

Hermida, Adriel

**Working Paper**

## Skill premium y tipo de cambio real: El caso de las economías latinoamericanas

Documento de Trabajo, No. 176

**Provided in Cooperation with:**

Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), Universidad Nacional de La Plata

*Suggested Citation:* Hermida, Adriel (2015) : Skill premium y tipo de cambio real: El caso de las economías latinoamericanas, Documento de Trabajo, No. 176, Universidad Nacional de La Plata, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), La Plata

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/127691>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

C | E | D | L | A | S

---

Centro de Estudios  
Distributivos, Laborales y Sociales

---

Maestría en Economía  
Facultad de Ciencias Económicas



UNIVERSIDAD NACIONAL DE LA PLATA

**Skill Premium y Tipo de Cambio real: El caso de las  
economías latinoamericanas**

Adriel Hermida

Documento de Trabajo Nro. 176  
Enero, 2015

ISSN 1853-0168

# ***Skill premium* y tipo de cambio real: El caso de las economías latinoamericanas**

Adriel Hermida<sup>1</sup>

## **Resumen**

Se conoce como *skill premium* a la brecha salarial promedio existente entre los trabajadores calificados y los no calificados. A partir de la segunda globalización financiera, en los países desarrollados se ha visto un ensanchamiento de este diferencial mientras que en los países en desarrollo el comportamiento ha sido más volátil. Específicamente para el caso de los países de América Latina hubo un incremento del *skill premium* en la década de 1990 y una reducción a partir del comienzo del nuevo siglo. Explicaciones basadas en el comercio internacional, el cambio técnico sesgado, vaivenes en el marco institucional y choques macroeconómicos han sido propuestas para comprender el origen de los movimientos en la desigualdad en el mercado laboral. En este trabajo se repasan cada una de ellas y se las relaciona con el efecto particular que el tipo de cambio real puede generar en economías subdesarrolladas. Los vínculos entre ambas variables son diversos y se mueven en distintas direcciones. A priori, un incremento en el tipo de cambio real implica una mayor demanda de trabajadores calificados en el sector dinámico exportador, pero al mismo tiempo funciona como una protección natural para la industria manufacturera doméstica intensiva en mano de obra no calificada. A su vez, encarece la importación de capital que resulta más complementario con el trabajo calificado. La predominancia de un efecto sobre otro está históricamente determinada por lo que su estudio tiene un fuerte componente empírico. Con el objetivo de indagar sobre los distintos canales por los que el tipo de cambio real puede afectar al *skill premium* se construyó un panel con datos de 13 países latinoamericanos para el periodo 1993-2011. Del análisis cuantitativo emergen dos conclusiones. Mientras que una moneda nacional débil medida en niveles parece estar asociada a una elevada brecha salarial, una depreciación induciría una reducción del *skill premium*. En esta aparente contradicción se esconde la posibilidad de que la relación mute a través del tiempo. En los primeros años posteriores a una devaluación el efecto ingreso asociado a un encarecimiento de las importaciones produce un incremento en la demanda de trabajadores no calificados gracias a la expansión de la industria sustitutiva. A medida que el tipo de cambio real se establece en un nivel competitivo se alienta el desarrollo del sector exportador, intensivo en mano de obra calificada y toma fuerza la demanda de trabajadores calificados. Por otra parte la estructura productiva es relevante en materia distributiva. No sólo afecta por sí misma a la brecha salarial sino que influye significativamente reforzando o mitigando los efectos que el tipo de cambio real tiene sobre el *skill premium*. El resultado es consistente aún si se consideran potenciales problemas de endogeneidad

---

<sup>1</sup> Universidad Nacional de Quilmes. Casilla de correo de contacto: [ahermida@uvq.edu.ar](mailto:ahermida@uvq.edu.ar)

## 1. Introducción

La volatilidad macroeconómica ha sido una característica saliente de buena parte de los países en desarrollo de América Latina sobre todo a partir de la integración de estas economías con los mercados de bienes y financieros globales. Episodios en los que hay una fuerte reversión de los flujos de capitales, creciente incertidumbre y bruscos cambios en los precios relativos no han sido esporádicos, y en varias ocasiones, se ha planteado la noción de “contagio” (Hernández et al., 2000). Entre las consecuencias provocadas por estos “choques macroeconómicos” se cuenta la de redistribuciones (por lo general regresivas) del ingreso. Si, como evaluadores sociales tenemos una función de bienestar con preferencias por la igualdad, estudiar el mecanismo de transmisión entre los dos fenómenos (volatilidad macroeconómica y cambios distributivos) y las variables involucradas se vuelve una cuestión relevante.

En economías abiertas el tipo de cambio real es una de aquellas variables que presentan bruscas variaciones en cortos períodos de tiempo lo que provoca un cambio general en los costos y rentabilidades relativas de las distintas actividades económicas. Estos movimientos en la paridad cambiaria son producto de la interacción entre decisiones de política económica y reacciones del mercado mediadas por la formación de expectativas. La distribución del ingreso es el producto de decisiones voluntarias descentralizadas de agentes que buscan maximizar su ganancia, atentos a esa constelación de costos y rentabilidades. El vínculo entre ambas dimensiones es directo. Por ej., una suba en el tipo de cambio real implica una mejora de los ingresos en moneda local de los capitalistas en el sector exportador mientras que, en promedio, los trabajadores suelen perder participación en la riqueza total.

Si bien se reconoce que observar los cambios en la distribución funcional del ingreso es relevante, analizar la cuestión a partir de la división de la sociedad en dos clases sociales identificadas con la posesión o no de los medios de producción implica perder de vista las grandes disparidades que existen (y se modifican) dentro de cada grupo. En particular, la distribución de los ingresos laborales dista de ser uniforme, ni siquiera normal y se comporta de manera muy semejante a la distribución del ingreso general de una economía (Neal et al., 1998). Uno de los indicadores “resumen” de las condiciones de esa distribución más famosos es el diferencial de ingresos por calificaciones o nivel de estudios, lo que se conoce como *skill premium*. En la literatura se han identificado una serie de factores que inciden sobre la evolución de esta variable; desde los más simples y universales cómo la oferta de trabajadores calificados y hasta otros más complejos e históricamente determinados como la extensión y relevancia de instrumentos de protección social cómo el salario mínimo. El objetivo de este trabajo es focalizar sobre los vínculos existentes entre el *skill premium* y el tipo de cambio real y la forma específica que toma esta relación en economías subdesarrolladas. El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera: en la segunda sección se repasan brevemente los argumentos planteados en la literatura para explicar la evolución de la brecha salarial por nivel de calificación. En la tercera se ahonda en los posibles efectos que el tipo de cambio real pueda generar sobre aquella variable haciendo foco en las estructuras productivas

de las economías latinoamericanas. En la quinta se presenta evidencia histórica acerca de la evolución del tipo de cambio real y de la brecha salarial para 13 países de la región. En la sexta se presentan los datos, el modelo a estimar y los resultados obtenidos. En la séptima y última se realizan los comentarios finales.

## 2. La brecha salarial por nivel de calificación en la literatura

El reconocimiento de que los ingresos laborales difieren según la calificación de los trabajadores puede rastrearse hasta los autores clásicos y la idea de Marx de trabajo potenciado y trabajo simple. El valor del mismo tiempo físico de trabajo podía diferir, simplemente porque uno era más productivo que otro (Marx, 1999). Desde otra concepción y más cercano en el tiempo, Mincer (1958) presentó un modelo en el que el hincapié estaba puesto en el esfuerzo monetario que un individuo tenía que realizar para educarse debido a que, al dedicar tiempo a su formación, resignaba años de ingresos laborales. Esa decisión de postergar el ingreso al mercado laboral sólo sería racional si luego el individuo recibiera un plus por su trabajo en relación al salario que hubiera obtenido como trabajador no calificado. La desigualdad en los ingresos era necesaria y justa, dado que generaba los incentivos básicos para que los trabajadores se calificaran y se volvieran más productivos. La tasa de interés, variable que medía la tasa de descuento de los ingresos futuros, pasaba a jugar un rol importante en la explicación de la brecha salarial. A medida que aumentaba también lo hacía el *skill premium* hasta que el individuo representativo alcance la indiferencia. Si bien la relación se evidenció en los países anglosajones a comienzos de la década de 1980 (Atkinson, 1997), el diferencial de ingresos siguió su curso a pesar de que en varias oportunidades las autoridades económicas hicieron frente a episodios de escasez de demanda con una baja en las tasas de interés.

Un segundo enfoque es el originado en la teoría neoclásica del comercio internacional. Si cada país se especializa productivamente en aquellos bienes cuya producción es intensiva en el factor abundante habrá una mayor demanda de este factor y, por ende, se elevará su precio relativo. Esto llevó a varios autores a plantear que el ensanchamiento del diferencial de ingresos a favor de los trabajadores calificados en el mundo desarrollado estaba explicado porque, en el comercio “norte-sur”, eran países con abundancia relativa de mano de obra calificada. Sin embargo, en los países en desarrollo, a pesar de contadas excepciones<sup>2</sup>, con abundancia relativa de trabajadores no calificados se debería haber dado una caída en el *skill premium*, mientras que en la realidad sucedió lo contrario al menos hasta comienzos del siglo XXI. La incidencia de las empresas multinacionales y las cadenas globales de valor en la división internacional del trabajo, la presunción de que los sectores protegidos previo a la liberación eran intensivos en mano de obra

---

<sup>2</sup> El teorema Stolper-Samuelson se cumple para Eslovenia en su proceso de integración a la Unión Europea dado que se incrementa la producción de manufacturas (intensiva en trabajo no calificado) y cae la de servicios (intensiva en trabajo calificado) (Cho/Díaz, 2013).

no calificada y la noción de que, al menos, los países en desarrollo de América Latina tienen abundancia relativa de recursos naturales y no de trabajo no calificado han sido algunas de las explicaciones que se han dado a la no comprobación del teorema Stolper-Samuelson. (Goldberg/Pavnick, 2007)

Otros autores han propuesto la idea de que el mercado laboral ha sido afectado a nivel global por un cambio técnico sesgado hacia los trabajadores calificados. A diferencia de la revolución tecnológica de comienzos del siglo XX que se caracterizó por ser ahorradora de mano de obra calificada, la revolución de las tecnologías de la información y la comunicación y el agotamiento del modelo de producción fordista han decantado en una demanda cada vez mayor de trabajadores calificados. Acemoglu (2000) plantea que el crecimiento de esta demanda ha sido lo suficientemente fuerte como para opacar el efecto que crecientes cantidades de graduados universitarios volcadas al mercado laboral pudieran tener sobre el *skill premium*. Si el trabajo calificado es un sustituto imperfecto del no calificado, un incremento en la productividad marginal del primero redundaría en una menor demanda relativa del segundo, y por ende, en un ensanchamiento de la brecha salarial. Este cambio técnico puede haber sido motivado por una caída en el costo del capital producto de los avances tecnológicos producidos en ese sector en particular. Si el trabajo calificado es más complementario con el capital que lo que lo es el no calificado, una caída en el costo del capital implica un incremento en el rendimiento marginal relativo del primero (Violante et al., 2000).

Cuando modifica sustancialmente los incentivos privados, la política económica tiene fuertes implicancias distributivas. En un trabajo sobre los efectos de las reformas estructurales aplicadas de forma extendida en América Latina Behrman et al. (2003) han encontrado que el *skill premium* respondió significativamente a la apertura de la cuenta capital y a la reforma fiscal. En efecto, tributos más regresivos elevaron el costo de producción de los bienes de consumo y abarataron el costo del capital. La liberalización de la cuenta capital les permitió a las empresas un mayor acceso al financiamiento para modernizar sus plantas productivas; conducta que fue motivada por la apertura comercial que intensificó la competencia interna. Los tres factores parecen haber confluído en cambios organizacionales y productivos muy importantes en las firmas locales que atentaron contra los trabajadores menos calificados.

Por último, la forma de organización política de los trabajadores, sus alianzas con otros sectores de la sociedad y el poder relativo del que dispongan, factores que se cristalizan en instrumentos concretos de política como el salario mínimo, subsidios a la formación de los trabajadores y planes de inserción laboral, deben ser considerados para analizar los vaivenes en el *skill premium* (Gottschalk/Smeeding, 1997) sobre todo en los países en desarrollo, economías que presentan arreglos institucionales débiles y cambiantes.

Si bien pueden presentarse como alternativos, estos enfoques pueden complementarse. De hecho, es probable que en realidad la evolución de la brecha salarial esté atravesada por una multiplicidad de variables que, a su vez, se codeterminan unas a otras. El tipo de cambio real, al

tratarse de una variable que altera los precios relativos de toda la economía, incide sobre el producto marginal de los factores, modifica la competitividad de los distintos sectores en el comercio mundial, produce un reordenamiento de las tasas de interés y de las carteras privadas, y, en ocasiones en las que se producen corridas cambiarias, puede debilitar un régimen político y erosionar el valor real de instrumentos de contención social como el salario mínimo. Más aún, hay motivos para pensar que la relación entre las dos variables no es unidireccional, sino que, por el contrario, hay retroalimentación. En la siguiente sección se exploran con mayor detalle los posibles vínculos entre el tipo de cambio real y el *skill premium*, a fin de considerarlos a la hora de evaluar lo ocurrido en las economías de América Latina.

### 3. El skill premium y el tipo de cambio real en las economías subdesarrolladas.

Los vínculos entre el tipo de cambio real y la brecha salarial son múltiples y la preeminencia de uno sobre otro es dependiente del contexto histórico en el que se dan.

El sector transable de la economía es aquel en el que las variaciones cambiarias impactan de forma más directa. Un fortalecimiento de la moneda local implica mayor competencia internacional sobre la industria doméstica, mientras que una depreciación estimula a las exportaciones dado el incremento en su rentabilidad (Cragg et al., 1996).

En los países en desarrollo el sector manufacturero es, o bien casi inexistente, o bien poco competitivo a nivel internacional y por lo general tiene una baja proporción de trabajadores calificados en su “función de producción”. Esto puede verse tanto en relación al sector manufacturero en los países desarrollados como al interior de las estructuras productivas de los propios países subdesarrollados, estructuras en las que actividades del sector terciario concentran una masa muy superior de mano de obra calificada de lo que lo hace la industria. Tomando como ejemplo los casos de Argentina, Colombia y Perú (tres países calificados como “*emerging industrial economies*” por la UNCTAD) en base a microdatos provenientes de encuestas de hogares se constata que la proporción de trabajadores calificados en el total de ocupados<sup>3</sup> en el rubro servicios es ampliamente superior a la misma proporción medida sobre la industria manufacturera. Como puede observarse en las siguientes tablas esto se debe a que el tamaño de las ramas industriales más intensivas en trabajo calificado como lo pueden ser la química, la farmacéutica y la de maquinaria y equipos es relativamente reducido a comparación de otras más intensivas en trabajo no calificado como la elaboración de alimentos y bebidas, la metalurgia básica y la industria textil, posiblemente debido al bajo estadio de desarrollo de las fuerzas productivas propio de los países en cuestión. En el rubro servicios coexisten actividades donde la mano de obra calificada es escasa, como el comercio, la construcción y los servicios de alojamiento y hospitalidad, con otras con una fuerte capacidad de absorción de trabajadores calificados como

---

<sup>3</sup> Se considera como trabajador calificado a aquel que posee al menos estudios terciarios/universitarios incompletos.

la enseñanza, las actividades profesionales y científicas, la administración pública y los servicios de salud, actividades que concentran masas de trabajadores de similar tamaño.

Sector	Rama productiva	Ocupados rama / Ocupados totales %	Calificados rama / Calificados totales %	Calificados / Ocupados por rama %
<b>Industria manufacturera</b>		<b>14.19</b>	<b>9.73</b>	<b>32.25</b>
	Elaboración de alimentos, bebidas y tabaco	3.87	2.54	30.94
	Confección textil y fabricación de cuero	3.32	1.77	25.07
	Fabricación de papel y actividades de impresión	0.96	0.75	37.00
	Productos derivados de la refinación de petróleo	0.16	0.18	52.94
	Productos químicos y farmacéuticos	0.91	0.98	50.53
	Plástico, caucho y minerales no metálicos	1.24	0.92	34.88
	Metales y productos derivados, excepto maquinaria	1.36	0.85	29.58
	Maquinaria y equipo	0.71	0.67	44.59
	Automóviles	0.34	0.31	42.86
	Otros equipos de transporte	0.22	0.33	69.57
	Fabricación de muebles	1.11	0.43	18.10
<b>Servicios</b>		<b>85.81</b>	<b>90.27</b>	<b>49.49</b>
	Suministro de agua y energía	1.68	2.12	59.43
	Construcción	7.48	3.03	19.08
	Comercio al por mayor y al por menor	19.93	15.31	36.14
	Alojamiento y hospitalidad	7.76	3.95	23.95
	Transporte, carga y almacenamiento	5.18	3.28	29.76
	Información y comunicación	2.95	3.42	54.55
	Actividades financieras y de seguros	3.32	5.31	75.22
	Actividades inmobiliarias y de locación de bienes	3.02	1.73	26.98
	Actividades profesionales, científicas y técnicas	5.05	6.62	61.67
	Administración pública y defensa	7.21	10.34	67.46
	Enseñanza	9.57	17.38	85.49
	Salud humana	8.17	13.47	77.61
	Otros servicios	4.52	4.32	44.92
	<b>Total</b>	<b>100.00</b>	<b>100.00</b>	<b>47.04</b>

Fuente: Departamento administrativo nacional de estadística (DANE). Colombia. GEIH 2013

Sector	Rama productiva	Ocupados rama / Ocupados totales %	Calificados rama / Calificados totales %	Calificados / Ocupados por rama %
<b>Industria manufacturera</b>		<b>16.13</b>	<b>11.52</b>	<b>34.26</b>
	Elaboración de alimentos, bebidas y tabaco	0.29	0.44	72.80
	Confección textil y fabricación de cuero	6.99	4.52	31.00
	Fabricación de papel y actividades de impresión	3.24	1.52	22.47
	Productos derivados de la refinación de petróleo	0.73	0.24	15.77
	Fabricación de sustancias y productos químicos	0.38	0.16	20.18
	Fabricación de productos farmacéuticos	0.41	0.31	36.58
	Plástico, caucho y minerales no metálicos	0.69	0.78	54.46
	Metales y productos derivados, excepto maquinaria	1.07	1.21	54.58
	Maquinaria y equipo	1.72	1.78	49.67
	Automóviles	0.41	0.48	56.18
	Otras industrias	0.19	0.07	17.38
<b>Servicios</b>		<b>83.87</b>	<b>88.48</b>	<b>50.61</b>
	Suministro de agua y energía	1.17	0.87	35.69
	Construcción	0.18	0.14	37.55
	Comercio al por mayor y al por menor	12.70	6.41	24.20
	Transporte, carga y almacenamiento	15.54	14.70	45.38
	Alojamiento y hospitalidad	6.95	4.66	32.16
	Información y comunicación	4.32	3.33	36.96
	Actividades financieras y de seguros	3.34	5.22	74.89
	Actividades profesionales, científicas y técnicas	18.71	22.09	56.64
	Administración pública y actividades de apoyo	12.09	19.89	78.92
	Enseñanza	4.51	7.07	75.29
	Otros servicios	4.37	4.11	45.12
	<b>Total</b>	<b>100.00</b>	<b>100.00</b>	<b>47.97</b>

Fuente: Instituto nacional de estadística e informática (INEI). Perú. ENAHO 2013 4Q



Tabla 3. Argentina 2013				
Sectores	Ramas productivas	Ocupados rama / Ocupados totales %	Calificados rama / Calificados totales %	Calificados / Ocupados por rama %
<b>Industria manufacturera</b>		<b>14.92</b>	<b>8.85</b>	<b>23.09</b>
	Elaboración de alimentos, bebidas y tabaco	3.19	1.27	15.54
	Confección textil y fabricación de cuero	2.27	0.84	14.33
	Madera y derivados, excepto muebles	0.30	0.03	4.08
	Fabricación de papel y actividades de impresión	0.63	0.32	20.19
	Productos derivados de la refinación de petróleo	0.08	0.07	37.63
	Fabricación de sustancias y productos químicos	0.80	0.79	38.51
	Fabricación de productos farmacéuticos	0.72	0.82	44.83
	Productos de caucho y plástico	0.72	0.38	20.58
	Productos de minerales no metálicos	0.50	0.33	25.85
	Metales y productos derivados, excepto maquinaria	2.04	1.06	20.29
	Equipos electrónicos, informáticos y ópticos	0.27	0.36	51.79
	Maquinaria y equipos eléctricos	1.01	1.06	40.81
	Vehículos automotores	1.09	0.85	30.25
	Otros vehículos	0.21	0.07	13.12
	Otras industrias	1.11	0.59	20.48
<b>Servicios</b>		<b>85.08</b>	<b>91.15</b>	<b>41.70</b>
	Suministro de energía	0.45	0.54	47.36
	Agua y saneamiento	0.93	0.40	16.79
	Construcción	8.38	2.43	11.28
	Comercio al por mayor y al por menor	15.78	10.56	26.05
	Transporte, carga y almacenamiento	6.75	3.56	20.55
	Alojamiento y hospitalidad	3.90	2.84	28.34
	Información y comunicación	2.66	4.19	61.25
	Actividades financieras, de seguros e inmobiliarias	3.15	5.21	64.45
	Actividades profesionales, científicas y técnicas	3.27	5.23	62.18
	Actividades administrativas y auxiliares	4.16	2.83	26.51
	Administración pública y defensa	12.02	15.26	49.42
	Enseñanza	10.99	22.57	79.97
	Salud humana	6.94	10.90	61.10
	Artes, entretenimiento y recreación	1.91	1.99	40.41
	Otros servicios	3.79	2.64	27.13
	<b>Total</b>	<b>100.00</b>	<b>100.00</b>	<b>38.93</b>

Fuente: Instituto nacional de estadísticas y censos (INDEC). Argentina. EPH 2013 2Q

Para el caso específico de las economías industriales emergentes, esta industria que se encuentra en franco crecimiento requiere de insumos importados que no pueden conseguirse en la economía doméstica dada la “porosidad” que la estructura productiva presenta en los sectores de bienes de capital. Por consiguiente, una apreciación cambiaria tiene el doble efecto de abaratar relativamente al capital en relación al trabajo y a promover la modernización productiva requerida para subsistir en un mercado mucho más competitivo debido al ingreso de los productores extranjeros. A priori, si se asume que el capital es más complementario con el trabajo calificado, la demanda de éste debería elevarse y con ella la brecha salarial. A su vez, dada la poca especificidad de la labor que realizan los trabajadores no calificados, su rotación, que se acentúa en períodos de apreciación, repercute negativamente en su trayectoria de ingresos futuros. En estudios sobre la industria manufacturera de Estados Unidos Campa et al. (1998) hallaron que las industrias intensivas en trabajo no calificado exhiben una elasticidad de empleo más alta que de salarios ante cambios en el tipo de cambio real, mientras que Goldberg et al. (2001) han demostrado que los efectos son asimétricos; es decir, lo que se incrementa el *skill premium* durante las apreciaciones no se logra compensar en las depreciaciones.

Por su parte una depreciación genera incentivos para los exportadores, quienes al entrar en el mercado global enfrentan consumidores más sofisticados lo que los lleva a buscar innovaciones tanto de producto como de procesos. Estas innovaciones suelen estar aparejadas con la

incorporación de personal calificado por lo que, a priori, es un elemento que empuja al alza al *skill premium*. En un panel con datos de empresas chilenas Alvarez et al. (2009) encuentran que la depreciación de la moneda no elevó la probabilidad de exportar, pero si la intensidad de las exportaciones para las firmas que ya tenían experiencia en el mercado global. A su vez, encontraron una correlación positiva y significativa entre el tipo de cambio real y la brecha salarial.

Un factor que moldea la intensidad del vínculo entre ambas variables es la estructura competitiva del mercado. Campa et al. (1998) encontraron que a menor competencia, menor impacto del tipo de cambio real sobre los precios y los salarios de una industria. Es de esperar, entonces, que economías que se caracterizan por presentar sectores con elevados niveles de concentración (incluso cuasi monopolísticos) como las de América Latina (Schneider, 2009), los efectos estén atenuados.

Por último existen argumentos teóricos que descartan que el tipo de cambio real determine unilateralmente al *skill premium*. Dentro de un enfoque de economía política Iversen/Soskice (2010) buscan resolver la aparente paradoja de que aquellos países con monedas fuertes son a su vez grandes exportadores en el mercado mundial. El eje del argumento está puesto en la formación de capacidades productivas y las coaliciones políticas. Programas amplios de formación de personal subsidiados por el Estado generan abundancia del factor clave en el sector exportador (trabajo calificado). Esos programas son organizados por sindicatos fuertes, quienes a su vez abogan por la compresión de salarios, es decir bajas brechas salariales. El costo laboral unitario del sector no transable es elevado, por lo tanto también lo es el nivel general de precios lo que mantiene baja a la paridad cambiaria (una suerte de Balassa-Samuelson motivado por la organización socioeconómica). De todos modos la calidad del sector exportador, apuntalada por una clase trabajadora altamente calificada le otorga competitividad a la economía. En este caso la relación es directa. Bajos niveles de *skill premium* están asociados a monedas apreciadas.

En conclusión puede decirse que, a priori, no puede establecerse si una depreciación irá acompañada de una caída o de un alza del *skill premium* y que el efecto final dependerá de la potencia de los efectos parciales mencionados por lo que el contexto histórico en el que se evalúe la relación se torna determinante.

Un punto que merece destacarse es el de la velocidad de ajuste de las variables que operan como canales de transmisión entre la volatilidad cambiaria y la brecha salarial. Obviando el comercio “Sur-Sur” que tiene un corte más intraindustrial pero que no tiene mucho peso en el comercio total, las economías latinoamericanas<sup>4</sup> se insertan en el mercado mundial fundamentalmente como proveedores de materias primas, en algún caso con cierto grado de elaboración, y como importadores de productos manufacturados complejos y/o de bienes de capital. (Hausmann et al, 2011). La mejora en los términos de intercambio por el auge del precio de las *commodities* ha

---

<sup>4</sup> De las economías de la muestra Costa Rica es una excepción a esta caracterización dado su patrón de integración comercial con los Estados Unidos.

fortalecido la reprimarización de la oferta exportable de la región. (CEPAL, 2012). Por consiguiente, si bien está sujeta a shocks climáticos y al avance tecnológico, a corto plazo la oferta exportable suele ser relativamente fija e inelástica ante cambios en los precios relativos. Por el contrario, las importaciones suelen acompañar el ritmo de la actividad económica por lo que se ven rápidamente afectadas ante devaluaciones reales bruscas que provoquen fuertes caídas del salario real y de la demanda efectiva. Puede esperarse, entonces, que a corto plazo, incrementos en el tipo de cambio real estén asociados a caídas en el *skill premium* dado que el efecto bajista por el lado de las importaciones (menos incorporación de capital, empuje de la industria sustitutiva) no se ve compensado por el efecto alcista por el lado de las exportaciones (la oferta de bienes primarios es fija y el desarrollo de exportaciones no convencionales tiene un plazo de maduración mediano). A mediano plazo, sin embargo, si la autoridad económica es capaz de sostener un tipo de cambio real competitivo, la restricción externa se alivia y los incentivos a exportar comienzan a hacer su trabajo; los recursos productivos fluyen hacia este sector y la demanda de trabajo calificado se recompone.

En la siguiente sección se analiza desde una perspectiva histórica y cualitativa el comportamiento de las dos variables clave de este trabajo en las últimas dos décadas de una buena parte de las economías latinoamericanas.

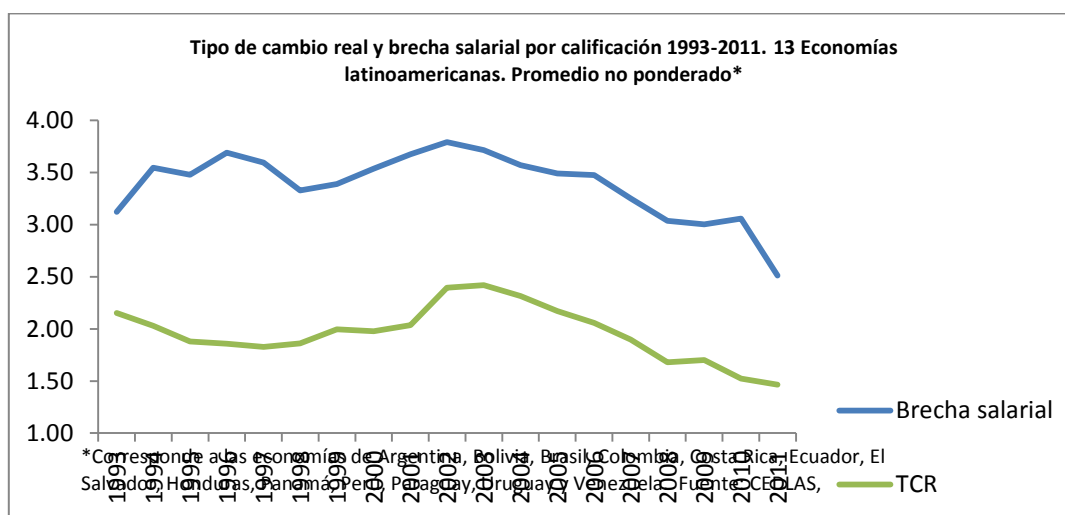
#### 4. El *skill premium* y el tipo de cambio real en Latinoamérica. Tendencias de las últimas dos décadas.

La ya mencionada volatilidad que acusaron las economías latinoamericanas principalmente a lo largo de la década de 1990 puede verse reflejada en una variedad de indicadores del comportamiento de estas economías. El *skill premium* no es una excepción. Tanto aquellas sociedades que históricamente se caracterizaron por ser más equitativas como las que entraron en esa década con una elevada desigualdad de ingresos experimentaron un alza en la brecha salarial en esa década. Como se mencionó las reformas estructurales que se adoptaron a lo largo del continente parecen haber sido uno de los determinantes de esta tendencia hacia una mayor desigualdad de ingresos. Opuesta ha sido la historia en la última década. Un desempeño macroeconómico más sólido que permitió una fuerte reducción en el desempleo y políticas públicas destinadas a paliar la situación socioeconómica de los más desprotegidos (Cornia, 2012) ha contribuido a una mejora sustancial en los indicadores de desigualdad. Si tomamos el promedio no ponderado de las 13 economías de la muestra en el año 2002 el diferencial se había incrementado el algo más del 21 % con respecto al año 1993, mientras que sólo 8 años más tarde se había logrado una equidad no experimentada en los 17 años anteriores.

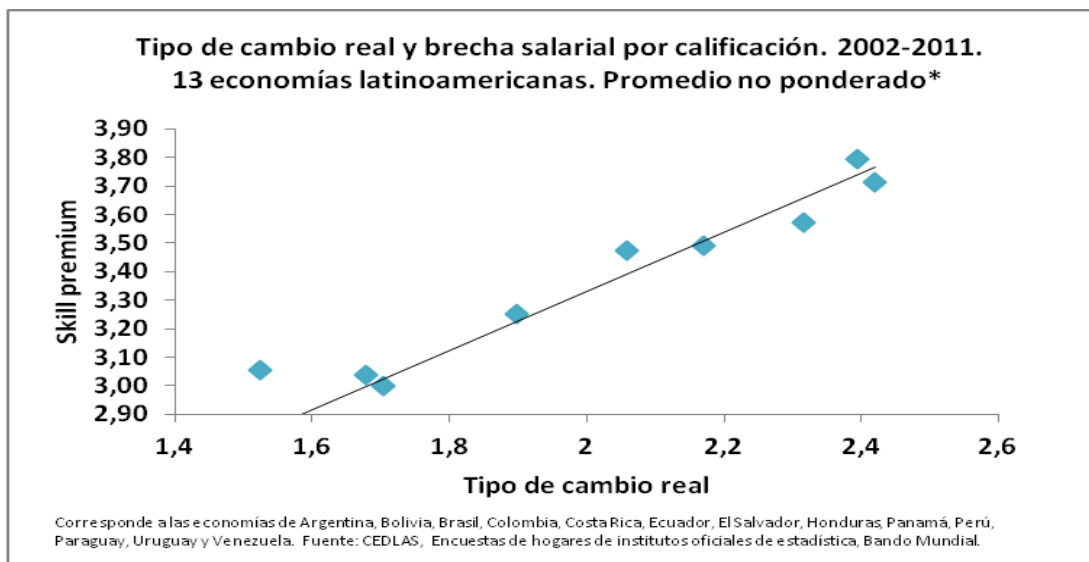
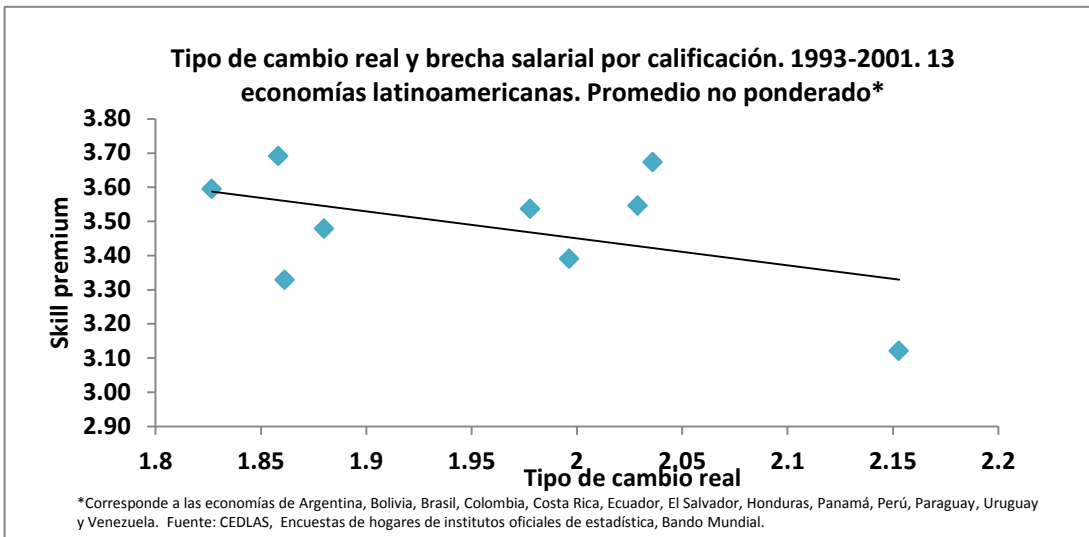
Al interior de la región el panorama dista de ser homogéneo (ver Apéndice I). Costa Rica, Colombia y Brasil quizás sean los países en los que la evolución del *skill premium* se replica lo ocurrido a nivel regional, pero estos casos coexisten con otros como Honduras, Perú y El Salvador en los que el comportamiento ha sido más errático. Asimismo, si bien en general se ve una tendencia

decreciente de la desigualdad laboral hay economías, como Brasil y Colombia que presentan niveles históricamente más elevados que otras como Argentina y Uruguay que se caracterizan por ser de las más igualitarias de América Latina (Gasparini et al., 2012).

Con respecto al tipo de cambio real se pueden observar nuevamente comportamientos disímiles a comienzos de la década de 1990 (ver Apéndice I). Argentina, Brasil y Uruguay adoptaron, si bien con distintos puntos de partida, esquemas cambiarios rígidos que implicaron un fortalecimiento de la moneda nacional con el fin de utilizar el tipo de cambio como ancla nominal. Otros, como Venezuela, Colombia y Honduras, gozaban de una competitividad vía precios que no volvieron a tener hasta la actualidad. Hacia fines de la década la sucesión de crisis cambiarias y de balance de pagos en las dos mayores economías de la región se ve reflejado en un alza generalizada del tipo de cambio real. A partir de ese momento la evolución a nivel regional explica con aceptable precisión lo sucedido a nivel nacional. Hubo una marcada apreciación real de las monedas domésticas a pesar de la estrategia de acumulación de reservas adoptada por gran parte de los gobiernos latinoamericanos.

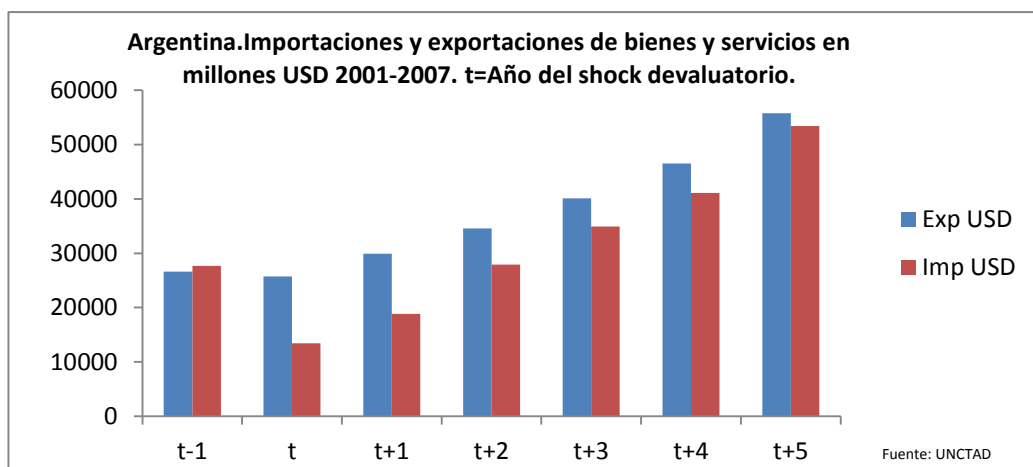


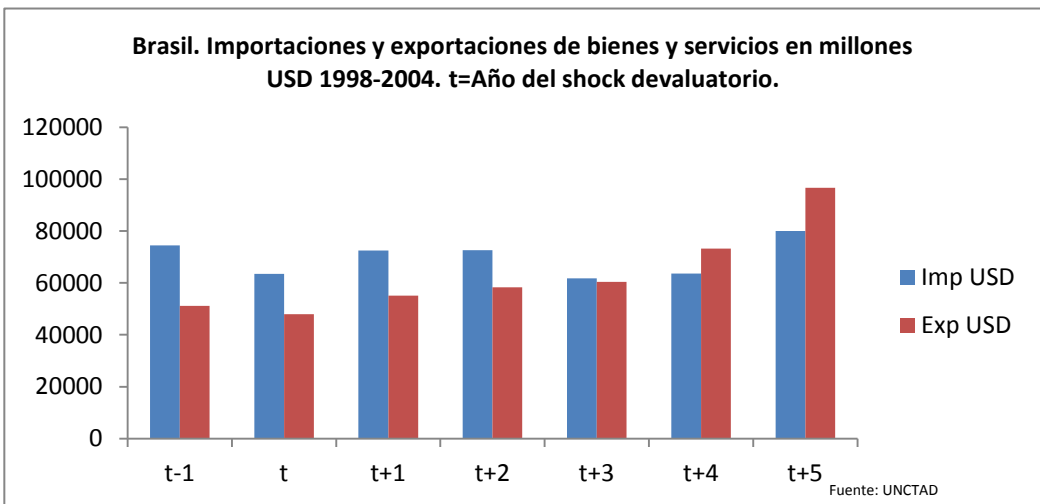
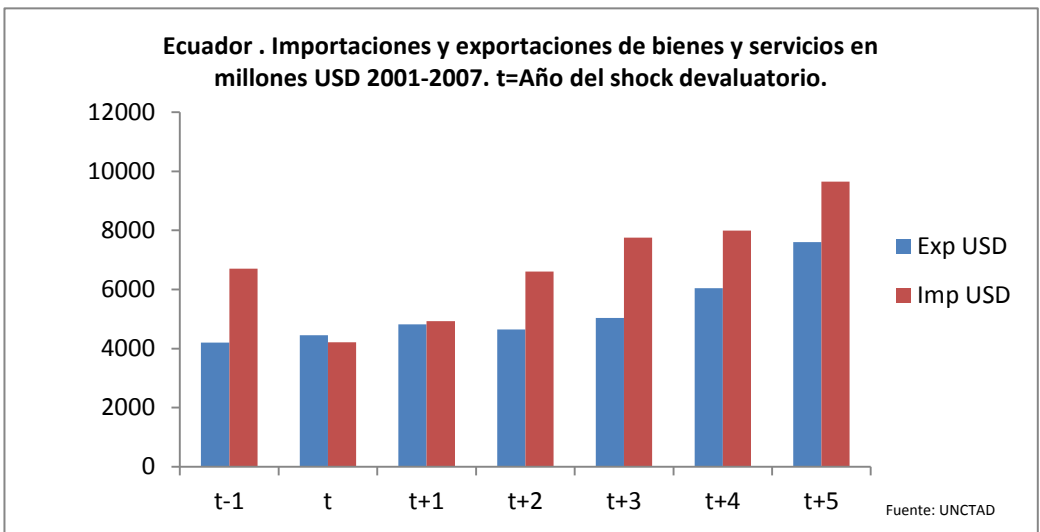
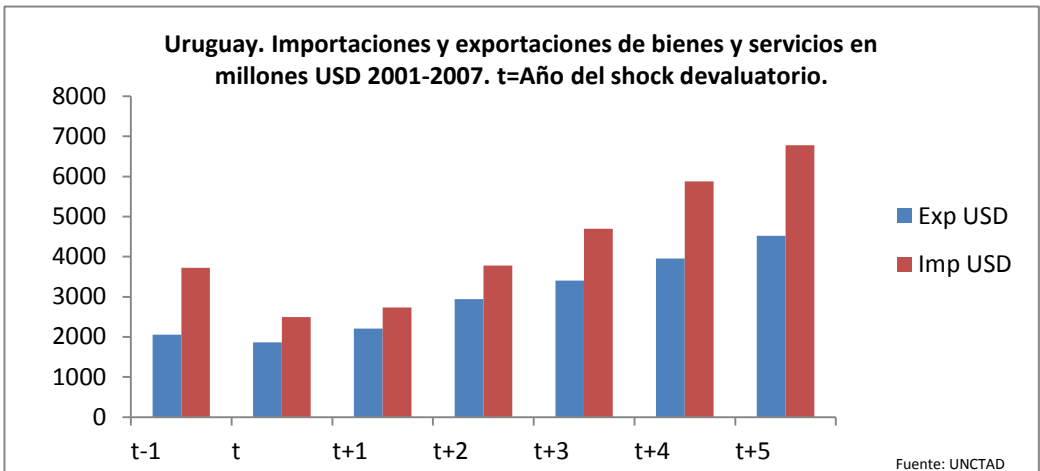
No surge una relación clara y estable entre el tipo de cambio real y la brecha salarial. En la década de 1990 el vínculo parece ser inverso mientras que a partir del 2002 la evolución de ambas variables parece ir en el mismo sentido. A nivel país es aún más difícil establecer algún tipo de vínculo dado que las realidades, sobre todo en lo concerniente a la desigualdad en los ingresos laborales, son muy distintas.



Es menester avanzar hacia un análisis cuantitativo que involucre otras variables con el objetivo de aislar el efecto específico que la paridad cambiaria pueda ejercer sobre el *skill premium*. Antes de avanzar en esa dirección, es interesante estudiar los casos más bruscos de alteraciones del tipo de cambio real. En la sección anterior se indicó que las velocidades de ajuste de las importaciones y de las exportaciones podía diferir (siendo más veloz el ajuste por el lado de las primeras) y que ello podría generar una mutación a través del tiempo del efecto del tipo de cambio real sobre el *skill premium*. A lo largo de los 19 años que cubre la muestra se registraron 4 episodios de fuertes devaluaciones: Argentina-2002 (depreciación real anual del 139.5 %), Uruguay-2002 (depreciación real anual del 43.9 %), Brasil-1999 (depreciación real anual del 46.2 %) y Ecuador-1999 (depreciación real anual del 33.2 %).

En todos los casos las importaciones demuestran ser más sensibles que las exportaciones en los años posteriores al shock cambiario. Si se toma por caso el de Argentina en 2002, las importaciones medidas en USD se desplomaron casi un 50 % (de más de USD 27600 millones a poco más de USD 13000 millones) mientras que las exportaciones respondieron más gradualmente y sólo llegaron a duplicarse 5 años después gracias al sostenimiento de un tipo de cambio real competitivo a lo largo de ese periodo (Frenkel et al., 2011). Un comportamiento similar se observa en los otros 3 casos aunque algo más atenuado en los años siguientes a la devaluación del Real en 1999. Es, a su vez, muy interesante ver cómo a medida que la economía recompone su situación externa gracias a la entrada de divisas por mayores exportaciones y se alienta un proceso de industrialización, rápidamente se vuelve a niveles de gasto en importaciones similares o incluso superiores al existente previo a la devaluación. Es de esperar, entonces, que si una depreciación real reduzca la brecha salarial a través de una menor demanda de trabajadores calificados por la baja en las importaciones tanto de capital como de bienes finales, lo haga en el corto plazo y de forma inmediata. A mediano plazo tanto por el lado de las exportaciones, como por el de las importaciones el efecto de un alza en el tipo de cambio debería ir en el sentido de elevar el *skill premium*.





## 5. Datos, técnicas de estimación y resultados

Para llevar a cabo la investigación se requieren datos sobre las dos variables clave: el *skill premium* y el tipo de cambio real, y también sobre una serie de variables que, a priori, afectan a la variable dependiente con el fin de igualar las condiciones iniciales<sup>5</sup>. En la literatura se conoce como *skill premium* a la brecha salarial entre los trabajadores calificados y no calificados. En la práctica la medida usualmente más utilizada es el cociente entre el promedio del salario horario de los trabajadores con estudios terciarios incompletos o más y el salario horario promedio de los trabajadores con estudios primarios completos o menos. La serie reportada surge de restringir la muestra a los hombres mayores a 25 años con el fin de capturar diferencias en los “ingresos permanentes” de los individuos<sup>6</sup>. Los valores definitivos son el resultado del promedio simple de los ingresos horarios reportados por los trabajadores activos en relación de dependencia para las 13 economías emergentes mencionadas en las respectivas encuestas de hogares y/o censos nacionales<sup>7</sup>.

La serie del tipo de cambio real se construyó en base a un índice tradicional de desalineamiento (*misalignment*) publicado por el Banco Mundial<sup>8</sup>. Se trata del cociente entre el tipo de cambio nominal equivalente a la paridad del poder adquisitivo entre una canasta de bienes y servicios representativa de la economía en cuestión y de Estados Unidos (a partir del deflactor del PBI anual) y el promedio anual del tipo de cambio nominal oficial de mercado. Por construcción la inversa del índice es simplemente el tipo de cambio real<sup>9</sup>.

---

<sup>5</sup> El objetivo primordial de agregar variables de control en regresiones basadas en mínimos cuadrados clásicos y sus derivados es igualar las condiciones iniciales del experimento con el fin de evitar sesgos por omisión de variables e identificar el verdadero efecto que la variable de interés produce en la variable dependiente. En la práctica es casi imposible controlar por todos los factores relevantes fundamentalmente por la carencia de datos. Posibles problemas de endogeneidad surgida por la escasez de información son tratados más adelante.

<sup>6</sup> Es preferible no incluir a los trabajadores en edades tempranas ya que aquellos que se forman en la educación superior suelen tener ingresos iniciales bajos, muy distintos a los prevalecientes en la trayectoria futura lo que puede generar la falsa sensación de equidad con los ingresos de los trabajadores menos calificados.

<sup>7</sup> En el apéndice II se detallan las encuestas de hogares y los censos que sirvieron como fuentes secundarias de información.

<sup>8</sup> Para el caso de Argentina el indicador se construyó a partir del tipo de cambio nominal correspondiente a la PPP publicado por el FMI y el promedio anual del tipo de cambio nominal oficial publicado por el Banco Mundial.

<sup>9</sup> Sea  $q_{ij}$  = Tipo de cambio real medido en canastas de bienes y servicios de la economía  $i$  que se requieren para hacerse de una misma canasta de la economía  $j$ ,  $e_{ij}$  = Tipo de cambio nominal medido en unidades monetarias del país  $i$  requeridas para adquirir una unidad monetaria del país  $j$ ,  $P_i$  = Nivel de precios en la



En base a lo mencionado en la sección 2 y un repaso de los trabajos empíricos acerca de la naturaleza y las causas del *skill premium* se utilizan una serie de variables de control cuya finalidad es aislar el efecto específico que el tipo de cambio real genere sobre la variable dependiente. En el Apéndice II se detallan las variables involucradas, el indicador utilizado y la fuente.

La base de datos contiene 13 variables de 13 economías a lo largo de 19 años, lo que da un total de 3211 observaciones. De ese total hay 65 observaciones “vacías” o con datos no reportados. Aun así se trata de un panel fuertemente balanceado en el que tienen validez las propiedades de la teoría asintótica.

El modelo a estimar es uno lineal estocástico que vincula al *skill premium*, como variable dependiente, con el tipo de cambio real y una serie de variables de control que debajo se detallan. Como regresor se utilizó tanto el tipo de cambio real en niveles cómo la primera diferencia. El primer indicador puede dar cuenta mejor del efecto que un tipo de cambio competitivo estable tiene sobre el *skill premium*, mientras que el segundo permite capturar los efectos de corto plazo. En términos analíticos el modelo a estimar es el siguiente:

$$\omega_{it} = \beta_0 + \beta_1 rer_{it} + \alpha_1 educ_{it} + \alpha_2 k_{it} + \alpha_3 pbipc_{it} + \alpha_4 ied_{it} + \alpha_5 rir_{it} + \alpha_6 wmin_{it} + \alpha_6 unen_{it} + \delta E + \gamma q_i + \varepsilon_{it}$$

$i = País(Argentina, \dots, Venezuela)$   
 $t = Año(1993, \dots, 2011)$

Donde,  $\omega_{it}$  es el *skill premium*,  $rer_{it}$  es el tipo de cambio real,  $educ_{it}$  es la cantidad de años promedio de escolaridad de la población adulta,  $k_{it}$  es la relación capital/producto,  $pbipc_{it}$  es el producto bruto interno per cápita,  $ied_{it}$  es el stock de inversión extranjera directa como porcentaje del PBI,  $rir_{it}$  es la tasa de interés real,  $unen_{it}$  es la tasa de desempleo,  $wmin_{it}$  representa al salario mínimo real,  $E$  es un vector que contiene variables relativas a la estructura productiva,  $q_i$  la heterogeneidad inobservable (que se supone fija en el tiempo), y  $\varepsilon_{it}$  el error estocástico. Las variables en cursiva están medidas en logaritmos naturales de sus niveles.

El método escogido es el de efectos fijos. Se supone más adecuado que el de efectos aleatorios debido a que la heterogeneidad inobservable bien puede estar correlacionada con uno o más de los regresores. Por ej., uno de los factores que probablemente incida en la oferta de trabajadores calificados, y por ende, en el *skill premium* es el costo de la educación cómo ha sido señalado en

---

economía  $i$ ,  $P_j$  = nivel de precios en la economía  $j$  e  $I_{ij} = \frac{P_i}{P_j} / e_{ij}$  = Índice de desalineamiento del BM.

$$q_{ij} = e_{ij} * \frac{P_j}{P_i} \rightarrow q_{ij} = \frac{1}{I_{ij}} .$$

varios modelos teóricos (Galor/Zeira, 1993). Lamentablemente no se halló información precisa y confiable que pueda aproximarle por lo que en la estimación es parte de la heterogeneidad inobservable. Uno de los regresores es la cantidad de años de escolaridad promedio de los adultos. Es muy probable que haya correlación entre esos dos factores. Si el modelo se estimara por efectos aleatorios se estaría incurriendo en sesgos importantes. Eso no ocurre cuando se aplican efectos fijos. (Wooldridge, 2002).

A continuación se reproduce una tabla con las variables involucradas en la regresión y el signo esperado del coeficiente estimado:

Tabla 4													
Regresor	Trend	Educ	KY	PBIpc	RER	IED	RIR	Wmin	Unen	Man	Imp	Exp	High tech
Signo esperado del coeficiente de correlación	(+)	(-)	(+)	(+)	(?)	(+)	(+)	(-)	(+)	(-)	(+)	(?)	(+)

Repasando lo previamente comentado en las secciones 2 y 3:

- El progreso técnico de las últimas décadas estuvo asociado a la incorporación de las tecnologías de la información y la comunicación en los procesos productivos, lo que genera un paulatino incremento en la demanda de trabajo calificado. La tendencia, entonces, debería ser alcista.
- Un incremento en la oferta relativa de trabajo calificado (aquí aproximado por la edad media de años de escolaridad de la población) se vincula con una caída del *skill premium* debido a que aquel se vuelve un factor menos escaso.
- A mayor capital mayor demanda relativa de trabajo calificado por la complementariedad entre ambos.
- Un mayor ingreso bruto per cápita es indicador de una economía más productiva, en donde el progreso técnico está operando de forma más intensa. Por ende, la relación con el *skill premium* debería ser directa.
- Un tipo de cambio real elevado estimula a las exportaciones y reduce las importaciones. El primer efecto impulsa a la brecha salarial mientras que el segundo la retrae. El efecto final es, a priori, indeterminado.
- La inversión extranjera directa implica, o bien la relocalización de actividades de una multinacional (actividades que sean intensivas en trabajo calificado desde la perspectiva del país en desarrollo), o bien la adquisición de otra firma local y la incorporación de prácticas de avanzada. Ambos factores empujarían al alza al *skill premium*.

- La tasa de interés real se relaciona positivamente con el *skill premium* por dos motivos. En primer lugar, se eleva la tasa de descuento y el diferencial requerido por el trabajador a la hora de educarse (Mincer, 1958). Por otra, una mayor tasa de interés recorta el acceso de quienes tienen poco *collateral* para educarse, lo que reduciría la oferta de trabajo calificado.
- Cómo, a priori, se descuenta que en la cola inferior de la distribución de ingresos laborales hay una mayor proporción de trabajadores no calificados, un alza en el salario mínimo real genera una caída en la brecha salarial.
- El desempleo al golpear más intensamente a los trabajadores no calificados implica una caída en su ingreso relativo.
- En las economías subdesarrolladas la industria manufacturera está dominada por sectores intensivos en trabajo no calificado por lo que una mayor participación de la industria sobre el producto debería tener un impacto negativo sobre la brecha salarial.
- Si es válida la hipótesis de complementariedad entre trabajo calificado y capital, importaciones de equipo, maquinaria y bienes intermedios deberían producir un alza del *skill premium*. Importaciones de bienes de consumo, que desplacen a las firmas locales de la industria sustitutiva deberían provocar una caída en la demanda de trabajadores no calificados.
- A grandes rasgos una mayor participación de las exportaciones sobre el producto debería implicar una mayor cantidad de firmas tecnológicamente avanzadas que pueden competir en el mercado global. Sin embargo, los países de la región se caracterizan por tener ventajas comparativas en la extracción de recursos naturales y una buena parte de sus exportaciones se basan en productos primarios con poca elaboración. No es tan claro, entonces, que más exportaciones en general provoquen una mayor demanda de trabajadores calificados.
- Para aislar el efecto alcista de las exportaciones sobre la brecha salarial se introduce como regresor un indicador de la proporción de productos de alta intensidad tecnológica sobre el total de las exportaciones.

Se estimaron 7 modelos con el estimador de efectos fijos para paneles con distintas combinaciones de los regresores mencionados. Los modelos 8 y 9 sólo se diferencian del 4 y 5 respectivamente por corregir los errores estándar ante la posibilidad de heterocedasticidad en los residuos, por lo que presentan errores estándar robustos (Wooldridge, 2002). Los resultados fueron los siguientes:

Tabla 5								
Variable dependiente: Logaritmo natural del cociente entre el salario horario promedio de los trabajadores calificados y los no calificados ( <i>ws/wu</i> )								
Regresores	Signo esperado	Efectos fijos	Efectos fijos	Efectos fijos	Efectos fijos	Efectos fijos	Efectos fijos	Efectos fijos
		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7
Trend	+	0.0025 (0.0057)	0.0025 (0.0056)	0.0033 (0.0063)	-0.0021 (0.0072)	-0.0089 (0.0062)	0.0060 (0.0084)	0.0043 (0.0070)
<i>educ</i>	-	<b>-1.1399***</b> (0.2784)	<b>-0.9936***</b> (0.2813)	<b>-0.7647***</b> (0.2844)	<b>-0.6935**</b> (0.2795)	<b>-0.4972*</b> (0.2763)	-0.4001 (0.3197)	-0.3344 (0.2995)
<i>K/Y</i>	+	<b>0.2117***</b> (0.0617)	<b>0.1746***</b> (0.0628)	-0.0149 (0.0796)	-0.0767 (0.0778)	-0.0080 (0.0753)	<b>-0.2022**</b> (0.0813)	<b>-0.1484*</b> (0.0760)
<i>PBI/pc</i>	+	0.0692 (0.1762)	0.0495 (0.1742)	0.0938 (0.2115)	-0.1061 (0.2092)	0.0363 (0.2034)	<b>-0.6254***</b> (0.2374)	<b>-0.5393**</b> (0.2240)
<i>RER</i>	?		<b>0.1262**</b> (0.0514)	<b>0.0936*</b> (0.0532)	<b>0.1904***</b> (0.0634)	<b>0.4627***</b> (0.1424)	<b>0.1928***</b> (0.0618)	<b>0.5650***</b> (0.1430)
IED	+			<b>0.0050***</b> (0.0015)	<b>0.0052***</b> (0.0015)	<b>0.0054***</b> (0.0014)	<b>0.0045***</b> (0.0014)	<b>0.0046***</b> (0.0014)
RIR	+			0.0001 (0.0008)	0.0001 (0.0008)	0.0002 (0.0008)	0.0010 (0.0008)	<b>0.0013*</b> (0.0007)
<i>Wmin</i>	-			<b>-0.0008*</b> (0.0004)	-0.0006 (0.0004)	-0.0004 (0.0004)	-0.0002 (0.0004)	-0.0001 (0.0004)
<i>Unen</i>	+			<b>0.0115*</b> (0.0060)	<b>0.0109*</b> (0.0058)	0.0088 (0.0058)	0.0064 (0.0060)	0.0046 (0.0057)
<i>man</i>	-				<b>-0.0151**</b> (0.0066)		<b>-0.0205***</b> (0.0070)	
<i>exp</i>	?				<b>-0.0072**</b> (0.0030)		<b>-0.0052*</b> (0.0029)	
<i>imp</i>	+				<b>0.0085***</b> (0.0028)		<b>0.0068**</b> (0.0027)	
<i>high tech</i>	+				0.0013 (0.0014)		<b>0.0036**</b> (0.0014)	
<i>man*rer</i>	-					<b>-0.0216***</b> (0.0069)		<b>-0.0282***</b> (0.0069)
<i>high tech*rer</i>	+					<b>0.0037***</b> (0.0017)		<b>0.0075***</b> (0.0018)
<i>ws/wu(-1)</i>	+						<b>0.1887**</b> (0.0731)	<b>0.1713**</b> (0.0716)
Constante		-2.8672 (10.0031)	-2.9456 (9.8779)	8.3937 (11.3226)	7.9040 (13.2513)	<b>19.6140*</b> (11.2658)	-4.1699 (15.4446)	-2.1206 (12.3811)
Observaciones		214	214	214	208	208	185	185
F-test (p value)		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R <sup>2</sup>	Within	0.2475	0.2699	0.3277	0.3827	0.3775	0.4668	0.4941
	Between	0.0992	0.1117	0.2965	0.1898	0.1577	0.1763	0.1744
	Total	0.1863	0.2065	0.2541	0.2979	0.2996	0.3790	0.4182

\*\*\*99 % de confianza, \*\*95 % de confianza, \*90% de confianza. ( ) errores estándar OLS

Tabla 6					
Variable dependiente: Logaritmo natural del cociente entre el salario horario promedio de los trabajadores calificados y los no calificados ( <i>ws/wu</i> )					
Regresores	Signo esperado	Efectos fijos	Efectos fijos	GMM	GMM
		Modelo 8	Modelo 9	Modelo 1	Modelo 2
Trend	+	-0.0021 [0.0117]	-0.0089 [0.0111]	0.0049 (0.0104)	0.0059 (0.0089)
<i>educ</i>	-	<b>-0.6935**</b> [0.2604]	<b>-0.4972*</b> [0.2757]	-0.3490 (0.3897)	-0.3609 (0.3592)
K/Y	+	-0.0767 [0.1068]	-0.0080 [0.0998]	<b>-0.2333**</b> (0.1004)	<b>-0.2364***</b> (0.0925)
<i>PBIpc</i>	+	-0.1061 [0.3470]	0.0363 [0.3500]	<b>-0.5739**</b> (0.2861)	<b>-0.6703***</b> (0.2590)
<i>RER</i>	?	<b>0.1904**</b> [0.0761]	<b>0.4627**</b> [0.1958]	<b>0.3066***</b> (0.0769)	<b>0.8842***</b> (0.1889)
IED	+	<b>0.0052***</b> [0.0011]	<b>0.0054***</b> [0.0013]	0.0028 (0.0019)	<b>0.0037**</b> (0.0017)
RIR	+	0.0001 [0.0008]	0.0002 [0.0008]	0.0001 (0.0009)	-0.0001 (0.0009)
Wmin	-	<b>-0.0006*</b> [0.0003]	-0.0004 [0.0003]	0.0005 (0.0005)	-0.0004 (0.0005)
Unen	+	<b>0.0109*</b> [0.0055]	0.0088 [0.0059]	0.0006 (0.0075)	0.0041 (0.0067)
man	-	<b>-0.0151**</b> [0.0064]		<b>-0.0239***</b> (0.0092)	
exp	?	<b>-0.0072**</b> [0.0021]		<b>-0.0055*</b> (0.0032)	
imp	+	<b>0.0085***</b> [0.0025]		0.0023 (0.0035)	
high tech	+	0.0013 [0.0017]		<b>0.0047***</b> (0.0016)	
<i>man*rer</i>	-		<b>-0.0216***</b> [0.0093]		<b>-0.0430***</b> (0.0101)
<i>high tech*rer</i>	+		<b>0.0037***</b> [0.0016]		<b>0.0097***</b> (0.0020)
<i>ws/wu(-1)</i>	+			<b>0.1336*</b> (0.0798)	0.0928 (0.0775)
Constante		7.9040 [21.1354]	19.6140 [19.9660]	-3.6801 (15.7379)	-3.6801 (15.7379)
Observaciones		208	208	163	163
F-test (p value)		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R <sup>2</sup>	Within	0.3827	0.3775		
	Between	0.1898	0.1577		
	Total	0.2979	0.2996		

\*\*\*99 % de confianza, \*\*95 % de confianza, \*90% de confianza. ( ) errores estándar OLS [ ] errores estándar robustos

En primer lugar cabe destacar que la tendencia no es estadísticamente significativa en ninguna de las estimaciones lo que indica que de haber habido un progreso técnico importante en las últimas dos décadas, no ha sido lo suficientemente fuerte como para por sí mismo provocar alzas en el *skill premium*.

El tipo de cambio real en niveles resulta significativo en cada uno de los modelos estimados y se encuentra asociado directamente a la brecha salarial. A medida que se incorporan variables el valor del coeficiente aumenta. Cuando se considera la estructura productiva en el análisis, el impacto del tipo de cambio es moderado; una moneda nacional un 20 % más subvaluada en términos reales genera un aumento del orden 4 % en el *skill premium*. Como es probable que en esta regresión se mezclen los efectos contrarios mencionados en la sección 3 se construye un modelo adicional en el que el tipo de cambio real no sólo aparece en niveles sino también en términos multiplicativos con variables que buscan separar aquellos impactos. Esto es realizado en el modelo 5 y el resultado es sugerente. Si la autoridad económica elevara el tipo de cambio en un 20 %, el *skill premium* se elevaría en más de un 10 %. No sólo eso, sino que este efecto estará atenuado en un 0.4 % a medida que la industria manufacturera sea más importante en la economía (por el impulso a la sustitución de importaciones). Por último, el vínculo entre la paridad cambiaria y la brecha salarial también está mediado por la composición de las exportaciones. Si ganan participación las exportaciones de bienes de alta complejidad tecnológica se eleva la demanda de trabajo calificado y el efecto por el lado de la exportación se ve reforzado.

Otro aspecto que se destaca del análisis cuantitativo es la importancia que reviste la estructura productiva para el diferencial de salarios. Esto es capturado en el modelo 4. De acuerdo al resultado obtenido, con todo lo demás constante, una mayor participación de la industria manufacturera en la industria total reduce la brecha salarial, mientras que, a medida que se incrementan las importaciones en relación al PBI aquella se ensancha. Estos resultados están en línea con lo esperado, dada la mayor proporción de trabajadores no calificados que presenta la industria manufacturera por sobre los servicios y la mayor competencia que implica para esta misma industria la producción extranjera.

Los años de escolaridad de la población adulta generan el efecto esperado de forma significativa. A medida que se agregan regresores el coeficiente asociado a esta variable cae en valor absoluto, pero el impacto resulta relevante en cada modelo. Si no se consideran los condicionantes estructurales, un incremento del 10 % en la escolaridad de la población adulta implicarían una caída del 7.6 % en el diferencial de salarios. En los modelos más complejos este efecto se reduce un poco y se ubica entre un 5 y un 7 %.

El ratio de capital sobre producto, como factor de demanda de trabajo calificado, sólo es significativo al 90 % en los dos primeros modelos pero su efecto parece diluirse cuando se agregan otras variables en la regresión. Es probable que el stock de inversión extranjera directa sea el regresor que capture este tipo de vínculo entre acervo de capital y brecha salarial.

El stock de IED como porcentaje del PBI tiene el efecto esperado y es significativo en los 5 modelos en los que se lo incluye como regresor. Sin embargo, su impacto parece ser insignificante. Aún si se duplicara sólo generaría un alza en el *skill premium* cercano al 0.5 %.

La tasa de interés real y el índice del salario mínimo resultan estadísticamente significativos en sólo 1 de los modelos, con el signo esperado, y su contribución al movimiento del *skill premium* pareciera ser marginal.

Por último, el coeficiente asociado a la tasa de desempleo es siempre positivo y significativo en 3 de los 5 modelos. Da la impresión de no ser un determinante importante de la variable dependiente, pero dada la volatilidad a la que pueden estar sujetos las economías subdesarrolladas puede volverse en ocasiones un factor relevante. Un aumento del 50 % en la tasa de desempleo ha sido evidenciado en varios países de la región en las crisis de fin de siglo. En estos casos el impacto sobre la brecha salarial rondaría el 0.6 %.

Es probable que algunas de estas variables no sólo afecten a la brecha salarial en lo inmediato sino que la influyan a largo del tiempo. Esto es particularmente esperable con el stock de IED y la relación capital/producto. El ajuste de las técnicas productivas ante el avance de las empresas transnacionales y/o la adopción de mejores prácticas por parte de las firmas nacionales es un proceso lento y gradual por lo que también lo es la presión sobre el mercado de trabajo en busca de trabajadores calificados. Para capturar este efecto se incluyeron hasta 3 rezagos de ambas variables en las regresiones, sin embargo sus coeficientes estimados han resultado no significativos en cada uno de los casos. Los resultados de estas regresiones adicionales pueden verse en el Anexo I.

En cada uno de los modelos se rechaza la hipótesis nula de que todos los regresores son estadísticamente iguales a 0 y, cuando se introducen indicadores sobre la estructura productiva el  $R^2$  ajustado llega al 30 % apuntalado fundamentalmente por la bondad del ajuste entre paneles o *within*.

De todos modos, la consistencia del estimador de efectos fijos depende del supuesto de exogeneidad estricta, es decir, que los residuos del modelo sean estadísticamente independientes de los regresores no sólo de forma contemporánea, sino a lo largo de todo el periodo de la muestra. Esto elimina la posibilidad de que la variable dependiente presente dependencia temporal. En la práctica es improbable que se cumpla ese supuesto. Para comprobarlo se realizó la misma regresión de efectos fijos con la variable dependiente rezagada un periodo como regresor adicional. El resultado obtenido es que se ve reflejado en las columnas correspondientes a los modelos 6 y 7.

Efectivamente el coeficiente asociado a la brecha salarial rezagada es estadísticamente significativo lo que indica la ausencia de exogeneidad estricta. Con coeficientes en niveles cercanos a 1, la autocorrelación de los residuos es casi perfecta y es muy difícil encontrar métodos

alternativos de estimación que produzcan coeficientes consistentes. En este caso en particular, en el que el valor absoluto es menor a 0.2, el estimador por GMM de Arellano y Bond (que hace uso del supuesto de exogeneidad secuencial) resuelve potenciales problemas de endogeneidad (Wooldridge, 2002)<sup>10</sup>.

Al llevar a cabo este procedimiento se observa que algunas variables dejan de tener significancia estadística (incluso los años de escolaridad de la población) y otras la adquieren pero su coeficiente asociado tiene la signatura inversa a la esperada. En contraste, el tipo de cambio real y las variables asociadas a la estructura productiva siguen siendo estadísticamente significativas y responden a las expectativas. Más aún, el efecto final predicho sobre el *skill premium* es superior. En el modelo GMM 1 en el que todos los efectos de la paridad cambiaria confluyen en un solo coeficiente, de acuerdo a los resultados obtenidos, un tipo de cambio real un 20 % superior provoca un incremento mayor al 7 % de la brecha salarial. En el modelo GMM 2 la relación es casi 1 a 1, aunque sigue estando mediada por la estructura productiva. En un escenario en el que la participación de la industria manufacturera en el producto se elevara en un 10 %, un tipo de cambio real un 20 % más alto tendría un efecto final del orden del 10 % sobre el *skill premium*, mientras que el mismo efecto sería cercano al 19 % de no mediar transformación productiva alguna<sup>11</sup>.

Hasta aquí se ha analizado el efecto que el tipo de cambio real en niveles pueda tener sobre la desigualdad en los ingresos laborales. También se construyeron regresiones en las que aparece la primera diferencia de la paridad cambiaria con el fin de capturar posibles efectos de corto plazo.

Se vuelve a estimar por efectos fijos controlando por heterocedasticidad. En el modelo 1 no se incluye a la variable rezagada, mientras que sí se lo hace en el modelo 2 y, al ser su coeficiente estimado estadísticamente significativo se busca corregir por el estimador de Arellano y Bond. En cada uno de los casos una devaluación real está vinculada con una reducción de la brecha salarial. En efecto, de acuerdo a lo obtenido, a medida que el salto en el tipo de cambio real es más pronunciado la caída en el *skill premium* es mayor. Esto puede explicarse por la brusca reducción del volumen importado que acompaña a un shock cambiario. La industria sustitutiva emerge y hay una reconfiguración de la función de producción en la que predomina el factor trabajo. El resultado es un incremento en la demanda relativa de trabajadores no calificados y una caída del diferencial de salarios.

---

<sup>10</sup> Es probable que una de las causas de la violación de la exogeneidad estricta sea el vínculo entre el tipo de cambio real y la brecha salarial propuesto por Iversen/Soskice (2000) y revisado en la sección 2.

<sup>11</sup> Estos valores surgen de realizar el siguiente procedimiento: Multiplicar por 10 el valor absoluto del coeficiente estimado del término multiplicativo y restar ese producto al coeficiente estimado del término aislado. Luego, dividir esta diferencia por 1 menos el coeficiente estimado de la variable dependiente rezagada. Finalmente a este resultado se lo debe multiplicar por 20. Se da por supuesto que todo lo demás permanece constante. No se considera que una economía más industrializada implique un progreso técnico en el sector manufacturero que pueda alterar el impacto neto sobre la brecha salarial.



Tabla 7				
Variable dependiente: Logaritmo natural del cociente entre el salario horario promedio de los trabajadores calificados y los no calificados				
Regresores	Signo esperado	Efectos fijos		GMM
		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1
Trend	+	-0,0085 [0.0106]	-0.0046 [0.0074]	-0.0072 [0.0117]
Educ	-	<b>-0.1040**</b> [0.0455]	-0.0344 [0.0428]	-0.0427 [0.0591]
K/Y	+	-0.0314 [0.1019]	-0.0895 [0.0791]	-0.0882 [0.1087]
PBlpc	+	-0.1524 [0.3736]	<b>-0.6113***</b> [0.1872]	<b>-0.6847**</b> [0.2955]
$\Delta$ RER	?	<b>-0.1049**</b> [0.0376]	<b>-0.1414***</b> [0.0293]	<b>-0.1596***</b> [0.0382]
IED	+	<b>0.0075***</b> [0.0011]	<b>0.0063***</b> [0.0012]	<b>0.0070***</b> [0.0010]
RIR	+	0.0006 [0.0008]	<b>0.0020***</b> [0.0005]	<b>0.0014**</b> [0.0006]
Wmin	-	-0.0000 [0.0002]	<b>0.0005*</b> [0.0003]	0.0007 [0.0005]
Unen	+	<b>0.0118*</b> [0.0057]	<b>0.0089*</b> [0.0047]	0.0075 [0.0082]
Man %	-	<b>-0.0135*</b> [0.0068]	<b>-0.0200***</b> [0.0049]	<b>-0.0211**</b> [0.0082]
Imp %	+	0.0034 [0.0026]	0.0035 [0.0033]	0.0022 [0.0048]
Exp %	?	-0.0007 [0.0021]	0.0011 [0.0022]	0.0029 [0.0030]
High tech %	+	0.0022 [0.0018]	0.0042 [0.0029]	0.0049 [0.0036]
ws/wu(-1) %	+		<b>0.2275***</b> [0.0529]	<b>0.2060***</b> [0.0706]
Constante		20.3509 [18.6541]	15.9617 [14.1268]	21.9273 [21.2956]
Observaciones		203	185	163
F-test (p value)		0.0000	0.0000	0.0000
R <sup>2</sup>	Within	0.3740	0.4635	
	Beetween	0.2070	0.1968	
	Ajustado	0.3309	0.4192	

\*confianza al 90 %, \*\*confianza al 95%, \*\*\*confianza al 99%. [ ] errores estandar robustos

## 5. Comentarios finales

La brecha salarial entre trabajadores calificados y no calificados ha sido un tema recurrente en la literatura *mainstream* de la economía de la distribución. Los mayores aportes han estado vinculados a los modelos de capital humano, los de selección, la hipótesis de complementariedad entre el capital y el trabajo calificado y el teorema Stolper-Samuelson derivado de la teoría clásica del comercio internacional. Los efectos que los movimientos en el tipo de cambio real puedan tener sobre el *skill premium* no han sido tan estudiados aunque ha habido trabajos dedicados a indagar directa o indirectamente sobre esta cuestión. Es para destacar que entre éstos se han propuesto distintos mecanismos de transmisión e incluso se ha elaborado la tesis de que la causalidad también puede ir en sentido inverso, como así también de que los casos de estudio han sido tanto de economías desarrolladas (típicamente Estados Unidos), cómo países en desarrollo (México, Chile).

El presente trabajo tuvo como objetivo esclarecer cuáles de los efectos (contrarios) encontrados en la literatura predominaron en estas economías en América Latina en los últimos años, período en el cual hubo una gran variabilidad tanto en la desigualdad laboral como en las paridades cambiarias.

Resumidamente, se postularon tres grandes efectos que un tipo de cambio real elevado tiene sobre la brecha salarial.

En primer lugar, al elevar el valor del producto marginal de los bienes exportables, un incremento en la paridad cambiaria estimula la acumulación de capital en este sector de la economía. Los productores de bienes transables, para ser competitivos en el mercado global deben introducir mejoras tecnológicas con el fin de reducir los costos de producción y elevar la calidad de sus bienes. Este progreso técnico inducido eleva la demanda de trabajadores calificados y es un factor que empuja al alza al *skill premium*.

En segundo lugar, un tipo de cambio competitivo protege a la industria local productora de bienes transables. En las economías subdesarrolladas este sector suele ser poco competitivo y relativamente intensivo en el uso de trabajo no calificado (en relación al sector servicios), por lo que se convierte en un elemento igualador de los ingresos laborales.

Por último, la estructura productiva de estos países presenta discontinuidades, fundamentalmente en las ramas industriales tecnológicamente más complejas, lo que, en un proceso de crecimiento vuelve rápidamente a la economía dependiente de bienes de capital importados. Si tiene validez la tesis de complementariedad entre trabajo calificado y capital, un alza en el tipo de cambio real encarece el costo de adquisición de capital y su demanda se ve reducida conjuntamente con la de trabajo calificado. Este es otro efecto que tiende a reducir la brecha salarial.

Una cuestión relevante es la de la velocidad de ajuste de estos elementos. Se ha visto que, ante episodios de shocks cambiarios de magnitud considerable (depreciaciones reales anuales

superiores al 40 %), las importaciones ajustan instantáneamente a la baja, mientras que las exportaciones demoran varios años en “reaccionar”. Es probable que a corto plazo, entonces, el vínculo entre el tipo de cambio real y el *skill premium* sea inverso, mientras que a mediano se vuelva directo.

De todos modos, la preeminencia final de un efecto sobre otro es una cuestión empírica y debe ser estudiada en esos términos.

Con esa meta se estimaron una serie de regresiones utilizando dos métodos para el análisis de datos de panel. Se hizo uso del estimador de efectos fijos y del estimador GMM de Arellano y Bond para evitar posibles sesgos producto de la endogeneidad del tipo de cambio real. La primera serie de regresiones se llevó a cabo con el tipo de cambio real medido en niveles para capturar efectos de mediano plazo, mientras que se utilizó la primera diferencia en la segunda serie para capturar los de corto plazo.

Luego de controlar por los determinantes del *skill premium* sugeridos por la literatura se halló que un tipo de cambio real más elevado ha sido un elemento desigualador de los ingresos laborales en el periodo bajo estudio. Aproximadamente, una moneda nacional un 20 % más débil en términos reales provoca un ensanchamiento del 7 % en la brecha salarial. En cambio, se encontró que, a medida que el salto en el tipo de cambio se hace más pronunciado, la brecha salarial se acorta. En esta aparente contradicción se esconden las velocidades de ajuste en el sector externo. Las importaciones reaccionan en el corto plazo y presionan a la baja al *skill premium*. En el mediano, se recompone la balanza de pagos, las importaciones retoman su camino ascendente y las exportaciones comienzan a reaccionar apuntaladas por nuevas inversiones en busca de mayor rentabilidad.

Finalmente vale hacer un par de aclaraciones al respecto.

Como primera medida no se desprende de este resultado que megadevaluaciones recurrentes tiendan a reducir la desigualdad. El tipo de cambio real determina la constelación de costos y rentabilidades relativas de toda la economía, y una elevada volatilidad en esta variable tiene efectos negativos sobre las expectativas de los agentes, y a través de ellas, sobre la inversión, el empleo y la estabilidad financiera. Cabe destacar, a su vez, que en este trabajo no se evalúa el impacto de una devaluación sobre la distribución de los ingresos totales de una economía. Es probable, que, al favorecer a los capitalistas en detrimento de los trabajadores, el resultado general sea regresivo.

En segundo lugar, si el objetivo de política económica es hacer reducir la brecha salarial, una depreciación es claramente una medida de corto aliento. Como se vio, a mediano plazo el estímulo a las exportaciones provoca una mayor demanda de trabajo calificado. Es probable que generar un acceso más igualitario a niveles superiores de educación sea una política más efectiva.

Del análisis cuantitativo se desprende que a medida que se incrementa la cantidad de años de escolaridad de la población adulta el diferencial de salarios se reduce.

Por último, este trabajo tiene carácter exploratorio y no se propone dar por concluido el debate en torno a los efectos distributivos de la política cambiaria. Al indagar sobre las relaciones estructurales sobre ambas variables, independientemente de las particularidades de los escenarios, se hace omisión justamente de los aspectos microeconómicos. Futuros trabajos que estudien los tres canales mencionados sobre los que el tipo de cambio afecta al *skill premium* a nivel firma, para distintos tipos de economías, son necesarios para enriquecer el entendimiento de este vínculo.

## Bibliografía

Acemoglu, D. (2000): "Technical change, inequality, and the labor market", *NBER Working paper*, N° 7800.

Alvarez, R., López, R. (2009): "Skill upgrading and the real exchange rate", *Central Bank of Chile Working paper*, N° 519.

Atkinson, A. (1997): "Bringing income distribution in from the cold", *the economic journal*, Vol. 107, N° 441, pp. 297-321.

Behrman, J., Birdsall, N., Székely, M. (2003): "Economic policy changes and wage differential in Latin America", *Center for global development Working paper*, N° 29.

Campa, J., Goldberg, L. (1998): "Employment versus adjustment and the U.S. dollar", *NBER Working paper* N° 6749.

CEPAL (2012): "Panorama de la inserción internacional de América Latina y el Caribe. Crisis duradera en el centro y nuevas oportunidades para las economías en desarrollo. Documento informativo.

Cho, S., Díaz, J. (2013): "Trade integration and the skill premium: Evidence from a transition economy", *Journal of comparative economics*, Vol. 41, N° 2, pp. 601-620.

Cornia, G. (2012): "Inequality trends and their determinants. Latin America over 1990-2010", *UNU-WIDER Working paper* N° 2012/09.

Cragg, I., Epelbaum, M. (1996): "Why has wage dispersion grown in Mexico? Is it the incidence of reforms or the growing demand for skills?", *Journal of development economics*, Vol. 51, pp. 99-116.

Frenkel, R., Rapetti, M. (2011): "Exchange rate regimes in the major Latin American countries since the 1950s: Lessons from history", *Journal of Iberian and Latin American Economic History*, Vol. 30, pp. 157-188.

Galor, O., Zeira, J. (1993): "Income distribution and macroeconomics", *Review of Economic Studies*, Vol. 60, pp. 35-52.

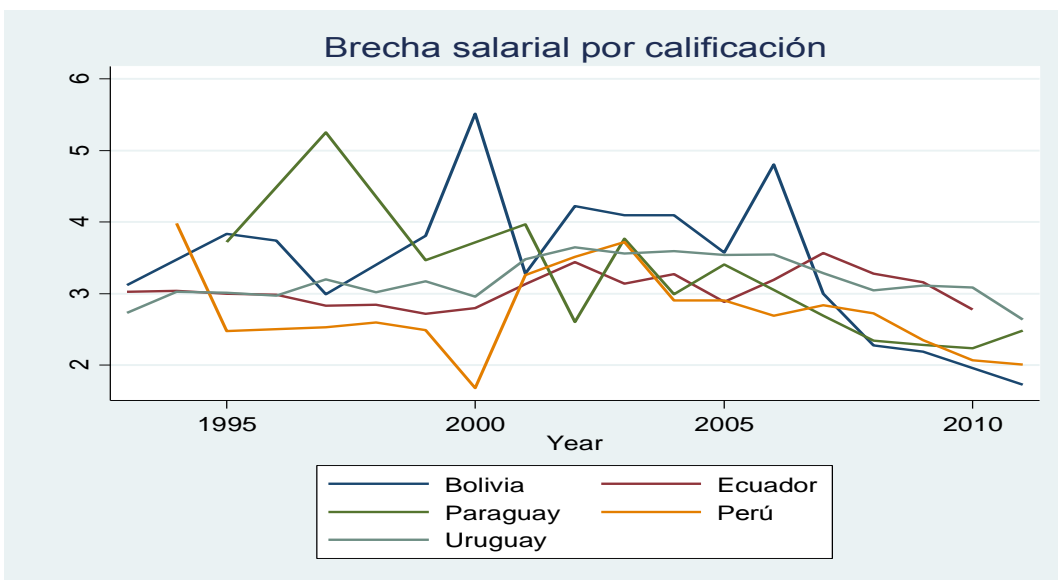
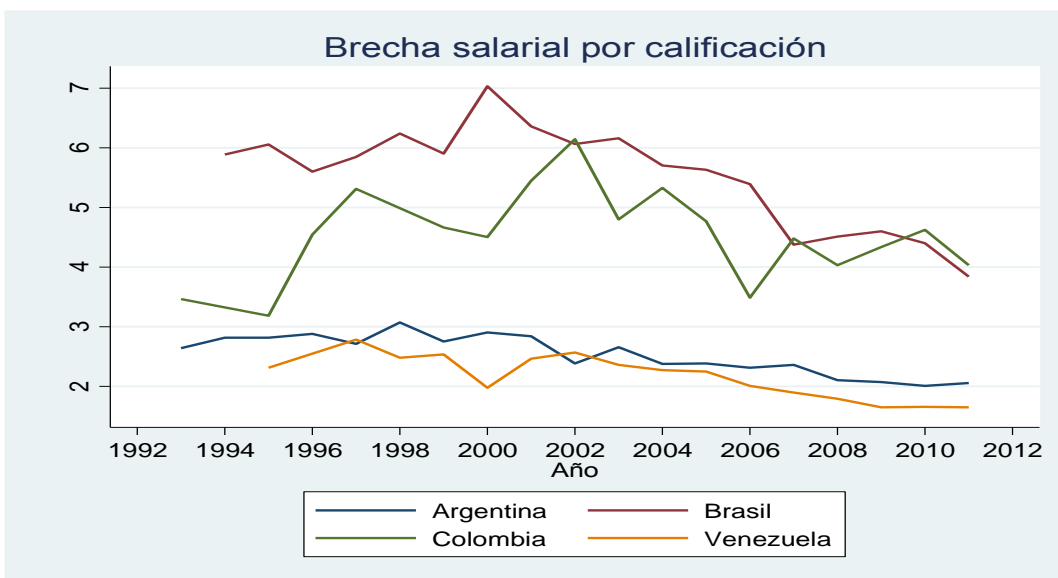
Gasparini, L., Cicowiez, M., Sosa Escudero, W. (2012): "Pobreza y Desigualdad en América Latina. Conceptos, herramientas y aplicaciones". Editorial Temas.

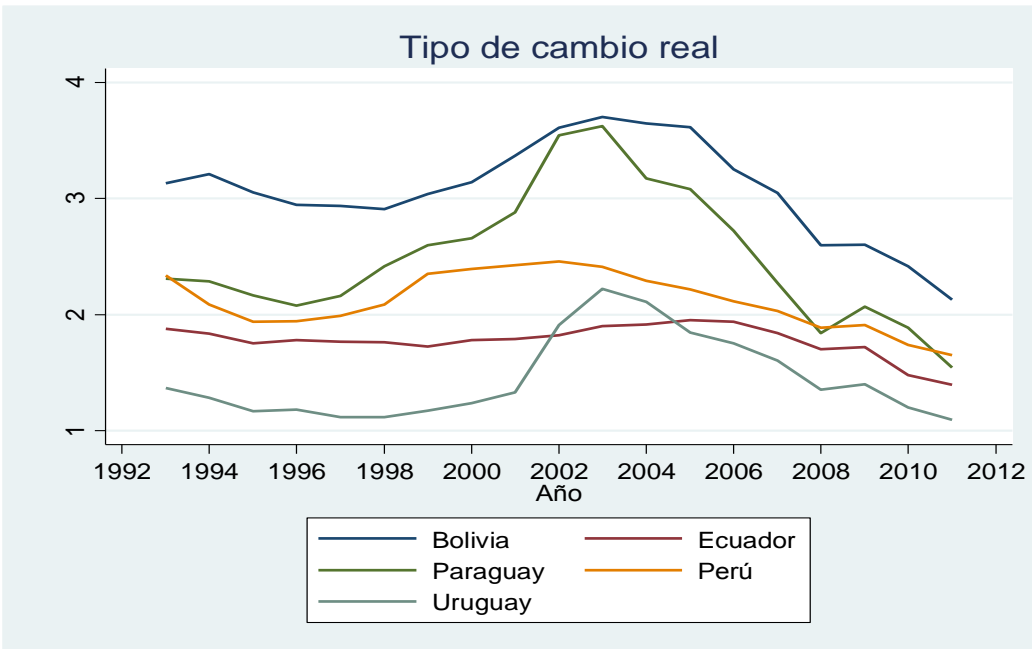
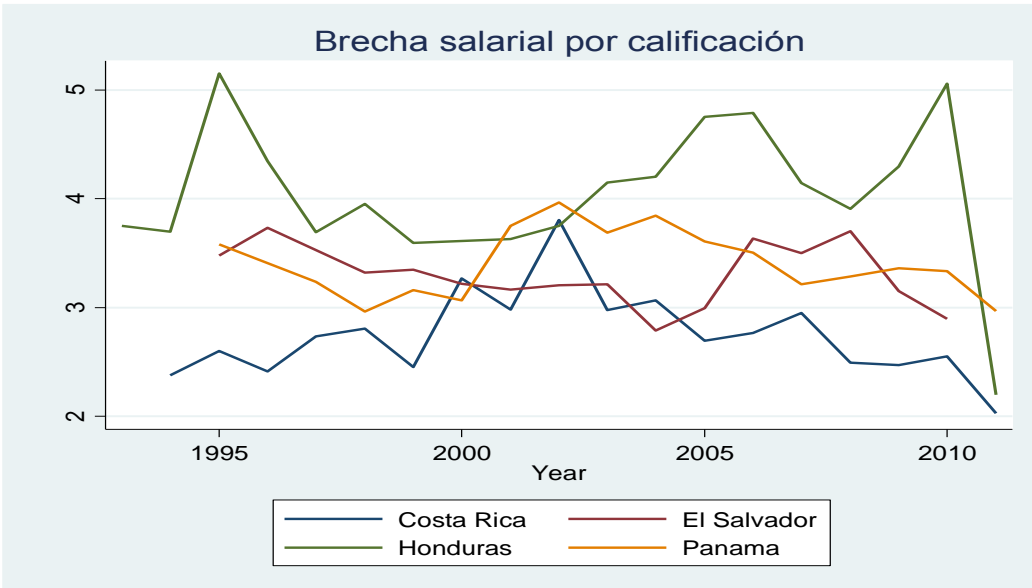
Goldberg, K., Pavnick, N. (2007): "Distributional effects of globalization in developing countries", *Journal of economic literature*, Vol. 45, pp. 39-82

Goldberg, L., Tracy, J. (2001): "Exchange rates and wages", *NBER Working paper* N° 8137.

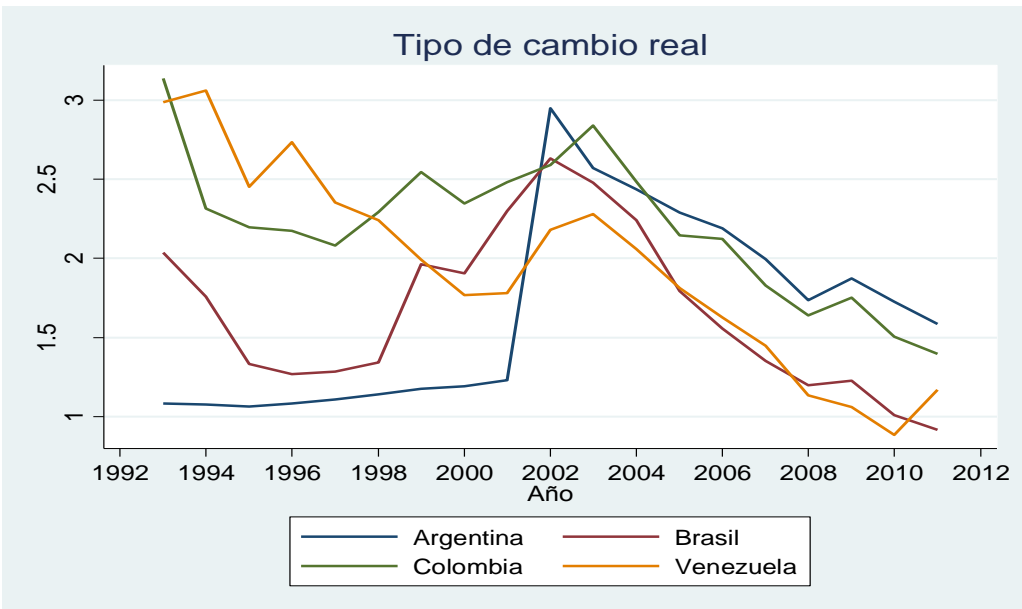
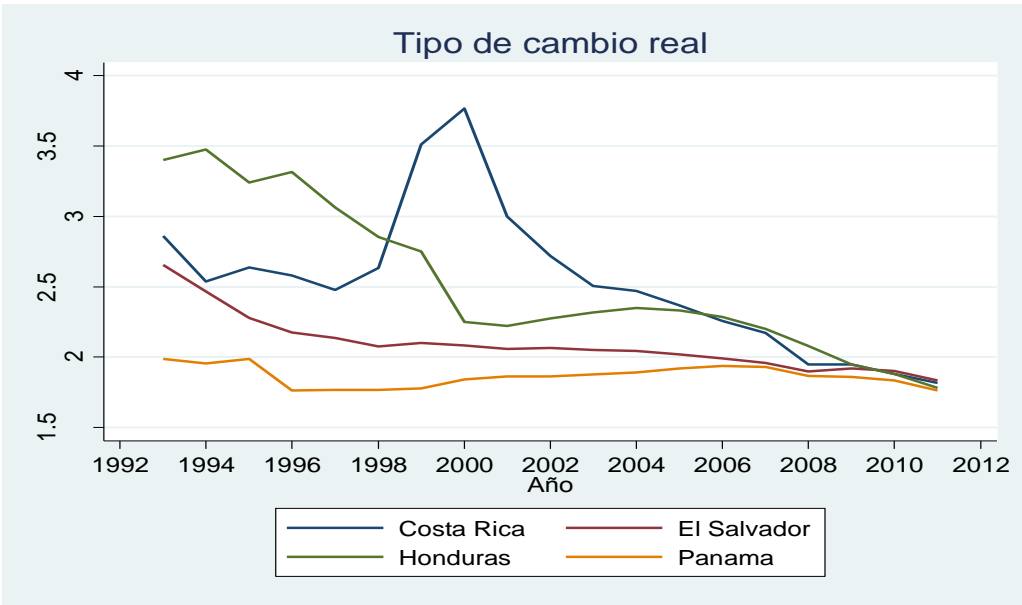
- Gottschalk, P., Smeeding, T. (1997): "Cross national comparisons of earnings and income inequality", *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, pp. 633-687.
- Hausmann, R., Hidalgo, C., Bustos, S., Coscia, M., Chung, S., Jimenez, J., Simoes, A., Yildirim, M. (2011): "The atlas of economic complexity. Mapping paths for prosperity", Center for International Development, Harvard University Press.
- Hernández, L, Valdés, R. (2000): "What drives contagion? Trade, neighborhood and financial links", *Journal of International Review of Financial Analysis*, Vol. 10 pp. 203-218.
- Iversen, T., Soskice, D. (2010): "Real Exchange rates and competitiveness: The political economy of skill formation, wage compression, and electoral systems", *American Political Science Review*, Vol. 104, N° 3, pp. 601-623.
- Marx, K. (1999): "El capital". Siglo XXI.
- Mincer, J. (1958): "Investment in human capital and personal income distribution", *Journal of political economy*, Vol. 66, N° 4, pp. 281-302.
- Neal, D., Rosen, S. (1998): "Theories of the distribution of labor earnings", *NBER Working paper* N° 6378.
- Ocampo, J. (2005): "La búsqueda de la eficiencia dinámica: dinámica estructural y crecimiento económico en los países en desarrollo", en José Antonio Ocampo (ed.), *Más allá de las reformas: Dinámica estructural y vulnerabilidad macroeconómica* (ed.), ECLAC.
- Schneider, R. (2009): "Hierarchical market economies and varieties of capitalism in Latin America", *Journal of Latin American Studies*, Vol. 41, pp. 553-575.
- Violante, G., Krusell, P., Ohanian, L., Rios-Rull, J. (2000): "Capital-skill complementarity and inequality: A macroeconomic analysis", *Econometrica*, Vol. 68, N° 5, pp- 1029-1053.
- Wooldridge, J. (2002): "Econometric analysis of cross section and panel data", MIT Press.

Apéndice I









## Apéndice II

Tabla A1: Definición de variables usadas en la regresión

Variable	Descripción	Unidad de medida	Fuente
ws	Salario horario promedio de los trabajadores con al menos educación terciaria incompleta	En moneda local, valores corrientes	CEDLAS e institutos de estadísticas y censos nacionales (ver Anexo II)
wu	Salario horario promedio de los trabajadores con como máximo educación primaria completa	En moneda local, valores corrientes	CEDLAS e institutos de estadísticas y censos nacionales (ver Anexo II)
wswu	Brecha salarial o skill premium	En moneda local, valores corrientes	CEDLAS e institutos de estadísticas y censos nacionales (ver Anexo II)
K	Stock de capital real	En moneda local, precios constantes (2005)	Penn tables 8.1
Y	Producto bruto interno real	En moneda local, precios constantes (2005)	Penn tables 8.1
KY	Relación técnica entre capital y producto	En moneda local, precios constantes (2005)	Penn tables 8.1
IED	Stock de inversión extranjera directa recibida (Capital y beneficios retenidos a valor de mercado)	% del PBI	UNCTAD
RIR	Tasa de interés real sobre préstamos ajustada por el deflactor del PBI	%	Banco Mundial
educ	Años de educación promedio de los adultos entre 25 y 65 años	Años	CEDLAS
unen	Tasa de desempleo	% sobre el total de la población activa	Banco Mundial
PPANER	Tipo de cambio según PPA (Factor de conversión PPA) / tipo de cambio nominal de mercado	Promedios anuales	Banco Mundial
RER (II)	Tipo de cambio real	Promedios anuales	Banco Mundial
wmin	Índice de salario mínimo real	Índice 2000=100	CEPAL
PBipc	Producto bruto interno real per cápita	En dólares corrientes según PPA	WEO (FMI)
iman	Valor agregado de la industria manufacturera	% del PBI	Banco Mundial
exp	Exportaciones de bienes y servicios	% del PBI	Banco Mundial
imp	Importaciones de bienes y servicios	% del PBI	Banco Mundial
high tech exp	Exportaciones de bienes de alto contenido tecnológico	% de las exportaciones de manufacturas	Banco Mundial

<b>Tabla A2 - Skill premium - Fuentes de microdatos</b>			
<b>País</b>	<b>Periodo</b>	<b>Fuente primaria</b>	<b>Base de datos de referencia</b>
Argentina	1993-2003	CEDLAS	Encuesta permanente de hogares puntual (EPH)
Argentina	2003-2011	CEDLAS	Encuesta permanente de hogares continua (EPH-C)
Bolivia	1993	CEDLAS	Encuesta integrada de hogares (EIH)
Bolivia	1995	INE (Bolivia)	Encuesta integrada de hogares (EIH)
Bolivia	1996	INE (Bolivia)	Encuesta nacional de empleo (ENE)
Bolivia	1997	CEDLAS	Encuesta nacional de empleo (ENE)
Bolivia	1999-2002	CEDLAS	Encuesta de hogares (EH)
Bolivia	2003-2004	INE (Bolivia)	Encuesta continua de hogares (ECH)
Bolivia	2005-2009	CEDLAS	Encuesta de hogares (EH)
Bolivia	2011	CEDLAS	Encuesta de hogares (EH)
Brasil	1993	CEDLAS	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilios (PNAD)
Brasil	1995-1999	CEDLAS	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilios (PNAD)
Brasil	2001-2009	CEDLAS	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilios (PNAD)
Brasil	2000	IPUMS	Censo demográfico 2000
Brasil	2010	IPUMS	Censo demográfico 2010
Brasil	2011	CEDLAS	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilios (PNAD)
Colombia	1993	DANE (Colombia)	Encuesta nacional de calidad de vida (ENAV)
Colombia	1995	DANE (Colombia)	Encuesta nacional de ingresos y gastos (ENIG)
Colombia	1997	DANE (Colombia)	Encuesta nacional de calidad de vida (ENAV)
Colombia	2001-2005	CEDLAS	Encuesta continua de hogares (ECH)
Colombia	2006	DANE (Colombia)	Encuesta continua de hogares (ECH)
Colombia	2007	DANE (Colombia)	Encuesta nacional de ingresos y gastos (ENIG)
Colombia	2008-2011	CEDLAS	Gran encuesta integrada de hogares (GEIH)
Costa Rica	1993-2009	CEDLAS	Encuesta de hogares de propósitos múltiples (EHPM)
Costa Rica	2010	CEDLAS	Encuesta nacional de hogares (ENAHO)
Ecuador	1994-1995	CEDLAS	Encuesta de condiciones de vida (ECV)
Ecuador	1998-1999	CEDLAS	Encuesta de condiciones de vida (ECV)
Ecuador	2000	CEDLAS	Encuesta periódica de empleo y desempleo (EPED)
Ecuador	2003-2011	CEDLAS	Encuesta de empleo, desempleo y subempleo (ENEMDU)
El Salvador	1995-1996	CEDLAS	Encuesta de hogares de propósitos múltiples (EHPM)
El Salvador	1998-2010	CEDLAS	Encuesta de hogares de propósitos múltiples (EHPM)
Honduras	1993-1999	CEDLAS	Encuesta de hogares de propósitos múltiples (EHPM)
Honduras	2001-2011	CEDLAS	Encuesta de hogares de propósitos múltiples (EHPM)
Panamá	1995	CEDLAS	Encuesta de hogares (EH)
Panamá	1997-2011	CEDLAS	Encuesta de hogares (EH)
Paraguay	1995	CEDLAS	Encuesta de hogares (EH)
Paraguay	1997	CEDLAS	Encuesta integrada de hogares (EIH)
Paraguay	1999	CEDLAS	Encuesta permanente de hogares (EPH)
Paraguay	2001	CEDLAS	Encuesta integrada de hogares (EIH)
Paraguay	2002-2011	CEDLAS	Encuesta permanente de hogares (EPH)
Peru	1994	INEI (Peru)	Encuesta nacional de ingresos y gastos (ENAPROM)
Peru	1997-2011	CEDLAS	Encuesta nacional de hogares (ENAHO)
Uruguay	1993-1994	INE (Uruguay)	Encuesta continua de hogares (ECH)
Uruguay	1995-1998	CEDLAS	Encuesta continua de hogares (ECH)
Uruguay	1999	INE (Uruguay)	Encuesta continua de hogares (ECH)
Uruguay	2000-2011	CEDLAS	Encuesta continua de hogares (ECH)
Venezuela	1995	CEDLAS	Encuesta de hogares por muestreo (EHM)
Venezuela	1997-2006	CEDLAS	Encuesta de hogares por muestreo (EHM)
Venezuela	2007	UCV	Encuesta de hogares por muestreo (EHM)
Venezuela	2008-2011	INE (Venezuela)	Encuesta de hogares por muestreo (EHM)

Anexo I

Tabla A3							
Variable dependiente: Logaritmo natural del cociente entre el salario horario promedio de los trabajadores calificados y los no calificados (Skill premium)							
Regresores	Signo esperado	Efectos fijos	Efectos fijos	Efectos fijos	Efectos fijos	Efectos fijos	Efectos fijos
		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Trend	+	-0.0029 (0.0071)	-0.0055 (0.0073)	-0.0095 (0.0083)	-0.0025 (0.0073)	-0.0058 (0.0077)	-0.0103 (0.0089)
<i>Educ</i>	-	<b>-0.8522**</b> (0.3407)	<b>-0.9261***</b> (0.3473)	<b>-0.8606**</b> (0.3689)	<b>-0.8508**</b> (0.3472)	<b>-0.8715**</b> (0.3563)	<b>-0.7236*</b> (0.3831)
K/Y	+	-0.1295 (0.1056)	-0.0826 (0.1094)	-0.1101 (0.1147)	-0.0580 (0.0813)	-0.0394 (0.0828)	-0.0763 (0.0933)
K/Y(-1)	+	0.0988 (0.0943)	0.0001 (0.1295)	0.0238 (0.1332)			
K/Y(-2)	+		0.0991 (0.0904)	-0.0271 (0.1310)			
K/Y(-3)	+			0.1726 (0.1243)			
<i>PBIpc</i>	+	0.0544 (0.2208)	0.1699 (0.2312)	0.2483 (0.2553)	0.0211 (0.2195)	0.0933 (0.2260)	0.0605 (0.2480)
<i>RER</i>	?	<b>0.1001*</b> (0.0560)	<b>0.1040*</b> (0.0578)	0.0804 (0.0612)	<b>0.1125**</b> (0.0548)	<b>0.1193**</b> (0.0563)	<b>0.1082*</b> (0.0601)
IED	+	<b>0.0053***</b> (0.0015)	<b>0.0050***</b> (0.0015)	<b>0.0054***</b> (0.0016)	<b>0.0049*</b> (0.0024)	<b>0.0050**</b> (0.0025)	<b>0.0057**</b> (0.0027)
IED(-1)	+				0.0006 (0.0024)	-0.0008 (0.0034)	-0.0003 (0.0036)
IED(-2)	+					0.0016 (0.0025)	0.0003 (0.0035)
IED(-3)	+						0.0019 (0.0025)
RIR	+	-0.0001 (0.0008)	-0.0003 (0.0009)	0.0001 (0.0010)	-0.0002 (0.0008)	-0.0005 (0.0008)	-0.0003 (0.0009)
Wmin	-	<b>-0.0007*</b> (0.0004)	<b>-0.0007*</b> (0.0004)	-0.0007 (0.0004)	<b>-0.0008*</b> (0.0004)	<b>-0.0008*</b> (0.0004)	-0.0007 (0.0004)
Unen	+	0.0106 (0.0066)	0.0110 (0.0069)	<b>0.0138*</b> (0.0072)	0.0099 (0.0065)	0.0091 (0.0068)	0.0092 (0.0071)
Constante		8.3003 (12.9005)	12.4294 (13.2444)	19.4166 (14.8600)	7.7814 (13.2716)	13.7268 (14.0980)	22.8229 (16.3088)
Observaciones		208	203	190	208	203	190
F-test (p value)		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R <sup>2</sup>	Within	0.3512	0.3764	0.4115	0.3476	0.3706	0.3940
	Beetween	0.2775	0.3696	0.2799	0.2186	0.2259	0.1220
	Ajustado	0.2740	0.2962	0.3258	0.2700	0.2897	0.3057

\*confianza al 90 %, \*\*confianza al 95%, \*\*\*confianza al 99%. ( ) errores estandar tradicionales