



Compensación inflacionaria y premios por riesgo: Evidencia para Chile

Camilo Beyzaga

Luis Ceballos

Gerencia de Análisis Macroeconómico¹

I. Introducción

En economías con metas de inflación como el caso de Chile, el monitoreo constante por parte del banco central respecto de las expectativas de inflación al horizonte de política monetaria es un elemento de primer orden al momento de evaluar como el mercado incorpora en los precios de activos shocks tanto domésticos y externos.

En lo reciente, las compensaciones de inflación (denotadas por CI) obtenidas de bonos del BCCh han registrado importante disminuciones, en contraste con otras fuentes que permiten medir dichas expectativas de inflación (en base a encuestas y tasas swaps). No obstante, al comparar la capacidad predictiva de la inflación al horizonte de política monetaria², éstos presentan un peor desempeño, además de ser considerablemente más volátiles que lo reportado encuestas. Lo anterior levanta la pregunta de la relevancia de estos precios de activos como medidas de expectativas futuras de la inflación.

En esta minuta se aplica la metodología de Abrahams et al. (2016) a la compensación de inflación de bonos de Chile, la cual permite identificar el componente de las CI asociadas a expectativas de inflación a diferentes horizontes, además de poder medir y cuantificar el premio por riesgo inflacionario implícito en los precios de activos de bonos. Con esto, en las medidas de CI que corrigen por premios no se observa una disminución significativa de la inflación esperada a dos años en lo más reciente. Más aún, se aprecia que la evolución de las expectativas de inflación corregida es más coherente con el resto de las mediciones, indicando una expectativa a dos años plazo más alineada con la meta del Banco Central.

La sección II presenta hechos estilizados de la estructura de tasas nominal y real doméstica. En la sección III se presenta evidencia internacional y local de la medición de premios por riesgo de inflación y liquidez implícitos en la compensación inflacionaria. En la sección IV se presenta el modelo afín de tasas de interés utilizado para la identificación del premio por riesgo de inflación en Chile. La sección V presenta la descomposición de las compensaciones de inflación de uno y dos años y medidas forward de mediano y largo plazo.

¹ Se agradecen los comentarios y sugerencias de Alberto Naudon y Miguel Fuentes. Se agradece a Yu Rui y Richard Crump por otorgar el código MATLAB.

² La compensación de inflación 1 en 1, la cual corresponde a la inflación promedio esperada en un año dentro de un año más, es una medida que aísla shocks de corto plazo de inflación y está centrado al horizonte de política de dos años.

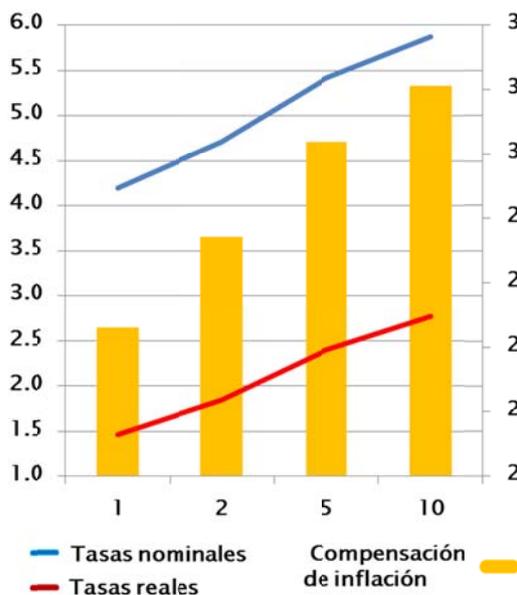


II. Hechos estilizados

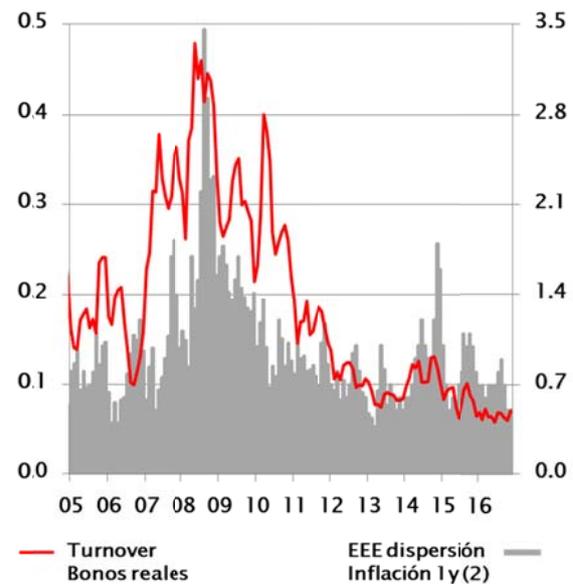
Al observar las tasas nominales y reales promedio en el periodo enero 2003 a noviembre de 2016 (ver gráfico 1 panel A) se observa que tanto la tasas promedio nominales y reales presentan una forma creciente, sugiriendo la existencia de cierta compensación al tomar una posición en bonos de mayor duración³. Más aún, el mayor empinamiento de la estructura de tasas nominales respecto a las reales, sugiere la existencia de un premio por riesgo de inflación. Dicho premio, corresponde a la compensación extra que se otorga a un inversionista por tomar posición en un bono nominal que no protege contra cambios de la inflación (a diferencia de bonos reales). En el gráfico 1 (panel B) se observa como la demanda de bonos reales (definido como el *turnover* mensual), aumenta cuando existe mayor incertidumbre de la inflación esperada a un año en base a la Encuesta de Expectativas Económicas⁴.

Gráfico 1 Estructura de tasas de interés e incertidumbre de inflación

Panel A: Estructura tasas promedio (*)



Panel B: Incertidumbre inflación



En lo reciente, las compensaciones de inflación (denotadas por CI) obtenidas de bonos del BCCh han registrado importante disminuciones (gráfico 2), en contraste con otras expectativas en base a encuestas y swaps los cuales exhiben disminuciones algo por debajo del 3%. En particular, las CI de bonos spot a plazos de uno y dos años (panel A) han registrado disminuciones mayores que las observadas en otros instrumentos financieros

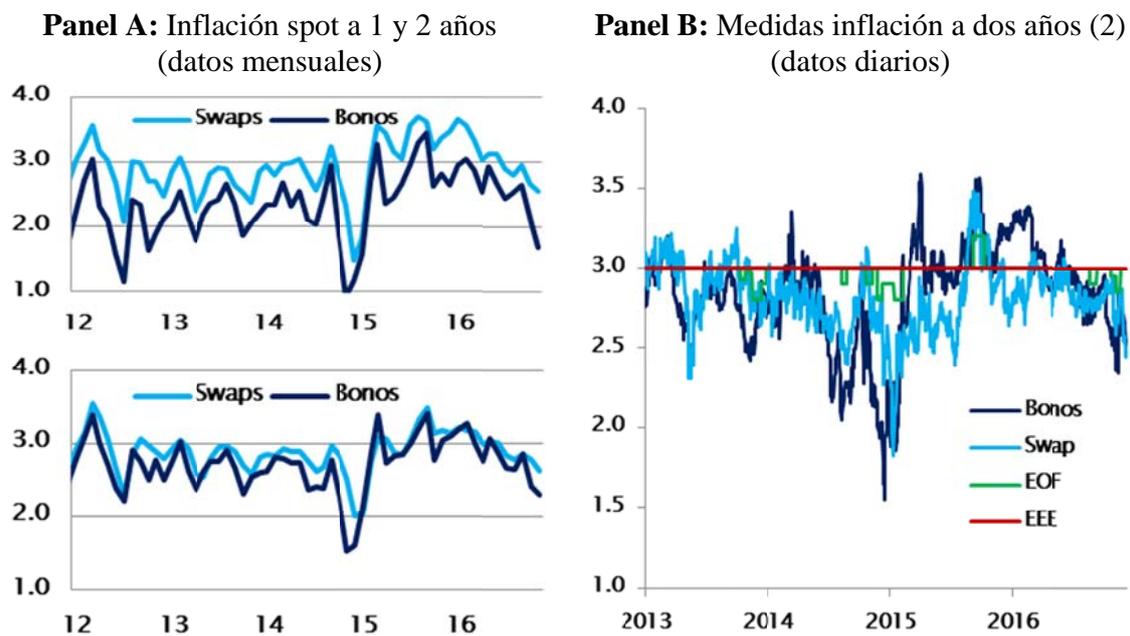
³ Evidencia del rol de premios en tasas nominales en Chile ha sido documentado recientemente en Ceballos et al. (2016).

⁴ Dicha medida corresponde a la diferencia entre el decil 9 y el decil 1 de la inflación esperada a un año. A mayor diferencia, mayor es la incertidumbre sobre el nivel de inflación esperada.



como swaps. En perspectiva, desde 2012 las CI de bonos se han ubicado por debajo de lo observado en dichos instrumentos derivados. En tanto, al comparar la evolución de las expectativas de inflación al horizonte de política monetaria (panel B), las CI 1 en 1 se ubican en torno al 2,5% (tras alcanzar mínimos en torno a 2,3% en noviembre). Lo anterior levanta la pregunta de la relevancia de estos precios de activos como medidas de expectativas futuras de la inflación.

Grafico 2: Expectativas de inflación (1)



(1) Compensación inflacionaria de Bonos construida usando bonos cero cupón.

(2) EOF corresponde a inflación esperada de 13 a 24 meses, EEE a inflación a dos años, mientras que Bonos y Swap corresponde a inflación 1 en 1.

Fuentes: Banco Central de Chile y Bloomberg.

Se resalta que las expectativas derivadas de precios financieros son considerablemente más volátiles que las encuestas y que durante los últimos años se han ubicado frecuentemente por debajo de 3%. En todo caso, esto ha sido frecuente en el tiempo, en promedio la inflación esperada implícita en los bonos es menor que la de las encuestas y considerablemente más volátil (ver Apéndice A, tabla A1). Más aún, en términos de la capacidad de predicción de la inflación, los resultados indican que ninguna medida lo hace mejor que la EEE y que los bonos son particularmente pobres como predictores (ver Apéndice A, tabla A.2). Lo anterior levanta la interrogante del rol de premios por riesgo de inflación puedan tener en la información de expectativas de inflación.



III. Evidencia internacional y local

La evidencia internacional respecto al rol de los premios⁵ contenidos en las compensaciones de inflación se ha basado principalmente en la aplicación de la metodología de modelos afines de estructuras de tasas de interés, el cual estima en forma conjunta las tasas de interés nominales y reales a diferentes plazos bajo supuestos de no arbitraje. Bajo esta metodología, diversos estudios concluyen que las medidas de expectativas sin premios derivadas de las compensaciones inflacionarias, son estables y en línea a lo observado en encuestas. Además, reportan que los premios por riesgo de inflación son variantes en el tiempo y pueden tomar valores positivos y negativos⁶.

A nivel internacional, Grishchenko y Huang (2012) reportan para el caso de EE.UU. que el premio por riesgo de inflación es variante en el tiempo, tomando valores positivos y negativos en diferentes periodos entre 2000-2008, en particular, documentan que el premio por riesgo de inflación a 10 años ha variado entre -16 a 10 puntos base en el periodo total. En tanto, Hördahl y Trstani (2014) documentan el premio por riesgo de inflación y de liquidez tanto en EE.UU. como en la Eurozona. En el primer caso, los autores reportan un premio por liquidez relevante en los bonos indexados a inflación a 10 años (TIIPS por su sigla en inglés), el cual alcanza niveles de casi 150 pb durante el 2008, aunque en lo posterior se ha ubicado en niveles en torno a 50 pb, mientras que para el premio por riesgo de inflación reportan una medida volátil que ha variado entre -80 a 100 pb. En el caso de la Eurozona, los autores reportan un premio por liquidez en bonos reales a 10 años en torno a 20-30 puntos base, muy por debajo de lo documentado para EE.UU. En tanto, el premio por riesgo de inflación ha sido mayor que el de EE.UU. y en general positiva. En ambas economías, al corregir por dichos premios, las expectativas de inflación son más estables que las observadas en los precios de activos de bonos, y muy alineadas a lo que se reportan en encuestas de expectativas de inflación a horizontes de 10 años. En lo reciente, Abrahams et al (2016) reporta similares resultados para EE.UU. Para Reino Unido, Liu et al. (2015) reportan una medida de compensación inflacionaria a 10 años que desde 2001 se ha ubicado bastante cercano a lo observado en precios de activos, sugiriendo así que el rol de premios en las compensaciones de inflación se ubica en torno a 0. Finalmente, Espinosa-Torres et al (2015) usando el método de Abrahams et al (2016) reportan para el mercado de Colombia una medida de compensación de inflación sin premios (a 8 ochos) más estable y que se ha ubicado entre 3 y 4% desde 2005. En tanto, los premios por riesgo de inflación se mantienen en terreno negativo desde 2012.

A nivel local, la evidencia del rol de premios en las compensaciones inflacionarias es limitada. Jervis (2007) reporta los premios por riesgo de inflación y liquidez en el mercado doméstico en base a diferentes enfoques. Sus resultados sugieren que dichos premios son bajos, donde el premio por riesgo inflación estimado se encuentra en un rango de -0.10 a 0.06% a un horizonte de 12 meses y de 0.17 a 0.2% para 24 meses y un premio por riesgo

⁵ En particular, se destacan los premios por riesgo de inflación y de liquidez en la evidencia empírica de otras economías.

⁶ Para una discusión teórica del premios por riesgo de inflación veáse Bekaert y Wang (2010), y Campbell et al. (2009).



inflación medido en un rango de -0.5 a 0.5%. En tanto, Chumacero y Opazo (2008), en base a proxies de inflación esperada (en base a encuestas) y medidas de riesgo, reportan que la incidencia de factores asociados a premios inciden poco en la inflación de hasta dos años. No obstante, en ambos casos, no se estima en forma conjunta la estructura de tasas nominales/reales bajo modelos de no arbitraje como los observados en la evidencia empírica internacional.

IV. Metodología y datos

La metodología utilizada corresponde a la reportada por Abrahams et. al (2016) (descrita en el Apéndice B) y tiene como objetivo estimar el premio por riesgo asociados a los retornos de los bonos⁷. En un primer paso, a partir de la curva de rendimientos cero cupón de bonos nominales e indexados por inflación se extraen los primeros K_N y K_R primeros componentes principales estandarizados respectivamente. Estas $K_N + K_R$ variables corresponderán al vector de variables de estado X_t utilizados en la regresión:

$$X_{t+1} - \mu_X = \phi(X_t - \mu_X) + v_{t+1}$$

donde X corresponde a los componentes principales de las tasas nominales y reales. De esta regresión ocupando el método de mínimos cuadrados ordinarios con las variables centrada en su media se obtienen el parámetro ϕ_{ols} . Posteriormente, se estima el modelo:

$$R = \alpha - B\phi X_{t-1} + X_t + E$$

El cual R agrupa los excesos de excesos de retorno de los bonos nominales e indexados por inflación sobre la tasa libre de riesgo en función de las variables de estado del cual se obtienen los estimadores $(\hat{\alpha}_{ols}, \hat{B}\hat{\phi}_{ols}, \hat{B}_{ols})$. Utilizando los residuos de la estimación \hat{E}_{ols} tenemos que $\hat{\Sigma}_e = T^{-1}\hat{E}_{ols}\hat{E}'_{ols}$ el cual ocupamos para estimar el parámetro:

$$\hat{\phi}_{gls} = -\left(\hat{B}'_{ols}\hat{\Sigma}_e^{-1}\hat{B}_{ols}\right)^{-1}\hat{B}'_{ols}\hat{\Sigma}_e^{-1}\hat{B}_{ols}$$

Con $\hat{\phi}_{gls}$ estimado estimamos el modelo:

$$R = \alpha + B(-\hat{\phi}_{gls} X_{t-1} + X_t)$$

Del cual se obtienen estimadores más eficientes de α y B los cuales se denominan $\hat{\alpha}_{gls}$ y \hat{B}_{gls} . Con estos parámetros estimamos μ_{gls} a través de la expresión

$$\hat{\mu}_{gls} = -\left(\hat{B}'_{gls}\hat{\Sigma}_e^{-1}\hat{B}_{gls}\right)^{-1}\hat{B}'_{gls}\hat{\Sigma}_e^{-1}\left(\hat{\alpha}_{gls} + \frac{1}{2}\hat{\gamma}_{gls}\right)$$

⁷ En dicho trabajo se identifica premios por riesgo de inflación y por liquidez dados un factor observado asociado a dicho premio. En el caso de Chile se estima solo el componente de riesgo de inflación.



Con γ_{gls} definido como:

$$\hat{\gamma}_{gls} = (B'_1 \Sigma B_1, \dots, B'_{N_N} \Sigma B_{N_N}, (B_{1,R} + \pi_1) \Sigma (B_{1,R} + \pi_1)', \dots, (B_{N_R,R} + \pi_1) \Sigma (B_{N_R,R} + \pi_1)')$$

Finalmente, con los parámetros estimados se obtiene el premio por riesgo asociado al riesgo inherente en las variables de estado como:

$$\begin{aligned}\lambda_0 &= (I_k - \hat{\phi}_{ols}) \mu_X - \mu_{gls} \\ \lambda_1 &= \hat{\phi}_{ols} - \hat{\phi}_{gls}\end{aligned}$$

Donde μ_X es estimado como un promedio muestral de las variables de estado.

Por otra parte, resulta necesaria también la estimación de los parámetros asociados a las tasas nominales (δ_0, δ_1) e inflación (π_0, π_1) en función de las variables de estado. Dado que las tasas nominales cortas resultan directamente observables, los parámetros son fácilmente estimados mediante una regresión de mínimos cuadrados ordinarios donde la tasa corta entra como constante δ_0 . Para la caracterización de la inflación en cambio, se tiene que los rendimientos de los bonos indexados a inflación $y_{t,R}^{(n)}$ presentan una forma de función semi-cuadrática con los parámetros de inflación $g(\pi_0, \pi_1; n_i, t)$ obteniéndose estos mediante la minimización de la suma cuadrática de los errores.

Los datos utilizados corresponden a las tasas cero cupón de los bonos nominales y reales (BCP y BCU respectivamente) del Banco Central de Chile. Para la medida de inflación se utiliza la variación mensual del IPC (Índice de precios al consumidor).

V. Resultados

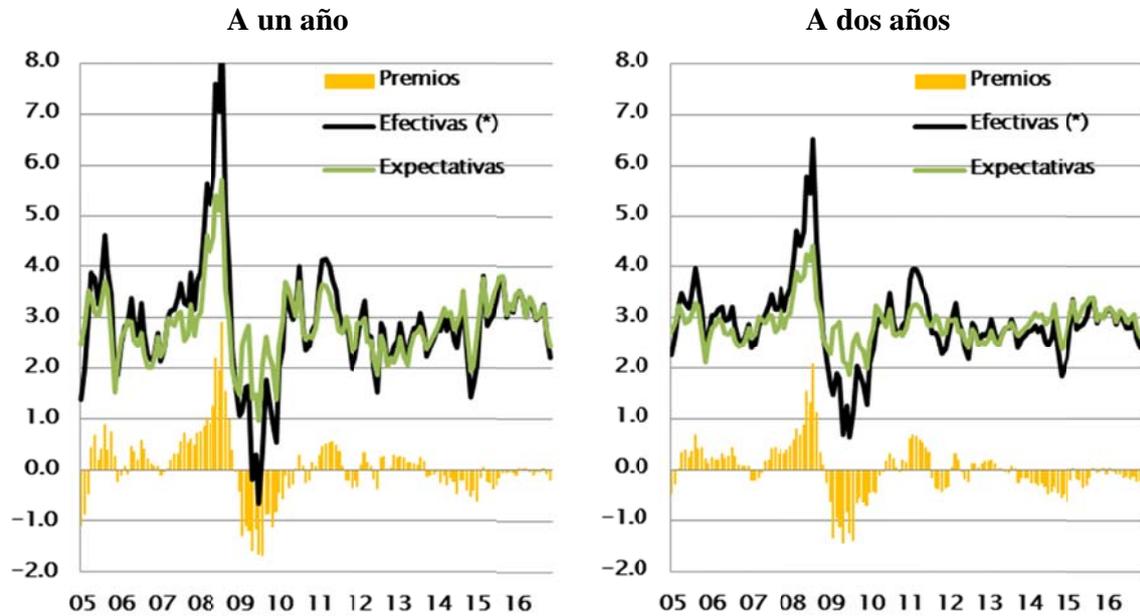
La descomposición de compensaciones⁸ de inflación a uno y dos años son presentados en el gráfico 3. Las CI efectivas son descompuestas en el componente asociado a expectativas de inflación a dichos plazos, así como el premio por riesgo de inflación. Se aprecia que las medidas corregidas de premios, son más estables que las observadas en bonos, y con premios por riesgo que en lo reciente se ubican algo por debajo de 0.

Es importante destacar que esta no es la primera vez que se observan caídas importantes en las CI de forma reciente. De hecho, a fines de 2014, las CI de bonos se ubicaron bajo el 2% en un contexto donde el precio del petróleo registraba una caída importante, aunque al igual que el episodio actual, la disminución de las CI fue bastante más pronunciada que otras fuentes. Al igual que lo observado recientemente, en dicho episodio las medidas que excluyen premios se ubicaron 50 puntos base por sobre lo observado en las CI de bonos, entre 2 y 2,4% a uno y dos años respectivamente.

⁸ En el apéndice C se reportan los parámetros estimados del modelo.



Grafico 3: Estimación compensación spot de inflación
(datos mensuales, porcentaje)



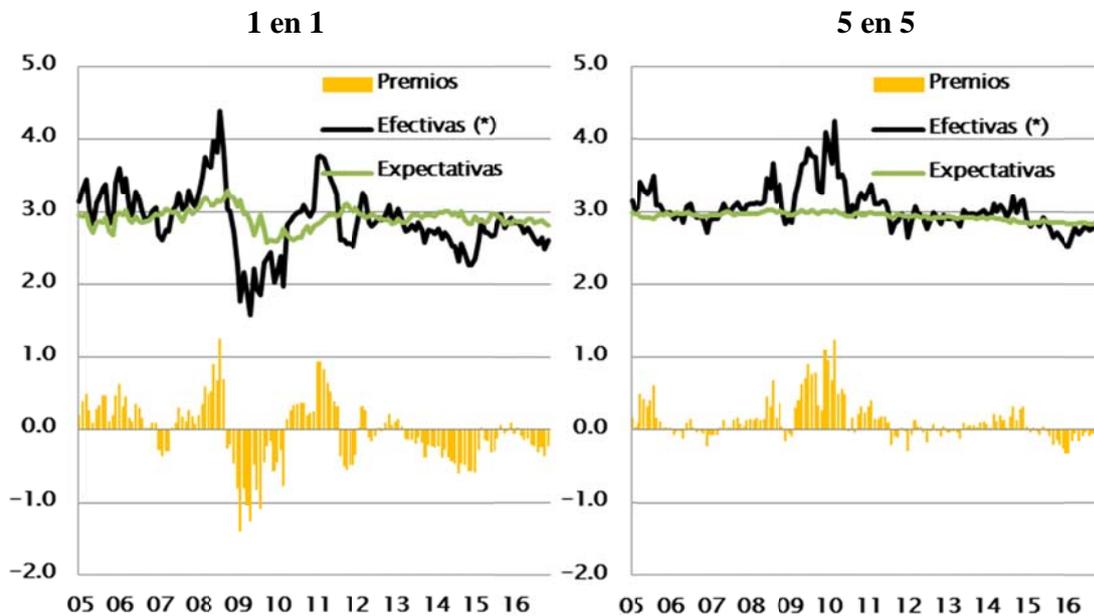
(*) Compensación inflacionaria efectiva corresponde a estimación del modelo. Apéndice D reporta la diferencia en puntos base de la compensación inflacionaria del modelo y las CI de bonos.

Fuente: Banco Central de Chile.

En tanto, medidas de expectativas de inflación *forward* relevantes para el horizonte de política monetaria (1 en 1) y de largo plazo (5 en 5) corregidas de premios son reportadas en gráfico 4. Se observa que si bien las expectativas de inflación a dos años implícitas en los bonos del Banco Central presentan en promedio una inflación esperada algo menor a 3%, mientras que la varianza y los valores extremos son considerablemente menores una vez que se corrige por la presencia de premios. En perspectiva, se observa que las expectativas de inflación corregidas de premios han estado ancladas y en torno a la meta del 3%.



Grafico 4: Estimación compensación *forward* de inflación
(datos diarios, porcentaje)



(*) Compensación inflacionaria efectiva corresponde a estimación del modelo. Apéndice D reporta la diferencia en puntos base de la compensación inflacionaria del modelo y las CI de bonos.

Fuente: Banco Central de Chile.

V. Conclusiones

En esta minuta se revisaron las medidas de compensaciones de inflación de bonos relevantes para el horizonte de política monetaria, identificando el componente asociado a expectativas y premios por riesgo de inflaciones implícitas en los precios de activos de bonos del Banco Central de Chile.

A partir de la evidencia presentada en la minuta, se obtiene que las medidas de inflación que corrigen por premios son más estables y en torno a la meta de inflación del 3%. Dicho resultado es similar a lo reportado en otras economías donde se ha documentado la relevancia de los premios en las compensaciones de inflación.



Referencias

Abrahams, M., T. Adrian, R.K. Crump y E. Möench, (2016). “Decomposing Real and Nominal Yield Curves”, *Journal of Monetary Economics*, vol 84 pages 182-200.

Bekaert, Geert y Wang, Xiaozheng, (2010). “Inflation risk”, *Economic Policy*, October.

Campbell, J. Y., R. J. Shiller and L. Viceira, (2009). ‘Understanding inflation-indexed bond markets’, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 79–120.

Ceballos, Luis, Naudon, Alberto y Romero, Damian, (2016). “Nominal term structure and term premia: evidence from Chile”, *Applied Economics*, vol 48(29) pages 2721-35.

Chumacero, Romulo y Opazo, Luis, (2008). “Compensación inflacionaria en Chile”, documento de trabajo, Banco Central de Chile.

Espinosa-Torres, Juan Andres, Melo-Velandia, Luis Fernando y Moreno-Gutierrez, José Fernando, (2015). “Expectativas de inflación, prima por riesgo inflacionario y prima de liquidez: Una descomposición del Break-even Inflation para los bonos del Gobierno Colombiano”, *Borradores de Economía*, Banco de la Republica Colombia.

Grishchenko, Olesya y Huang, Jing-zhi, (2012). "Inflation Risk Premium: Evidence from the TIPS Market", *Finance and Economics Discussion Series*, Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs, 2012-06.

Hördahl, Peter y Tristani, Oreste, (2014). “Inflation Risk Premia in the Euro Area and the United States”, *International Journal of Central Banking*, vol 10(3), pages 1-47, september.

Jervis, Pamela, (2007). “La compensación inflacionaria y sus componentes en Chile”, *Revista de Economía Chilena*, vol 10(2) paginas 27-56.

Liu, Zhuoshi, Liu, Elisabetta Vangelista, Iryna Kaminska y Jon Relleen, (2015). “The informational content of market-based measures of inflation expectations derived from government bonds and inflation swaps in the United Kingdom”, working paper, Bank of England.



Apéndice A: Volatilidad y RECM

| | EEE | Bonos | Swap | EOF |
|--------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| ene-05 | 3.04 (0.14) | 2.94 (0.66) | | |
| may-08 | 3.05 (0.16) | 2.87 (0.71) | 3.00 (0.63) | |
| ene-10 | 3.01 (0.04) | 2.94 (0.51) | 2.96 (0.39) | 3.06 (0.17) |

Tabla A.1: Desviación estándar entre paréntesis. Compensación inflacionaria de Bonos construida usando bonos cero cupón. Los estadísticos se construyen usando datos mensuales. En el caso de los precios de los activos se usa el valor el día de publicación del a EEE. En el caso de la EOF el valor previo más cercano a la publicación de la EEE. Los períodos están determinados por la disponibilidad de datos de las distintas fuentes. La fecha en la primera columna es la primera observación disponible para la EEE, Bonos, Swap y EOF respectivamente.

| | Bonos | Swap | EOF |
|--------|-----------------|-----------------|-----------------|
| ene-05 | 1.08 (71.43) | | |
| may-08 | 1.36 (77.22) | 1.26 (65.82) | |
| ene-10 | 1.25 (74.58) | 1.14 (61.02) | 1.06 (93.22) |

Tabla A.2: Los valores de la tabla es la razón de RECM de cada indicador sobre RECM de la EEE. Un número mayor que 1 indica peor capacidad predictiva relativo a la EEE. Entre paréntesis está el porcentaje de meses que la EEE lo hace mejor que el estimador en cada columna. Los períodos están determinados por la disponibilidad de datos de las distintas fuentes. La fecha en la primera columna es la primera observación disponible para la EEE, Bonos, Swap y EOF respectivamente. Compensación inflacionaria de Bonos construida usando bonos cero cupón.



Apéndice B: Modelo afín de tasas de interés

Siguiendo la metodología de estimación y construcción de estructura de bonos AACM, sea X_t el vector de variables de estado que corresponde a los componentes principales de los rendimientos de los bonos nominales y/o reales, esta se modela bajo a un proceso VAR(1):

$$X_{t+1} - \mu_X = \phi(X_t - \mu_X) + v_{t+1}$$

Por otro lado, siguiendo a *Duffe (2002)*, se asume que los precios de riesgo que se asocia al riesgo de cada variable de estado toman la forma:

$$\lambda_t = \Sigma^{-1/2}(\lambda_0 + \lambda_1 X_t)$$

Donde λ_t es el riesgo asociado a cada variable de estado. Con esto se definen los parámetros:

$$\begin{aligned}\tilde{\mu} &= (I_k - \phi)\mu_X - \lambda_0 \\ \tilde{\phi} &= \phi - \lambda_1\end{aligned}$$

Los cuales, en función de los premios por riesgo, tienen la importancia en la desagregación de los bonos nominales y reales en su componente de riesgo neutral.

Con respecto a los bonos nominales, el logaritmo de los precios de un bono descontado por la tasa libre de riesgo con vencimiento n en el periodo t se define de manera lineal respecto a las variables de estado como:

$$\ln P_t^n = A_n + B_n' X_t$$

Lo que implica que la tasa libre de riesgo se puede definir de igual manera:

$$r_t = \delta_0 + \delta_1' X_t$$

Con esto e imponiendo condiciones de no arbitraje se obtiene la siguiente relación de los parámetros:

$$\begin{aligned}A_n &= A_{n-1} + B_{n-1}' \tilde{\mu} + \frac{1}{2} B_{n-1}' \Sigma B_{n-1} - \delta_0 \\ B_n' &= B_{n-1}' \tilde{\phi} - \delta_1' \\ B_0' &= 0_{K \times 1}, \quad A_0' = 0\end{aligned}$$

Similar caso tenemos respecto a los bonos indexados a inflación, el logaritmo de los precios de un bono real con vencimiento n en el periodo t se define:



$$\ln P_{t,R}^n = A_{n,R} + B'_{n,R} X_t$$

Con Q_t como el índice de precios en el tiempo t , se define $\pi_t = \ln\left(\frac{Q_t}{Q_{t-1}}\right)$ como la inflación a un periodo la cual es también definida de una forma lineal con respecto a las variables de estado:

$$\pi_t = \pi_0 + \pi'_1 X_t$$

También para los bonos reales también las relaciones de los parámetros se pueden llevar a una forma de sistema de ecuaciones:

$$\begin{aligned} A_{n,R} &= A_{n-1,R} + (B_{n-1,R} + \pi_1)' \tilde{\mu} + \frac{1}{2} (B_{n-1,R} + \pi_1)' \Sigma (B_{n-1,R} + \pi_1) - \delta_{0,R} \\ B'_{n,R} &= (B_{n-1,R} + \pi_1)' \tilde{\phi} - \delta'_1 \\ B'_{0,R} &= 0_{K \times 1}, \quad A'_{0,R} = 0 \end{aligned}$$

Donde el parámetro de tasas reales de corto plazo $\delta_{0,R}$ se define como $\delta_{0,R} = \delta_0 - \pi_0$.

Finalmente, del modelo se derivan las expectativas de inflación bajo las medidas de valoración y de riesgo neutral respectivamente para cualquier horizonte de tiempo. Para un horizonte de proyección n , las expectativas de inflación son medidas por el diferencial de tasas de bonos nominales $y_t^{(n)}$ y reales $y_{t,R}^{(n)}$ con madurez n :

$$\pi_t^{(n)} = y_t^{(n)} - y_{t,R}^{(n)} = -\frac{1}{n} [A_n + B'_n X_t - (A_{n,R} + B'_{n,R} X_t)]$$

Sin embargo dado que los bonos presentan un premio por riesgo, cumpliéndose que $\Lambda = [\lambda_0, \lambda_1] = 0$ se obtiene una medida de expectativas de inflación ajustada por riesgo o de riesgo neutral:

$$\pi_t^{(n),RN} = y_t^{(n),RN} - y_{t,R}^{(n),RN} = -\frac{1}{n} [A_n^{RN} + B_n'^{RN} X_t - (A_{n,R}^{RN} + B_{n,R}'^{RN} X_t)]$$



Apéndice C: Parámetros modelo

| | X_1 | X_2 | X_3 | X_4 | X_5 | X_6 |
|------------|---------|----------|----------|----------|----------|----------|
| δ_1 | 0.00010 | 0.00016 | 0.00030 | 0.00000 | 0.00000 | 0.00000 |
| π_1 | 0.00007 | -0.00007 | -0.00002 | -0.00023 | -0.00036 | -0.00147 |

| | | | |
|------------|---------|---------|---------|
| δ_0 | 0.00318 | π_0 | 0.00250 |
|------------|---------|---------|---------|

Tabla C.1: Parámetros asociados a la tasa libre de riesgo (δ_0, δ_1) e inflación (π_0, π_1) respecto a las variables de estado. X_1, X_2 y X_3 representan los 3 primeros componentes obtenidos de los rendimientos de los bonos nominales mientras que X_4, X_5 y X_6 al de los bonos reales.

| | λ_0 | $\lambda_{1,1}$ | $\lambda_{1,2}$ | $\lambda_{1,3}$ | $\lambda_{1,4}$ | $\lambda_{1,5}$ | $\lambda_{1,6}$ |
|-------|-------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| X_1 | -0.553 | -0.011 | 0.015 | -0.234 | -0.136 | -0.306 | -0.201 |
| X_2 | -0.058 | 0.028 | -0.010 | -0.020 | -0.077 | 0.220 | -0.210 |
| X_3 | -0.003 | 0.008 | 0.008 | -0.030 | 0.002 | -0.041 | 0.196 |
| X_4 | -0.159 | 0.029 | 0.030 | -0.035 | -0.120 | 0.245 | 0.062 |
| X_5 | -0.040 | 0.000 | 0.022 | -0.104 | 0.010 | -0.240 | 0.043 |
| X_6 | 0.012 | 0.002 | 0.004 | 0.043 | 0.010 | 0.011 | -0.312 |

Tabla C.2: Estimación de parámetros de premio por riesgo a cada variable de estado $\Lambda = [\lambda_0, \lambda_1]$. X_1, X_2 y X_3 representan los 3 primeros componentes obtenidos de los rendimientos de los bonos nominales mientras que X_4, X_5 y X_6 al de los bonos reales.

Apéndice D: Ajuste modelo

| | T. Nominales | T. Reales | Comp. Inflacionaria |
|------------|--------------|-----------|---------------------|
| 1y | 13.08 | 2.09 | 13.90 |
| 2y | 9.22 | 4.62 | 8.44 |
| 5y | 6.49 | 4.64 | 7.35 |
| 10y | 4.88 | 2.29 | 4.96 |

Tabla D.1: Raíz del error cuadrático medio entre las tasas observadas y el modelo sobre los bonos nominales, indexados a inflación y la compensación inflacionaria. Muestra en frecuencia mensual: 01/2003 – 11/2016. Expresado en puntos base.

| | T. Nominales | T. Reales | Comp. Inflacionaria |
|------------|--------------|-----------|---------------------|
| 1y | 0.20 | 2.56 | 2.38 |
| 2y | 0.39 | 1.64 | 1.30 |
| 5y | 0.38 | 0.46 | 0.70 |
| 10y | 1.79 | 2.32 | 0.65 |

Tabla D.2: Raíz del error cuadrático medio entre las tasas obtenidas por Nelson Siegel y el modelo sobre los bonos nominales, indexados a inflación y la compensación inflacionaria. Muestra en frecuencia mensual: 01/2003 – 11/2016. Expresado en puntos base.



Crecimiento de la Productividad Agregada en Chile: Evidencia con Micro Datos Administrativos del SII

Autores: Elías Albagli, Mario Canales, Claudia de la Huerta, y Matías Tapia

Diciembre 2016

INTRODUCCIÓN

La estimación del crecimiento del producto tendencial es un insumo clave para los modelos de proyección y la toma de decisiones del Banco Central. Detrás de dicha estimación, el comportamiento de la productividad total de factores (PTF) es fundamental.¹ Entender los determinantes de la PTF en un momento dado, y su evolución a lo largo del tiempo, es una de las principales preguntas en macroeconomía, y ha sido objeto de una larga literatura tanto teórica como empírica.

Conceptualmente, la PTF agregada es el resultado de todos aquellos elementos (tecnologías, instituciones, la asignación de factores entre sectores y empresas, etc) que explican como las cantidades agregadas de trabajo y capital en la economía en un momento del tiempo se traducen en un nivel de producto agregado. Su crecimiento a lo largo del tiempo, por tanto, refleja la evolución conjunta de todos estos elementos. Debido a ello, se puede hacer difícil interpretar y proyectar los cambios de la PTF es que no se separan los distintos mecanismos detrás de ellos.

Una solución a este problema, que se ha hecho posible con la creciente disponibilidad de bases de datos que permiten calcular la productividad a nivel de firmas, es complementar el análisis agregado con datos desagregados que permitan una mejor comprensión de las fuerzas económicas que subyacen la evolución de la PTF agregada. El uso de datos de

¹ El crecimiento de la PTF (proyectada en 1%) contribuye poco más del 60% de la tasa de crecimiento tendencial estimada para el PIB resto. Esta alta incidencia viene por la contribución directa de la PTF, así como del supuesto de cointegración entre capital y trabajo (Ver recuadro V.1, IPOM Sept. 2016).



firmas individuales permite entender el proceso de crecimiento de productividad como el resultado de diversas fuerzas: el aumento de productividad en las firmas individuales, la reasignación de factores entre empresas, y el proceso de creación y destrucción de empresas. Es decir, la productividad agregada puede ir creciendo en el tiempo porque las firmas se hacen en promedio más productivas, porque en promedio las firmas más productivas atrajeron más capital y trabajo que las menos productivas, y/o porque el proceso de creación/destrucción permite que firmas nuevas más productivas reemplacen a las firmas de baja productividad que van cerrando.

En esta minuta usamos datos administrativos del Servicio de Impuestos Internos (SII) para estudiar la evolución de la productividad de las firmas, y su relación con la evolución de la productividad agregada en Chile entre 2006 y 2014. Este estudio se relaciona con una larga literatura internacional interesada en entender las dinámicas de productividad utilizando datos de empresas, la cual ha utilizado el creciente número de bases de datos detalladas a nivel de firmas y/o plantas disponibles en los últimos 30 años (Syverson, 2011; Hsieh y Klenow, 2009; Foster, Haltiwanger, y Krizan, 2001, etc).. Esta literatura ha usado tantos datos administrativos como encuestas, típicamente a nivel de sectores específicos. Para el caso de Chile, estudios previos se han centrado en datos de la ENIA para el sector manufacturero (Bergoeing y Repetto, 2006; Pavcnick, 2005; Levinsohn y Petrin, 2003)

El uso de la base del SII, que en principio cubre todas las firmas formales del país, es atractivo por varias razones. Primero, y a diferencia de la mayoría de la literatura internacional previa y los estudios hechos para Chile, ello permite incorporar firmas de todos los sectores. En segundo lugar, se pueden analizar firmas de todos los tamaños, lo que también representa una ventaja respecto a otros estudios, que usan bases de datos que solo contienen firmas cuyo tamaño está por encima de una escala mínima. Tercero, el poder observar las firmas desde el primer momento en que declaran impuestos la hace una base particularmente bien diseñada para estudiar el proceso de creación y destrucción de empresas. Esta minuta es el primer paso de una agenda de investigación más amplia.



Nuestros resultados muestran que el crecimiento de la PTF agregada entre 2006 y 2014 se explica tanto por el crecimiento de la productividad a nivel de firmas individuales, como por el proceso de reasignación de factores hacia firmas de mayor productividad. Este resultado es robusto a distintas metodologías, y coherente con lo encontrado en la literatura. Adicionalmente, nuestros resultados muestran que el proceso de creación y destrucción de firmas juega un rol importante para explicar dinámicas del crecimiento agregado de la productividad.

En la segunda sección describimos la metodología y datos que utilizamos para descomponer el crecimiento de la PTF. En la tercera sección presentamos los resultados de nuestras estimaciones. La cuarta sección concluye.

2. METODOLOGÍA Y DATOS

2.1 Descomposición del crecimiento de la PTF

En línea con la literatura de crecimiento inspirada en el modelo neoclásico de Solow, el PIB de la economía en un año dado se puede escribir como una función de producción Cobb-Douglas con retornos constantes a escala en los factores trabajo y capital:

$$Y_t = A_t L_t^\beta K_t^{1-\beta}$$

Donde Y_t es el valor agregado de la economía, A_t es la productividad total de factores (PTF), L_t es trabajo, K_t es el stock de capital, β es la participación del trabajo en el valor agregado de la economía y t son años.

De manera análoga, se puede escribir la función de producción del valor agregado para cada firma i en la economía como:

$$Y_{it} = A_{it} L_{it}^{\beta_j} K_{it}^{1-\beta_j}$$



donde i denota a la firma, j denota el sector económico y β_j mide la intensidad de uso del trabajo en el sector j . Es decir, para un sector j dado, todas las firmas que operan en ese sector tienen la misma función de producción, asociada a las intensidades de uso de ambos factores.

Dado que el PIB es la suma de los valores agregados de las firmas individuales, podemos combinar ambas ecuaciones para escribir la productividad a nivel agregado como la suma ponderada de las productividades de las firmas que componen la economía:

$$A_t = \sum_{i=1}^{Nt} \omega_{it} A_{it}$$

donde el ponderador ω_{it} es la combinación de factores productivos de la empresa i respecto del agregado de la economía, definido como²:

$$\omega_{it} = L_{it}^{\beta_j} K_{it}^{1-\beta_j} / (L_t^{\beta} K_t^{1-\beta})$$

Por tanto, el cambio en la productividad agregada entre 2 años consecutivos se puede escribir como

$$A_t - A_{t-1} = \sum_{i=1}^{Nt} \omega_{it} A_{it} - \sum_{i=1}^{Nt-1} \omega_{it-1} A_{it-1}$$

Adicionalmente, dado que la entrada/salida de firmas hace que el conjunto de firmas que existe en cada periodo no sea el mismo, podemos escribir la expresión como

$$A_t - A_{t-1} = \sum_{i=1}^c \omega_{it} A_{it} - \sum_{i=1}^c \omega_{it-1} A_{it-1} + \sum_{i=1}^e \omega_{it} A_{it} - \sum_{i=1}^s \omega_{it-1} A_{it-1}$$

, donde c identifica a las empresas que existen tanto en t como en $t-1$, e a las que entran al mercado en t y s a las que salen tras $t-1$.

² Estos ponderadores no son lineales, y típicamente no suman uno.



Esta identidad entre una medida de productividad agregada y la productividad ponderada de las firmas ha permitido a la literatura desarrollar diversas metodologías para descomponer el crecimiento de la productividad en el tiempo (ver, por ejemplo, Foster, Haltiwanger, y Krizan, 2001, y Melitz y Polance, 2015). Todas ellas se basan en la idea de que el crecimiento agregado se explica tanto por el crecimiento de productividad de las firmas individuales, más el proceso de reasignación de factores entre firmas de distinta productividad, además de las dinámicas de entrada y salida de empresas.

En esta minuta, adaptamos dos de estas metodologías, y las utilizamos para descomponer el crecimiento de la PTF en Chile en el período 2006-14.

La primera descomposición, basada en Grilliches and Regev (1995) (Método 1), escribe el crecimiento de la PTF como

$$\Delta\%A_t = \sum_{i=1}^c \Delta\%A_{it} \frac{1}{2} (\omega_{it} + \omega_{it-1}) \frac{A_{it-1}}{A_{t-1}} + \sum_{i=1}^c \Delta\omega_{it} \frac{1}{2} \left(\frac{A_{it} + A_{it-1}}{A_{t-1}} \right) + \left\{ \sum_{i=1}^e \omega_{it} \frac{A_{it}}{A_{t-1}} \sum_{i=1}^s \omega_{it-1} \frac{A_{it-1}}{A_{t-1}} \right\}$$

Esta descomposición toma como referencia el promedio en 2 años de la productividad o ponderador, según corresponda. El primer término de esta descomposición es el crecimiento porcentual de la PTF de las firmas, ponderado por su tamaño y por su productividad relativa promedios. Este término nos muestra el efecto de crecimiento de la productividad a nivel de las firmas. El segundo término es el cambio en el uso total de factores de las firmas, interactuado con su productividad relativa promedio. Este término captura el efecto de reasignación de factores que ocurre entre firmas existentes. Este término será positivo si firmas con un mayor **nivel** de productividad incrementan su uso relativo de factores, y será negativo cuando las firmas de mayor productividad disminuyen su utilización. Es decir, será positivo en la medida que en promedio el capital y el trabajo crezcan más en firmas más productivas. El tercer término de la ecuación es el efecto neto de entrada y salida de firmas. Este efecto representa el efecto de creación y destrucción de



firmas. El signo dependerá de los niveles de productividad relativa y del tamaño de las firmas que entran en relación a las que salen.

Alternativamente, utilizamos una adaptación de la metodología de Foster, Haltiwanger y Krizan (2001) (Método 2):

$$\Delta\%A_t = \sum_{i=1}^c \Delta\%A_{it}(\omega_{it-1}) \frac{A_{it-1}}{A_{t-1}} + \sum_{i=1}^c \Delta\omega_{it} \left(\frac{A_{it} + A_{it-1}}{A_{t-1}} \right) + \sum_{i=1}^c \Delta\%A_{it} \frac{A_{it-1}}{A_{t-1}} \Delta\omega_{it} + \left\{ \sum_{i=1}^e \omega_{it} \frac{A_{it}}{A_{t-1}} \sum_{i=1}^s \omega_{it-1} \frac{A_{it-1}}{A_{t-1}} \right\}$$

Esta descomposición tiene dos diferencias con la anterior. Primero, no evalúa los cambios en las firmas que existen ambos períodos en sus valores promedio de productividad y ponderador, sino es sus valores iniciales. Segundo, y a consecuencia de lo anterior, aparece un término adicional: la covarianza entre los cambios en productividad y los cambios en tamaño. Separar este término permite una interpretación más limpia de los dos primeros efectos, los cuales en el caso anterior se contaminan por esta covarianza. Sin embargo, y como reconocen Foster, Haltiwanger y Krizan (2001), esta descomposición es más sensible que la anterior a errores de medición en los datos. Los términos de entrada y salida son idénticos a los del Método 1.

El ejercicio central de esta minuta será calcular ambas descomposiciones año a año, utilizando datos de 2005 a 2014, para posteriormente promediar cada una de las descomposiciones para el período completo, eliminando los factores idiosincráticos de corto plazo y centrándonos en las tendencias. Describimos los datos a continuación.



2.2 Datos Administrativos del SII

Para poder construir medidas de productividad a nivel de firmas utilizamos datos del Formulario F22 de Impuesto Anual a la Renta, y de la Declaración Jurada 1887 del Servicio de Impuestos Internos. Ambos formularios contienen información tributaria de firmas e individuos de carácter obligatorio, reportadas anualmente, para el universo de empresas (identificadas con un RUT ficticio) para el periodo 2005 a 2014. En base a la información del formulario F22 construimos medidas de capital, ventas y costos de insumos intermedios por RUT. El valor agregado de cada firma se construye como la diferencia entre ventas e insumos intermedios. Utilizamos la Declaración Jurada 1887 para obtener una medida del gasto en remuneraciones, la cual interpretamos como una medida de trabajo ajustada por calidad³. Las medidas nominales fueron después deflactadas con deflatores específicos para ventas, bienes intermedios, trabajo y capital contruidos especialmente con datos de diversas fuentes⁴. Las variables de ventas e insumos intermedios son deflactadas con una desagregación de 111 sectores. Las variables de capital y remuneraciones se deflactan con series agregadas. En línea con la literatura de productividad a nivel de firmas (Olley y Pakes 1996, Levinsohn y Petrin, 2003), usamos diferentes metodologías para estimar la intensidad de uso del trabajo y capital en la función de producción a nivel de cada sector. Para nuestra primera especificación usamos los ponderadores de Corbo y Gonzalez (2014), los cuales se obtienen de la participación de las rentas de cada factor en 20 sectores agregados. La segunda especificación estima los coeficientes del trabajo y capital en cada uno de los 111 sectores mediante regresiones en OLS a nivel de firmas de la función Cobb-Douglas expresada en logaritmos. La tercera especificación se hace cargo de los posibles problemas de endogeneidad de la metodología OLS, y estima los coeficientes siguiendo la

³Esta medida también podría construirse de manera directa del F22, pero la submuestra de empresas que reporta tanto el F22 como el 1887 reporta información de mayor calidad y confiabilidad.

⁴ Ver Tabla A.2 del Apéndice.



metodología propuesta por Levinsohn y Petrin (2003)⁵. Para el agregado de la economía usamos la participación de los factores productivos de Albagli et al., (2015).⁶

Debido a que no todas las variables del Formulario 22 son de respuesta obligatoria, encontramos dos problemas recurrentes con nuestra base de datos: la falta de observaciones para algunas empresas, y errores en los reportes. Para depurar la base de datos, y quedarnos solo con aquellas empresas que entregan información completa y confiable, utilizamos la siguiente metodología. Primero, se eliminan las empresas con observaciones faltantes o negativas para nuestras variables de interés. Segundo, no se consideran firmas unipersonales, ni firmas que tienen lagunas en sus reportes en algún año⁷. Tercero, se excluyen aquellas firmas cuya desviación estándar de crecimiento de capital y de crecimiento de valor agregado se encuentran sobre el percentil 90 de la muestra, así como firmas en los percentiles 1 y 99 de productividad. Finalmente, eliminamos firmas con razones de factores a valor agregado extremos, y con reversiones extremas en el crecimiento de sus factores.

Se consideran firmas de los siguientes sectores económicos: Agricultura, caza y pesca, Industria, Construcción, Comercio, restaurantes y hoteles, Transporte y comunicaciones, Servicios financieros y empresariales, y Servicios personales.⁸ La base final incluye 507.091 observaciones, que representan a 108.750 empresas.

¿Cómo se comparan los valores agregados de la base de datos de firmas con las variables macroeconómicas de Cuentas Nacionales (CCNN)? Aunque conceptualmente los datos censales podrían agregar en los datos agregados de CCNN, ello no es así. La información contenida en los formularios F22 y 1887 es solo parte de la información que CCNN utiliza

⁵ En la estimación OLS y de Levinsohn y Petrin, los coeficientes estimados pueden no sumar uno, por lo que no estamos imponiendo retornos constantes a escala.

⁶ Para más detalles sobre variables y fuentes ver tabla A.2 en el Apéndice.

⁷ Se optó por eliminar a las empresas con lagunas de las estimaciones base debido a que complican la interpretación de los componentes del crecimiento de la productividad. Si bien es posible que una empresa entre y salga del mercado, lo que se ve reflejado en los datos como una empresa con laguna, es importante destacar que dicha laguna no obedece a una estacionalidad dentro del año (por ejemplo, empresas que funcionen sólo en ciertas temporadas o meses del año), sino que corresponde a empresas que no reportan por al menos 1 año sus impuestos.

⁸ Se excluye del análisis a los sectores de Minería, Electricidad, gas y agua, Servicios de vivienda y Administración pública.



para el cálculo de las estadísticas agregadas, junto con otras fuentes como encuestas, información directa de empresas grandes, pagos de IVA, etc. Por tanto, por construcción, las agregaciones de la base SII no son idénticas a las de los agregados macro de las CCNN.

Sin embargo, después de depurar nuestros datos, obtenemos series agregadas de comportamiento similar a las obtenidas con datos macro, y por tanto útiles para el análisis de la economía agregada. La **Tabla 1** muestra las correlaciones, en niveles y tasas de variación, entre las variables agregadas de CCNN y las construidas como agregaciones de la base del SII. Mientras la primera columna muestra las correlaciones antes de aplicar los filtros, la segunda muestra la base final una vez realizada la depuración. Como se aprecia en la tabla, las correlaciones entre variables agregadas y las de la base depurada son significativas y su magnitud sugiere que la información agregada construida con datos desagregados es similar a la que obtenemos con datos agregados de Cuentas Nacionales una vez depurada la base. La **Figura 1** muestra el movimiento de las series de crecimiento de la PTF resto de los datos CCNN y de los datos del SII. Puede verse, como lo indicaba la Tabla 1, que la correlación entre ambas series es positiva e importante, aunque la varianza de la serie de PTF del SII es significativamente mayor, reflejando el ruido que contiene la información micro. Sin embargo, dado que nuestro ejercicio de descomposición pone su atención en promedios para el período 2006-14, y no en un año en particular, la mayor parte de este ruido estadístico es eliminada, lo que nos da tranquilidad para nuestros resultados.



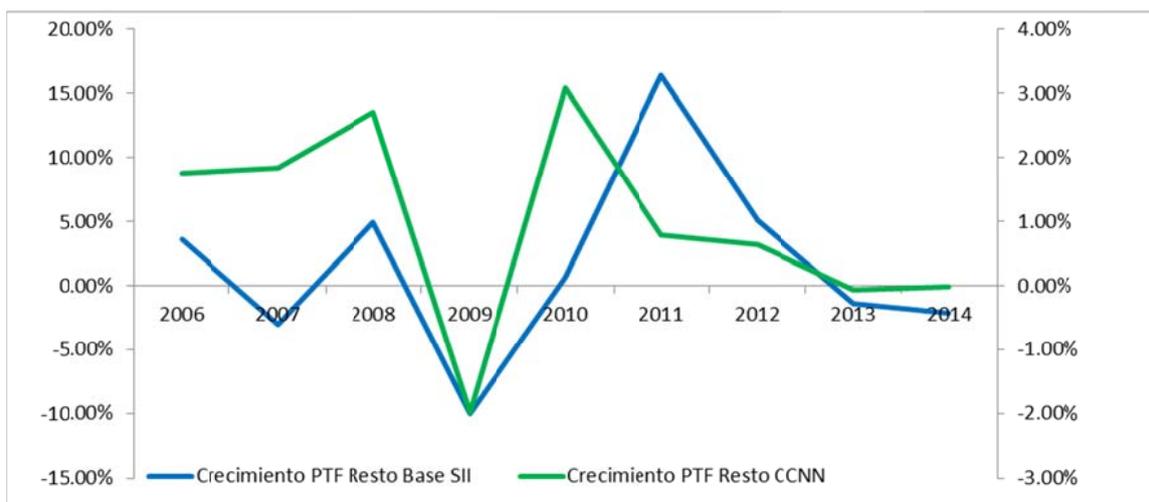
Tabla 1: Correlaciones Anuales de PIB, Capital y PTF construidas con datos de CC.NN y del SII, 2006-14

| | Base F22 procesada por CC.NN | Base utilizada: F22 y F1887 con filtros |
|-------------------|---------------------------------|--|
| PIB | | |
| Niveles | 0.67 | 0.57 |
| Tasa de variación | -0.31 | 0.75 |
| Capital | | |
| Niveles | 0.74 | 0.49 |
| Tasa de variación | -0.20 | 0.70 |
| PTF | | |
| Niveles | 0.91 | 0.83 |
| Tasa de variación | 0.25 | 0.62 |

Nota: La primera columna muestra la correlación entre las variables agregadas de PIB, capital y PTF construidas con datos del SII y las reportadas por CC.NN, en niveles y en tasas de variación. La primera columna muestra la correlación de las variables usando base antes de depuración. La segunda columna muestra la correlación de las variables usando base de datos depurada.

Fuente: Elaboración propia en base de datos del SII y CC.NN, BCCh.

Figura 1: Crecimiento Anual de la PTF Resto CCNN y Base SII, 2006-14



Nota: Base SII, eje izquierdo. Base CCNN, eje derecho.

Fuente: Elaboración propia en base de datos del SII y CC.NN, BCCh.



3. RESULTADOS

La **Tabla 2** muestra el promedio 2006-14 de la descomposición anual del crecimiento de la productividad agregada con la primera metodología y para las tres estimaciones de los coeficientes de capital y trabajo. La primera columna muestran los resultados obtenidos usando los coeficientes de Corbo y González (2014) de participaciones en rentas, la segunda columna las estimaciones OLS, la tercera la de la metodología de Levinsohn y Petrin (2003).

Tabla 2: Descomposición Crecimiento PTF Resto, Método 1, Promedio 2006-14

| Método 1 | Participación rentas | OLS | Levinsohn y Petrin (2003) |
|--|----------------------|--------------|---------------------------|
| Crecimiento PTF Resto | 1.58% | 1.78% | 1.82% |
| Crecimiento productividad firmas que continúan | 2.20% | 1.49% | 1.79% |
| Reasignación entre firmas que continúan | 0.89% | 0.93% | 1.08% |
| Efecto neto de entradas y salidas | -1.51% | -0.64% | -1.05% |

Fuente: Elaboración propia en base de datos del SII.

Los resultados de esta descomposición muestran un crecimiento agregado de la productividad en el rango de 1.6-1.8%. Si bien estos números son algo mayores a los obtenidos de los datos de cuentas nacionales, se encuentran en un orden de magnitud similar y resultan razonables a la luz de la evidencia internacional. Los resultados son robustos a la especificación y sugieren que el efecto de reasignación de factores entre firmas es casi tan importante como el efecto de crecimiento de la productividad de las firmas para el crecimiento de la productividad agregada. Puesto de otra forma, una parte significativa del proceso de crecimiento de la PTF año a año se explica por el hecho que las



firmas más productivas atraen más recursos, tanto en la forma de contrataciones netas de trabajo como en una expansión de su capital, mientras las firmas menos productivas se hacen relativamente más pequeñas. Ello refleja que la operación de los mercados de factores es clave en permitir a la economía hacerse más eficiente a nivel agregado.

Los resultados encontrados son similares a los encontrados en la literatura internacional- En efecto, las revisiones de literatura de Foster, Haltiwanger y Krizan (2001) y Syverson (2011) encuentran que, aunque los resultados de descomposición dependen mucho de definición específica de las variables y la muestra utilizada (sector, país, periodo), el llamado efecto “within” (aumento productividad firmas) es algo mayor que el efecto “between” de reasignación entre firmas, aunque ambos resultan importantes⁹.

El ejercicio también muestra que el efecto neto de entradas y salidas es negativo. Ello no implica que el proceso de creación y destrucción sea ineficiente, sino que refleja las diferencias de tamaño entre ambos tipos de empresas. En efecto, la **Tabla 3** muestra que si bien las empresas nuevas son en promedio un 18% más productivas que las que mueren, su escala es significativamente menor, lo que explica el efecto neto negativo de este componente.

La interpretación correcta de este resultado debe considerar que este número es solo el efecto de las entradas en el período en que ocurren, y no su efecto de largo plazo. Las firmas más productivas entre aquellas que entren probablemente crecerán a lo largo del tiempo, aumentando la productividad agregada en el futuro a través de los dos primeros mecanismos de la descomposición.¹⁰ Esto último tiene una implicancia más general: los canales acá descritos no son independientes entre sí, sino que interactúan y dependen el uno del otro. Por ejemplo, el crecimiento de la productividad a nivel de firmas se produce en parte porque las firmas exitosas fueron capaces de crecer a través de la reasignación de factores, y porque hubo nuevas firmas que se fueron incorporando.

⁹ Barnes et al (2001) muestran que la reasignación explica hasta un 90% del crecimiento de la productividad para algunos sectores en países de la OECD.

¹⁰ Gourio et al.(2016) desarrolla este argumento analizando el impacto que genera una disminución en la tasa de creación de firmas en un año dado sobre la productividad agregada y otras variables en el futuro.



Tabla 3: Comparación entre empresas que entran y salen

| <i>Variable</i> | <i>Razón</i> |
|---------------------------------|--------------|
| Productividad total de factores | 1.18 |
| Remuneraciones totales | 0.54 |
| Ventas | 0.57 |

Fuente: Elaboración propia en base de datos del SII.

La **Tabla 4** muestra los resultados de la descomposición de la productividad agregada obtenidos con la metodología 2 para las tres distintas especificaciones de la participación de trabajo y capital. Como se discutió previamente, esta metodología separa la covarianza entre el crecimiento de la productividad de las firmas y el efecto de reasignación de los efectos “puros” de crecimiento de la productividad y reasignación. Este efecto adicional es negativo en todas las especificaciones y presenta gran variabilidad, siendo -3.64% cuando usamos participación de rentas y -0.65 con OLS. La covarianza negativa implica que las firmas que experimentaron un mayor crecimiento en su tamaño no fueron las que más crecieron en productividad, lo que parece compatible con una noción de convergencia en que la productividad crece más lento a medida que las firmas van aumentando su tamaño. Esta metodología confirma el resultado de la metodología alternativa respecto a la importancia de la reasignación.



Tabla 4: Descomposición Crecimiento PTF Resto, Método 2, Promedio 2006-14

| Método 2 | Participación rentas | OLS | Levinsohn and Petrin (2003) |
|--|----------------------|--------------|-----------------------------|
| Crecimiento PTF Resto | 1.58% | 1.78% | 1.82% |
| Crecimiento productividad firmas que continúan | 4.01% | 1.81% | 2.54% |
| Reasignación entre firmas que continúan | 2.71% | 1.26% | 1.82% |
| Covarianza entre cambio productividad firmas y cambio uso factores | -3.64% | -0.65% | -1.49% |
| Efecto neto de entradas y salidas | -1.51% | -0.64% | -1.05% |

Fuente: Elaboración propia en base de datos del SII.

En el apéndice se incluyen tres ejercicios de robustez. El primer ejercicio utiliza una base común para comparar los resultados obtenidos usando las diferentes metodologías para estimar la participación de trabajo y capital. El segundo ejercicio usa el deflactor del IPC, en vez de deflatores sectoriales, como deflactor para el valor agregado. De esta manera se estima la PTF con variables deflactadas sin desagregar a nivel de sector. En nuestro tercer ejercicio de robustez estimamos la descomposición de la PTF sin eliminar firmas que tienen lagunas en sus reportes, sino que contando esas lagunas como salida y entradas. Los resultados cualitativos se mantienen.

Como último ejercicio, y para caracterizar de mejor manera el proceso de reasignación de factores, se corren regresiones para el crecimiento del capital (trabajo) a nivel de cada firma del tipo:

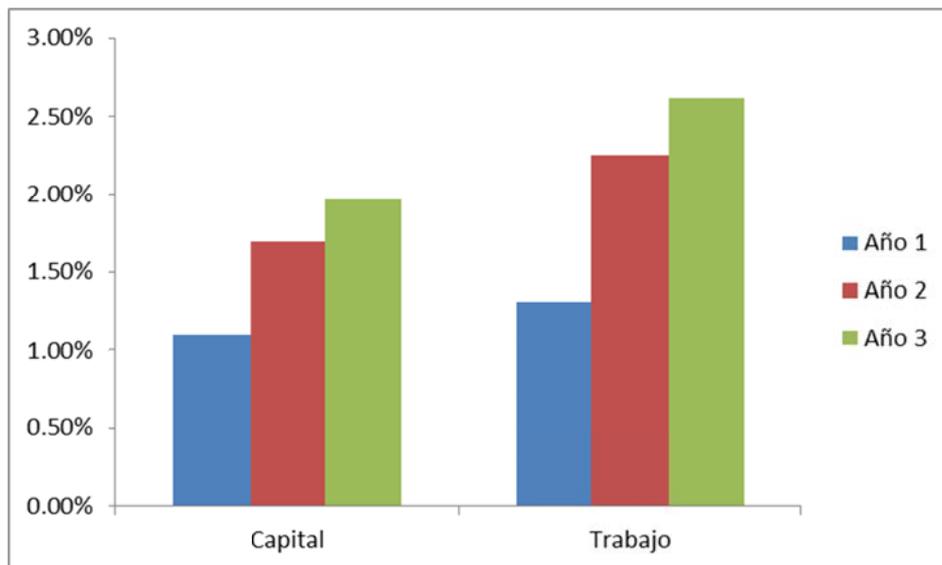
$$g_{f,it} = c_i + \beta_0(\ln A_{i,t-1} - \ln A_{M,t-1}) + \beta_1(\ln A_{i,t-2} - \ln A_{M,t-2}) + \beta_2(\ln A_{i,t-3} - \ln A_{M,t-3}) + \gamma' \theta_t + \varepsilon_{it}$$

, donde $g_{f,it}$ es el crecimiento del factor bajo estudio, c_i es un efecto fijo empresa, $\ln A_{i,t-i}$ es el logaritmo de la productividad de la empresa con i rezagos, $\ln A_{M,t-i}$ es el logaritmo de una medida de productividad promedio con i rezagos y θ_t incluye un set de controles (edad, efecto tiempo, rezagos del crecimiento de la productividad, tamaño, etc).



El objetivo de esta regresión es caracterizar como firmas con productividad por encima (debajo) del promedio ajustan su contratación de trabajo y capital. La **Figura 2**, obtenido en base a las regresiones, presenta las respuestas acumuladas de capital y trabajo en horizontes de 1, 2, y 3 años para una firma cuya productividad en un año dado es 25% mayor a la productividad promedio. Podemos ver que, de acuerdo a lo esperado, ambos factores se ajustan al alza (la firma crece), y que el ajuste se da con mayor fuerza a través del factor trabajo que del factor capital. Mientras en 3 años el trabajo crece 2.5% respecto a su nivel inicial, el capital se ajusta 2%.

Figura 2: Respuestas acumuladas de capital y trabajo de firmas a desviaciones de productividad



Fuente: Elaboración propia en base de datos del SII.



4. CONCLUSIONES

Esta minuta ofrece un análisis de las dinámicas y efectos que subyacen el crecimiento de la productividad agregada para la economía chilena. Nuestro trabajo se diferencia de otros estudios de productividad para Chile en que usamos datos desagregados del SII para construir series agregadas. El uso de datos administrativos de carácter censal nos permite contar con una muestra de firmas que no está restringida a tamaños y sectores económicos específicos. Con estos datos, construimos la productividad agregada como la suma ponderada de la suma de las productividades de las firmas que componen la economía. Esto nos permite analizar la importancia relativa de los canales que a nivel de firmas determinan cambios en el agregado. Nuestros resultados sugieren que el efecto de reasignación es casi tan importante como el efecto de crecimiento de productividad de firmas para explicar el crecimiento de la productividad agregada. Estos resultados son robustos a distintas especificaciones y metodologías. Las firmas con mayor productividad tienden a crecer, aumentando la eficiencia promedio de la economía y permitiendo aumentar el producto tendencial. Un mercado laboral flexible, que permita movilizar trabajadores entre empresas, y un mercado financiero que permita acceso a capital para empresas más productivas, son por lo tanto claves para la capacidad de crecimiento de la economía en el mediano/largo plazo.

REFERENCIAS

- Albagli, E., G. Contreras, C. de la Huerta, E. Luttini, A. Naudon, y F. Pinto (2015). “Crecimiento Tendencial en Chile.” Minuta Informe Política Monetaria Septiembre.
- Barnes, M., J. Haskel, y M. Maliranta (2001), “The Sources of Productivity Growth: Micro-level Evidence for the OECD.”, mimeo.
- Bergoeing, R., y Repetto, A. (2006) “Micro efficiency and aggregate growth in Chile.” Cuadernos de Economía, Vol. 43, pp. 169 – 191.
- Corbo, V. y R. González (2014). “Productivity and Economic Growth in Chile.” En Growth Opportunities for Chile, editado por V. Corbo (eds.). CEP, Santiago, Chile.



Cuentas Nacionales, Banco Central de Chile “Compilación de Referencia 2008”

Foster, L., Haltiwanger, J., y Kryzan, C., (2001). “Aggregate Productivity Growth: Lessons from Microeconomic Evidence”, in: *New Developments in Productivity Analysis*, pp. 303-372, National Bureau of Economic Research.

Hsieh y Klenow, (2009). “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India.” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 124 (4), pp. 1403 – 1448.

Gourio, F., T. Messer, y M. Siemer (2016). “Firm Entry and Macroeconomic Dynamics: A Firm-Level Analysis.” *American Economic Review: Papers and Proceedings 2016*, 106(5):

Griliches, Z. y Regev, H. (1995). “Firm Productivity in Israeli Industry: 1979–1988.” *Journal of Econometrics*, Vol. 65, pp. 175–203.

Levinsohn, J., y Petrin, A. (2003). “Estimating production functions using inputs to control for unobservables.”, *The Review of Economic Studies*, pp. 317 – 341.

Melitz, M., y Polanec, S. (2015) “Dynamic Olley-Pakes productivity decomposition with entry and exit.” *The RAND Journal of Economics*, Vol. 46 (2), pp. 362 – 375.

Olley, G., y Pakes, A. (1992) “The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry.” *Econometrica*, Vol. 64 (6), pp. 1263 – 1297.

Pavcnik, N. (2002) “Trade liberalization, exit and productivity improvements: Evidence from Chilean plants.” *Review of Economic Studies*, Vol. 69 (1), pp. 245 – 276.

Syverson, C. (2011). “What Determines Productivity?” *Journal of Economic Literature*, 49(2): 326-65



ANEXO 1

Tabla A.1: Participación del Trabajo

| Sector | Participación del Trabajo |
|---------------------------------------|---------------------------|
| Economía resto | 52.0 |
| Agricultura, caza y pesca | 37.1 |
| Industria | 30.2 |
| Construcción | 65.0 |
| Comercio, restaurantes y hoteles | 63.2 |
| Transporte y comunicaciones | 35.1 |
| Servicios financieros y empresariales | 45.3 |
| Servicios personales | 71.3 |

Fuente: Corbo y González (2014) y Albagli et al., (2015).



ANEXO 2

Tabla A.2: Variables y Fuentes

| Variable | Definición | Fuente |
|--|--|---|
| Ventas | Ingresos del giro percibidos o devengados | Servicio de Impuestos Internos 2005-2014 |
| Bienes intermedios | Costo directo de los bienes y servicios | Servicio de Impuestos Internos 2005-2014 |
| Stock de capital | Activo inmovilizado | Servicio de Impuestos Internos 2005-2014 |
| Trabajo | Remuneraciones | Servicio de Impuestos Internos 2005-2014 |
| Participación del trabajo economía resto | Promedio entre 2008-2013 del ratio entre salarios pagados por el sector corporativo (financiero y no financiero) y el valor agregado del sector neto de impuestos. | De Albagli et al., (2015). Datos de Cuentas Nacionales, Compilación de Referencia 2008. |
| Participación del trabajo sectores | Remuneración total del trabajo en el valor agregado de cada sector. | De Corbo y Gonzalez (2012). Datos de Cuentas Nacionales, Banco Central de Chile, Compilación de Referencia 2003. |
| Deflactor de ventas | Índice de precios de productor. Se hace un match de 111 actividades de la MIP, con bases del IPC, IPP y deflatores sectoriales del PIB. Se usó Eviews para mensualizar las series de deflatores sectoriales trimestrales. | Cuentas Nacionales, Banco Central de Chile. |
| Deflactor de insumos intermedios | Índices de precios de insumos correspondientes a producción de 111 actividades de la MIP. Se ponderan los precios de producción de cada actividad por las ponderaciones dadas por cada MIP. Para considerar insumos importados, se suma el IVUM de bienes intermedios ponderados por el total gastado en importaciones. Se usa Eviews para mensualizar datos trimestrales. | Cuentas Nacionales, Banco Central de Chile. |
| Deflactor de trabajo | Costo de mano de obra de economía resto. Para construir deflactor anual se promedian todos los meses de un año. | Instituto Nacional de Estadísticas. |
| Deflactor de capital | (Stock de capital a precios corrientes/ Stock de capital a precios constantes). | Cuentas Nacionales, Banco Central de Chile, Compilación de Referencia 2008. |
| Deflactor de PIB | Deflactor del PIB por clase de actividad económica, serie anual. | Cuentas Nacionales, Banco Central de Chile, Compilación de Referencia 2008. |



ANEXO 3

ANÁLISIS DE ROBUSTEZ

En esta sección presentamos tres ejercicios de robustez. El primer ejercicio utiliza una base común para comparar los resultados usando las distintas metodologías de estimación de la participación del trabajo y capital¹¹. Se utilizó la base generada a partir de la participación de trabajo de Corbo y González (2014), y a partir de ella se calculan las participaciones de capital y trabajo según el modelo OLS y el propuesto por Levinsohn y Petrin (2003).

Las tablas A.3 y A.4 nos muestran los resultados obtenidos utilizando el método 1 y 2 de descomposición. Los resultados de este ejercicio indican que si bien la descomposición del crecimiento de la PTF varía con las distintas especificaciones, los resultados son robustos. En tanto que ambos canales, el crecimiento de la productividad individual y la reasignación de factores, son importantes para determinar el crecimiento de la productividad agregada.

Tabla A.3: Descomposición crecimiento PTF base común, Método 1

| Descomposición | Participación rentas | OLS | Levinsohn and Petrin (2003) |
|--|----------------------|--------|-----------------------------|
| Crecimiento Productividad | 1.58% | 1.58% | 1.58% |
| Crecimiento productividad firmas que continúan | 2.20% | 2.08% | 1.58% |
| Reasignación entre firmas que continúan | 0.89% | 1.01% | 1.51% |
| Efecto neto de entradas y salidas | -1.51% | -1.51% | -1.51% |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de SII y estimaciones descritas

¹¹ Participación utilizada por Corbo y González (2014), y estimada mediante OLS y metodología de Levinsohn y Petrin (2003).



Tabla A.4: Descomposición crecimiento PTF base común, Método 2

| Descomposición | Participación rentas | OLS | Levinsohn and Petrin (2003) |
|--|----------------------|--------|-----------------------------|
| Crecimiento Productividad | 1.58% | 1.58% | 1.58% |
| Crecimiento productividad firmas que continúan | 4.01% | 2.46% | 2.25% |
| Reasignación entre firmas que continúan | 2.71% | 1.39% | 2.19% |
| Covarianza productividad firmas y reasignación | -3.64% | -0.77% | -1.36% |
| Efecto neto de entradas y salidas | -1.51% | -1.51% | -1.51% |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de SII y estimaciones descritas

Estos resultados son, además, robustos al método de descomposición utilizado. Como se puede ver en la Tabla A.4, correspondiente al método 2, tanto el efecto reasignación como el efecto productividad individual siguen siendo importantes.

En el segundo ejercicio, se verificó si permitir la presencia de lagunas en los reportes de las empresas afecta los resultados. Las empresas con lagunas se entienden como firmas que reportan los formularios, luego dejan de reportar por un periodo de tiempo para después volver a reportar al menos un año después. Los resultados se encuentran en la Tabla A.5 para la metodología de descomposición 1 y en la Tabla A.6 para la metodología 2.

De la Tabla A.5, vemos que sin importar el método de estimación de las participaciones de trabajo y capital, el crecimiento de la productividad agregada disminuyó de 1.6%–1.8% a 1.3%–1.6%. Ello puede deberse a la peor calidad de las empresas que reportan de manera discontinua.



Tabla A.5: Resultados descomposición con lagunas, Método 1

| Descomposición | Participación rentas | OLS | Levinsohn and Petrin (2003) |
|--|----------------------|--------|-----------------------------|
| Crecimiento Productividad | 1.29% | 1.64% | 1.42% |
| Crecimiento productividad firmas que continúan | 2.29% | 1.40% | 1.69% |
| Reasignación entre firmas que continúan | 0.47% | 0.67% | 0.83% |
| Efecto neto de entradas y salidas | -1.47% | -0.42% | -1.10% |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de SII y estimaciones descritas

Tabla A.6: Resultados descomposición con lagunas, Método 2

| Descomposición | Participación rentas | OLS | Levinsohn and Petrin (2003) |
|--|----------------------|--------|-----------------------------|
| Crecimiento Productividad | 1.29% | 1.64% | 1.42% |
| Crecimiento productividad firmas que continúan | 4.11% | 1.70% | 2.38% |
| Reasignación entre firmas que continúan | 2.29% | 0.96% | 1.51% |
| Covarianza productividad firmas y reasignación | -3.64% | -0.60% | -1.36% |
| Efecto neto de entradas y salidas | -1.47% | -0.42% | -1.10% |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de SII y estimaciones descritas

El tercer ejercicio examina como varían las estimaciones usando deflatores a nivel agregado. Para esto, se utilizó como deflactor del Valor Agregado el Índice de Precios del Consumidor (IPC)¹².

En el caso base se utilizaron deflatores por sector. En este caso particular, se ignoran los precios relativos entre los diferentes sectores de la economía y se deflactan los componentes del Valor Agregado (ventas e insumos intermedios) por el IPC de la economía.

Los resultados de este ejercicio se encuentran en la tabla A.7 y A.8, donde se ve que el crecimiento de la productividad aumentó. Este cambio en los resultados se debe

¹² El Valor Agregado en los resultados base se calculó como la diferencia entre las ventas y el costo en bienes intermedios, deflactados por el índice de precios de productor e índice de precios de insumos del cada sector, respectivamente. Para mayor información ver Tabla A.2 de Anexos.



posiblemente a que al no considerar la heterogeneidad entre sectores, la estimación del crecimiento de la productividad se ve en parte contaminada al contener cambios en los precios relativos entre sectores. Los valores para el crecimiento de la productividad agregada aumentan del rango 1.6–1.8% en la especificación base, a 2–2.6%.

Con respecto a los componentes de la descomposición del crecimiento, se mantienen los resultados antes descritos, ya que el crecimiento de la productividad agregada se ve impulsado tanto por el crecimiento de la productividad individual de las firmas, como por la reasignación de factores.

Tabla A.7: Resultados descomposición con deflactor IPC, Método 1

| Descomposición | Participación rentas | OLS | Levinsohn and Petrin (2003) |
|--|----------------------|--------|-----------------------------|
| Crecimiento Productividad | 2.44% | 2.62% | 2.05% |
| Crecimiento Productividad firmas que continúan | 2.34% | 2.00% | 2.00% |
| Reasignación entre firmas que continúan | 1.48% | 1.00% | 1.07% |
| Efecto neto de entradas y salidas | -1.38% | -0.38% | -1.01% |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de SII y estimaciones descritas

Tabla A.8: Resultados descomposición con deflactor IPC, Método 2

| Descomposición | Participación rentas | OLS | Levinsohn and Petrin (2003) |
|--|----------------------|--------|-----------------------------|
| Crecimiento Productividad | 2.44% | 2.62% | 2.05% |
| Crecimiento Productividad firmas que continúan | 4.15% | 2.24% | 2.62% |
| Reasignación entre firmas que continúan | 3.29% | 1.24% | 1.70% |
| Covarianza productividad firmas y reasignación | -3.62% | -0.47% | -1.26% |
| Efecto neto de entradas y salidas | -1.38% | -0.38% | -1.01% |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de SII y estimaciones descritas