

ESTUDIO PAÍS N° 2

# EL AUGE DE LOS *COMMODITIES* Y LA PRIMA SALARIAL POR CALIFICACIÓN

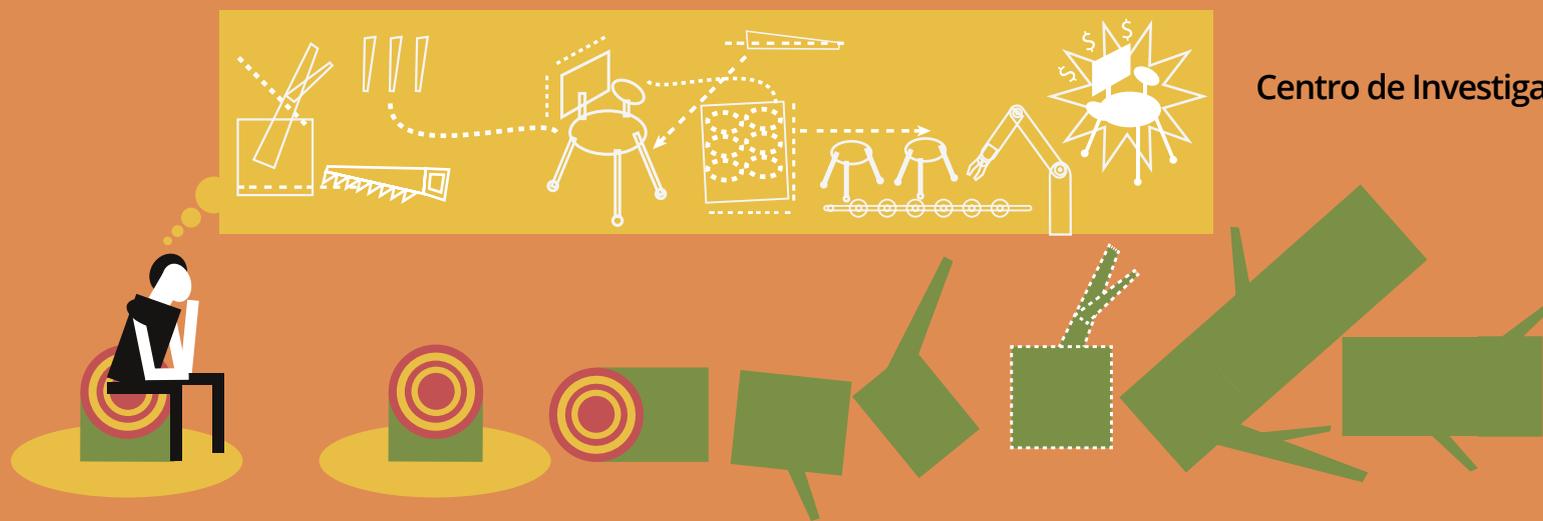
Un estudio sectorial  
para el caso uruguayo

Fedora Carbajal

Francisco Pareschi

Federico Veneri

Centro de Investigaciones Económicas (CINVE)



Serie Documentos de Base del Reporte Recursos Naturales y Desarrollo 2015 - 2016

## ESTUDIO PAÍS Nº 2 > El auge de los *commodities* y la prima salarial por calificación

© Red Sudamericana de Economía Aplicada / Red Sur

Luis Piera 1992 Piso 3 - Edificio Mercosur, CP 11200, Montevideo, Uruguay

**Página web:** [www.redsudamericana.org](http://www.redsudamericana.org)

**Julio de 2015**

**Coordinación:** Ramiro Albrieu.

**Dirección Ejecutiva:** Cecilia Alemany y Andrés López.

**Edición:** Natalia Uval.

**Producción:** Victoria Agosto y Carolina Quintana.

**Ilustración y diseño:** Mariale Ariceta.

**Armado:** Diego García.

Todos los derechos reservados. Prohibida la reproducción total o parcial de esta obra por cualquier procedimiento (ya sea gráfico, electrónico, óptico, químico, mecánico, fotocopia, etc.) y el almacenamiento o transmisión de sus contenidos en soportes magnéticos, sonoros, visuales o de cualquier tipo sin permiso expreso de Red Sur. Para solicitar autorización para realizar cualquier forma de reproducción o para proceder a la traducción de esta publicación, diríjase a la Oficina de Coordinación de Red Sur enviando un email a: [coordinacion@redmercosur.org](mailto:coordinacion@redmercosur.org)

La realización de este trabajo fue posible gracias al apoyo del Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo (IDRC, Canadá), en el marco del proyecto "Pequeñas y medianas empresas, creación de empleo y sostenibilidad: Maximizando las oportunidades del auge de las *commodities* en América del Sur". La realización de esta serie de documentos contó además con el apoyo del Fondo Pérez Guerrero de las Naciones Unidas (PGTF/G77).

La Red Sudamericana de Economía Aplicada (Red Sur/Red Mercosur) es una red de investigación formada por universidades públicas y privadas, y centros de producción de conocimiento de la región. Sus proyectos son regionales e involucran permanentemente a investigadores/as de varios países de América del Sur.

La misión de la Red es contribuir al análisis socioeconómico y al debate de políticas en América del Sur mediante la identificación de respuestas a los desafíos del desarrollo, la comprensión de la dinámica económica global y el análisis de las lecciones aprendidas a partir de las experiencias de otras regiones. El objetivo final es generar conocimientos útiles para abordar las prioridades de política que enfrenta el desafío de un crecimiento inclusivo y sostenible en la región. Sobre esta base, la Red promueve, coordina y lleva a cabo proyectos de investigación desde una perspectiva independiente y en base a metodologías rigurosas en coordinación con entidades nacionales, regionales e internacionales.

Desde sus inicios, la Red ha tenido el apoyo del Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo (IDRC, Canadá).

Durante la última década, la región latinoamericana ha experimentado una caída en los niveles de desigualdad que puede atribuirse, entre otros determinantes, a la caída de las primas salariales por educación (Lustig et al., 2011; López Calva y Lustig, 2010). En general, se reconoce que el aumento en la oferta de trabajadores calificados no puede explicar la totalidad de esta contracción, lo cual lleva a indagar posibles explicaciones por el lado de la demanda de factores. Un mecanismo posible es la incidencia del cambio exógeno en los precios de los bienes exportables, como el fuerte aumento que tuvo lugar en la década de 2000 sobre los *commodities* agropecuarios. El presente trabajo evalúa empíricamente la influencia de la variación de precios de los *commodities* y el cambio tecnológico en los cambios observados sobre la skill-premium en Uruguay durante el periodo 2006-2011, considerando el sector manufacturero y agropecuario. Para ello se utiliza la metodología de las mandated-wage equations, que permite identificar el efecto de variaciones de precios y cambio tecnológico sesgado por sectores de actividad sobre la prima salarial por calificación. Se encuentra que el cambio de precios en bienes primarios ocurrido en el período habría tenido un efecto estadísticamente significativo en la reducción de la desigualdad salarial, mandado por la prima salarial pagada a trabajadores de baja calificación (sin educación secundaria completa).

Este Estudio País fue seleccionado a través del llamado a proyectos de Red Sur 2014-2015, en el marco del proyecto "Pequeñas y Medianas Empresas (PYMES), creación de empleo y sostenibilidad: maximizando las oportunidades del boom de los *commodities* en América del Sur", apoyado por IDRC y ejecutado por la Red. El objetivo principal de este trabajo a ser desarrollado por investigadores de CINVE es estudiar la existencia del canal de transmisión por el cual los aumentos de precios de los bienes exportables (*commodities*) y el cambio técnico afectaron la evolución de las skill-premium en Uruguay en los últimos 15 años.

Fedora Carbajal, Francisco Pareschi y Federico Veneri son investigadores del Centro de Investigaciones Económicas (Cinve). E-mails: [fcarbajal@cinve.org.uy](mailto:fcarbajal@cinve.org.uy), [fpareschi@cinve.org.uy](mailto:fpareschi@cinve.org.uy) y [fveneri@cinve.org.uy](mailto:fveneri@cinve.org.uy).

**INSTITUCIONES MIEMBROS DE  
RED SUDAMERICANA DE ECONOMÍA APLICADA / RED SUR >**

**ARGENTINA**

Centro de Estudios de Estado y Sociedad (CEDES)

Centro de Investigaciones para la Transformación (CENIT)

Instituto Torcuato Di Tella (ITDT)

Universidad de San Andrés (UDESAR)

**BRASIL**

Instituto de Economía, Universidade Estadual de Campinas (IE-UNICAMP)

Instituto de Economía, Universidade Federal de Río de Janeiro (IE-UFRJ)

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)

Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX)

**PARAGUAY**

Centro de Análisis y Difusión de Economía Paraguaya (CADEP)

Desarrollo, Participación y Ciudadanía (Instituto Desarrollo)

**URUGUAY**

Centro de Investigaciones Económicas (CINVE)

Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República

(DECON-FCS, UdelAR)

Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración (IECON-CCEE, UdelAR)

**TÍTULOS DE LA SERIE RED SUDAMERICANA DE ECONOMÍA  
APLICADA / RED SUR >**

- El Boom de Inversión Extranjera Directa en el Mercosur
- Coordinación de Políticas Macroeconómicas en el Mercosur
- Sobre el Beneficio de la Integración Plena en el Mercosur
- El desafío de integrarse para crecer: Balance y perspectivas del Mercosur en su primera década
- Hacia una política comercial común del Mercosur
- Fundamentos para la cooperación macroeconómica en el Mercosur
- El desarrollo industrial del Mercosur
- 15 años de Mercosur
- Mercosur: Integración y profundización de los mercados financieros
- La industria automotriz en el Mercosur
- Crecimiento económico, instituciones, política comercial y defensa de la competencia en el Mercosur
- Asimetrías en el Mercosur: ¿Impedimento para el crecimiento?
- Diagnóstico de Crecimiento para el Mercosur: La Dimensión Regional y la Competitividad
- Ganancias Potenciales en el Comercio de Servicios en el Mercosur: Telecomunicaciones y Bancos
- La Industria de Biocombustibles en el Mercosur
- Espacio Fiscal para el Crecimiento en el Mercosur
- La exportación de servicios en América Latina: Los casos de Argentina, Brasil y México
- Los impactos de la crisis internacional en América Latina:  
¿Hay margen para el diseño de políticas regionales?
- La inserción de América Latina en las cadenas globales de valor
- El impacto de China en América Latina: Comercio e Inversiones
- Los desafíos de la integración y los bienes públicos regionales:  
Cooperación macroeconómica y productiva en el Mercosur
- Enrique V. Iglesias. Intuición y ética en la construcción de futuro
- Los recursos naturales como palanca del desarrollo en América del Sur: ¿ficción o realidad?
- Los recursos naturales en la era de China: ¿una oportunidad para América Latina?
- ¿Emprendimientos en América del Sur?: La clave es el (eco)sistema
- Uruguay + 25. Documentos de Investigación
- Reporte y Resumen Ejecutivo “Recursos Naturales y Desarrollo” > Edición 2014
- Integración financiera y cooperación regional en América del Sur después de la bonanza de los recursos naturales. Balance y perspectivas
- Reporte “Recursos Naturales y Desarrollo” > Edición 2015 - 2016

# 1. INTRODUCCIÓN

Durante la última década, la región latinoamericana ha experimentado una caída en los niveles de desigualdad que puede atribuirse, entre otros determinantes, a la caída de las primas salariales por educación (Lustig *et al.*, 2011; López Calva y Lustig, 2010). En general, se reconoce que el aumento en la oferta de trabajadores calificados no puede explicar la totalidad de esta contracción, lo cual lleva a indagar posibles explicaciones por el lado de la demanda de factores.<sup>1</sup> En este sentido, la caída de las primas salariales podría explicarse en parte debido al aumento en los precios de los bienes exportables, como el que tuvo lugar en la década de 2000 sobre los *commodities* agropecuarios. En particular entre 2006 y 2008, los precios de los principales *commodities* que exporta la región evidenciaron un importante incremento. Si bien en el año 2009 el comercio mundial sufrió una importante contracción, arrastrando consigo los precios de la mayoría de alimentos, metales y energía, desde entonces y hasta la actualidad los precios recuperaron su tendencia y se han mantenido en valores históricamente altos.

1 > Por otra parte, durante el periodo de 2000 a 2009 América Latina ha evidenciado una caída en sus índices de desigualdad (Lustig *et al.*, 2011), encontrando que los principales determinantes fueron la progresividad de las políticas públicas y la caída de los retornos a la educación.

A su vez, en las economías tuvieron lugar procesos de intenso cambio técnico, aunque con mayor fuerza en algunos sectores (principalmente el rubro agropecuario para el caso uruguayo). Es importante notar que no necesariamente el progreso técnico ha sido incorporado de forma homogénea por los diversos sectores de actividad en Uruguay. Por este motivo, el estudio de la evolución de las primas por educación no puede desligarse de los posibles efectos de un cambio tecnológico sesgado, no ya hacia un sector en particular, sino hacia varios sectores de actividad, con consecuencias imprevistas sobre la rentabilidad, intensidad y calificación de la mano de obra, así como su expansión territorial (Vasallo, 2011).

Así, la presente propuesta de trabajo evalúa empíricamente la influencia de la variación de precios de los *commodities* y el cambio tecnológico en los cambios observados sobre la *skill-premium* en Uruguay durante el periodo 2000-2012 para distintos sectores de actividad. Bajo el marco de una extensión del modelo de H-O, se sigue el modelo de estimación propuesto por Haskel y Salughter (1999, 2002), y se definen las *skill-premium* como los diferenciales salariales que reciben trabajadores que superen un umbral determinado de educación. Se utiliza una metodología novedosa mediante *mandated-wage equations* que

permite identificar el efecto de variaciones de precios y cambio tecnológico, sesgado por sectores de actividad, sobre la prima salarial por calificación.

Las derivaciones en materia de política económica no solo son relevantes para Uruguay como caso de estudio, sino que trascienden a otras economías pequeñas de la región, fuertemente dependientes del mercado de *commodities*. A su vez, lograr identificar cuáles han sido los principales sectores afectados por el *shock* externo de precios y los canales de transmisión que han operado permite una mejor focalización de las políticas productivas.

El caso uruguayo se presenta como un interesante objeto de estudio en la medida en que desde 2008 existe una disminución sostenida de los indicadores de desigualdad, a la vez que se observa una caída de los retornos a la educación (base SEDLAC-CEDLAS y Banco Mundial, 2013). La propuesta metodológica permite desagregar los potenciales efectos del precio de los *commodities* a nivel sectorial, por lo que pueden encontrarse efectos distintos en los retornos a la educación respecto al resultado global. A su vez, la metodología que se sigue en el trabajo es lo suficientemente flexible para ser adaptada por otros países de la región según cuáles sean los sectores de actividad de interés en el análisis, el grado de calificación de la mano de obra, etc., lo cual hace interesante el estudio para contar con una perspectiva potencialmente comparada del efecto de los cambios en los precios exógenos en las economías pequeñas.

En general, los trabajos sobre la relación entre comercio internacional y su impacto en los salarios para Uruguay se han enfocado en un sector en particular: el manufacturero. Esta es una limitación importante ya que se asume que el cambio técnico debe ser sesgado en factores para afectar a

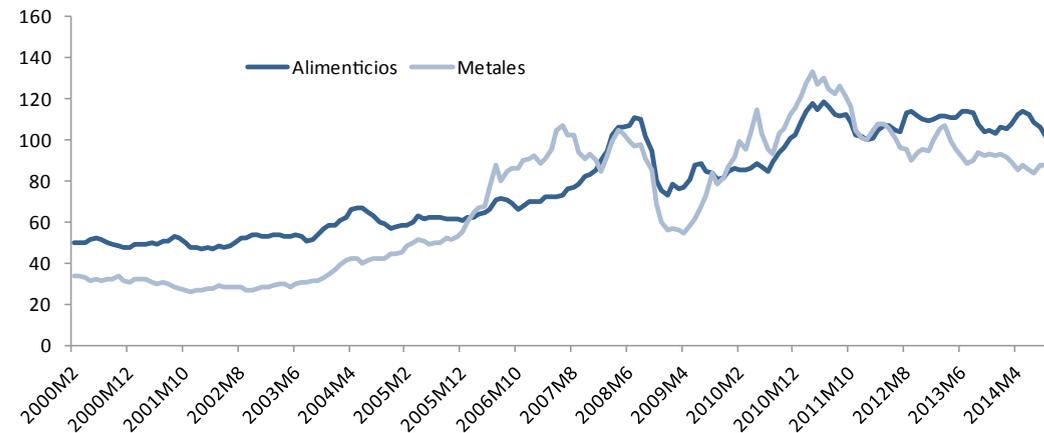
los salarios relativos. Sin embargo, en un modelo multisectorial, el efecto de los precios internacionales y del cambio técnico sobre el salario depende de qué sectores se benefician más del progreso técnico, independientemente del sesgo por factores, es decir, cobra relevancia el sesgo sectorial (Haskel y Slaughter, 1999). Este estudio va más allá de la evidencia hasta ahora encontrada y entiende que es relevante una visión comprehensiva a nivel sectorial para la consecución de las políticas públicas, por lo cual se incorporó el sector rural que hasta el momento no había sido tenido en cuenta. Esto permite una mejor focalización de la política a nivel sectorial en vista de las posibles repercusiones diferenciales entre sectores, mostrando cuáles son más permeables y vulnerables ante *shocks* exógenos y los mecanismos de transmisión endógenos que operan detrás.

## Hechos estilizados

**E**n el período de análisis 2006–2010, los precios de los *commodities* alimenticios y metálicos registraron un importante crecimiento (véase Gráfico 1), presentando un fuerte incremento entre 2006 y 2008, para luego caer y aumentar nuevamente hasta fines de 2010. Este fuerte incremento ha dado lugar a discusiones tanto en el ámbito académico como de la agenda política sobre los potenciales efectos en economías en desarrollo, en la medida en que su matriz de producción está altamente especializada en este tipo de bienes y potencialmente beneficia el comercio para estos países. Como contracara genera problemas inflacionarios que deben ser mitigados por los gobiernos (Lustig, 2010).

En las últimas décadas, la región latinoamericana asistió a una reducción de los indicadores de desigualdad del ingreso de los hogares, atribuible en una parte al rol del Estado y por otra a los mecanismos propios del mercado. Ambos elementos condujeron, en particular, a una caída de las primas salariales por educación, uno de los principales determinantes de los cambios en la distribución del ingreso. (Lustig et al., 2011; López Calva y Lustig, 2010). En particular, desde 2008 existe en Uruguay una disminución sostenida de los

Gráfico #1. Evolución del precio de los *commodities* por grandes grupos de actividad

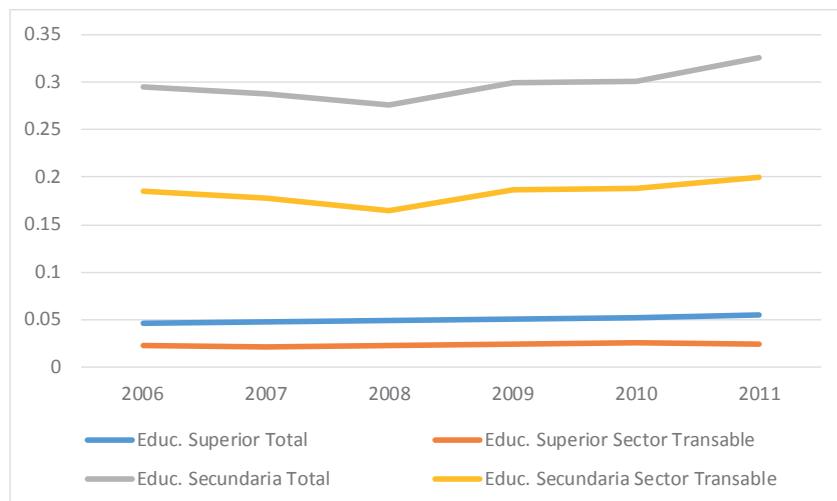


Fuente: FMI.

Nota: El índice de precios de *commodities* alimenticios incluye cereales, aceites vegetales, carne, frutos del mar, azúcar, bananas y naranjas. El índice de precios de metales incluye cobre, aluminio, oro, estaño, níquel, zinc, plomo y estaño.

indicadores de desigualdad, a la vez que se observa una caída de los retornos a la educación (base SEDLAC–CEDLAS y Banco Mundial, 2013). No obstante, Gasparini *et al.* (2011) observan que el aumento en la oferta de trabajadores calificados puede explicar únicamente una proporción de los movimientos registrados en las primas por educación, por lo tanto, otros factores como el cambio tecnológico, las políticas públicas, y el cambio en los precios internacionales podrían jugar un rol central en los cambios de la desigualdad. En este sentido, en el Gráfico 2 se advierte un incremento en la participación relativa de la población con educación secundaria en Uruguay y en particular, de los trabajadores que pertenecen al sector transable bajo el período 2006–2011.

Gráfico #2. Participación relativa de Educación Superior y Secundaria para el total de la población y para trabajadores del sector transable.



Fuente: Elaboración propia en base a ECH 2006-2011. INE, Uruguay.

Nota: Se considera para el total a la población entre 18 y 65 años de edad. En el sector transable se consideraron los trabajadores en dicho rango etario bajo los sectores de actividad considerados en el presente trabajo.

## Descomposición del empleo

Como ya fue sugerido, la caída de los rendimientos a la educación observados en los últimos años no obedecería únicamente a cambios en la oferta de trabajo calificado. La descomposición de los cambios en la proporción de trabajo calificado en efectos *within* y *between industry* (Berman et al., 1994; Autor et al., 1998), podría aportar evidencia en este sentido. Dicha descomposición puede presentarse como:

$$s_k \Delta \left( \frac{E_{cal}}{E_{no.cal} + E_{cal}} \right)_k + \sum_k \left( \frac{E_{cal}}{E_{no.cal} + E_{cal}} \right)_k \Delta S_k \quad EC (I)$$

$$\Delta \left( \frac{E_{cal}}{E_{no.cal} + E_{cal}} \right) = \sum_k$$

Donde el primer término del lado derecho de la ecuación representa los efectos *within industry*, es decir los cambios en la proporción de trabajo calificado de cada industria ponderados por el peso en el empleo de cada sector; mientras que el segundo término muestra los efectos *between industry*, los cuales indican los cambios en el peso del sector en el total del empleo, ponderado por la proporción de trabajo calificado en cada uno de ellos.

Bajo el supuesto de pleno empleo, se espera que la expansión de la oferta de trabajo calificado expanda la producción (y el empleo) de los sectores que utilizan intensivamente dicho factor, en desmedro de los restantes sectores de la economía, lo cual generaría un efecto *between industry* positivo. Al mismo tiempo, la caída en el precio relativo del trabajo calificado estimularía el crecimiento en la proporción de trabajo calificado utilizado en todas las industrias, derivando en un efecto *within industry* también positivo. Por lo tanto, si el cambio en la oferta de trabajo calificado fuera el único hecho relevante en la economía, ambos componentes de la descomposición serían positivos.

Por el contrario, si existieran otros efectos que generaran cambios en la estructura de precios relativos a favor de los sectores intensivos en trabajo de baja calificación, por ejemplo, producto de modificaciones en los patrones de comercio internacional, entonces la producción de estos sectores se expandiría. El reverso de dicho efecto es una disminución de la producción y el empleo de los sectores intensivos en trabajo calificado, y por lo tanto el efecto *between industry* sería negativo. En tanto, los efectos derivados de la reducción del precio del trabajo calificado deberían seguir impulsando efectos *within industry* positivos.

En Uruguay, la descomposición del empleo en el periodo 2006-2011 de la EC(I) indica que habría existido un proceso como el descrito en segundo lugar, confirmando que el cambio en la oferta de trabajo calificado no puede ser el único factor detrás de la caída de las *skill-premium* (véase Cuadro 1).

**Cuadro #1. Descomposición de cambios en la proporción de trabajadores calificados. Variación Promedio 2010/2011 - 2006/2007 - Estructura 2010.**

	Total	Dentro	Entre
Var. Trabajadores Educ. Secundaria	0.013	0.016	-0.003
	<b>100%</b>	<b>123.42%</b>	<b>-23.42%</b>
Var. Trabajadores Educ. Superior	0.002	0.003	-0.001
	<b>100%</b>	<b>122.75%</b>	<b>-22.75%</b>

Fuente: Estimaciones propias en base a ECH.

*Nota:* Se consideran trabajadores con Educación Secundaria aquellos que hayan completado 12 años de educación formal, y trabajadores con Educación Superior quienes hayan completado 17 o más años de educación formal. La descomposición del empleo se realizó siguiendo la metodología utilizada por Berman, Bound y Griliches (1994).

Si bien el aumento en la proporción de trabajo calificado es pequeño, se observa que tanto si tomamos en cuenta los trabajadores con educación secundaria completa como los trabajadores con educación terciaria completa, existe un efecto *between industry* negativo, es decir, el empleo se habría orientado hacia sectores intensivos en trabajo no calificado, al tiempo que el trabajo calificado habría aumentado su participación en cada uno de los sectores. Este resultado es compatible con la existencia de efectos sobre las primas de calificación originados en cambio de precios relativos favorables a los sectores de intensivos en trabajo no calificado, particularmente los basados en recursos naturales.

## Antecedentes

**H**asta nuestro conocimiento, existen escasos antecedentes en la literatura, tanto desde los enfoques de mercado de trabajo como desde la óptica del comercio internacional, que analicen el efecto de cambios en los precios de los *commodities* en economías pequeñas y los canales por los que éste opera sobre las *skill-premium*. Más aún, no se encontraron antecedentes que vinculen ambos enfoques de forma conjunta para analizar los potenciales efectos.

El incremento en los precios de los *commodities* tiene repercusiones inmediatas sobre la pobreza<sup>2</sup>, la inflación y el sistema de comercio internacional (Lustig, 2008). El fuerte incremento de precios que tuvo lugar bajo el período analizado<sup>3</sup> y sus consecuencias tiene implicancias de política relevantes, en la medida en que no existan posibilidades de diseñar medidas para contrarrestar los potenciales efectos negativos del aumento del precio de los *commodities*, en particular de los alimentos y sus derivados.

2 > Debe considerarse que su efecto puede ser ambiguo. El aumento en los precios de los *commodities*, al tratarse de bienes que forman parte de la canasta básica de alimentos, perjudican a los individuos con menores recursos y potencialmente el capital humano de los países en desarrollo en el largo plazo (Lustig, 2008). Por otro lado, pueden verse beneficiados los más vulnerables por el incremento de mano de obra de baja calificación que requieren las empresas que pertenecen a los sectores de actividad que involucran la producción de los *commodities*.

Si se consideran economías pequeñas y abiertas como las de la región, tomando como factor productivo el trabajo (calificado y no calificado), y suponiendo que las actividades productoras de *commodities* utilizan más intensivamente el trabajo no calificado, es inmediato observar que a partir del auge en el precio de los *commodities* alimentarios se movilizarían fuerzas para una transformación productiva con sesgo hacia los sectores agropecuario y agroindustrial, presionando sobre la demanda relativa de trabajo no calificado y, en consecuencia, reduciendo las primas salariales por calificación. En una segunda etapa, la nueva estructura de precios relativos de factores alentaría a las firmas a aumentar la proporción de trabajadores calificados actuando en cada uno de los sectores de la economía. Como consecuencia, es esperable encontrar para la economía en su conjunto mayores niveles de producción en estos sectores, mayores salarios relativos de los trabajadores no calificados y un incremento en el empleo de trabajo calificado en todos los sectores de la economía (Gonzaga *et al.*, 2006).

En un modelo de equilibrio parcial de corto plazo y asumiendo que el capital permanece fijo, Ivanic y Martin (2008) estudian el efecto del incremento del precio de los *commodities* en los salarios de los trabajadores con baja calificación sobre la pobreza. Entre otros elementos, concluyen que una vez que se considera el canal de incremento de los salarios de trabajadores de baja calificación asociados a sectores donde los *commodities* son relevantes, la pobreza aumenta, pero de forma menos significativa respecto a otros sectores de actividad con menor incidencia de los *commodities*. Para Uruguay, Terra y Estrades (2011) utilizan un modelo de Equilibrio General Computable para estudiar los efectos de la variación de precio de *commodities* entre

3 > En efecto, entre 2006 y 2010 aumentó 163,5% el precio de los *commodities* excluyendo el petróleo, según la serie del Fondo Monetario Internacional (FMI).

2006 y 2008 sobre un conjunto de variables macroeconómicas, el mercado laboral y la pobreza. Observan que un aumento de precios de la canasta de *commodities* exportables generaría una reducción de las diferencias salariales entre trabajadores calificados y sin calificación, reduciría levemente el nivel de pobreza y aumentaría la pobreza extrema. No obstante, el modelo se encuentra calibrado para el año 2000 utilizando la Matriz de Contabilidad Social, por lo que podría no reflejar adecuadamente los cambios en la estructura productiva ocurrida en ese lapso de tiempo.

Por otro lado, buena parte de los antecedentes para países de América Latina que intentan identificar las causas de los cambios en los *skill-premiums* desde un enfoque de demanda se basan en analizar modificaciones productivas introducidas por la liberalización comercial. Brambilla *et al.* (2011), Galiani y Porto (2010), Porto (2008), Ferreira *et al.* (2007) y Goldberg y Pavnick (2004) estudian los efectos distributivos de cambios en las políticas comerciales para distintos países de la región, focalizándose en las distintas capacidades de los trabajadores.

Por su parte, Haskel y Salughter (1999) consideran un modelo multisectorial con un enfoque de oferta y demanda para estimar el impacto de la liberalización comercial sobre la desigualdad en el Reino Unido. En particular, proponen realizar estimaciones a través de la metodología de *mandated-wage equations*<sup>4</sup>. Adicionalmente, la mayor parte de los antecedentes empíricos asumen que los precios y la tecnología son exógenos. Esto tiene como limitante que se supone que los precios domésticos cambian de acuerdo a las fuerzas del comercio internacional, sin distinguir cuánto de dicha variación se debe a medidas del

comercio internacional propiamente dicho (cambios en tarifas aduaneras o barreras al comercio en general) y cuánto a la variación de precios internacionales de los productos. Lo mismo vale para el cambio técnico: conocer cuáles son los mecanismos que operan detrás de éste (inversión en I+D, barreras al comercio, entre otros) es relevante en materia de política económica (Haskel y Salughter, 1999; Van Reenen, 2011).

Los trabajos que utilizan la metodología de *mandated-wage equations* para estimar cambios en la desigualdad salarial por calificación están enmarcados en una literatura empírica relativamente extendida, que vincula la desigualdad de ingreso al comercio internacional principalmente en los países desarrollados (Baldwin y Hilton, 1984; Baldwin y Cain, 2000; Haskel y Slaughter, 2001; Krueger, 1997; Leamer, 1998)<sup>5</sup>. Sin embargo, para la región la literatura es más escasa, encontrándose casos de estudio en Brasil (Gonzaga *et al.*, 2006), Chile (Beyer *et al.*, 1999) y México (Hanson y Harrison, 1999; Robertson, 2004).

En suma, el trabajo adopta este enfoque y por tanto se integra entonces a una literatura relativamente incipiente a nivel regional. Sin embargo, se diferencia de los principales antecedentes en que no aborda directamente cambios endógenos en la política comercial de un país, sino directamente cambios exógenos en el esquema de precios relativos de los sectores transables.

4 > Las estimaciones a través de *mandated-wage equations* suponen un modelo de equilibrio general estándar de comercio internacional y predicen el cambio en el costo de los factores necesario para mantener la condición operativa de beneficios cero ante un cambio en los precios (Mishra y Das, 2012). En otras palabras, Leamer (1998) utiliza dicha metodología para predecir el cambio en los salarios que sería consistente con los efectos que predice el teorema de Stolper-Samuelson (Mishra y Das, 2012).

5 > Véase Salughter (2000) para una revisión de trabajos para los Estados Unidos.

## Marco metodológico

Las variaciones en las remuneraciones de factores asociadas a cambios en el nivel de precios o progreso tecnológico tienen como sustento teórico los fundamentos detrás del teorema Stolper-Samuelson. Dadas las condiciones que establece el modelo Heckscher-Ohlin (H-O), un incremento de precios de los *outputs* o un cambio tecnológico sesgado hacia algún sector genera variaciones en la rentabilidad, tal que los sectores beneficiados se expandirán demandando mayor cantidad del factor en el cual son más intensivos, alterando la estructura de remuneraciones de los factores.<sup>6</sup> Así, estas relaciones se pueden representar mediante la siguiente ecuación:

$$(EQ1) \sum_j V_{kjt} \Delta \log W_{jt} = \Delta \log P_{kt} + \Delta \log TFP_{kt}$$

<sup>6</sup> > De esta manera, la relación prevé que el aumento en los precios relativos de un bien traerá consigo el aumento de la remuneración de los factores que se utilizan más intensivamente para producirlo. Cuando el precio de los productos varía, algunos sectores aumentan su peso en la economía mientras que otros se contraen, e indudablemente esto produce variaciones en la demanda de factores que dependerá de cómo se utilicen los distintos factores a través de los sectores (Porto, 2006).

Donde  $V_{ijt}$  es la proporción del factor  $j$  en la estructura de costos del sector  $k$  en el momento  $t$  y el  $\Delta \log W_{jt}$  es la variación de la remuneración del factor  $j$  en la economía. El lado derecho de la ecuación representa la suma de la variación en la tecnología medida a través de la productividad total de factores ( $\Delta \log TFP_{kt}$ ) y en los precios  $\Delta \log P_{kt}$ .

Es necesario realizar una precisión respecto a los precios. Matricialmente, podríamos escribir la condición de beneficio cero de la economía como:

$$(EQ2) P = AW$$

Donde  $P$  es un vector de dimensión  $n$  de precios de los bienes transables producidos en la economía,  $W$  es un vector de dimensión  $m$  de los precios de los factores de producción de la economía y  $A$  es la matriz ( $n \times m$ ) que describe la tecnología. En este punto es importante notar que el precio de los factores no está asociado a la industria en que se utiliza, ya que asumimos que hay perfecta movilidad de factores. La ecuación anterior, escrita en términos de tasas de variación es similar a la (EQ1).

Sin embargo, como reconoce Slaughter (2002), las ecuaciones anteriores no dan cuenta de los insumos intermedios. El autor destaca que en la industria manufacturera norteamericana los insumos reflejan el 50% del valor de las ventas finales, por lo cual la condición de beneficio cero debería dar cuenta tanto de los factores primarios como de los insumos intermedios. Reescribiendo la para incluir a los insumos:

$$(EQ3) P = BxP + AxW$$

Donde la matriz  $B$  ( $n \times n$ ) representa los requerimientos de insumos intermedios. O de manera equivalente:

$$(EQ3') (P-BP) = AxW$$

De esta manera, se podría continuar vinculando los cambios en la remuneración de factores a la variación de precios de los *outputs*, pero los últimos deberían recoger la variación de precios mayoristas menos la variación de los precios de insumos ponderada por la matriz  $B$ . En esencia, la variación del precio de los factores debe estar conectada a la variación de precios del valor agregado por industrias.

Por lo tanto, ya que estos resultados se aplican a modelos multisectoriales, la principal implicancia empírica de ellos es que el cambio de la estructura de precios relativos o sesgos sectoriales del cambio tecnológico tendrán diferentes efectos sobre la remuneración de los factores dependiendo de en qué sector se evidencien. Así, cuando los movimientos de precios relativos o el cambio tecnológico favorezcan a los sectores intensivos en trabajo no calificado, esperamos que la remuneración de este factor crezca por encima de los restantes para restablecer el equilibrio. Esto es así cualquiera sea la razón del sesgo de los movimientos, sea esta la variación de precios internacionales o bien la estructura tarifaria de un país. Sin embargo, en el contexto de economías pequeñas y abiertas, al focalizarnos en los cambios de precios en el sector transable estamos asumiendo implícitamente que la variación de precios relativos se debe a cambios exógenos en los gustos, tecnologías o *stocks* del resto del mundo.

De la sistematización metodológica realizada por Robertson (2004) se incluyen en el estudio dos vertientes de la literatura empírica para analizar las relaciones

de precios y cambio tecnológico sobre la remuneración de factores productivos. La primera de ellas consiste en los "chequeos de consistencia" (Krueger, 1997; Lawrence y Slaughter, 1993; Sachs y Shatz, 1994; Schmitt y Mishel, 1996). En estos se analiza la intensidad con que se utiliza determinado factor y el *timing* de la variación de precios. Se debe chequear entonces si el patrón de precios es coherente con los cambios en las primas.

Para obtener una medida de esta correlación se estima un modelo donde la variable dependiente ( $\Delta \log P_k$ ) es la variación de precios del sector  $k$  durante el período de estudio y el regresor es la intensidad del uso de trabajadores calificados sobre el total de trabajadores.

$$(EQ4) \log \Delta P_k = \beta_0 + \beta_{sesgo} \left( \frac{E_{cal}}{E_{no.cal} + E_{cal}} \right)_k + \varepsilon_{k,t}$$

Por lo tanto, el modelo sería consistente con la caída observada en las *skill-premium* si se obtiene una estimación negativa del coeficiente relevante  $\beta_1$ , lo cual indicaría que la mayor variación de precios tuvo lugar en los sectores más intensivos en trabajo calificado. Cabe mencionar que la calificación de un trabajador se hace en base a su nivel educativo alcanzado y no respecto al tipo de puesto de trabajo en el cual trabaja (véase sección siguiente).

Finalmente, al estimar la siguiente ecuación se puede obtener una estimación del tipo de sesgo sectorial.

$$(EQ5) PTF_k = \alpha_0 + \alpha_{sesgo} \frac{E_{cal}}{E_{no.cal} + E_{cal}}$$

Donde la variable dependiente es la Productividad Total de Factores (PTF) y la explicativa es el ratio entre trabajadores calificados y no calificados, es decir, indica si el sector es intensivo en trabajo calificado o no. La presencia de un coeficiente  $\alpha_{sesgo}$  positivo indica que el cambio tecnológico sesgado por calificación tuvo lugar en sectores intensivos en trabajo calificado y un signo negativo indica que el dicho sesgo operó en sectores intensivos en trabajo no calificado.

Por su parte, las *mandated-wage equation* exploran empíricamente los efectos planteados en la (EQ1). Estas ecuaciones estiman los cambios en las remuneraciones de factores que serían compatibles con el efecto Stolper-Samuelson, permitiendo obtener una estimación de las variaciones en la *skill premium* asociada únicamente con un cambio en los precios relativos (EQ6). Por otra parte, la estimación de la (EQ7) permite cuantificar la variación en la remuneración de factores originada en el cambio tecnológico.

7 > Una posibilidad es seguir a Feenstra y Hanson (1998), quienes proponen tomar  $V_{jk}$  como promedios entre el inicio y final del periodo. Es decir, estas regresiones recogen la variación observada en cada sector durante el período de análisis y las relacionan con la intensidad del uso de los factores.

$$(EQ6) \Delta \log P_k = \sum_j \beta_j \log V_{kj} + \varepsilon_k$$

$$(EQ7) \Delta \log PTF_k = \sum_j \beta_j V_{kj} + \varepsilon_k$$

Donde los regresores  $V_{kj}$  son la proporción de costos del factor  $j$  en la estructura del sector  $k$  y el coeficiente  $\beta_j$  puede interpretarse como el cambio en los retornos para el factor  $j$  mandado por un cambio de precios o en la tecnología.<sup>7</sup> En el presente trabajo utilizaremos un modelo con tres factores, capital (K<sub>a</sub>), trabajo calificado (cal) y trabajo no calificado (no cal).

Para estudiar las relaciones antes descritas se sigue la estructura presentada por Gonzaga *et al.* (2006), obteniendo la variación de las *skill premium* mandada como  $\beta_{cal} - \beta_{no.cal}$  en cada ecuación.<sup>8</sup>

8 > Gonzaga *et al.* (2006) analizan el proceso de liberalización comercial en Brasil entre 1988 y 1995, concluyendo que el empleo se desplazó desde sectores intensivos en trabajo calificado a sectores poco intensivos en este recurso y cada sector aumentó la proporción de trabajo calificado contratado.

## Fuente de información

Una de las principales características del presente trabajo es que utiliza información de múltiples fuentes de datos. Se construye un único set de datos para explorar las relaciones entre comercio, precios y pago a los factores.

En primer lugar, en lo que refiere a la calificación de los trabajadores, se consideraron dos definiciones alternativas de *skills* de la mano de obra empleada de acuerdo a la información de los años de educación según la Encuesta Continua de Hogares (ECH 2006-2010, INE) de Uruguay. Bajo una primera alternativa, se definió como mano de obra calificada a aquellos trabajadores cuyo nivel máximo de educación es superior completa, es decir, el equivalente a 17 años o más de educación formal, mientras que los no calificados son todos aquellos que cuentan con educación superior incompleta o algún nivel inferior. Para una segunda alternativa se consideró a la mano de obra calificada con educación secundaria completa (con al menos 12 años de educación formal) y la no calificada la que no alcanza dicho nivel. Las estimaciones con una y otra definición de calificación no arrojan en general cambios sustantivos en los signos de los coeficientes,

aunque sí en su significatividad, por lo cual en el cuerpo del documento se reportan los resultados con el nivel de calificación de educación secundaria completa y en el anexo de cuadros y figuras se presentan los resultados ampliatorios con la definición de trabajo calificado con educación superior.

En segundo lugar, para la construcción de los indicadores de PTF sectoriales se utilizaron fundamentalmente dos fuentes de información. Por un lado, para la industria manufacturera, se empleó la Encuesta de Actividad Económica (EAE) del Instituto Nacional de Estadística (INE) (periodo 2006–2010), que releva información de las empresas uruguayas del sector industrial y servicios. La desagregación utilizada fue a tres dígitos de la clasificación CIUU Rev. 3, aunque se realizó una mayor apertura del sector 154. En este caso, se realizaron las estimaciones a partir de la metodología de Vaillant *et al.* (2009), quien utiliza índices de Tornqvist, generando series de Personal Ocupado (PO), Valor de producción (VBP), Stock capital (K), Masa salarial (W) por sector de actividad valuadas a precios corrientes, según lo reportado por la EAE. Ello implicó trabajar sobre la construcción de cada serie y estimar luego la PTF. En total, se obtuvieron datos consistentes para 43 sectores de actividad, siendo 39 sectores para los que finalmente pudo ser estimada la PTF, lo cual constituye un elemento novedoso en la medida en que no existen estudios que sistematicen las estimaciones de PTF para tal amplitud sectorial.<sup>9</sup>

A su vez, se generó la serie de capital humano por sector de actividad en base al máximo de los años de educación del personal empleado por sector de acuerdo a la codificación CIIU, mediante la ECH. Ello permitió identificar la calificación promedio de los trabajadores empleados en el sector.

<sup>9</sup> > Los sectores de actividad a tres dígitos (excepto el sector 154, para el cual fue posible la apertura a 4 dígitos) de la clasificación CIIU Rev. 3 son los siguientes: 11, 12, 13, 20, 141, 151, 152, 153, 1541, 1543, 1544, 1549, 155, 160, 171, 172, 173, 181, 191, 192, 201, 202, 210, 221, 223, 232, 241, 242, 251, 252, 261, 269, 270, 281, 289, 291, 292, 293, 310, 320, 330, 340, 351, 359, 361 y 369.

Adicionalmente, se incluyeron estimaciones de la Productividad Total de Factores (PTF) desagregadas por sector dentro del rubro agropecuario. Para construir las se empleó otra metodología y fuentes de datos diferentes a los utilizados para la industria manufacturera. En este caso, se sigue a Bervejillo *et al.* (2014), quienes utilizan índice de cantidades de Fisher<sup>10</sup>, al tiempo que se utilizan los datos reportados en el mismo trabajo. En el anexo metodológico se exponen los productos y factores considerados en Bervejillo *et al.* (2011b), que constituyen el conjunto de los elementos tomados en cuenta.

A partir de los productos y factores reportados por Bervejillo *et al.* (2011b), la PTF puede ser construida para un producto en particular o bien de manera agregada para el sector agropecuario en su conjunto. El último es el enfoque adoptado en Bervejillo *et al.* (2011a). A pesar de ello, en el presente trabajo consideramos relevante discriminar al interior del sector por al menos dos razones. En primer lugar, se considera un factor estrictamente económico. Ser capaces de discriminar al interior del sector agropecuario permitirá observar heterogeneidades dentro del área económica central en el presente trabajo, en tanto permite elaborar una segmentación geográfica de los efectos.<sup>11</sup> En segundo lugar, se considera un motivo estadístico: cuanto mayor sea el número de sectores que se incluyan en la base de datos, más eficientes serán los resultados econométricos. Tomando en consideración los argumentos antes expuestos y la limitación de información existente, se decidió construir PTF desagregadas para el sector agrícola, pecuario y la silvicultura. Ello requiere la elección de supuestos más o menos restrictivos dependiendo del caso. En el anexo metodológico se detallan los supuestos utilizados.

10 > Éste se define como la media geométrica ente el índice de Laspeyres y el índice de Paasche, asumiendo cada uno de ellos las expresiones respectivas:  $L_Q = \frac{\sum P_{t-1} Q_t}{\sum P_{t-1} Q_{t-1}}$  y  $P_Q = \frac{\sum P_t Q_t}{\sum P_t Q_{t-1}}$ . Donde, P y Q son precios y cantidades. A su vez, como se desprende de las expresiones anteriores, se calculan índices encadenados, es decir el año base es t-1. Entonces, el índice de Fisher queda definido por la siguiente expresión:  $F = \sqrt{L_Q P_Q}$ .

En tercer lugar, se utilizaron dos series de precios sectoriales, las cuales provienen de dos fuentes: el índice de Precios al Productor Nacional (IPPN) elaborado por el INE y el Índice de Precios Implícito (IPI) sectorial del PIB construido por el Banco Central del Uruguay (BCU). No obstante, es importante precisar que la evolución de precios registrada en una y otra serie es conceptualmente distinta. Mientras que el IPPN reporta precios mayoristas, el IPI recoge la variación de precios implícita en el componente de valor agregado de cada sector de actividad. Asimismo, la desagregación sectorial difiere entre ellas y respecto a la observada en la ECH. Por ello, para asignar variaciones de precios a sectores que no fueran reportados en la fuente de información original, se siguió la metodología del IPPN elaborada por el INE que establece que, en caso de no relevarse específicamente un sector determinado, se le asignará el precio correspondiente al sector al que pertenece, es decir “subiendo un escalón” en el nivel de agregación.

Finalmente, para estimar la participación de los factores en la estructura de costos de cada sector, se utilizó principalmente la información proveniente de la EAE para la industria manufacturera y los datos reportados por Bervejillo *et al.* (2014). Por un lado, para determinar la participación del capital, es suficiente con la información relevada por las fuentes antes mencionadas. Por el otro, dado que el presente trabajo discrimina la participación en los costos del trabajo calificado y sin calificación, fue necesario discriminar el porcentaje de la masa salarial total correspondiente a cada grupo de trabajadores, lo cual no puede realizarse con la información presente en ningún caso. Por lo tanto, a través de la ECH se estima la masa salarial por sector del trabajo

11 > Debe considerarse que no se realiza una descomposición a nivel regional en el presente trabajo, es parte de una posible extensión del mismo.

calificado y no calificado, y luego se aplican las proporciones a los datos originales de Bervejillo *et al.* (2014) y la EAE para mantener la consistencia respecto a los valores reportados para el capital físico.

## Resultados

**E**n el Cuadro 2 se presentan el promedio y desvío estándar para el período de 2008 y 2010 de los *shares* de los factores capital y trabajo (calificado y no calificado, según las dos definiciones empleadas). La participación del capital es en promedio de 10,7% mientras que el factor trabajo no calificado tiene una participación sustantivamente más elevada, del orden de 63,0% y 81,9% considerando la educación secundaria y terciaria, respectivamente. Si se considera la educación terciaria para el trabajo calificado, el *share* es de 26,1% y 7,1%, respectivamente.

Cuadro #2. Promedio y desvío estándar (entre paréntesis) de la participación de los factores de capital y trabajo (calificado y no calificado) en el total.

Var. Precios Value Added	74.513 (52.393)
Factor Share - Capital	0.107 (0.100)
Factor Share - Trabajo No Calificado (Secundaria)	0.630 (0.141)
Factor Share - Trabajo Calificado (Secundaria)	0.261 (0.115)
Factor Share - Trabajo No Calificado (Terciaria)	0.819 (0.106)
Factor Share - Trabajo Calificado (Terciaria)	0.0706 (0.050)

Fuente: Estimaciones propias en base a ECH, INE y BCU.

Nota: Se reportan los promedios ponderados por empleo. Los Factor Share corresponden al promedio entre 2008 y 2010, en tanto la variación de precios corresponde al periodo 2005-2011.

## Cheques de consistencia (consistency checks)

**E**n primer lugar, se realizan cheques para confirmar que el patrón de precios es coherente con los cambios en las primas. Para ello, se debería observar una correlación negativa entre los precios y la intensidad de la utilización de trabajo calificado.

Para obtener una medida de esta correlación se estima un modelo del tipo del propuesto mediante la EQ4.

$$(EQ4) \Delta \log P_k = \beta_0 + \beta_1 \left( \frac{E_{cal}}{E_{no.cal} + E_{cal}} \right)_k + \varepsilon_{k,t}$$

Esta ecuación se estima utilizando datos *cross-section* para 43 sectores de actividad<sup>12</sup>, los cuales representaron aproximadamente el 95% de la población ocupada en el sector transable durante 2011. Todos los sectores incluidos

<sup>12</sup> > Si bien en su mayoría se respeta la desagregación a tres dígitos del código CIU rev.3, se realizó una mayor apertura del sector 154, ya que el número de observaciones en la ECH lo permitía.

en el análisis corresponden a industrias productoras de bienes transables, permitiendo vincular las variaciones de precios a los movimientos de los mercados internacionales. A su vez, algunos sectores debieron ser excluidos debido a falta de información. No obstante, la ECH 2011 reportaba únicamente la existencia de 62 sectores transables con al menos un trabajador empleado. Slaughter (2000) reporta evidencia mixta acerca de los problemas resultantes de la exclusión de sectores. No obstante, considera que la exclusión por insuficiencia de datos no afectaría significativamente los resultados, en tanto la exclusión por otras razones representaría mayor peligro.

La proporción de trabajo calificado en el sector se obtuvo a partir de la ECH y representa la estructura promedio entre 2006 y 2011<sup>13</sup>. Por su parte, los cambios de precios responden a la variación promedio del Índice de Precios Implícitos del PIB (IPI) por sector de actividad del Banco Central del Uruguay (BCU), observada entre 2005 y 2011. La selección del IPI como medida de la evolución de precios no es arbitraria; de hecho, su elección se fundamenta en consideraciones teóricas. Por ello en el presente contexto hemos seleccionado el IPI del PIB por sectores, aun cuando el nivel de desagregación sea inferior al del IPPN. En el Cuadro 4 del Anexo II se presentan los resultados utilizando la variación del IPPN. Ambos resultados no siempre arriban a las mismas conclusiones, lo cual es esperable teniendo en cuenta la baja correlación entre ambos.<sup>14</sup>

Además, se realizaron estimaciones ponderadas, utilizando como ponderador la participación del sector en el empleo total. Se estiman ecuaciones individuales utilizando la educación secundaria y terciaria como corte para establecer la

calificación de los trabajadores entre 18 y 65 años de edad. Por lo tanto, el modelo sería consistente con la caída observada en las *skill-premium* si se obtiene una estimación negativa del coeficiente relevante  $\beta_1$ , lo cual indicaría que la mayor variación de precios tuvo lugar en los sectores más intensivos en trabajo no calificado.

Cabe destacar que si bien el número de observaciones (sectores) es bajo en comparación a las prácticas habituales de regresión, los antecedentes empíricos que utilizan *mandated-wage equations* incluyen en algunos casos poco más de 100 observaciones (Slaughter, 1999; Robertson, 2003), e incluso en otros (Gonzaga *et al.*, 2006) no incluyen más de 60 sectores para el análisis de economías más diversificadas que la uruguaya, como es el caso de Brasil.

En este sentido, como forma de chequear la robustez de las estimaciones, se procedió a estimar los modelos con un *pool* de datos para los años 2006 y 2010, lo cual permite aumentar el número total de observaciones con las que se realizan las estimaciones. Las estimaciones arrojan resultados similares a los ya obtenidos con la muestra original, lo cual contribuye a sostener en parte el efecto de los cambios en los precios de los *commodities* sobre la caída en la desigualdad. En efecto, el Cuadro 3 permite observar que tanto los signos de los coeficientes obtenidos como su significatividad estadística van en línea con las estimaciones que no emplean el *pool* de datos.

13 > Se realizaron los cálculos y los resultados no se modifican al utilizar la estructura de 2006.

14 > La correlación entre la variación de los IPPN y el IPI del PIB fue 0.371 entre 2005 y 2010.

**Cuadro #3. Variable dependiente: variación promedio de precios 2006-2010. Coeficientes estimados y errores estándar.**

	Variación de Precios (Valor-Agregado) 2006-2010			
Porcentaje Educación Secundaria Completa	-127.559*	-40.480	-33.005*	-14.297
	52.970	42.361	12.806	10.304
Constante	70.003**	45.551**	16.149**	11.659**
	11.273	12.744	2.629	2.857
No. Obs	43	43	215	215
Pool	No	No	Si	Si
Ponderación	Si	No	SI	No

Fuente: Estimaciones propias en basa a ECH, INE y BCU.

Nota: Coeficientes significativos al nivel de 1% (\*\*\*), coeficientes significativos al 5% (\*\*), coeficientes significativos al 10% (\*).

El análisis realizado indica que el patrón de variación de los precios relativos sería consistente con la caída observada en las *skill-premium*, siendo los resultados robustos ante modificaciones en el periodo comprendido en la variación de precios y el momento en que se evalúa la estructura de participación del trabajo calificado. No obstante, el efecto no resulta significativo bajo algunas especificaciones. En particular, se observa que en las estimaciones donde no se pondera a los sectores según su participación en el empleo el coeficiente no sería significativo, a pesar de que aun en estos casos mantiene un signo negativo.<sup>15</sup>

<sup>15</sup> > Complementariamente, en el Cuadro 1 del Anexo II se presentan los resultados considerando la educación superior como umbral de calificación y no se obtienen coeficientes estadísticamente significativos.

En este sentido, Slaughter (2000) considera los problemas vinculados a la forma de ponderar las observaciones. Establece que en función de los postulados del teorema Stopler-Samuelson, todas las industrias deberían poseer el mismo peso, en tanto el pasaje de precios de productos a factores subyace a la existencia de las industrias y no su importancia relativa. Sin embargo, admite la posibilidad de ponderar sectores teniendo en cuenta que la calidad de la información puede diferir según su tamaño, o bien debido a que los sectores pequeños puedan ser categorías residuales de un amplio abanico de productos. En el presente contexto el tamaño de las industrias incide sobre la calidad de la información en dos sentidos. En primer término, las agrupaciones industriales realizadas por el BCU están ya constituidas y no es posible modificarlas. En segundo lugar, la precisión en la estimación de la calificación promedio de un sector de actividad a tres dígitos en la ECH depende del tamaño de éstos. Asimismo, existen múltiples antecedentes que siguen este criterio. Al respecto Gonzaga et al. (2006) utiliza la participación del sector en el empleo para ponderar, en tanto Robertson (2003) lo hace a través de la producción industrial.

Por lo tanto, considerando que en el presente contexto la calidad de la información está estrechamente vinculada al tamaño de las industrias, se optó por ponderar los sectores de actividad; y por ende, el patrón de cambios en el sistema de precios relativos habría sido consistente con una caída de las primas por calificación, al menos en el sector transable.

Por último, los resultados de sesgo tecnológico (EQ 5) sugieren que éste habría tenido lugar en sectores intensivos en trabajo no calificado, dado el signo negativo del coeficiente que indica el sesgo, tanto si se considera la calificación media o secundaria (véase Cuadro 4) como la educación superior (véase Cuadro 2 del Anexo II).

Cuadro #4. Sesgo sectorial. Variable dependiente: PTF sectorial (variación 2008 - 2010).

	Secundaria
$\alpha_{\text{bias}}$	-0.1444**
	0.06
Constante	0.0398**
	0.012
Peso	Empleo
No. Obs	43
Ponderación	Sí

Fuente: Estimaciones propias en base a ECH, INE y BCU.

Nota: Coeficientes significativos al nivel de 1% (\*\*\*), coeficientes significativos al 5% (\*\*), coeficientes significativos al 10% (\*). Las observaciones son ponderadas por el peso del sector en el empleo total.

## Ecuaciones mandatadas de salarios (mandated-wage equations)

**E**n la medida en que la variación de precios relativos es consistente con la caída en la desigualdad salarial, queda por evaluar la importancia que en dicha caída habría tenido la variación de precios y el cambio tecnológico. Para ello se sigue la literatura de *mandated-wage equations*.

En el Cuadro 5 se presentan los resultados de la ecuación . Se observa que al tomar como referencia de calificación la secundaria completa, la variación salarial mandatada por los cambios en los precios para los trabajadores calificados sería de -0,11%. Por su parte, bajo esta misma clasificación se esperaría que los trabajadores no calificados tuvieran un incremento en sus salarios del 26%, en tanto la remuneración al capital debería haber aumentado alrededor de 17%.

**Cuadro #5 Mandated-wage equations - precios.  
Coeficientes estimados y errores estándar.**

	Variación de Precios ( <i>Value-Added</i> ) 2006-2010	Variación de Precios ( <i>Value-Added</i> ) 2006-2010
Vcali	-0.114	0.029
	0.101	0.097
Vno_cali	0.260**	0.176**
	0.043	0.059
Vka	0.173	0.073
	0.140	0.109
No. Obs	43	43
Ponderación	Si	No
pvalue (Vcali-Vno_cali)	<b>0.009</b>	<b>0.3181</b>

Fuente: Estimaciones propias en base a ECH, INE y BCU.

Nota: Coeficientes significativos al 1% (\*\*\*), coeficientes significativos al 5% (\*\*), coeficientes significativos al 10% (\*). Las observaciones son ponderadas por el peso del sector en el empleo total, la variación de precios es entre 2006 y 2010, y la estructura de participación de los factores es el promedio entre 2008 y 2010.

Asimismo, en el Cuadro 5 se observa que la caída en las primas salariales por educación inducidas por la modificación de la estructura de precios relativos habría sido significativa en caso de que se tome como umbral para considerar la calificación de los trabajadores la finalización de estudios secundarios y se utilicen ponderadores. En tanto, si no se emplean ponderadores en las estimaciones, se obtiene que no se rechaza la hipótesis nula de no modificación de la prima salarial por educación.

A su vez, se realizaron pruebas de robustez de los resultados considerando plazos en las variaciones diferentes a los que se presentan, con el cometido de conocer si los cambios en la estructura de precios modifican los resultados (véase Cuadro 4 y 5 del Anexo II). En este sentido, al considerar la variación de

precios entre 2005 y 2011 (en lugar de 2006-2010) se obtienen resultados que van en línea con los ya señalados.<sup>16</sup>

El Cuadro 6 muestra los resultados de la estimación del cambio tecnológico sobre la remuneración de factores (EQ7). En este caso, se obtiene que existe un efecto estadísticamente significativo (al nivel de 10%) del cambio tecnológico sobre el empleo calificado utilizando el umbral de estudios secundarios.<sup>17</sup>

**Cuadro #6. Mandated-wage equations - PTF.  
Coeficientes estimados y errores estándar**

	Variación de PTF 2008- 2010
Vcali	-0.5851*
	0.3104
Vno_cali	-0.5077
	0.3311
Vka	-0.6053*
	0.3289
Constante	0.5517*
	0.3234
No. Obs	39
Ponderación	SI
pvalue (Vcali- Vno_cali)	0.0297

Fuente: Estimaciones propias en base a ECH, INE y BCU.

Nota: Coeficientes significativos al nivel de 1% (\*\*\*), coeficientes significativos al 5% (\*\*), coeficientes significativos al 10% (\*). Las observaciones son ponderadas por el peso del sector en el empleo total.

<sup>16</sup> > A su vez, en el Anexo II se presentan los resultados considerando a la calificación según si los trabajadores cuentan con educación superior o no, encontrando que la diferencia entre los trabajadores calificados y no calificados es estadísticamente no significativa (véase Cuadro 3 del Anexo II).

<sup>17</sup> > En el Cuadro 6 del Anexo se presentan los resultados utilizando educación superior como umbral. Si bien arroja como resultado un coeficiente estadísticamente significativo, no brinda resultados cuya magnitud sea consistente.

En suma, los resultados indican que en caso de que los cambios en la estructura de precios relativos hubiese sido el único fenómeno relevante en Uruguay entre 2005 y 2011, el sesgo sectorial de los cambios observado durante el auge de precios de los bienes primarios habría tenido un efecto significativo en la caída de la desigualdad de ingreso de los trabajadores del sector transable. Esto es así si consideramos el trabajo calificado a partir de la secundaria completa (véase Cuadro 4), en tanto la caída en la desigualdad sería no significativa si consideramos la finalización de estudios terciarios para este ordenamiento (véase Anexo II).

## Comentarios finales

En los últimos años, la constatación de la fuerte caída en la desigualdad del ingreso en los países de América Latina ha dado lugar a la búsqueda de los posibles factores que permitieron mejorar dichos indicadores de desigualdad. Buena parte de la discusión, tanto en el ámbito académico como de carácter público, se ha concentrado en los efectos sobre los salarios, en la medida en que representan la mayor proporción de los ingresos de los hogares.

El trabajo permite indagar sobre el efecto de *shocks* exógenos en precios sobre los cambios recientes en la desigualdad económica en países en desarrollo, estudiando el caso de Uruguay. Ello complementa la literatura existente con un aspecto menos explorado, en la medida en que ésta se ha concentrado fundamentalmente en estudiar los efectos relacionados a las políticas sociales o laborales específicas que tuvieron lugar en el período bajo estudio. En este sentido, el presente trabajo tiene fuertes implicancias de política económica, en la medida en que permite reflejar cómo operan determinados cambios en el precio de los *commodities* en economías pequeñas, que resultan ser altamente dependientes tanto en su matriz exportadora como importadora de dichos bienes.

El trabajo resalta asimismo la importancia de realizar esfuerzos para contar con datos provenientes de distintas fuentes de información que puedan sintetizarse y compararse. Si bien esto puede ser visto como una limitante, se entiende que obtener series de datos, aun de distintas fuentes, nos provee de un marco para el análisis más cabal, integrando a diversos sectores económicos que hasta el momento no habían sido considerados, como es el caso del sector agropecuario. En este sentido, se estimaron por primera vez, hasta nuestro conocimiento, de forma conjunta las PTF con el máximo nivel de desagregación posible, dados los datos para el sector manufacturero y para el sector agropecuario.

Se obtiene que los cambios ocurridos en la estructura de precios relativos entre 2006 y 2011 derivada del auge de precios de bienes primarios habría tenido efectos estadísticamente significativos en la desigualdad de los salarios de trabajadores en el sector transable de la economía, reduciéndose la prima salarial por calificación que toma en cuenta la educación de cada trabajador. Se ha favorecido al trabajo no calificado, considerando como umbral de calificación la educación secundaria.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS &gt;

Arndt, C., Benfica, R., Maximiano, N., Nucifora, A.M.D., Thurlow, J.T., (2008). "Higher fuel and food prices: impacts and responses for Mozambique". *Agricultural Economics* 39 (Supplement), 497-511.

Autor, D., Katz, L. F., Krueger, A. B. (1998). "Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?" *The Quarterly Journal of Economics* 113 (4), 1169-1213.

Bervejillo, J., Mila, F., Bertamini, F., (2011a). "El crecimiento de la productividad agropecuaria 1980-2010". Anuario OPYPA, 2011.

Bervejillo, J., Alston, J., Tumber, K. (2011b). "The economic returns to public agricultural research in Uruguay". Center for Wine Economics, Robert Mondavi Institute, Working Paper 1103.

Bervejillo, J., Bertamini, F., (2014). "Cambio técnico y crecimiento de la productividad total del sector agropecuario". Anuario OPYPA, 2014.

Brambilla, I., Dix Carneiro, R., Lederman, D., Porto, G. (2011). "Skills, Exports, and the Wages of Seven Million Latin American Workers", CEDLAS, Documento de Trabajo Nro. 119.

Carracelas, G., Casacuberta, C., Vaillant, M. (2009). "Productividad total de factores: Desempeño sectorial heterogéneo". Documentos de Trabajo DECON-UdelaR No. 21/09.

Carbajal, F. y M. Ferrando (2009). "Relación entre comercio, mercado laboral y pobreza. Una revisión de los principales aportes". DT 05/08, IECON -UDELAR, Uruguay.

Chusseau, N., Hellier, J. (2012). "Inequality in emerging countries". Society for the Study of Economic Inequality, Working Paper No. 256.

De Souza Ferreira Filho, J. (2008). "The World Food Price Increase and Brazil: Opportunity for All?". Paper presented at the II Regional Meeting on Computable General Equilibrium (CGE) Modeling: Contributions to Economic Policy in Latin America and the Caribbean. San José, Costa Rica.

Estrades, C., Terra, M. (2012). "Commodity prices, trade and poverty in Uruguay". *Food Policy*, vol. 37(1), págs. 58-66.

Feenstra, R., Hanson, G. (1998). "Productivity Measurement and the Impact of Trade and Technology on Wages: Estimates For the U.S., 1972-1990", National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 6052.

Ferreira, F.; P. Leite y M. Wai-Poi (2007). "Trade Liberalization, Employment Effects and Wage Inequality in Brazil". World Bank Policy Research, Working Paper 4108.

Galiani, S. y G. Porto (2006). "Trends in Tariff Reforms and Trends in Wage Inequality". *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 92(3), págs. 482-494.

Gasparini, L., Galiani, S., Guillermo Cruces, G., Acosta, P. (2011). "Educational Upgrading and Returns to Skills in Latin America. Evidence from a Supply-Demand Framework", 1990-2010. Documento de Trabajo Nro. 127.

Gonzaga, G., Menezes Filho, N., Terra, C. (2006). "Trade liberalization and the evolution of skill earning differential in Brazil". *Journal of International Economics*, 68, págs. 345-367.

Haskel, J., Slaughter, M. (2001). "Trade technology and U.K. wage inequality". *Economic Journal* vol. 111468, págs. 163-187.

Haskel, J., Slaughter, M. (2002). "Does the sector bias of skill-biased technical change explain changing skill premia?". *European Economic Review*, vol. 46, págs. 1757-1783.

Ivanic, M. y W. Martin (2008). "Implications of Higher Global Food Prices for Poverty in Low-Income Countries". *Agricultural Economics*, 39, pp. 405-416.

Lawrence F. Katz, L., Murphy, K. (1992). "Changes in Relative Wages 1963-1987: Supply and Demand Factors". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 1 (Feb., 1992), págs. 35-78.

Leamer, E. (1996). "In Search of Stolper-Samuelson Effects on U.S. Wages". NBER Working Paper No. 5427.

Leamer, E. (1999). "The Hecksher-Ohlin model in theory and practice". *Princeton studies in international finance*, No. 77.

López Calva y Ortiz Juárez (2010). "Declining Inequality in Latin America. A decade of progress?" *Brooking Institution Press*.

Lustig, N., Lopez-Calva, L., Ortiz-Juarez, E. (2011). "The decline in inequality in Latin America: How much, since when and why". Working Papers 211, ECINEQ, Society for the Study of Economic Inequality.

Mishra, P. y D. K. Das (2012). "Trade Liberalization and Wage Inequality in India: A Mandated Wage Equation Approach". *India Growth and Development Review*, 2013, Vol. 6 Issue: 1, págs. 113 - 127.

Porto, G. (2006). "Using Survey data to asses the distributional effects of trade policy". *Journal of International Economics*, 70, págs. 140 -160.

Porto, G. (2008). "Agro-manufactured export prices, wages and unemployment". *American Journal of Agricultural Economics*, 90(3), págs. 748-764.

Robertson, R. (2004). "Relative prices and wage inequality: evidence from Mexico". *Journal of International Economics*, 64, págs. 387–409.

Robbins, D., Gindling, T. (1999). "Trade Liberalization and the Relative Wages for more-s killed workers in Costa Rica". *Review of Development Economics*, 3, págs. 140-154.

Van Reenen, J. (2011). "Wage Inequality, Technology and Trade: 21<sup>st</sup> Century Evidence". Centre for Economic Performance, occasional paper.

Warr, P. (2008). "World food prices and poverty incidence in a food exporting country: a multihousehold general equilibrium analysis for Thailand". *Agricultural Economics* 39 (Supplement), págs. 525–537.

Wood, A. (1998). "Globalization and the Rise in Economic Inequalities", *Economic Journal*, 108, 450, págs. 1463–1482.

ANEXO

#1

## Estimación de la PTF – Sector agropecuario

Para construir la PTF del sector agropecuario se empleó la metodología y fuentes de datos siguiendo a Bervejillo *et al.* (2014). De esta forma, en el presente trabajo se estima la evolución de la PTF de los sectores agropecuarios utilizando el índice de cantidades de Fisher.

Luego, la PTF se determina por la razón entre el índice de Fisher de los productos y el índice de insumos. En definitiva, la PTF queda definida como una medida del *output* obtenido en el sector agropecuario relativo al conjunto de factores utilizados, que incluyen trabajo, capital y otros insumos. En la siguiente tabla se exponen los productos y factores considerados en Bervejillo *et al.* (2011b) y que constituyen el conjunto de los elementos tomados en cuenta.

A partir de estos elementos la PTF puede ser construida para un producto en particular, o bien de manera agregada para el sector agropecuario en su conjunto. El último es el enfoque adoptado en Bervejillo *et al.* (2011a). Ello no se debe simplemente a una elección más o menos arbitraria del enfoque, sino a la existencia de restricciones en la disponibilidad de información que no permite asignar para todos los productos o subramas de actividad los *inputs* correspondientes.

Categoría	Elementos
Cultivos	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Cultivos de Invierno: Trigo, Cebada, Avena</li> <li>• Cultivos de Verano: Arroz, Maíz, Sorgo, Soja, Girasol</li> <li>• Caña de Azúcar</li> <li>• Vegetales: Papa, Boniato, Cebolla, Zanahoria, Morrón, Tomate, Frutilla</li> <li>• Fruta de hoja caduca: Uva, Manzana, Durazno, Ciruela, Pera.</li> <li>• Cítricos: Naranja, Mandarina, Pomelo, Limón.</li> <li>• Forestación: Madera</li> </ul>
Productos Animales	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Carne Bovina: Faena de Ternero, Vacas, Toros y Novillos</li> <li>• Carne Ovina: Faena de Borregos, Capones, Corderos y Ovejas</li> <li>• Leche</li> <li>• Lana</li> <li>• Carne de Cerdo</li> <li>• Carne de Aves</li> <li>• Huevos</li> </ul>
Otros Insumos	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Energía (gasoil)</li> <li>• Semillas</li> <li>• Fertilizantes</li> <li>• Herbicidas, fungicidas, insecticidas</li> <li>• Agua para riego</li> <li>• Raciones para producción de leche</li> <li>• Raciones para producción de aves</li> </ul>
Trabajo	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Productores</li> <li>• Trabajo Familiar</li> <li>• Asalariados</li> <li>• Trabajo tercerizado</li> </ul>
Capital	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Tierra (para arroz, cultivos, ganadería, lechería y forestación)</li> <li>• Maquinaria: Tractores, Sembradoras, Cosechadoras, Enfardadoras</li> <li>• Ganado: Vacas y Toros.</li> </ul>

Fuente: Bervejillo *et al.* (2011b).

A pesar de ello, en el presente trabajo se considera de suma importancia poder discriminar al interior del sector por al menos dos razones. En primer

lugar, se considera un factor estrictamente económico. Ser capaces de discriminar al interior del sector agropecuario permitirá observar heterogeneidades dentro del área económica central en el presente trabajo, en tanto permite elaborar una segmentación geográfica de los efectos. En segundo lugar, se considera un motivo estadístico: cuanto mayor sea el número de sectores que se incluyan en base de datos, más eficientes serán los resultados econométricos.

Tomando en consideración los argumentos antes expuestos y la limitación de información existente, se decidió construir PTF desagregadas para el sector agrícola, pecuario y la silvicultura. Ello requiere la elección de supuestos más o menos restrictivos dependiendo del caso.

Existe un conjunto de elementos de fácil discriminación. Ello se aplica a todos los productos. Así, se incluyen dentro de los productos de la agricultura los cultivos de invierno, cultivos de verano, caña de azúcar, vegetales, fruta de hoja caduca y cítricos. En la pecuaria se toman todos los productos animales, y para la silvicultura, la madera.

A su vez, un grupo de *inputs* es fácilmente asignable a cada uno de los sectores. En primer lugar, la tierra se asigna según sus características. La tierra de uso arrocero y para cultivos se asigna al sector agrícola, la tierra ganadera y para uso en la lechería a la pecuaria, y la tierra forestal a la silvicultura. Asimismo, es posible asignar el ganado (como bien de capital) enteramente a la ganadería. Las raciones para aves y la lechería se asignan enteramente a la ganadería, y el agua para riego se supone que es enteramente utilizada en las plantaciones de arroz, y por tanto se computa como un insumo de la agricultura.

Luego, un grupo de insumos requiere de algunos supuestos más restrictivos para su asignación, entre estos incluimos la maquinaria, el trabajo, la energía y el subgrupo de insumos semillas-fertilizantes-herbicidas-fungicidas-insecticidas.

Para los últimos dos se ha decidido utilizar la matriz de insumo producto para asignar una proporción en la utilización total a cada uno de los tres subsectores. Esta estrategia supone el inconveniente que no permite considerar posibles cambios relativos en la utilización de estos insumos a través del tiempo. Sin embargo, no ha sido posible encontrar una fuente alternativa de información. Por su parte, el trabajo será asignado en base a estimaciones de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) para cada uno de los años concretos, suponiendo que el precio de la mano de obra es homogéneo entre sectores.

Finalmente, el grupo que presenta mayores dificultades para su desagregación es la maquinaria. Bervejillo *et al.* (2014) computa la maquinaria como servicio. Por lo tanto, se podría asumir que el costo del servicio es igual para toda hectárea con laboreo. Luego se separa la superficie de cultivos entre granos y forrajeros. Los primeros están vinculados a los servicios de maquinaria para la agricultura, y los segundos a la pecuaria. De esta forma es posible separar los tractores, sembradoras y fertilizadoras. Luego, las cosechadoras se computan enteramente a la agricultura y las enfardadoras completamente a la pecuaria. Sin embargo, esta estrategia encierra un grave problema: no queda maquinaria asignable a la forestación. Bervejillo *et al.* (2014) no incluye maquinaria forestal debido a la aparición de restricciones insalvables de información cuando se pretende construir una serie larga de datos, tal como se hace en el mencionado documento<sup>18</sup>. Aquí, se construirán series para el periodo 2000-2010, y por tanto emergen algunas posibilidades para superar dicha limitación. Actualmente se están considerando las posibilidades para incorporar la maquinaria forestal dentro de las estimaciones de PTF. Se utilizan las series originales construidas utilizadas en Bervejillo *et al.* (2014) en el intervalo 2000-2010.

---

18 > Bervejillo construye serie de todos los elementos antes mencionados desde 1980 a 2013.

ANEXO

#2

## Cuadros

**Cuadro #1. Chequeos de consistencia (Educación superior). Variable dependiente: variación promedio de precios 2006-2010. Coeficientes estimados y errores estándar.**

	Variación de Precios ( <i>Valor agregado</i> ) 2006-2010	Variación de Precios ( <i>Valor agregado</i> ) 2006-2010	Variación de Precios ( <i>Valor agregado</i> ) 2006-2010	Variación de Precios ( <i>Valor agregado</i> ) 2006-2010
Porcentaje educación superior completa	-454.610	-200.903	-89.238	-9.117
	229.849	188.126	58.394	43.103
Constante	57.938**	41.366**	12.551**	8.381**
	8.130	8.463	1.963	2.061
No. Obs	43	43	215	215
Pool	No	No	Si	Si
Ponderación	Si	No	Si	No

Fuente: Estimaciones propias en base a ECH, INE y BCU.

Nota: Coeficientes significativos al 1% (\*\*\*) , coeficientes significativos al 5% (\*\*), coeficientes significativos al 10%.

**Cuadro #2. Sesgo sectorial para el umbral de calificación de educación superior. Variable dependiente: PTF sectorial (2008-2010).**

	Superior
$\alpha$ _bias	-0.1673
	0.271
Constante	0.0188
	0.009
Peso	Empleo
No. Obs	39
Ponderación	Si

Fuente: Estimaciones propias en base a ECH, INE y BCU.

Nota: Coeficientes significativos al 1% (\*\*\*) , coeficientes significativos al 5% (\*\*), coeficientes significativos al 10%.

**Cuadro #3. Mandated-wage equations (Educación Superior). Coeficientes estimados y errores estándar.**

	Variación de Precios ( <i>Value-Added</i> ) 2006-2010	Variación de Precios ( <i>Value-Added</i> ) 2006-2010
Vcali	-0.006	-0.29
	0.210	0.298
Vno_cali	0.136	0.195
	0.034**	0.034**
Vka	0.071	0.12
	0.11	0.146
No. Obs	43	43
Ponderación	Si	No
pvalue (Vcali-Vno_cali)	<b>0.140</b>	<b>0.5399</b>

Fuente: Estimaciones propias en base a ECH, INE y BCU.

Nota: Coeficientes significativos al 1% (\*\*\*) , coeficientes significativos al 5% (\*\*), coeficientes significativos al 10% (\*). Las observaciones son ponderadas por el peso del sector en el empleo total, la variación de precios es entre 2006 y 2010, y la estructura de participación de los factores es el promedio entre 2008 y 2010.

**Cuadro #4. Mandated-wage equations (Educación Secundaria) Variación de precios 2005–2011. Coeficientes estimados y errores estándar.**

	Variación de Precios (Value-Added) 2005-2011	Variación de Precios (Value-Added) 2005- 2011
Vcali	-0.133	0.103
	0.127	0.124
Vno_cali	0.387**	0.240**
	0.054	0.076
Vka	0.147	0.093
	0.176	0.140
No. Obs	43	43
Ponderación	Si	No
pvalue (Vcali-Vno_cali)	<b>0.004</b>	<b>0.469</b>

Fuente: Estimaciones propias en base a ECH, INE y BCU.

Nota: Coeficientes significativos al 1% (\*\*\*) , coeficientes significativos al 5% (\*\*), coeficientes significativos al 10% (\*). Las observaciones son ponderadas por el peso del sector en el empleo total, y la estructura de participación de los factores es el promedio entre 2008 y 2010.

**Cuadro #5. Cheques de Consistencia (Educación Secundaria). Análisis de robustez coeficientes estimados y errores estándar.**

	Variación de Precios 2005-2011 (value- added). Estructura 2010	Variación de Precios 2006-2010 (Mayoristas). Estructura 2010	Variación de Precios 2006-2010 (value-added). Estructura 2006	Variación de Precios 2006-2010 (value-added). Estructura Promedio
Porcentaje Educación Secundaria completa	-218.135**	-382.018*	-121.793*	-121.193*
	68.639	151.568	54.256	55.335
Constante	115.951**	137.610**	68.811**	68.092**
	14.608	31.215	11.457	11.396
No. Obs	43	43	43	43
Ponderación	Si	Si	Si	Si

Fuente: Estimaciones propias en base a ECH, INE y BCU.

Nota: Coeficientes significativos al 1% (\*\*\*) , coeficientes significativos al 5% (\*\*), coeficientes significativos al 10%

**Cuadro #6. Mandated-wage equations - PTF. Coeficientes estimados y errores estándar. Educación Superior.**

	Variación de PTF 2008- 2010
Vcali	-2.582**
	1.3538
Vno_cali	-2.6141**
	1.3256
Vka	2.6201*
	1.2976
Constante	2.6201**
	1.3189
No. Obs	39
Ponderación	0.1312
pvalue (Vcali- Vno_cali)	0.0297



**IDRC | CRDI**

International Development Research Centre  
Centre de recherches pour le développement international

Canada



2015/2016 © Red Sudamericana  
de Economía Aplicada / Red Sur