10.30: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 6

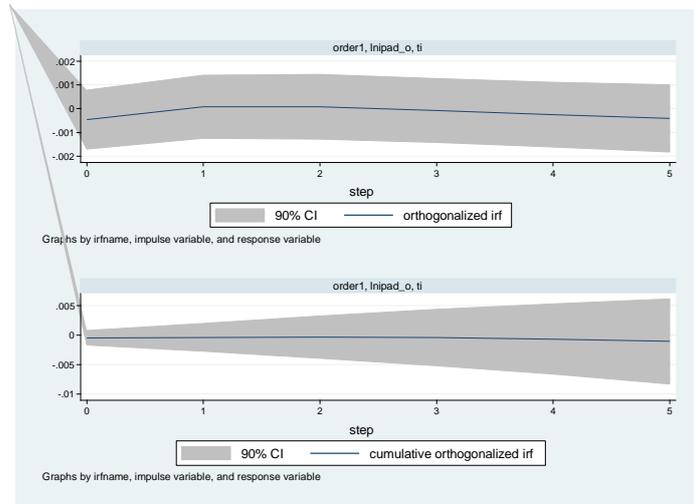


Gráfico 10.31: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 7

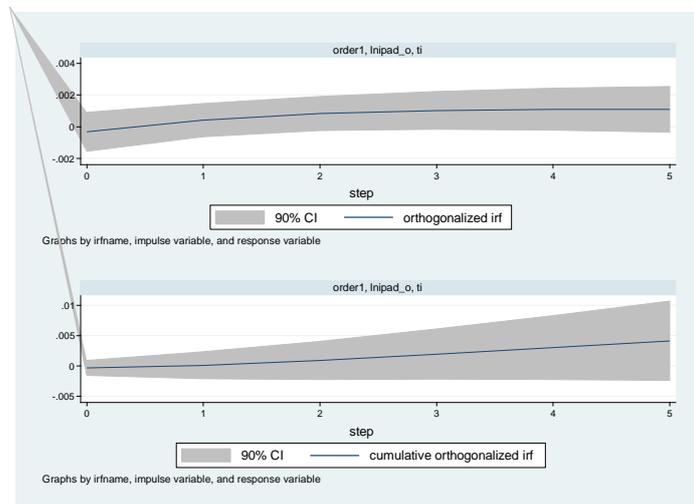


Gráfico 10.32: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 8

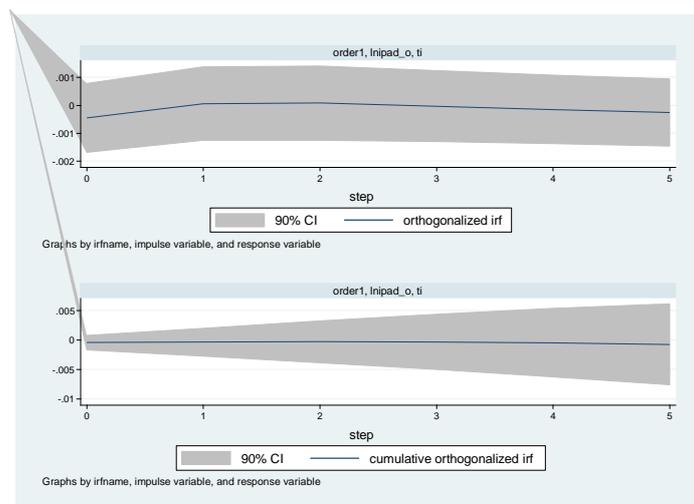


Gráfico 10.33: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 9

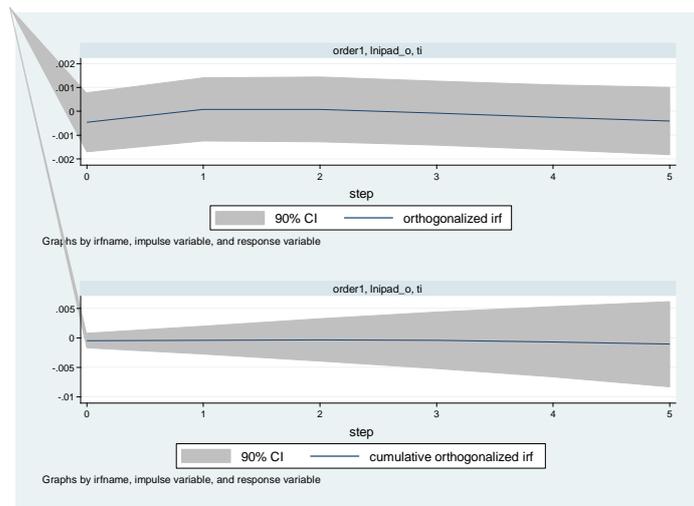


Gráfico 10.34: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 10

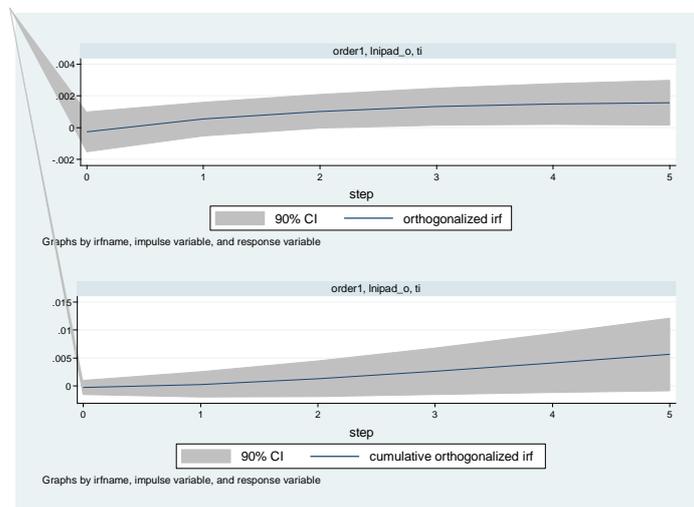


Gráfico 10.35: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 11

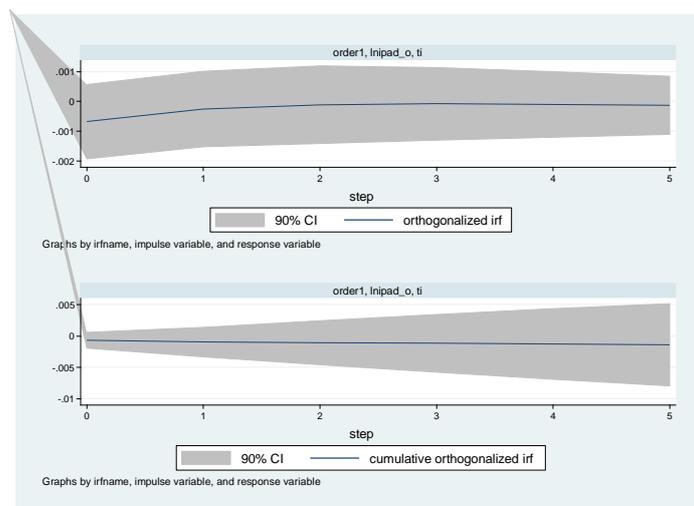
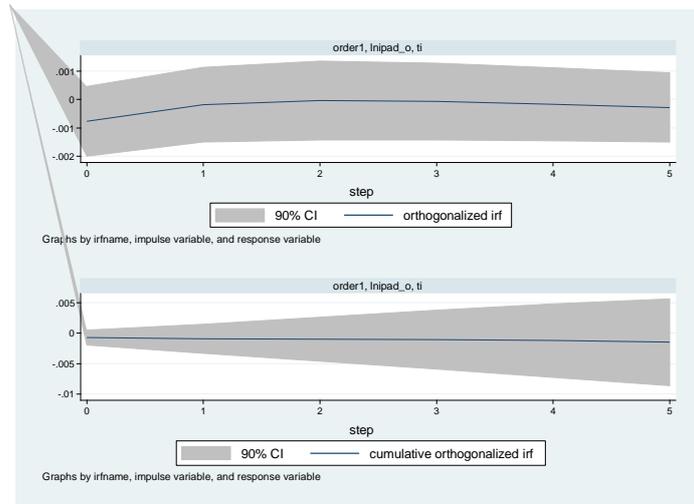


Gráfico 10.36: Tasa de indigencia: 1 rezago, modelo 12



C. Funciones impulso - respuesta ortogonalizadas para la tasa de pobreza ante un shock en precios de commodities

Gráfico 10.37: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 1

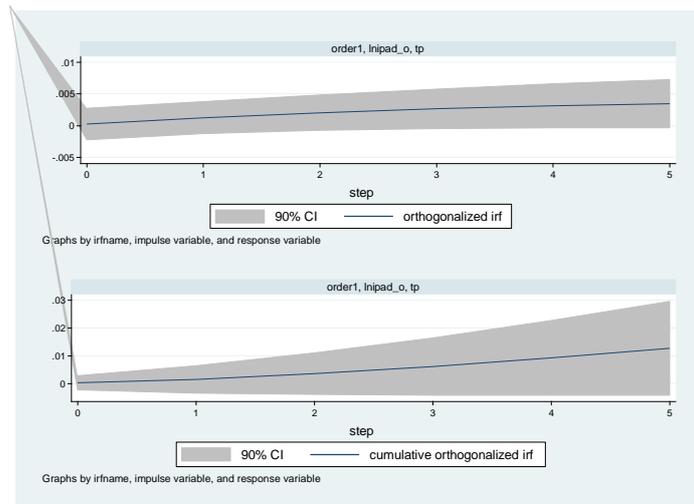


Gráfico 10.38: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 2

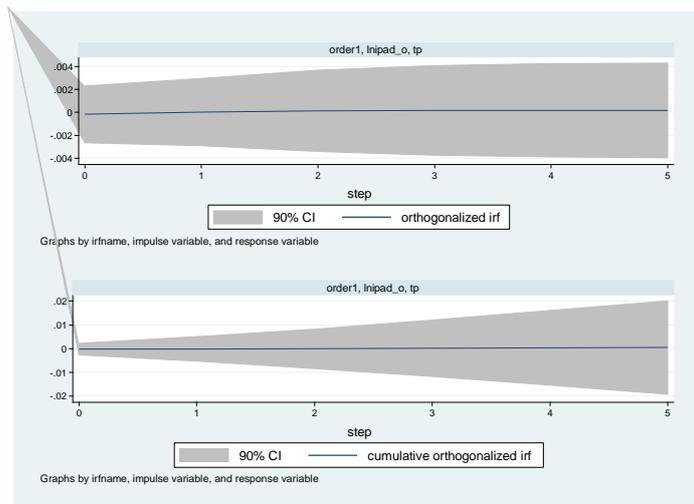


Gráfico 10.39: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 3

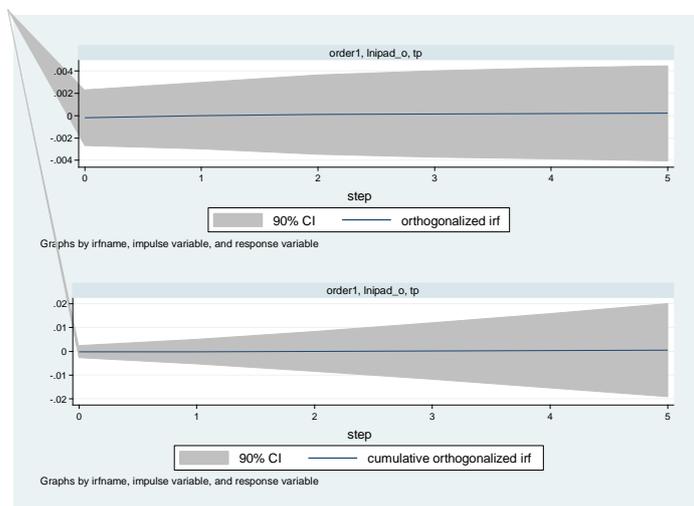


Gráfico 10.40: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 4

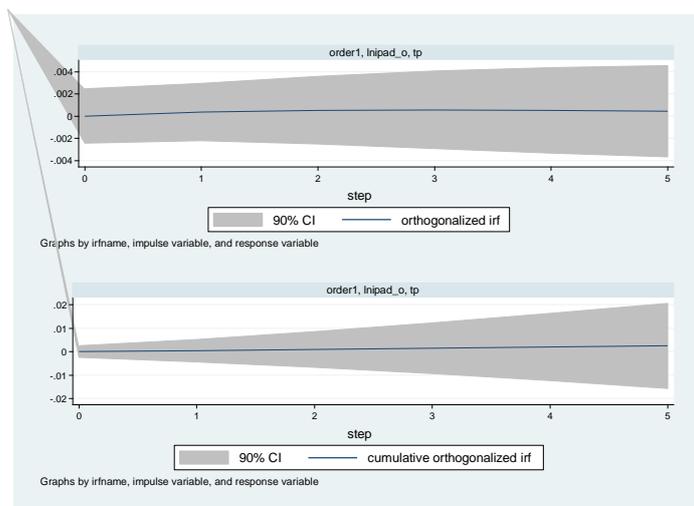


Gráfico 10.41: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 5

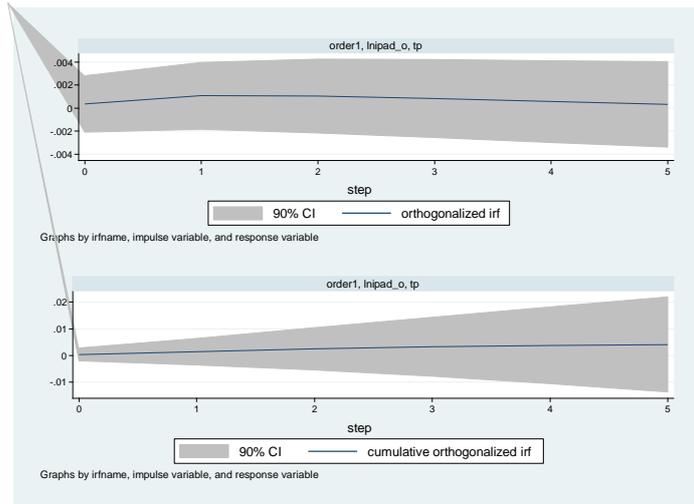


Gráfico 10.42: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 6

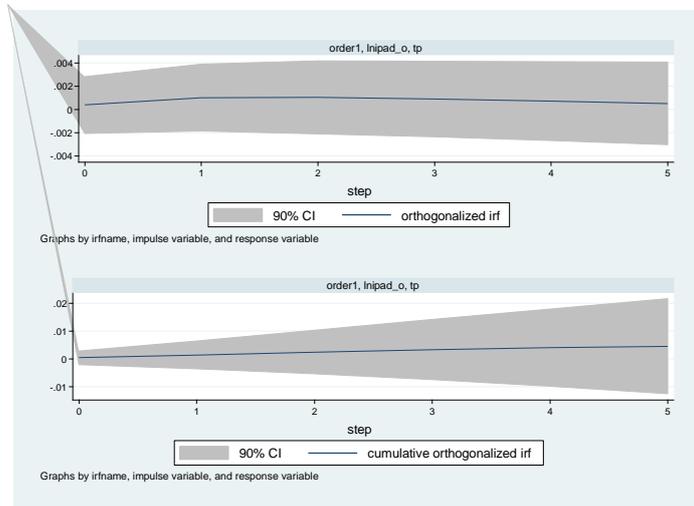


Gráfico 10.43: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 7

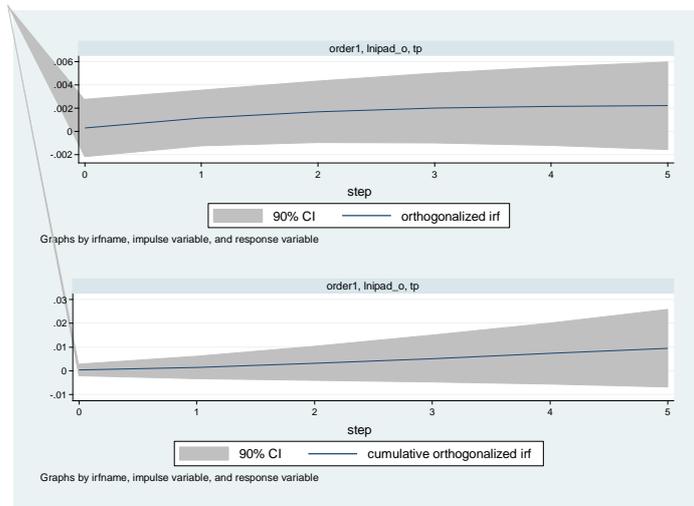


Gráfico 10.44: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 8

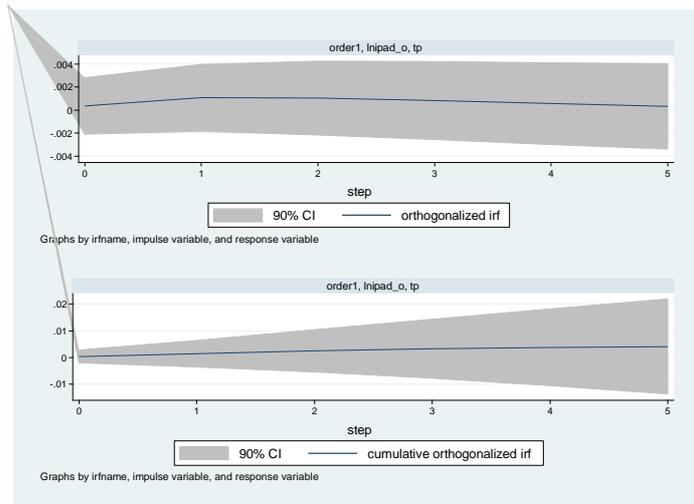


Gráfico 10.45: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 9

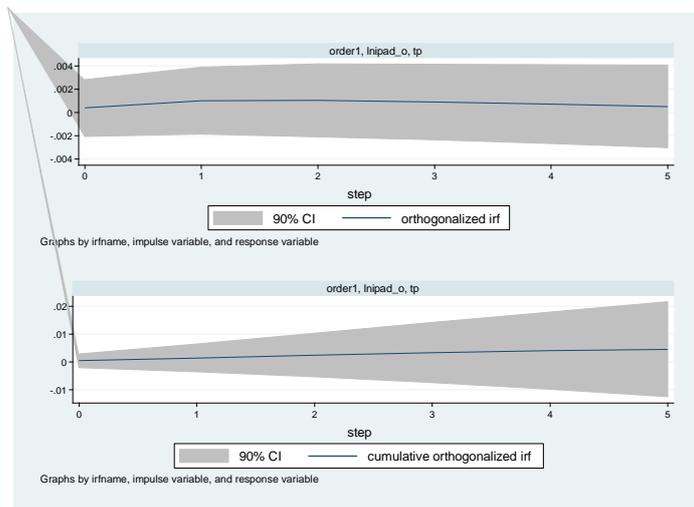


Gráfico 10.46: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 10

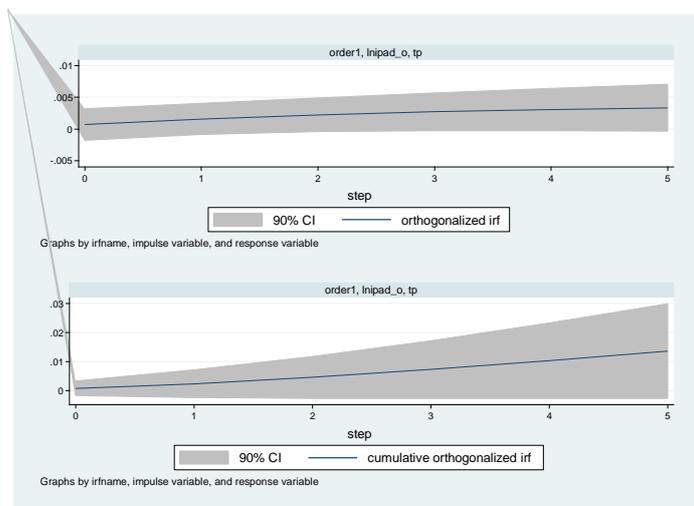


Gráfico 10.47: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 11

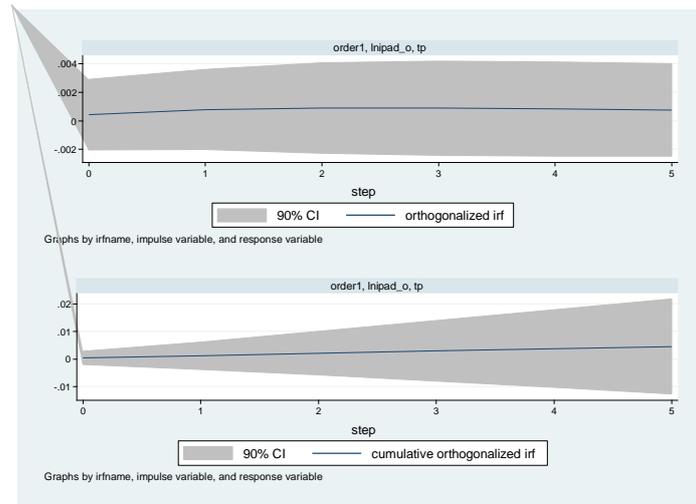
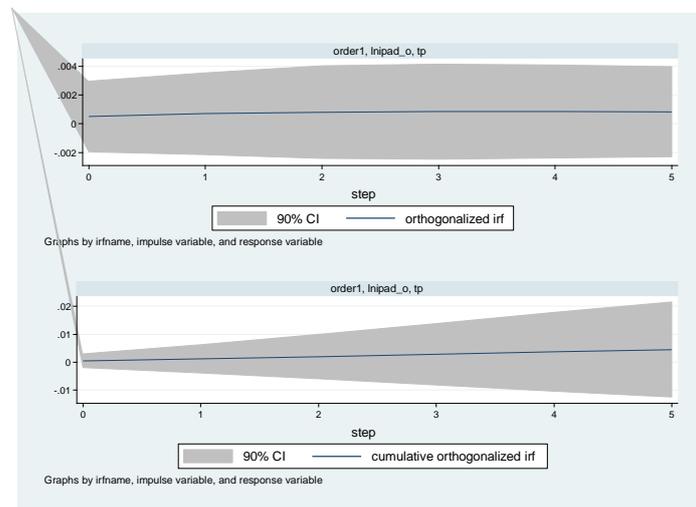


Gráfico 10.48: Tasa de pobreza: 1 rezago, modelo 12



D. Descripción de datos y fuentes

Tasas de indigencia y pobreza: construcción propia a partir de datos de la EPH continua, para el Gran Buenos Aires. Se utilizaron las CBT y CBA provistas por INDEC hasta 2006:4 y luego se calcularon a partir de variaciones del IPC de Salta. Las canastas fueron ajustadas por adulto equivalente y se excluyeron hogares con ingresos iguales a cero.

Coefficiente de Gini: construcción propia a partir de datos de la EPH continua, para el Gran Buenos Aires. Se excluyeron hogares con ingresos iguales a cero y se ajustó por la cantidad de adultos equivalentes en el hogar, siguiendo la metodología de SEDLAC.

Tipo de cambio real bilateral con el dólar: Se utiliza el IPC de MECON hasta 2006:4 y a partir de 2007:1 el calculado por la provincia de Salta. El tipo de cambio nominal se obtuvo de MECON y a partir de 2011:2 se utilizó un promedio entre éste y el tipo de cambio del mercado paralelo provisto por Infobae.

Precios internacionales de *commodities*: se obtuvieron de Index Mundi, consultado el 23/11/2015.

Deflactor del PBI: el PBI nominal (base 1993) se obtuvo de MECON y el PBI real (base 1993) se las bases provistas por ARKLEMS + LAND.

Recaudación de derechos de exportación: obtenidas de los anuarios estadísticos de AFIP.