



DIVISIÓN ESTUDIOS

GERENCIA DE ANÁLISIS MACROECONÓMICO

## FORMALIDAD Y BRECHAS DE INGRESOS EN EL MERCADO LABORAL CHILENO<sup>1</sup>

Autores: Alfonso Barrero  
Miguel Fuentes

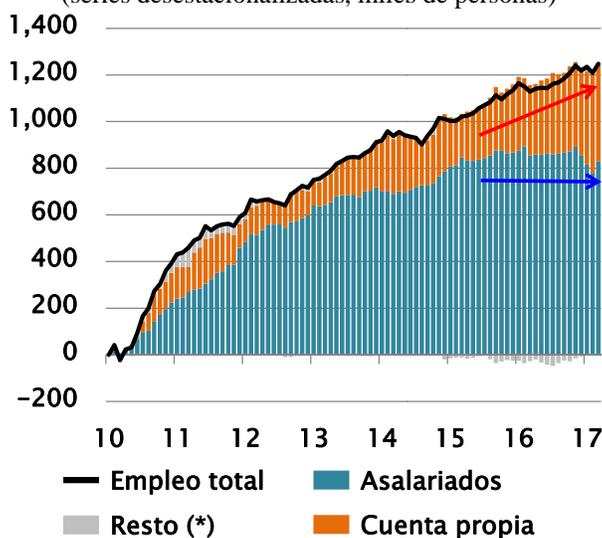
Mayo 2017

### 1. INTRODUCCIÓN

La actividad en el último tiempo ha mostrado una expansión anual menor que en años previos. A pesar de ello, el mercado laboral ha presentado cierta resiliencia según se refleja en una tasa de desempleo que se ha mantenido baja en una perspectiva histórica. Por otra parte, la composición del empleo ha mostrado cambios en el mismo período con una mayor participación del empleo por cuenta propia (ECP) en lo reciente. Es así como desde mediados de 2015 el número de trabajadores asalariados se ha mantenido estable por lo que casi la totalidad de los puestos de trabajo creados corresponden a ECP según se aprecia en el Gráfico 1.

**Gráfico 1: Empleo total acumulado desde enero de 2010**

(series desestacionalizadas, miles de personas)



(\*) Resto de categorías: empleadores, servicio doméstico y familiar no remunerado

Fuente: Banco Central de Chile e INE.

<sup>1</sup> Se agradecen los comentarios realizados por Alberto Naudon, Wildo Gonzalez, Irina Meneses, Lucas Bertinatto, Gonzalo Castex, Matías Muñoz, Andrés Gatty, Roberto Zuñiga, Samuel Carrasco y Sebastián Olate.



En consideración a la mayor importancia reciente del ECP en el mercado laboral chileno, esta minuta intenta describir de manera más formal las características de este tipo de empleo en comparación a la ocupación asalariada. El interés central del análisis es cuantificar las diferencias de ingresos entre ambos tipos de trabajadores distinguiendo tanto los salarios por hora como las horas efectivamente trabajadas por ambos grupos. Para esto, en la siguiente sección se describen las categorías de empleo a ser analizadas y sus características básicas. Posteriormente, en la sección 3 se estiman ecuaciones de salarios basados en la estructura de Mincer para cuantificar las diferencias de ingresos entre los distintos tipos de trabajadores controlando por características del individuo como educación y género utilizando la información de la Encuesta Suplementaria de Ingresos (ESI). Las secciones 4 y 5 utilizan la estructura de panel de la ESI para examinar la robustez de los resultados obtenidos en la sección anterior. A continuación, la sección 6 cuantifica el impacto que la distinta composición de empleo ha tenido en la evolución de la masa salarial. La sección 7 presenta las conclusiones.

## 2. CATEGORÍAS DE EMPLEO EN CHILE

En esta sección se caracteriza el empleo en Chile de acuerdo a su nivel de formalidad. No hay un consenso en cuanto a la definición de empleo formal e informal, aunque en general se consideran como informales los empleos que no cuentan con prestaciones sociales (Bargain y Kwenda, 2014). Se adopta este criterio para, además de distinguir entre ECP y asalariado, diferenciar el empleo asalariado en asalariado formal y asalariado informal.<sup>2</sup> La diferencia depende de los beneficios recibidos por el trabajador:

- **Asalariado Formal:** Trabajador con contrato de trabajo escrito. Le otorgan vacaciones anuales, días pagados por enfermedad, cotización previsional o de pensión y cotización por previsión de salud.
- **Asalariado Informal:** Trabajador catalogado como asalariado pero no posee contrato escrito, ni alguno de los 4 beneficios arriba mencionados.

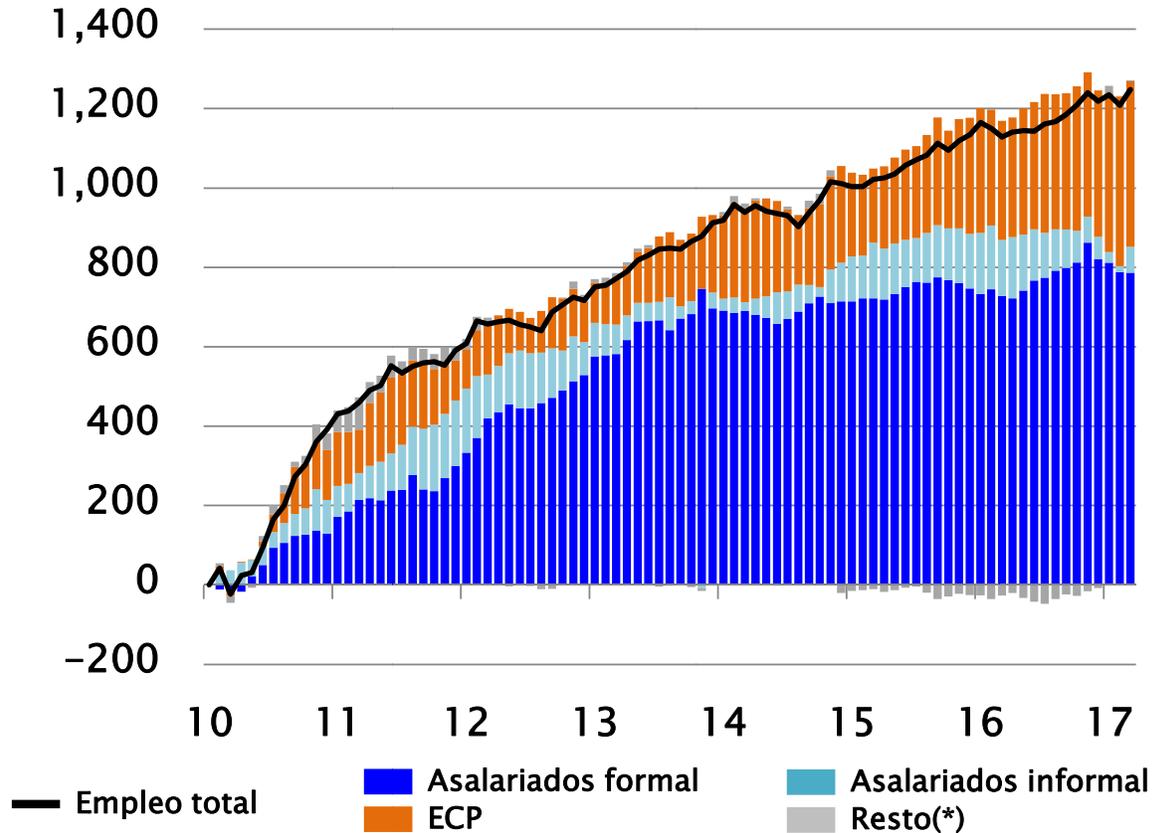
Al considerar estas clasificaciones, se observa que aproximadamente dos tercios del empleo creado desde enero de 2014 a la fecha correspondería al sector informal de la economía (al no recibir prestaciones sociales):

---

<sup>2</sup> Los datos utilizados corresponden a la Encuesta Nacional de Empleo del INE en la cual las personas son encuestadas en todas las dimensiones mencionadas en el análisis.



**Gráfico 2: Empleo total acumulado desde enero de 2010**  
(series desestacionalizadas, miles de personas)



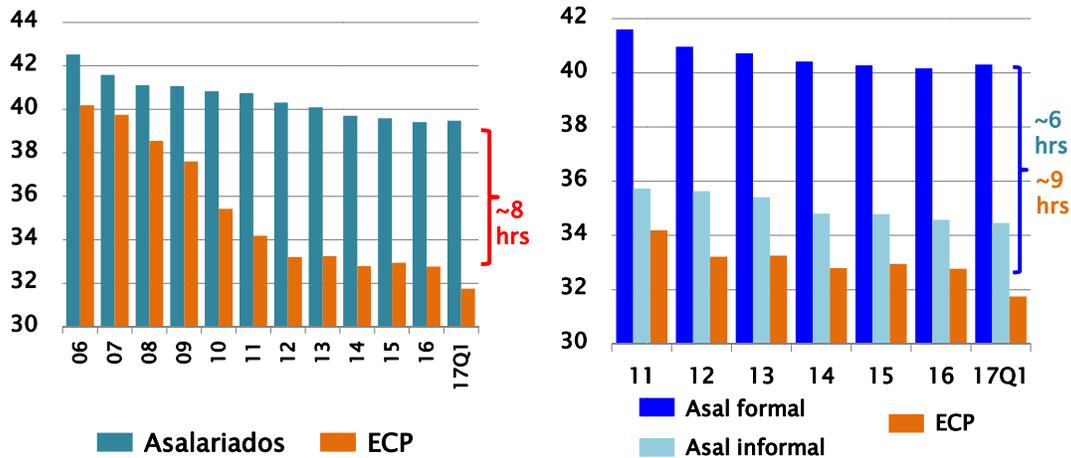
(\*) Resto de categorías: empleadores, servicio doméstico y familiar no remunerado  
Fuente: Banco Central de Chile e INE.

### 2.1. Horas efectivamente trabajadas

Además de las posibles diferencias salariales, las horas son un factor determinante en el ingreso total de los trabajadores. Por lo tanto, es necesario calcular las diferentes jornadas laborales en cada categoría las que se presentan en el Gráfico 3:



**Gráfico 3: Horas Efectivamente Trabajadas**  
(promedio semanal de cada grupo en el período considerado)



Fuente: Banco Central de Chile e INE.

Según puede apreciarse, existen diferencias entre las horas promedio trabajadas por cada grupo: respecto a los asalariados formales, los asalariados informales trabajan 6 horas menos y los ECP 9 horas menos. En los últimos 6 años, las diferencias en las horas trabajadas se han mantenido relativamente constantes, aunque la brecha entre ECP y asalariados se amplió de 2 horas en 2006 a 8 horas en 2012.

### 3. ECUACIONES DE SALARIOS (MINCER)

En esta sección se estiman ecuaciones de salarios basadas en la estructura general de Mincer (1974) para determinar si existen diferencias relevantes entre los ingresos netos de los tipos de empleos descritos previamente. Se estiman dos casos: uno que diferencia entre asalariado y ECP, y el segundo tomando en consideración los dos grados de formalidad del empleo asalariado. Se utilizan los ingresos netos por hora de la encuesta suplementaria de ingresos ESI del INE para los años 2010-15.

Las especificaciones econométricas consideradas son las siguientes donde el subíndice  $i$  denota a cada individuo:

- Caso i) Diferencias entre asalariado y ECP:



$$\ln(y_{\text{hora}_i}) = \alpha + \sum_{j=1}^5 \tau_j \text{Educ}j_i + \beta_1 \text{Exp}_i + \beta_2 \text{Exp}_i^2 + \beta_3 \text{Genero}_i + \beta_4 \text{Categoria}_i + \\ + \sum_{j=1}^8 \gamma_j \text{Sector}j_i + \sum_{j=1}^{23} \theta_j \text{Region}j_i + \varepsilon_i$$

- Caso ii) Diferencias entre asalariado y ECP y formalidad:

$$\ln(y_{\text{hora}_i}) = \alpha + \sum_{j=1}^5 \tau_j \text{Educ}j_i + \beta_1 \text{Exp}_i + \beta_2 \text{Exp}_i^2 + \beta_3 \text{Genero}_i + \beta_4 \text{Asal\_Infor}_i + \\ + \beta_5 \text{ECP}_i + \sum_{j=1}^6 \gamma_j \text{Sector}j_i + \sum_{j=1}^{23} \theta_j \text{Region}j_i + \varepsilon_i$$

**y\_hora** = Ingreso neto por hora trabajada reportado por el individuo, ln corresponde al logaritmo natural.

**Educi** = Desagregación por niveles de educación alcanzados (*spline*) de modo tal que se construye una variable dummy para cada uno de los posibles niveles de educación completados por el individuo: Sin estudios, Educación Primaria, Educación Secundaria, Educación Técnica, Educación Universitaria, y Postgrados (Maestría, Doctorado).

**Exp** = es la experiencia del individuo que se calcula como: Edad – Años de Escolaridad – 6

**Genero** = Variable Dummy  $\left\{ \begin{array}{l} 0 \text{ Hombre} \\ 1 \text{ Mujer} \end{array} \right.$

**Categoría** = Variable Dummy  $\left\{ \begin{array}{l} 0 \text{ Asalariado} \\ 1 \text{ ECP} \end{array} \right.$

**Sectorj** = Dummies por sector económico: Agricultura, Minería, Industria, Construcción, Transporte, Comercio y Servicios Financieros. El sector Servicios Comunales queda como la categoría excluida.

**Regionj** (Comunas en la Región Metropolitana): Dummies que corresponden al lugar de trabajo del individuo. Se consideran por separado las 15 regiones del país y las siguientes comunas de la región metropolitana: Las Condes, Vitacura - Lo Barnechea, Providencia, Santiago Centro, Puente Alto, Maipú, La Florida, Ñuñoa-La Reina-Peñalolén.



Asal Infor = Variable Dummy { 0 Resto (incluye Asalariado Formal)  
1 Asalariado Informal

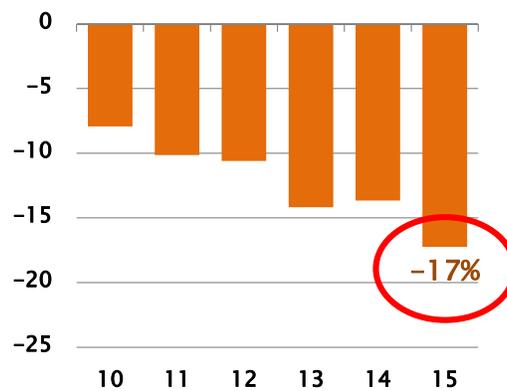
ECP = Variable Dummy { 0 Resto (incluye Asalariado Formal)  
1 ECP

De acuerdo a estas ecuaciones, los parámetros de mayor interés son b4 (en ambos casos) y b5 que indican la reducción de salarios por hora asociada al pasar de una categoría de empleo a otra.

### 3.1. Resultados

Se estiman las ecuaciones de salarios por separado para cada una de las ESI de 2010 a 2015 que es el último año disponible.<sup>3</sup> La elasticidad de la variable dummy Categoría indica que en 2015, controlando por todos los factores mencionados antes, un trabajador por cuenta propia gana un 17% menos por hora que un trabajador asalariado según se aprecia en el Gráfico 4. Esta brecha ha tendido a ampliarse desde 2010.

**Gráfico 4: Diferencias de ingresos por hora ECP con respecto a asalariados**  
(porcentaje)



Fuente: Banco Central de Chile e INE.

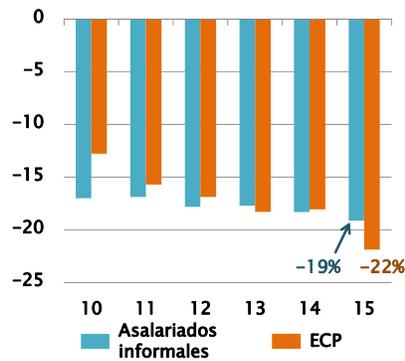
Los resultados del caso (ii) indican por su parte que respecto al trabajador asalariado formal, el asalariado informal gana un 19% menos y el ECP un 22% menos de acuerdo a lo que se muestra en el Gráfico 5. La diferencia de ingresos entre los asalariados formales y

<sup>3</sup> Los resultados completos de las estimaciones pueden ser solicitados a los autores.



los ECP también ha tendido a incrementarse desde 2010 mientras que la diferencia entre los dos grupos de asalariados ha sido más estable.

**Gráfico 5: Diferencias de ingresos por hora Asalariado Informal/ ECP con respecto a Asalariado Formal**  
(porcentaje)



Fuente: Banco Central de Chile e INE.

### 3.2. Efectos sobre el ingreso total

Los resultados obtenidos en las ecuaciones de salarios corresponden al ingreso por hora. Sin embargo, el efecto sobre el ingreso total depende también de las horas efectivamente trabajadas las que, como se describió previamente, también difieren entre estos grupos de trabajadores. Considerando entonces ambos factores es posible determinar la brecha total de ingresos entre un trabajador ECP y uno asalariado en el año 2015:

$$\text{Ingreso Total (Nominal)} IT = W * H$$

$W$  = Ingreso neto por hora trabajada

$H$  = Horas efectivamente trabajadas

$$IT^{ECP} = (W^{ECP}) * (H^{ECP})$$

$$IT^{ECP} = (0.84 * W^A) * (H^{ECP} * H^A / H^A)$$

$$IT^{ECP} = (0.84 * W^A) * (31.8 / 39.5 * H^A)$$

$$IT^{ECP} = (0.84 * W^A) * (0.80 * H^A)$$

$$IT^{ECP} = 0.67 * IT^A$$



Lo que indica que el ingreso total de un trabajador ECP corresponde al 67% de un trabajador asalariado. Se realiza el mismo cálculo para obtener las diferencias de ingresos entre asalariados formales, informales y ECP:

$$IT^{A\_Informal} = 0.69 * IT^{A\_Formal}$$

$$IT^{ECP} = 0.62 * IT^{A\_Formal}$$

Es interesante destacar entonces que la brecha de ingresos totales entre un asalariado formal y uno informal es similar a aquella que existe entre quienes trabajan por cuenta propia y tienen un empleo asalariado formal.

Las regresiones que sustentan estas estimaciones, al considerar solamente datos de corte transversal, pueden presentar problemas de sesgo de selección y variables omitidas no observables. Por esta razón en las dos secciones siguientes se explota la dimensión de panel de una sub muestra de la ESI de modo de verificar la robustez de los resultados encontrados.

#### 4. CAMBIOS DE ESTADO E INGRESO INCONDICIONAL

Como primer paso, se identifican a los mismos individuos entre dos encuestas ESI consecutivas y así poder calcular sus ingresos en distintos estados que corresponden a las categorías de empleo bajo análisis.<sup>4</sup> Con ello se calculará el cambio en el salario por hora que experimentan aquellos individuos que cambian su tipo de ocupación entre dos años. Esto es lo que se denomina cambio incondicional en el ingreso.

El ejercicio se realiza para 5 periodos consecutivos de acuerdo a la disponibilidad de datos de la ESI:

T0=ESI 2014	T0=ESI 2013	T0=ESI 2012	T0=ESI 2011	T0=ESI 2010
T1=ESI 2015	T1=ESI 2014	T1=ESI 2013	T1=ESI 2012	T1=ESI 2011

Se consideran los siguientes cambios de estado<sup>5</sup>:

<sup>4</sup> El detalle de cómo se identifican a los individuos entre las distintas encuestas ESI consecutivas puede ser solicitado a los autores.

<sup>5</sup> Se realizaron además ejercicios que consideran una apertura mayor de estados: Asalariados por tamaño de empresa hacia ECP, y Asalariados por sector hacia ECP. Estos resultados, así como los cambios por años, pueden ser solicitados a los autores.



T0=Asalariados

T1=Cuenta Propia

T0=Asalariado  
Formal

T1=Asalariado Informal  
T1=ECP

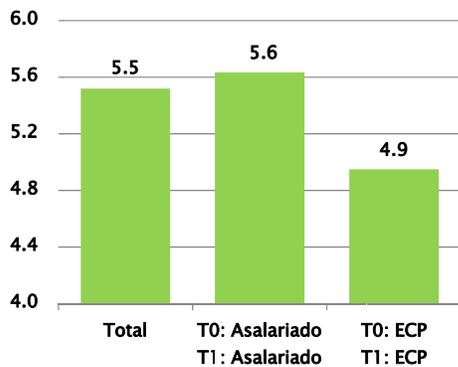
#### 4.1. Resultados Promedio 5 Periodos: ESI 2010-2015

Los trabajadores que en el periodo inicial eran asalariados y al año siguiente ECP redujeron sus ingresos totales ( $W*H$ ) en un 22% al considerar el promedio de los cinco periodos (2010-11,...,2014-15). Si se contrasta con el hecho de que los trabajadores que se mantuvieron como asalariados aumentaron sus ingresos en un 5,6%, la pérdida es mayor. Es decir, no sólo se redujo el ingreso en un 22% al trabajar como ECP, sino que a la vez se dejó de percibir un incremento de 5,6% (Gráficos 6 y 7). De esta forma, la pérdida total de ingresos por hora al cambiar del estado ECP a asalariado sería del orden de 28% lo que es similar a lo reportado previamente.

**Gráfico 6: Ingreso Total ( $W*H$ )**

**sin** cambios de Estado

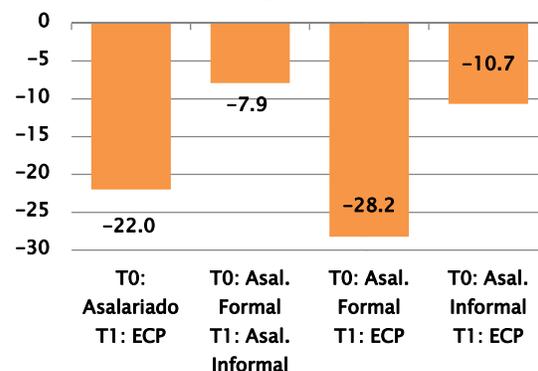
(variación anual, promedio ESI 2011-2015)



**Gráfico 7: Ingreso Total ( $W*H$ )**

**con** cambios de Estado

(variación anual, promedio ESI 2011-2015)

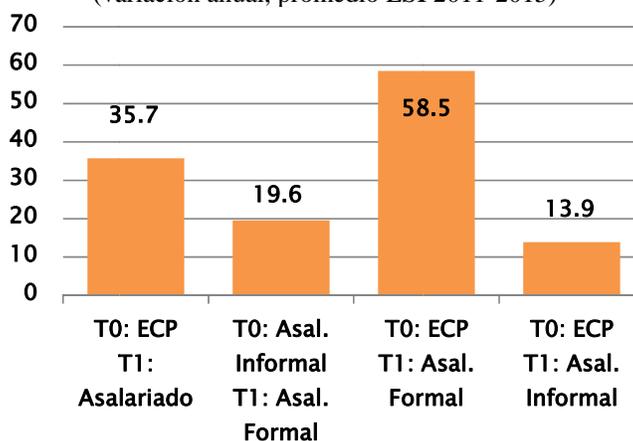


Fuente: Banco Central de Chile e INE.

Por otro lado, los trabajadores que en T=0 eran ECP y en T=1 asalariados formales, aumentaron sus ingresos en magnitudes mayores que cuando perdieron el trabajo formal según lo indicado en el gráfico 8:



**Gráfico 8: Ingreso Total (W\*H) con cambios de Estado**  
(variación anual, promedio ESI 2011-2015)



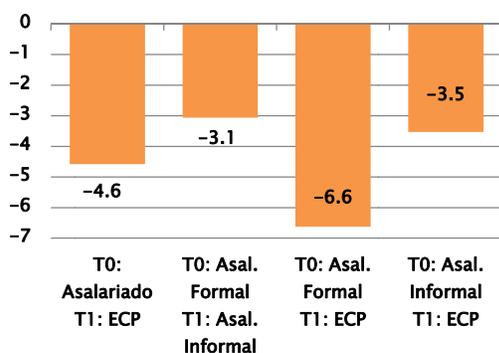
Fuente: Banco Central de Chile e INE.

#### 4.1.1 Horas

Los trabajadores que en T=0 eran asalariados formales y en T=1 son ECP trabajaron en promedio 7 horas menos a la semana. Se observa un efecto inverso similar cuando se hace seguimiento a los trabajadores que en T=0 eran ECP y en T=1 asalariados formales: aumentaron su carga horaria semanal en 8 horas (Gráficos 9 y 10).

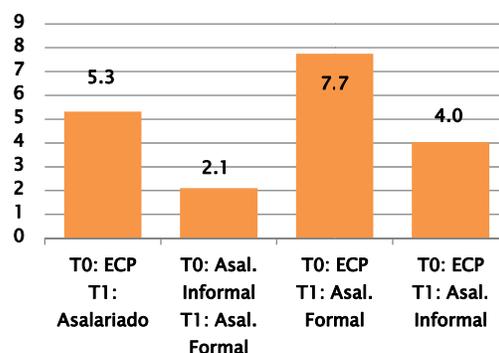
**Gráfico 9: Horas Semanales con cambios de Estado**

(diferencia anual, promedio ESI 2011-2015)



**Gráfico 10: Horas Semanales con cambios de Estado**

(diferencia anual, promedio ESI 2011-2015)



Fuente: Banco Central de Chile e INE.



## 5. ESTIMACIONES DE PANEL

Dada la posibilidad de sesgo de variables omitidas (características no observables) en las ecuaciones de salarios, se construyen paneles balanceados usando las cinco parejas de ESI's descritas en la sección 4.

Se utiliza la misma estructura que en las ecuaciones de salarios de la sección 3, pero se omiten los controles como 'Género' que dentro de la muestra no varían de un año a otro. Se estiman dos casos similares a los de la sección 3:

- Caso i) Diferencias entre asalariado y ECP:

$$\ln(y\_hora_{it}) = \alpha_i + \sum_{j=1}^5 \tau_j Educj_{it} + \beta_1 Categoria_{it} + \sum_{j=1}^8 \gamma_j Sectorj_{it} + \varepsilon_{it}$$

- Caso ii) Diferencias entre asalariado y ECP y formalidad:

$$\begin{aligned} \ln(y\_hora_{it}) = \alpha_i + \sum_{j=1}^5 \tau_j Educj_{it} + \beta_1 Asal\_Infor_{it} + \beta_2 ECP_{it} + \\ + \sum_{j=1}^6 \gamma_j Sectorj_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Se estiman paneles usando efectos fijos, metodología recomendada cuando el tamaño temporal es acotado. Se reafirma lo anterior a través del Test de Hausman que contrasta el uso de efectos aleatorios versus efectos fijos<sup>6</sup>.

### 5.1. Resultados

Las estimaciones<sup>7</sup> muestran que al controlar por características no observables el impacto es menor a lo obtenido en las ecuaciones de salarios usando la estructura de Mincer: el ECP gana un ingreso por hora 10% menos que un asalariado (Gráfico 16).

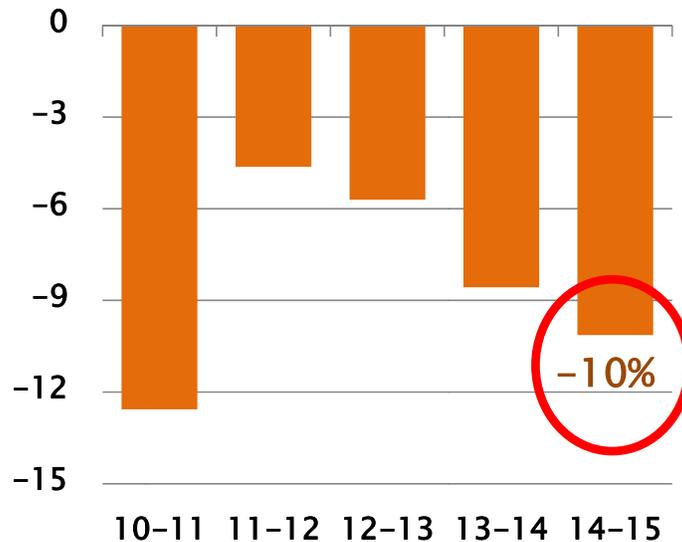
---

<sup>6</sup> Resultados Test de Hausman pueden ser solicitados a los autores.

<sup>7</sup> Los resultados completos de las estimaciones pueden ser solicitados a los autores.



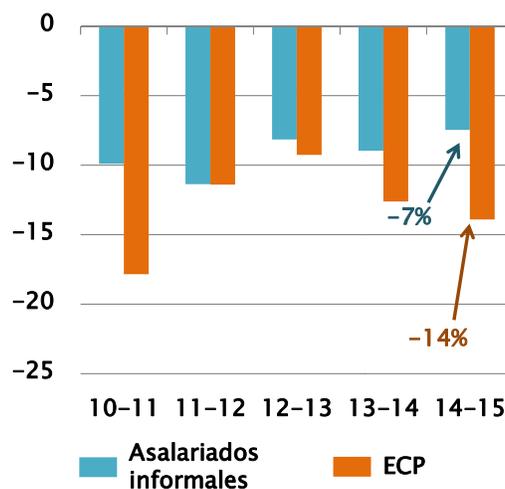
**Gráfico 11: Diferencias de ingresos por hora ECP con respecto a asalariados**  
(porcentaje)



Fuente: Banco Central de Chile.

La mayor diferencia respecto a las ecuaciones de salarios se observa en la penalización del asalariado informal cuyo ingreso por hora –al controlar por inobservables- es 7% menos en lugar del 19%. La penalización al ingreso por hora de los ECP con respecto al asalariado formal es también menor:

**Gráfico 12: Diferencias de ingresos por hora ECP con respecto a asalariados**  
(porcentaje)



Fuente: Banco Central de Chile.



## 5.2. Efectos sobre el ingreso total

Al incorporar las horas trabajadas y considerar el caso del empleo asalariado respecto al ECP y usando las estimaciones de panel ESI2014-15, se tiene:

$$\text{Ingreso Total (Nominal) } IT = W * H$$

*W* = Ingreso neto por hora trabajada

*H* = Horas efectivamente trabajadas

$$IT^{ECP} = (W^{ECP}) * (H^{ECP})$$

$$IT^{ECP} = (0.90 * W^A) * (H^{ECP} * H^A / H^A)$$

$$IT^{ECP} = (0.90 * W^A) * (0.80 * H^A)$$

$$IT^{ECP} = 0.72 * IT^A$$

El ingreso total de un trabajador ECP representa el 72% de un trabajador asalariado. Para las diferencias entre asalariados, ECP y formalidad se tiene que:

$$IT^{A\_Informal} = 0.79 * IT^{A\_Formal}$$

$$IT^{ECP} = 0.68 * IT^{A\_Formal}$$

En relación a los asalariados formales, los asalariados informales reciben un ingreso menor en 21%, y los ECP un 32%.

## 6. EFECTOS SOBRE LOS INGRESOS LABORALES

Dada esta recomposición del empleo observada en los últimos años, y la brecha entre los ingresos de estos tipos de trabajadores que se ha cuantificado en las secciones previas, es importante considerar estos elementos para calcular el crecimiento de la masa salarial real.



En términos generales, la masa salarial real está dada por:

$$\text{Masa Laboral Base} = (W/P) * L * H$$

Calculada como el empleo total multiplicado por el ingreso promedio de todos los trabajadores estaría sobrestimando su valor real si no se toman en consideración estas diferencias de ingreso.

Utilizando los resultados obtenidos en las estimaciones de Panel, podemos calcular dos masas: con ingresos i) penalizados por ECP, y ii) penalizados por ECP y formalidad de acuerdo a las siguientes expresiones:

### **Masa Laboral Categorías**

$$\begin{aligned} &= \left[ \left( \frac{W^A}{P} \right) * L^A * H^A \right] + \left[ \left( \frac{W^{ECP}}{P} \right) * L^{ECP} * H^{ECP} \right] \\ &= \left[ \left( \frac{W^A}{P} \right) * L^A * H^A \right] + \left[ \left( 0.90 * \frac{W^A}{P} \right) * L^{ECP} * 0.80 * H^A \right] \\ &= \left( \frac{W^A}{P} * H^A \right) * (L^A + 0.72 * L^{ECP}) \end{aligned}$$

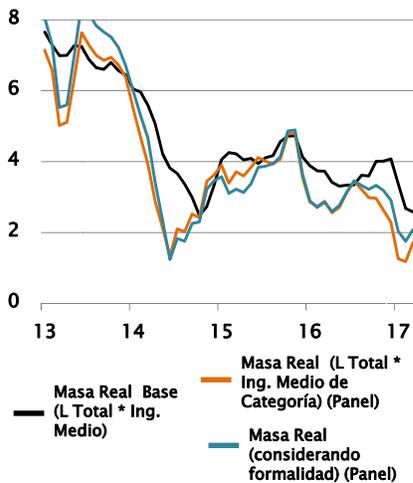
### **Masa Laboral Categoría y Formalidad**

$$\begin{aligned} &= \left[ \left( \frac{W^{A-F}}{P} \right) * L^{A-F} * H^{A-F} \right] + \left[ \left( \frac{W^{A-I}}{P} \right) * L^{A-I} * H^{A-I} \right] \\ &\quad + \left[ \left( \frac{W^{ECP}}{P} \right) * L^{ECP} * H^{ECP} \right] \\ &= \left( \frac{W^{A-F}}{P} * H^{A-F} \right) * (L^{A-F} + 0.79 * L^{A-I} + 0.68 * L^{ECP}) \end{aligned}$$

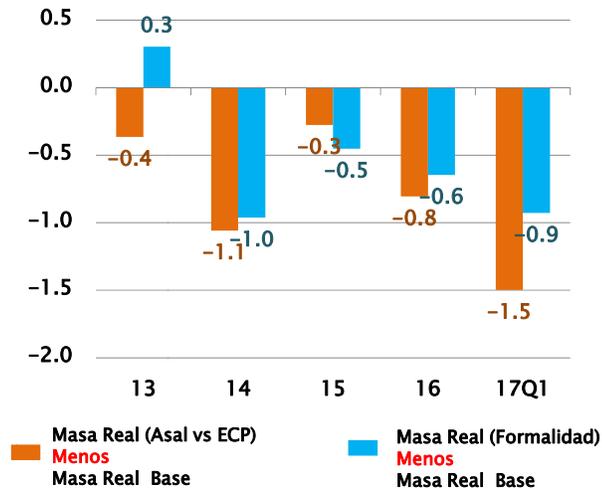
Los resultados de las estimaciones se presentan en los Gráfico 18 y 19 e indican que la recomposición del empleo habría restado cerca de 1 punto porcentual al crecimiento de la masa salarial que no considera las diferencias de salarios entre las distintas categorías de empleo.



**Gráfico 13: Masa Salarial Real(\*)**  
(variación anual, porcentaje)



**Gráfico 14: Impacto en la Masa Salarial Real(\*)**



(\*) Considera sólo empleo asalariado y cuenta propia  
Fuente: Banco Central de Chile.

## 7. CONCLUSIONES

Desde mediados de 2015 el empleo aumentó principalmente por empleos más informales como los asalariados que no cuentan con prestaciones sociales y el empleo por cuenta propia (ECP).

Se estiman ecuaciones de salarios usando la estructura de Mincer para corroborar si esta situación efectivamente es una mayor precarización del mercado laboral a través de menores ingresos.

Los resultados muestran que los ingresos por hora de los ECP son menores en ~17% a los asalariados. Se controla por género, educación, experiencia, actividad y lugar de trabajo (región/comuna). Al ajustar por las menos horas trabajadas, el efecto en el ingreso total es de ~33% menos.

Estimaciones de panel para contrarrestar la posibilidad de sesgo de variables omitidas (características no observables) muestran una penalización menor a la obtenida en las ecuaciones de salarios. Los ECP ganan un 10% menos por hora trabajada, en el ingreso total el impacto es ~28% menos.

Respecto al empleo asalariado formal, los asalariados informales ganan un ingreso por hora ~7% menos y el ECP un ~14% menos. Ajustando por horas, el ingreso total es 21% y 32% menos, respectivamente.



Esta recomposición laboral es un signo de mayor debilidad del mercado, aunque es preferible a un escenario de mayor desocupación. Consecuencia de esto la masa salarial es menor en torno a 1pp.

Estos resultados son coherentes con estudios similares realizados en otros países que intentan calcular el premio por trabajar en el sector formal. Algunos ejemplos son los estudios realizados por Bargain y Kwenda (2014), Patrap y Quintin (2006), Tansel (2000) y, Badaoui, Strobl, y Walsh (2008).

## **8. REFERENCIAS CITADAS Y CONSULTADAS**

Bargain, O. y Kwenda, P. (2014). "The Informal Sector Wage Gap: New Evidence Using Quantile Estimations on Panel Data," *Economic Development and Cultural Change*, University of Chicago Press, vol. 63 (1), pages 117-153.

Beyer H. (2000). 'Educación y desigualdad de ingresos: Una nueva mirada'. *Estudios Públicos N°77* (Verano 2000).

El Badaoui E., E. Strobl y F. Walsh (2008). "Is There an Informal Employment Wage Penalty? Evidence from South Africa". *Economic Development and Cultural Change*, University of Chicago Press, vol. 56 (3), pages 683-710.

Falco P., A. Kerr y N. Rankin (2009). 'The Returns to Formality and Informality in Urban Africa'. *International Growth Centre*. F-2003-CCP-1

García M., y A. Naudon (2012). 'Dinámica Laboral en Chile'. *Banco Central de Chile*. Documentos de Trabajo 659, 2012.

Heckman JJ., L.J. Lochner y P.E. Todd (2001). 'Fifty Years of Mincer Earnings Regressions'. mimeo *American Economic Association*.

Klapp F. y A. Candía (2016). 'Estimación del premio o retorno a la educación en Chile'. *Serie Informe Social 162* (Noviembre 2016).

Marcel M., y A. Naudon (2016). 'Transiciones Laborales y la Tasa de Desempleo en Chile'. *Banco Central de Chile*. Documentos de Trabajo 787, Agosto 2016.

Mincer J. (1974). 'Schooling, Experience, and Earnings'. *National Bureau of Economic Research*



Sapelli C. (2003). 'Ecuaciones de Mincer y las Tasas de Retorno a la Educación en Chile: 1990-1998'. Instituto de Economía PUC. Documento de Trabajo N° 254.

Sapelli C. (2009). 'Los Retornos a la Educación en Chile: Estimaciones por Corte Transversal y por Cohortes'. Instituto de Economía PUC. Documento de Trabajo N° 349.

Urzúa S. (2012). 'La Rentabilidad de la Educación Superior en Chile: Revisión de las bases de 30 años de Políticas Públicas'. Centro de Estudios Públicos. Estudios Públicos, 125 (Verano 2012).



# ¿Cómo reaccionan las exportaciones industriales al TCR y la demanda externa?

Jorge A. Fornero  
Miguel Fuentes  
Andrés Gatty

Gerencia de Análisis Macroeconómico<sup>1</sup>

*1 junio 2017*

## I. Introducción

Desde 2013T1 a 2017T1 la paridad nominal peso/dólar se ha depreciado a una tasa de dos dígitos, en torno a 33%, mientras que la depreciación real ha sido menor: (i) bilateralmente con EE.UU. se aproximó a un 9%; y (ii) en términos multilaterales ha sido aún menor aproximadamente 5%. A priori, una depreciación del peso debiese redundar en una mayor competitividad de las exportaciones chilenas y, por ende, un crecimiento de sus volúmenes. Sin embargo, entre el 2013 y el 2016, el volumen de las exportaciones totales de bienes acumuló una variación levemente negativa, combinando una caída de -1.5% en los envíos mineros y -2% en los industriales, y un aumento cercano a 15% en los agrícolas. Estos desarrollos se enmarcan dentro de un contexto donde el comercio mundial se ha mostrado poco dinámico.

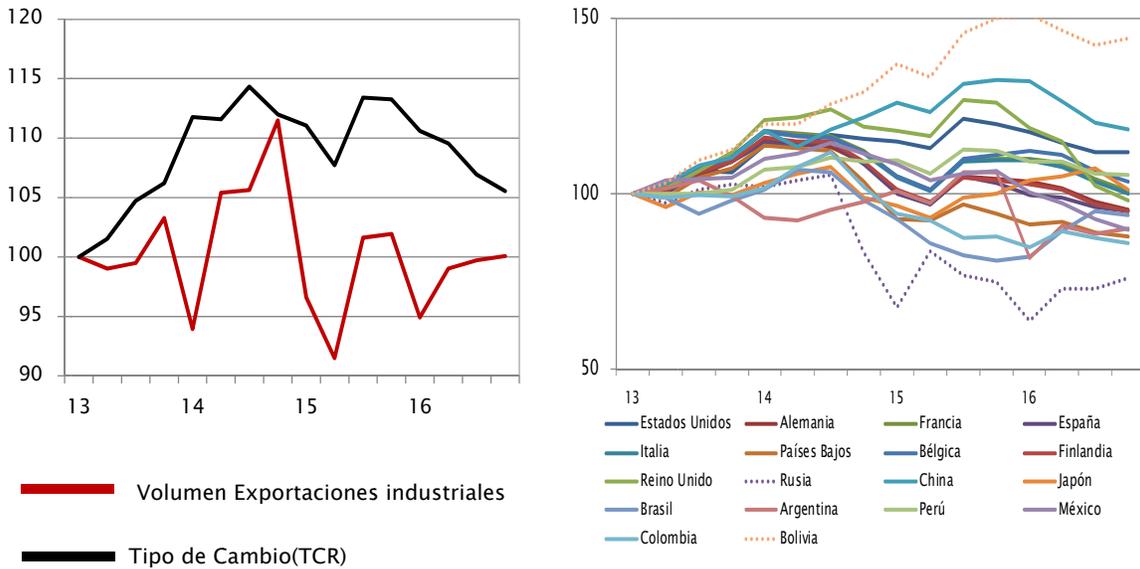
La motivación de este trabajo se origina en el hecho que las exportaciones de bienes han presentado en los últimos tres años un dinamismo inferior al promedio pre-Crisis 2008. En particular, las exportaciones industriales hacia fines de 2016 se hallaban en un nivel similar al observado a principios de 2013, en un contexto donde el tipo de cambio real (TCR) se encontraba 5% más depreciado (Gráfico 1, panel izquierdo).

---

<sup>1</sup> Se agradecen los comentarios y sugerencias de Alberto Naudon, Roberto Zuñiga y Juan Guerra. Asimismo, se agradece la ayuda con los datos de Victor Riquelme y Gonzalo Calvo. Aprobada para distribución por Alberto Naudon.



**Gráfico 1A: Tipo de Cambio Real (TCR), TCR bilateral y Exportaciones Industriales**  
(Índice 2013.I=100)



Nota: Las exportaciones industriales corresponden al índice de cantidad exportada con la nueva Compilación de Referencia 2013. Fuente: Banco Central de Chile.

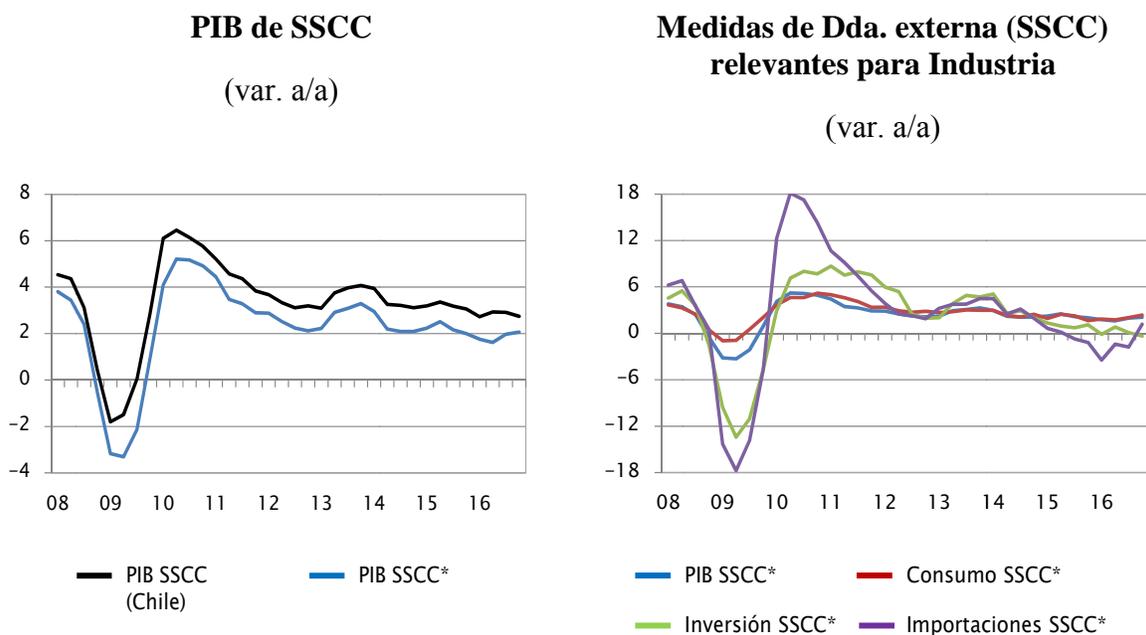
Sin embargo, un análisis del TCR bilateral (TCRB) calculado de manera estándar revela una heterogeneidad interesante (Gráfico 1A, panel derecho).<sup>2</sup> Por ejemplo, el TCRB respecto a Rusia disminuyó entre 2013.T1 y 2016.T4, desde 100 a 76. No sorprende tal ajuste del TCRB respecto a Rusia pues refleja la caída de sus términos de intercambio de 2014 y la consiguiente depreciación del rublo.<sup>3</sup> En el otro extremo, encontramos que el TCRB respecto a Bolivia es el que más se ha depreciado, en torno a 34%, y ello se debe a que Bolivia ha conservado la paridad nominal fija respecto del dólar. China también es una economía respecto a la cual el peso chileno se ha depreciado en términos bilaterales. En resumen, la evolución de los TCRB es heterogénea y también sugiere que es poco razonable que Chile se deprecie sistemáticamente respecto de *todos* los países socios en el comercio.

<sup>2</sup> El cálculo sigue metodología estándar: el tipo de cambio bilateral multiplica el índice de precios al productor (IPP) de cada país socio y se divide por el índice de precios al consumidor local.

<sup>3</sup> En efecto, para comprar un Rublo se necesitaban \$15,5 en 2013T1 mientras que en 2016.T4 se necesitaban \$10,6, lo que es equivalente a una pérdida de valor de 38% del Rublo en términos del Peso. El deterioro del valor nominal de la moneda Rusa internacionalmente fue coincidente con la caída abrupta del precio del petróleo hacia fines de 2014.



**Gráfico 1B: Crecimiento PIB Socios Comerciales de Chile e Industria**  
(porcentaje por año)



Nota: PIB SSSC (Chile) incluye todos los Socios Comerciales de exportación de Chile. PIB SSSC\* corresponde al PIB se SSSC relevante para la industria de exportación chilena. Este índice es una suma ponderada de los 18 países más importantes de destino de exportación de este sector. El mismo cálculo se hizo para el Consumo, Inversión e Importación de los SSSC relevantes para la Industria. Fuente: Bloomberg

Respecto al crecimiento de la demanda externa relevante para las exportaciones industriales de Chile, el Gráfico 1B presenta las principales tendencias. Como puede observarse en el panel de la izquierda, el crecimiento del PIB de los socios comerciales relevantes para la industria es menor que para las exportaciones totales. Esto se debe a que, por una parte, las economías de alto crecimiento (China) tienen un mayor peso en las exportaciones totales que en las industriales. A lo anterior se añade que América Latina tiene una importancia más alta para los envíos industriales de Chile que en las exportaciones totales lo que también explica porque el PIB de los SSSC de Industria ha crecido menos que el los socios comerciales totales. Junto con lo anterior, el panel de la derecha del Gráfico 1B muestra que el dinamismo de la demanda por las exportaciones de Chile puede variar si se consideran distintos agregados macroeconómicos de los países socios.

Considerando todos estos elementos, el objetivo de esta minuta es estimar cómo reaccionan las exportaciones industriales al TCR bilateral y la demanda externa. Los resultados se resumen en tres conclusiones. Primero, las elasticidades en el corto plazo de exportaciones industriales presentan distinto tamaño: (i) la elasticidad a la demanda externa –medido por agregados más directamente asociados al ingreso de socios comerciales (SS.CC.)– se



encuentra entre [1.4; 2]; y (ii) la elasticidad respecto al TCRB en un rango [0.4; 0.6].<sup>4</sup> Estos resultados, están en línea con otros trabajos anteriores.

Segundo, el débil dinamismo del crecimiento del volumen de las exportaciones industriales se explica por una persistente desaceleración de la demanda externa, que ha sido parcialmente compensada por una depreciación promedio del TCRB respecto del grupo de países que son destino de las exportaciones industriales nacionales. Nuestra evidencia de incidencias está en línea con los resultados presentados por FMI (2017). Finalmente, desde 2012 el componente no explicado por los fundamentos de las exportaciones industriales, es en promedio negativo. Indagar sobre el contenido de este residuo es difícil sin un modelo estructural. Sin embargo, el signo del residuo es concordante con el menor dinamismo observado del comercio mundial vis-a-vis el crecimiento histórico de la actividad mundial (cap. 2 FMI WEO 2016).

Tercero, al analizar dos subagregados de industria exportadora -bienes de consumo y bienes de inversión/intermedios- encontramos elasticidades a TCRB de tamaño comparable a las reportadas para el agregado. Sin embargo, para el caso de la demanda externa, se encuentra mayor heterogeneidad en el valor de la elasticidad.

La idea de que el crecimiento del comercio mundial guarda una relación estable con el crecimiento del PIB mundial no es nueva (Kuznets, 1964, p.8). No obstante, desde el año 2012 el crecimiento del comercio mundial se ha desacelerado más que lo predicho por la relación histórica de crecimiento de PIB mundial. Tal desacople ha llamado la atención de analistas e investigadores, organismos internacionales y bancos centrales. Por ejemplo, el capítulo 2 del WEO, FMI (2016) sostiene que el menor crecimiento de los volúmenes de comercio se explica por un ajuste relevante de la demanda de bienes de capital o de inversión. Este estudio se relaciona con FMI (2015) que presenta un análisis enfocado en el efecto de una depreciación del TCR en la balanza comercial (Krugman, 1986). Alexander *et al.* (2017) presenta modelos estilizados de proyección para las exportaciones no tradicionales de Canadá. La conclusión del análisis sugiere incluir las condiciones de oferta de las industrias. Los autores encuentran que la pérdida de dinamismo en las exportaciones industriales es explicada primariamente por debilidades estructurales productivas de las industrias y en segundo lugar por una menor demanda externa.

Esta minuta ofrece estimaciones y un análisis que se relaciona con otros estudios para Chile. En primer lugar es similar al estudio reciente de Carrasco *et al.* (2015), pero en lugar de usar una muestra anual, usamos una frecuencia trimestral. Nuestros resultados confirman sus hallazgos. Segundo, de Cabezas *et al.* (2004) hemos tomado la especificación, aunque diferimos en que los autores estiman las elasticidades de largo plazo, mientras que nosotros nos centramos en la elasticidad de corto plazo (transición al equilibrio de largo plazo). Entre otros estudios previos destacan Agosin (1999), De Gregorio (1984) y Aravena

---

<sup>4</sup> Específicamente, PIB y Consumo de SS.CC.



(2005). La diferencia con Agosin es la medición de TCR (IVUM relativo al salario), mientras que De Gregorio (1984) usa una medida de precios relativos de los bienes importados con relación a los nacionales.

La estructura de la minuta es la siguiente. La sección II describe los datos de exportaciones del sector industrial. La sección tercera presenta la metodología econométrica a estimar y discute su fundamento económico. La sección cuarta reporta los resultados y la sección quinta analiza su robustez. Finalmente, la sección sexta concluye.

## **II. Una mirada a los datos**

Las exportaciones industriales han representado un porcentaje importante del total de exportaciones de bienes de Chile en los últimos años. Entre el 2003-2016, su participación promedio fue cercana al 40% en términos nominales y 35% en términos reales.

Este sector industrial agrupa siete distintos subsectores como se muestra en el Gráfico 2. El más grande es la industria de alimentos con una participación promedio de casi 30% e incluye productos muy determinados por factores de oferta como el salmón, derivados de pescados y frutas. El segundo más representativo es la industria química con una participación de 22%, destacando en ella el abono y el óxido de molibdeno. El resto de sectores industriales han tenido una participación significativa en un orden de 5 y 10 %.

Si analizamos la evolución reciente de dichos subsectores estudiados, observamos que sólo dos de los siete subsectores cerraron el 2016 con niveles superiores al de inicios del 2013: Bebidas y Tabaco y Forestal y Madera. Los cinco restantes, por el contrario, cerraron en niveles parecidos e incluso menores.

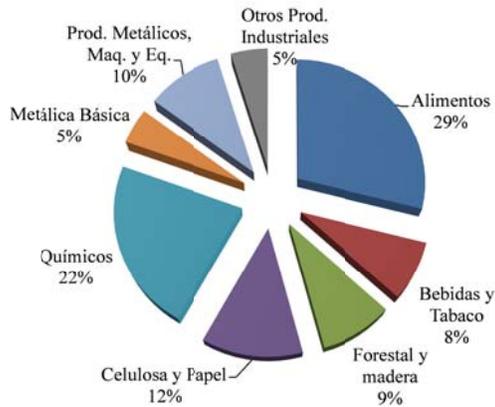
Detrás de esta dinámica tan heterogénea se encuentra la diversificación de mercados de destino de cada subsector. Por ejemplo, gran parte de las exportaciones de alimentos se han destinado a EEUU y Japón en los últimos 13 años, en tanto, en químicos la mayoría se ha destinado a América del Sur y Europa.



## Gráfico 2: Estructura del sector exportador industrial

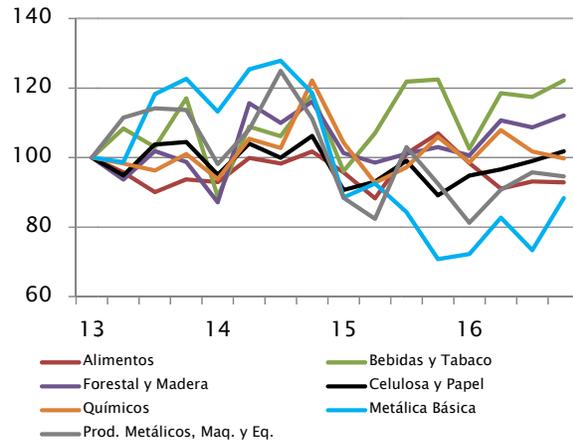
### Participación Exportaciones Industriales

(Porcentaje Promedio 2003-2016\*)



### Exportaciones Industriales por Sector

(índice 2013.I=100+)



\*/ Porcentajes cálculos valores en dólares corrientes.

+Las exportaciones industriales corresponden al índice de cantidad exportada según CdeR 2013.

Fuente: Banco Central de Chile

Para aprovechar esta heterogeneidad de los subsectores industriales y sus principales mercados de destino se construye un panel de datos en frecuencia trimestral del 2003 al 2016. Esta muestra responde a la disponibilidad pública de información del Banco Central de Chile. Los principales mercados de destino se detallan en el Cuadro 1.

Las exportaciones de los subsectores a cada SS.CC. al estar expresadas en valores nominales, se deflactan por el índice de valor unitario de exportación (IVUX) correspondiente a cada sector. De esta forma, se tiene un valor exportable en términos reales:

$$X_{i,j} = \frac{X_{i,j}^{Nominal}}{IVUX_i}$$

Donde,  $X$  corresponde al valor de exportación,  $i$  corresponde al sector industrial exportador y  $j$  al mercado de destino. El valor de exportación real fue posteriormente desestacionalizado por el método ARIMA-X12.



**Cuadro 1: Principales SSCC de la Industria Exportadora de Chile**

EEUU	Rusia
Alemania	China
Francia	Japón
España	Brasil
Italia	Argentina
Países Bajos	Perú
Bélgica	México
Finlandia	Colombia
Reino Unido	Bolivia

La información de interés relativa a los SS.CC. comprende: (a) los agregados externos de: PIB, consumo, inversión e importaciones (todos desestacionalizados); (b) índice de precios al productor (IPP). La fuente de estas series es Bloomberg.

En tanto que, el tipo de cambio nominal de Chile respecto de SS.CC. se obtuvo del Banco Central de Chile. Se define el TCR bilateral respecto del destino  $j$ :

$$TCRB_j = \frac{e_j P_j^*}{P}$$

donde,  $P_j^*$  es IPP en moneda del SSCC  $j$ ,  $e_j$  es el tipo de cambio expresado en CLP por unidad monetaria del país de destino  $j$  y  $P$  es el índice de precios al consumidor (IPC) de Chile.

### **III. Metodología Empírica y Estimación Econométrica.**

La especificación econométrica utilizada es la estándar en la literatura (Ahmed et al (2015); Sertic et al (2015)) en que el volumen exportado depende de la demanda externa (DE) y el tipo de cambio real (TCR). Los cambios en la DE determinan **tanto el** tamaño de mercado en el largo plazo, **como cambios en el** precio del producto. El TCR tiene un efecto positivo en el volumen exportado por dos mecanismos: **una** depreciación real aumenta la competitividad del país respecto a los productos con los que compite en el extranjero **y, adicionalmente**, permite a los productores chilenos reducir los precios que cobran en el mercado de destino.

El desequilibrio o residuo de la relación de largo plazo obtenido es un *driver* de la especificación de corto plazo (relevante para representar la transición al equilibrio de largo plazo). Se estima, siguiendo a, Ahmed *et al.* (2015), la siguiente especificación en panel:



$$\begin{aligned}\Delta X_{i,j,t} &= cte + \beta \Delta TCRB_{j,t-1} + \theta \Delta Y_{j,t}^* + \varphi \Delta Y_{i,t-1} + \Phi D_t + \alpha EC_{i,j,t-1} + \lambda \Delta X_{i,j,t-1} + \varepsilon_{i,j,t} \\ \varepsilon_{i,j,t} &= \delta_{i,j} + u_{i,j,t}\end{aligned}\quad (1)$$

Donde el operador “ $\Delta$ ” denota primera diferencia que significa el crecimiento inter-trimestral de la variable dado que las variables se expresan en logaritmos. Por lo tanto,  $\Delta X_{i,j,t}$  denota el crecimiento inter-trimestral del volumen de exportación del sector  $i$  al destino  $j$ . Para simplificar, omitimos el operador en la descripción de las restantes variables independientes. Así,  $TCRB_{j,t-1}$  es el tipo de cambio real bilateral (rezagado) con el SSCC  $j$ ,  $Y_{j,t}^*$  denota la medida de demanda externa,  $Y_{i,t-1}$  denota la oferta medida por valor agregado de la industria  $i$  (rezagado),  $D$  es una variable dummy que identifica la Crisis Subprime (igual a 1 para 2008.IV, 2009.I y 2009.II y 0 de otro modo),  $EC_{i,j,t-1}$  es la corrección del error. Finalmente,  $X_{i,j,t-1}$  denota el rezago de la variable.

Adicionalmente, el error  $\varepsilon_{i,j,t}$  incluye: (i)  $\delta_{i,j}$  efectos fijos inobservables de los sectores industriales y cada destino de exportación; y (ii) un término de error iid Gaussiano ortogonal al efecto fijo.<sup>5</sup>

Nuestro interés se centra en estimar  $\beta$  que representa el efecto de una depreciación del TCRB sobre el crecimiento de las exportaciones industriales y  $\theta$  que captura la reacción de las exportaciones a la demanda externa. La teoría predice que  $\beta \geq 0$  y  $\theta \geq 0$ .

Algunas observaciones sobre la estrategia de estimación aplicada a la ecuación (1). Primero, el TCRB tiene potencialmente dos problemas: (a) colinealidad entre el TCRB y la demanda externa al correlacionarse contemporáneamente (por ejemplo, si el socio comercial enfrenta transitoriamente una caída en la demanda, ello frenaría sus compras del exterior generando que Chile aprecie su TCRB respecto a este SSCC), para mitigar este efecto se rezaga el TCRB. (b) Análogamente, si ocurre un shock de oferta negativo en la industria esto podría afectar los precios locales y así al TCRB.<sup>6</sup> Segundo, suponemos que la oferta o valor agregado se encuentra rezagado, lo anterior porque: (a) tiene sentido económico pensar que primero es necesario producir para luego exportar y (b) al predeterminar la oferta, mitiga el problema de causalidad reversa latente entre las exportaciones y la oferta. Tercero, la variable dependiente rezagada como regresor adicional produce dos fuentes de persistencia en la ecuación que, en última instancia,

---

<sup>5</sup> El efecto fijo identifica el efecto de la característica invariante específica que incide al sector exportador a cada economía de destino (por ejemplo: tamaño de mercado, preferencia del sector para exportar a un determinado SSCC, etc.).

<sup>6</sup> El efecto de la colinealidad es incrementar la varianza de los coeficientes  $\beta$  y  $\theta$ , volviéndolos inestables.



introduce una fuente de endogeneidad ampliamente estudiada por la literatura que estudia paneles dinámicos (Baltagi, 2008, cap. 8).<sup>7</sup>

La estrategia de estimación se diseña para mitigar estos problemas. En primer lugar, se estima el panel por efectos fijos (*Within Group* – *WG*) pues resuelve el problema de identificación (es decir, suprime la inconsistencia causada por la dependencia del efecto fijo con el rezago de la variable dependiente). Sin embargo, la mitigación es parcial y ésta se explica porque la transformación *WG* no cancela la todavía existente correlación entre la variable autoregresiva y el término de error. Esta inconsistencia sólo desaparece cuando la dimensión temporal *T* es grande (Hamilton, cap. 8). La segunda estrategia consiste en estimar el panel instrumentalizando los regresores con problemas de endogeneidad mediante un “Sistema GMM” (Arellano y Bover, 1995 y Blundell y Bond, 1998). Si bien directamente enfrenta el problema de endogeneidad, no necesariamente lo resuelve. Además, es requerido que la dimensión transversal sea grande.<sup>8</sup>

La siguiente sección reporta los resultados con ambas estrategias. Lo anterior porque en nuestra aplicación  $T=56$  y  $N=126$  ( $=7 \times 18$ ), a priori con esta información no es posible preferir categóricamente una metodología sobre otra. No obstante, más adelante evaluaremos la magnitud del sesgo.

---

<sup>7</sup> Se combinan por un lado, el efecto autoregresivo y, por otro lado, el efecto individual caracterizado por la heterogeneidad inobservable de los individuos. Incluir la variable dependiente rezagada como regresor introduce endogeneidad con respecto a esta variable dado que depende del efecto fijo. Luego, estimadores MCO *pooled* son sesgados e inconsistentes.

<sup>8</sup> Este método utiliza idealmente un conjunto de instrumentos que no están correlacionados con el término de error. Por lo tanto, se obtienen estimadores insesgados y consistentes.



## IV. Resultados

Esta sección reporta los resultados. Un primer interrogante es si las exportaciones industriales cointegran con las medidas de demanda externa. Encontramos que la relación de equilibrio de largo plazo tiene sustento empírico.<sup>9</sup> Por lo tanto, el análisis de corto plazo a partir de ecuación (1) de este trabajo es válido.<sup>10</sup>

En el Cuadro 2 se detallan los resultados de cuatro ejercicios de estimación de la ecuación (1) utilizando el PIB y el consumo de SS.CC. como distintas medidas de demanda externa y métodos de estimación, GMM y WG (el Cuadro A.1 en el anexo presenta otros ejercicios realizados).

**Cuadro 2: Determinantes de Exportaciones Industriales**  
(Distintas medidas de demanda externa y métodos de estimación)

	M(1): PIB*		M(2): C*	
	GMM	WG	GMM	WG
$\Delta$ TCRB (-1)	0.49**	0.53*	0.56***	0.59*
$\Delta$ Dda. Ext.	1.35**	1.4**	1.77***	1.99**
Dummy	-0.047	-0.064	-0.047	-0.064
$\Delta$ Oferta (-1)	0.81***	0.98*	0.81***	0.97*
EC (-1)	-0.66***	-0.36***	-0.66***	-0.36***
$\Delta$ X(-1)	-0.23**	-0.27**	-0.23**	-0.27***
AR(2)	0.209	--	0.216	--
Hansen Test	0.3	--	0.32	--
N. Instrumentos	109	--	109	--
N grupos	126	126	126	126
N obs.	6547	6547	6547	6547
R2-ajustado	--	0.29	--	0.29

Estimación de datos de panel. Regresores: TCRB, demanda externa, dummy crisis, oferta, corrección del error (EC) y persistencia. M(1) y M(2) supone que la demanda externa es el PIB y Consumo de socios comerciales (SSCC), respectivamente. El sistema GMM se estima en dos etapas y la tabla reporta estimados de la segunda. Se instrumenta el rezago de las velocidades trimestrales de las exportaciones industriales. EC es el residuo de una relación en niveles donde exportaciones industriales son función de TCRB y la demanda externa. \* p<10%, \*\* p<5%, \*\*\* p<1%. AR(2) presenta el p-value que corresponde al test de autocorrelación serial en primeras diferencias (H0: ausencia de correlación serial en los residuos). El test de Hansen presenta el p-value (H0: las restricciones de sobreidentificación son válidas). La columna MCO Within Group (WG) corresponde a estimaciones realizadas asumiendo efectos fijos por sector y destino de exportación. Los p-value fueron estimados de forma robusta (para corregir los errores por heterocedasticidad y Autocorrelación se usó "standard errors clustered across cross-section, White cross-section covariance method").

<sup>9</sup> Por propósitos de brevedad, se presenta en el Cuadro A.1 del anexo el test de Pedroni (1999). La evidencia permite rechazar la hipótesis nula de *no* existencia de cointegración entre las variables en nivel.

<sup>10</sup> Las estimaciones se realizan en STATA, paquete XTABOND2, ver Roodman (2006).



Ofrecemos resultados con ambas estrategias de estimación para confirmar o descartar sospechas de sesgo. Un primer resultado es que los coeficientes estimados del TCRB y demanda externa no son muy diferentes entre métodos, pero sí cambian un poco para los coeficientes estimados de la oferta. En la sección siguiente de robustez mostraremos que, como uno esperaría, los estimadores provenientes de GMM son más estables en muestras pequeñas.

Continuando con el análisis de las estimaciones destacamos que los coeficientes tienen el signo esperado, tamaño similar a lo reportado en la literatura y son estadísticamente significativos tanto para la demanda externa y como el TCRB. Concluimos que ambos juegan un rol importante para explicar la dinámica del crecimiento de las exportaciones industriales.

Considerando los resultados del Cuadro A.2 del anexo, complementario al Cuadro 2, la elasticidad estimada al TCRB se encuentra en el rango  $[0,4; 0,6]$ . Esto significa que una depreciación del 1% bilateral, impulsa los envíos industriales (t/t) en 0.5% en el periodo siguiente. Segundo, cuando examinamos el efecto de la demanda externa, asociados medidas de ingreso del SS.CC. encontramos elasticidades en un rango  $[1.4; 2]$ .<sup>11</sup> Este rango toma en cuenta tanto el PIB como el consumo de SS.CC.<sup>12</sup>

De lo anterior, no se deduce necesariamente que el desempeño de las exportaciones industriales de Chile reaccionen más al ciclo económico de los SS.CC. que al impulso por competitividad dado por TCRB. Para resolver este interrogante examinamos en el Gráfico 3 la evolución de las exportaciones industriales y las incidencias de sus determinantes. El análisis revela que el menor crecimiento de los envíos industriales ha estado más asociado a persistente desaceleración de los SS.CC. de los últimos años (la barra azul del Gráfico recoge el efecto impacto de la elasticidad de la demanda externa medida en términos de PIB SSCC) por el crecimiento t/t de la misma variable. En tanto que en la muestra, TCRB ha actuado con una menor persistencia relativa, como un '*shock absorber*', en la dirección contraria, suavizando la caída de las exportaciones industriales (FMI, 2017, pág. 55).

Si observamos específicamente los últimos 3 años (2014-2016), se concluye que la contribución promedio de la depreciación del tipo de cambio a las exportaciones industriales es aproximadamente 1.2%.<sup>13</sup> La demanda externa, por su parte, ha tenido una

---

<sup>11</sup> Para el caso del GMM, se proveen estadísticos estándar al pie de la tabla que dan cuenta de la validez del conjunto de instrumentos utilizados y que los residuos son razonables. En particular, lo primero surge del estadístico de Hansen, mientras que la prueba AR(2) no revela autocorrelación de segundo orden.

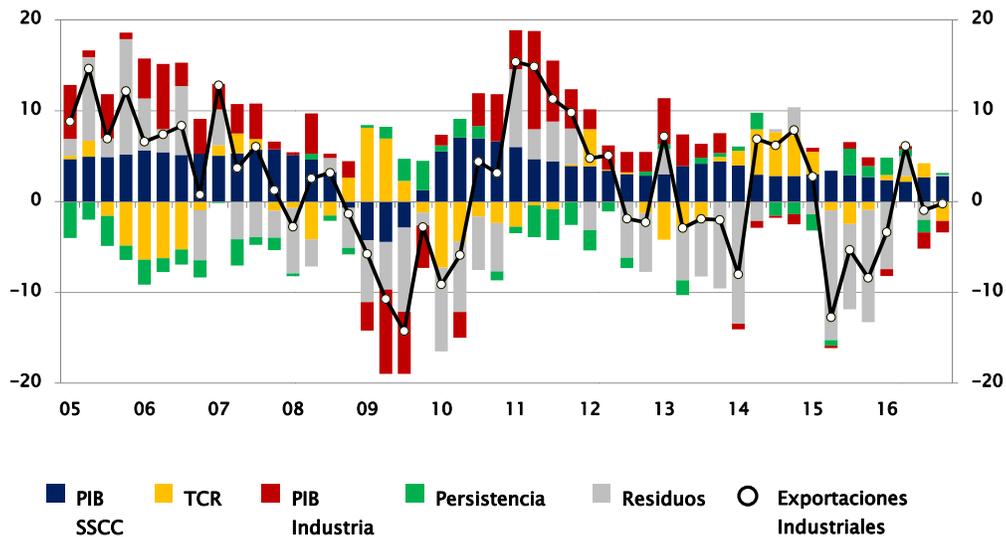
<sup>12</sup> Como es esperable, las elasticidades de la demanda externa son sensibles a los distintos agregados. Por ejemplo, si uno se concentra en la inversión de los SS.CC. el tamaño del estimado se reduce naturalmente para reflejar su menor covarianza con las exportaciones (ver Cuadro A.2).

<sup>13</sup> El tamaño de la contribución se relaciona con evidencia reportada en el reciente estudio del IMF (abril-2017, pág. 66) para el caso de Chile.



contribución promedio de casi 3 puntos porcentuales. Además, desde 2012 el residuo en promedio es negativo. Indagar sobre el contenido de este residuo es difícil sin un modelo estructural, sin embargo, el signo del residuo es concordante con el menor dinamismo observado del comercio mundial vis-a-vis el crecimiento histórico de la actividad mundial (capítulo 2 FMI WEO oct., 2016)

**Gráfico 3: Determinantes de las Exportaciones Industriales**  
(Incidencias, p.p.)



\*/ Corresponde a la suma móvil 4 trimestres de velocidades trimestrales.

Finalmente, se ajustó la ecuación (1) separando las exportaciones industriales entre: (i) bienes de consumo y (ii) bienes intermedios y/o inversión. Las elasticidades respecto al TCRB estimadas en estos ejercicios se reportan en el Cuadro 3 y confirman los hallazgos del Cuadro 2: la reacción de los envíos de bienes de consumo y de inversión/intermedios se encuentran dentro de los rangos estimados de elasticidades al TCRB reportados en el Cuadro 2. Sin embargo, para el caso de la demanda externa, se encuentra mayor heterogeneidad. Esto último se podría explicar por las estructuras de mercado de cada sector, su tecnología para exportar y sus modelos de negocios. Indagar sobre estas causales es materia de un trabajo futuro. En la siguiente sección expandimos sobre esta heterogeneidad por medio de ejercicios estadísticos.



**Cuadro 3: Determinantes de Exportaciones Industriales por grupo**  
(Distintas medidas de demanda externa y métodos de estimación)

Bienes de Consumo						
	M(1): PIB*		M(2): C*		M(4): M*	
	GMM	WG	GMM	WG	GMM	WG
$\Delta$ TCRB (-1)	0.42**	0.45***	0.58***	0.58***	0.40**	0.46***
$\Delta$ Dda. Ext.	1.08*	0.54	1.13	0.73	0.57**	0.45*

Bienes de Intermedios y/o inversión						
	M(1): PIB*		M(3): I*		M(4): M*	
	GMM	WG	GMM	WG	GMM	WG
$\Delta$ TCRB (-1)	0.55*	0.53	0.61**	0.55*	0.50*	0.52
$\Delta$ Dda. Ext.	1.48	1.77	0.98**	0.91*	0.55**	0.59**

Nota: Variable dependiente en panel superior de la tabla es exportaciones de bienes de consumo (Alimentos y Bebidas y Tabaco) y en el panel inferior exportaciones de bienes intermedios y/o de inversión (Forestal y Madera, Celulosa y Papel, Químicos, Metálica Básica y Prod. Metálicos, Máq. y Equipo). M(1), M(2), M(3) y M(4) suponen que la demanda externa es el PIB, Consumo, inversión e importaciones de SS.CC., respectivamente. Se omite resto de los controles por propósitos de brevedad. Ver nota tabla anterior.

## V. Robustez

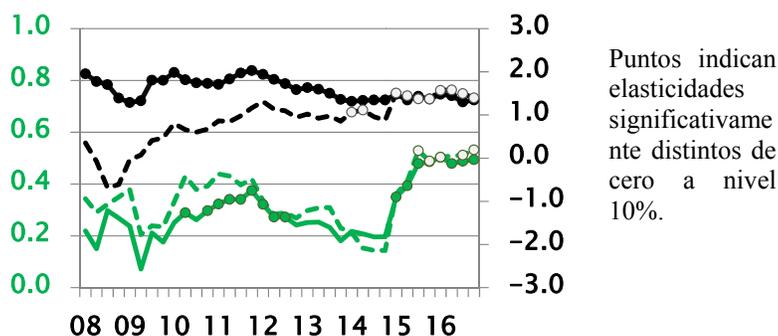
Esta sección analiza la robustez de las estimaciones presentadas en la sección anterior. Una primera pregunta es si los estimadores reportados en los ejercicios anteriores son estables en el tiempo. Para responder este interrogante, se diseña un ejercicio de estimación recursivo de ventanas muestrales incrementales. La primera submuestra o ventana utilizada para la estimación incluye el periodo 2003.I-2008.I (excluye la Crisis Subprime). La segunda submuestra comprende el periodo 2003.I-2008.II, y así sucesivamente.

Los resultados se presentan en el Gráfico 4 usando el PIB de SS.CC. como variable de demanda externa y en el anexo en el Gráfico A.1 para las medidas restantes. Los puntos sobrepuestos en cada línea indican que la elasticidad es significativamente distinta de cero al 10%. Nótese que los estimadores puntuales WG son sesgados cuando la muestra tiene tamaño pequeño, pero convergen a los estimadores GMM cuando se ocupa toda la muestra (al menos para los parámetros de interés). Por lo tanto, los resultados son similares si se usan estos dos métodos cuando el tamaño muestral es razonablemente grande.



**Gráfico 4: Análisis de Robustez: Elasticidad del TCRB y la Demanda Externa**

(Ventanas recursivas incrementales)



Elasticidad demanda externa    **—** GMM    **- - -** MCO WG (eje der.)  
Elasticidad TCRB                **—** GMM    **- - -** MCO WG (eje izq.)

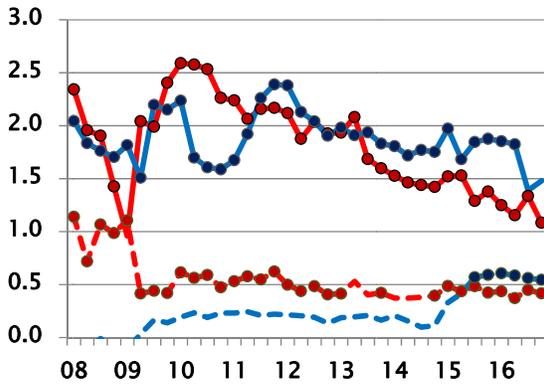
Este primer ejercicio revela que la elasticidad de la demanda externa se estima siempre mayor que la elasticidad al TCRB. Además, la primera ha resultado estable en el tiempo, con una leve tendencia a la baja desde 2013. Para el caso del PIB SSCC, su elasticidad fue 2 antes de 2013 y decayó a alrededor de 1.5 con toda la muestra. Por el método de GMM dicha elasticidad ha sido casi siempre significativa, en tanto, por el método de WG no lo ha sido siempre. Por el lado del TCRB se observa que dicha elasticidad ha crecido desde valores cercanos a 0.2 para estabilizarse en valores 0,5-0,6, sin grandes diferencias entre GMM y WG. Esta elasticidad del TCRB además ha sido más esporádica en materia de significancia. En los años 2015-2016 se encuentran elasticidades del TCRB siempre significativas.



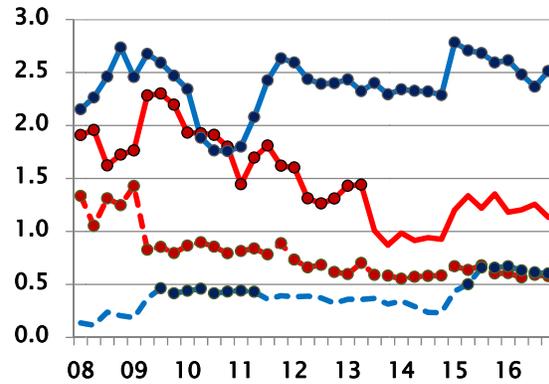
### Gráfico 5. Exportaciones industriales por grupos. Robustez elasticidad TCRB y Demanda Externa

(Estimaciones ventanas incrementales recursivas, GMM)

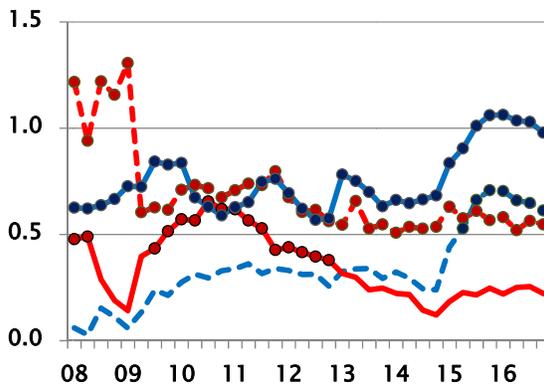
M(1): PIB\*



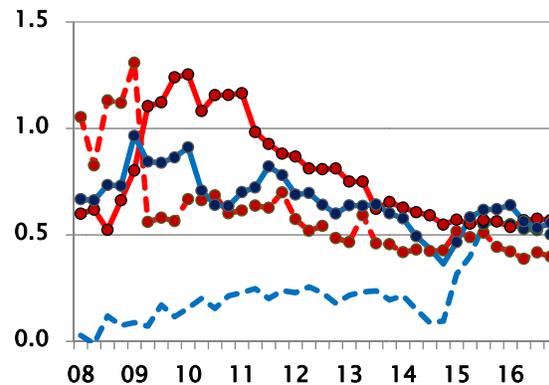
M(2): C\*



M(3): I\*



M(4): M\*



—●— Dda. Ext. (Bs. Int. y/o Inv.)    
 - - - TCRB (Bs. Int. y/o Inv.)    
 —●— Dda. Ext. (Bs. Consumo)    
 - - - TCRB (Bs. Consumo)

Nota: **Bienes de Consumo:** Alimentos y Bebidas y Tabaco; **Bienes Intermedios y/o de Inversión:** Forestal y Madera, Celulosa y Papel, Químicos, Metálica Básica y Prod. Metálicos, Máq. y Equipo.

Estimaciones realizadas con ventanas incrementales. El primer periodo de estimación corresponde al 2003.I-2008.I, el segundo 2003.I-2008.II, y así sucesivamente. En cada ventana se estima primero un modelo en niveles de las exportaciones industriales en función del TCRB y la demanda externa condicional a cada sector. M(1), M(2), M(3) y M(4) supone que la demanda externa es el PIB, Consumo, Inversión e Importaciones de los socios comerciales (SSCC), respectivamente.

Los círculos indican que se rechaza que la elasticidad es cero al 10% de significancia. Todas las estimaciones contraloran por el VA de la Industria, una dummy crisis, una corrección del error y el rezago de las exportaciones industriales.



Finalmente, se presenta un análisis de robustez análogo de estabilidad de elasticidades para los grupos de exportaciones de bienes industriales de consumo y bienes intermedios y/o inversión. El Gráfico 5 ilustra los resultados, destacando varios aspectos. Primero, concentrándonos en la línea discontinua que representa la elasticidad del TCRB observamos: (i) usando toda la muestra, y en particular en las ventanas que cubren los años 2015-2016 notamos que la elasticidad al TCRB han sido muy parecidas para ambos grupos de exportaciones industriales. Pero, no han sido siempre así de estables. La evidencia de las sub-muestras hasta 2013 entregan las exportaciones industriales de consumo han sido más elásticas al TCRB que las exportaciones industriales de bienes de inversión/intermedios. Las causales de estas diferencias se podrían explicar por la lejanía de distintos mercados de destino que enfrenta cada grupo y la intensidad de la competencia con otros oferentes, entre otras hipótesis.<sup>14</sup>

En segundo lugar, remitiéndonos al análisis de las líneas llenas que representa la elasticidad a la demanda externa, apreciamos una mayor heterogeneidad de la elasticidad. Además, la separación entre grupos de envíos industriales es interesante pues sugiere una tendencia a la baja de las elasticidades estimadas para las exportaciones de bienes de consumo, mas no presenta tendencia las elasticidades de los envíos de bienes de inversión/intermedios. Dejamos para una investigación futura analizar las causales detrás de las inestabilidades que estamos reportando.

---

<sup>14</sup> De hecho, en el caso de las exportaciones de bienes de consumo, la mayoría de sus exportaciones se destinan a mercados más lejanos como EEUU y Europa, en tanto, los envíos de bienes de inversión e intermedios se destinan en gran porcentaje a nuestros países vecinos.



## VI. Conclusiones

Esta minuta se concentra en analizar cómo reaccionan las exportaciones industriales al TCR bilateral y a la demanda externa en el corto plazo. En síntesis, el comportamiento de las exportaciones industriales está más ligado a la evolución de la demanda externa que a los movimientos cambiarios.

El principal resultado es que el comportamiento del crecimiento volumen de las exportaciones industriales se explica por una persistente desaceleración de la demanda externa, que ha sido parcialmente compensada por una depreciación promedio del TCRB respecto del grupo de países que son destino de las exportaciones industriales nacionales. Esta evidencia se relaciona con los resultados presentados por FMI (2017, pág. 66). En efecto, encontramos que la incidencia del TCR en el promedio de crecimiento de las exportaciones industriales entre 2014-16 es aproximadamente +1.2%, de tamaño comparable a lo reportado en ese estudio. Finalmente, desde 2012 el residuo es en promedio negativo. Este signo del residuo es concordante con el menor dinamismo observado del comercio mundial vis-a-vis el crecimiento histórico de la actividad mundial (capítulo 2 FMI WEO oct., 2016).

En segundo orden de importancia, concluimos que las elasticidades en el corto plazo de exportaciones industriales presentan distinto tamaño, por un lado la elasticidad a la demanda externa –medido por agregados más directamente asociados al ingreso de SS.CC.– se encuentra entre [1.4; 2] y respecto al TCRB [0.4; 0.6]. Estos resultados, están en línea con otros trabajos anteriores.

Las elasticidades de demanda externa aproximadas por PIB y consumo de SS.CC. son estables en el tiempo, aunque en el primer caso, subyace una leve tendencia a la baja después de 2013. En cuanto a las elasticidades al TCRB se mantienen relativamente sin cambios al controlar por distintas medidas de demanda externa. Lo anterior ha sido robusto a varios ejercicios. Sin embargo, en el tiempo ha mostrado más inestabilidad: más pequeña en torno a 0.2 en las submuestras previas a la Crisis y algo mayores entre [0.4; 0.6] utilizando toda la muestra disponible.

Tercero, al analizar dos subagregados de industria exportadora: bienes de consumo y bienes de inversión/intermedios, encontramos elasticidades al TCRB de tamaño parecido a las reportadas para el agregado. En otras palabras, la reacción al TCRB de los envíos de bienes de consumo y de inversión/intermedios es comparable. Sin embargo, para el caso de la demanda externa, se encuentra mayor heterogeneidad.



## Referencias

- Ahmed S., M. Appendino y M. Ruta (2015). Global Value Chains and the Exchange Rate Elasticity of Exports. IMF WP/15/252.
- Agosin M. (1999), “Comercio y crecimiento de Chile”, Revista de la CEPAL #68, agosto.
- Alexander P., J-P Cayen y A. Proulx (2017), “An Improved Equation for Predicting Canadian Non-Commodity Exports”. Documento de Trabajo 2017-1.
- Aravena, C. (2005) “Demanda de exportaciones e importaciones de bienes y servicios para Argentina y Chile” Estudios Estadísticos y Prospectivos #36, CEPAL.
- Arellano, M. y O. Bover (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. Journal of Econometrics 68: 29-51.
- Baltagi, B. (2008). Econometric Analysis of Panel Data. UK, John Wiley & Sons Ltd. Fourth Edition.
- Blundell, R. y S. Bond (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. Journal of Econometrics 87: 115-143.
- Cabezas M., J. Selaive y G. Becerra (2004)”, Determinantes de las Exportaciones No Minerales”. DTBC Banco Central de Chile No. 296.
- Carrasco S, C. Godoy, D. Gianelli (2015) “Sensibilidad de las exportaciones al TCR: un análisis sectorial y por destino”. DTBC Banco Central de Chile No. 745.
- Cole D. y S. Nightingale (2016), Sensitivity of Australian Trade to the Exchange Rate, Nota de Política RBA.
- De Gregorio, J. (1984), “Comportamiento de las exportaciones e importaciones de Chile”. Colección de Estudios CIEPLAN No. 13, Estudio #87.
- FMI (2015) World Economic Outlook, Cap.3, October, “Exchange Rates and Trade Flows: Disconnected?”
- FMI (2016) World Economic Outlook Cap.2, October, “Global Trade: What's behind the Slowdown?”
- FMI (2017) Regional Economic Outlook, Western Hemisphere, Cap.3, May, “External Adjustment to Terms-of-Trade Shifts”.
- Hamilton, J. D. (1994), Time Series Analysis, Princeton University Press. New Jersey.



- Krugman, P. (1986) "Pricing to Market When the Exchange Rate Changes" NBER WP 1926.
- Kuznets, S (1964), "Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: IX. Level and Structure of Foreign Trade: Comparisons for Recent Years". *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 13, No. 1, Part 2 (Oct., 1964), pp. 1-106.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration test in heterogeneous panel with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistical Association* 94: 653-670.
- Roodman, D. (2006) How to Do xtabond2: An introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata. Working Paper 103, Center for Global Development, Washington.



## Anexo

**Cuadro A.1: Test Cointegración en panel (Pedroni, 1999)**

	M(1)	M(2)	M(3)	M(4)
p-value	0.001	0.000	0.003	0.001

Nota: El cuadro presenta el p-value del test de cointegración en panel de Pedroni (1999) cuya hipótesis nula es la ausencia de cointegración entre el nivel de las exportaciones industriales, el TCRB y la demanda externa. M(1), M(2), M(3) y M(4) supone que la demanda externa es el PIB, Consumo, Inversión e Importaciones de los socios comerciales (SSCC), respectivamente.

**Cuadro A.2: (Cuadro 2 extendido) Determinantes de Exportaciones Industriales (Distintas medidas de demanda externa y métodos de estimación)**

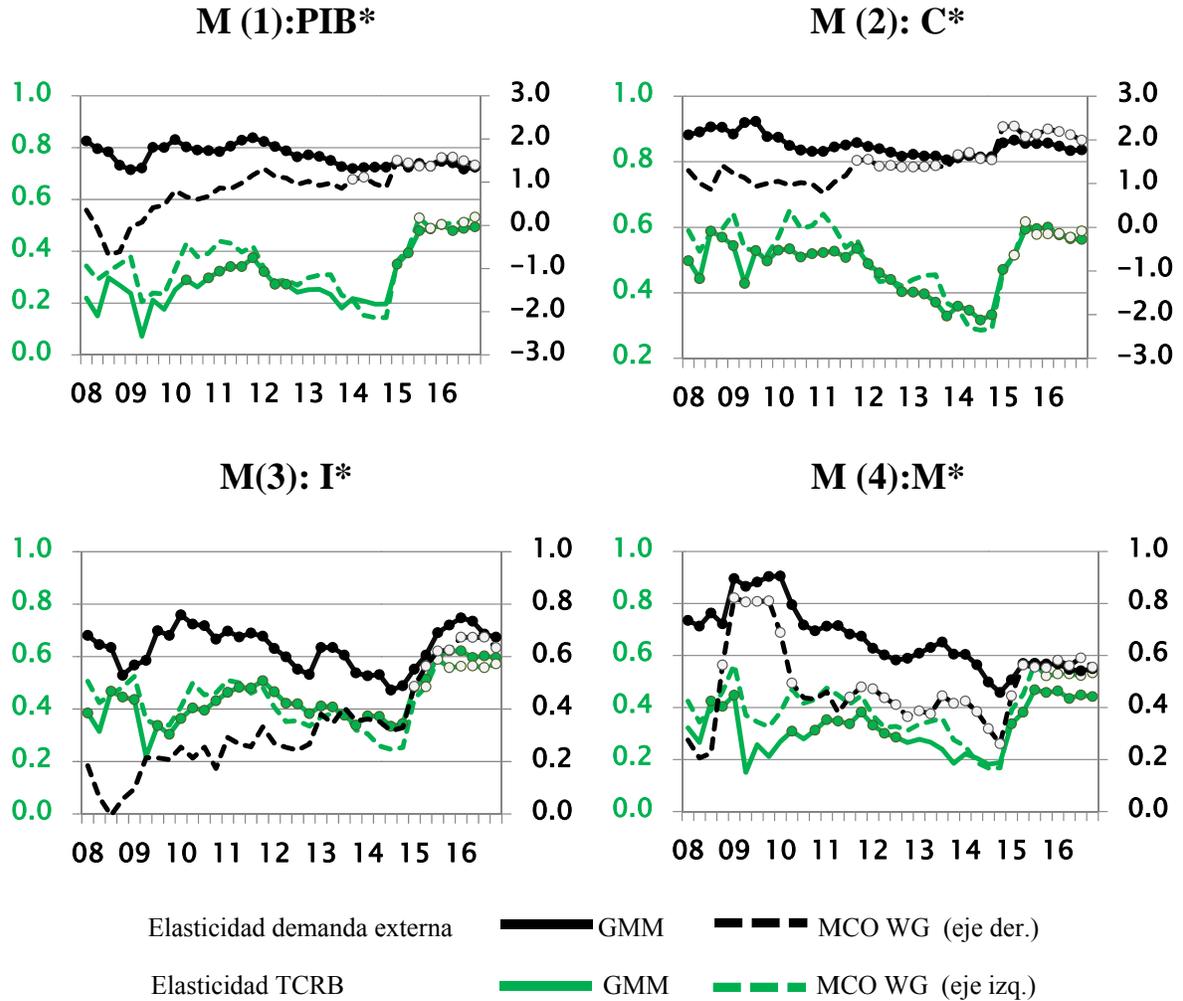
	M(1): PIB*		M(2): C*		M(3): I*		M(4): M*	
	GMM	WG	GMM	WG	GMM	WG	GMM	WG
$\Delta$ TCRB (-1)	0.494**	0.532*	0.563***	0.589*	0.596***	0.572*	0.442**	0.533*
$\Delta$ Dda. Ext.	1.350**	1.396**	1.770***	1.994**	0.674***	0.634*	0.549***	0.555***
Dummy	-0.047	-0.064	-0.047	-0.064	-0.046	-0.064	-0.042	-0.057
$\Delta$ Oferta (-1)	0.813***	0.979*	0.806***	0.969*	0.796***	0.954*	0.781***	0.957*
EC (-1)	-0.658***	-0.357***	-0.661***	-0.356***	-0.659***	-0.358***	-0.653***	-0.353***
$\Delta$ X(-1)	-0.227**	-0.265**	-0.226**	-0.266***	-0.228**	-0.265***	-0.231**	-0.267***
AR(2)	0.209	--	0.216	--	0.204	--	0.202	--
Hansen Test	0.301	--	0.318	--	0.324	--	0.272	--
N. Instrumentos	109	--	109	--	109	--	109	--
N grupos	126	126	126	126	126	126	126	126
N obs.	6547	6547	6547	6547	6547	6547	6547	6547
R2-ajustado	--	0.290	--	0.289	--	0.290	--	0.288

Estimación de datos de panel. Regresores: TCRB, demanda externa, dummy crisis, oferta, corrección del error (EC) y persistencia. M(1), M(2), M(3) y M(4) suponen que la demanda externa es el PIB, Consumo, inversión e importaciones de socios comerciales (SSCC), respectivamente. El sistema GMM se estima en dos etapas y la tabla reporta estimados de la segunda. Se instrumenta el rezago de las velocidades trimestrales de las exportaciones industriales. EC es el residuo de una relación en niveles donde exportaciones industriales son función de TCRB y la demanda externa. \* p<10%, \*\* p<5%, \*\*\* p<1%. AR(2) presenta el p-value que corresponde al test de autorrelación serial en primeras diferencias (H0: ausencia de correlación serial en los residuos). El test de Hansen presenta el p-value (H0: las restricciones de sobreidentificación son válidas). La columna MCO Within Group (WG) corresponde a estimaciones realizadas asumiendo efectos fijos por sector y destino de exportación. Los p-value fueron estimados de forma robusta (para corregir los errores por heterocedasticidad y Autocorrelación se usó "standard errors clustered across cross-section, White cross-section covariance method").



### Gráfico A.1. Robustez: Elasticidad del TCRB y la Demanda Externa

(Estimaciones ventanas incrementales recursivas)



Nota: Estimaciones panel con ventanas recursivas incrementales. La primera ventana de estimación cubre 2003.II-2008.I. Los círculos indican que se rechaza que la elasticidad es cero al 10% de significancia estadística. Todas las estimaciones controlan por el VA de la industria, el rezago de las exportaciones, una variable dummy Crisis Subprime y un componente de corrección del error. M(1), M(2), M(3) y M(4) supone que la demanda externa es el PIB, Consumo, Inversión e Importaciones de los socios comerciales (SSCC), respectivamente.