



DIVISIÓN ESTUDIOS

GERENCIA DE ANÁLISIS MACROECONÓMICO

## EVOLUCIÓN DEL MERCADO LABORAL EN EL CICLO RECIENTE<sup>1</sup>

Autores: Alfonso Barrero  
Lucas Bertinatto  
Samuel Carrasco  
Miguel Fuentes  
Andrés Sansone

Junio 2015

### 1. INTRODUCCIÓN

La economía chilena exhibe actualmente tasas de crecimiento de la actividad y la demanda claramente inferiores a las observadas en el bienio 2012-2013. A este menor dinamismo económico se ha añadido un aumento de la tasa de desempleo que es hoy 0,5 puntos porcentuales mayor al valor mínimo de 5,7% observado en 2013. No obstante, el valor de la tasa de desempleo es bajo en comparación a los valores históricos de esta serie. Por su parte, los salarios nominales han incrementado su tasa de crecimiento desde algo superiores a 5,8% en el cuarto trimestre de 2013 a 7,1% en los últimos registros reportados por el INE.

Esta aparente contradicción entre la desaceleración de la actividad y los relativamente bajos registros de la tasa de desempleo y alto crecimiento de los salarios nominales levantan interrogantes que son relevantes para la política monetaria. En términos más específicos, abordamos las siguientes preguntas: (i) ¿es coherente la trayectoria del empleo con el menor ritmo de crecimiento de la economía?, y (ii) ¿qué factores explican la trayectoria de las remuneraciones nominales y son ellas coherentes con el estado de la economía? Se utiliza para esto un análisis descriptivo de los datos y técnicas econométricas que permiten concluir que, en lo grueso, la evolución del mercado laboral es coherente con el ciclo de actividad.

El resto de la minuta está organizada de la siguiente manera. En la sección 2 se describe el comportamiento histórico entre el empleo y la actividad incluyendo un breve análisis del comportamiento reciente de los inactivos. La sección 3 analiza modelos de demanda de trabajo para verificar más formalmente si los cambios recientes del empleo son coherentes con la desaceleración de la actividad y el resto de sus fundamentos económicos. La sección 4 analiza el comportamiento de los salarios nominales y su ciclo. En la sección 5 se estima una curva de Phillips para salarios y se analiza a partir de ella el rol del desempleo y la inflación en la reciente aceleración de los salarios. Finalmente, la sección 6 presenta las principales conclusiones

---

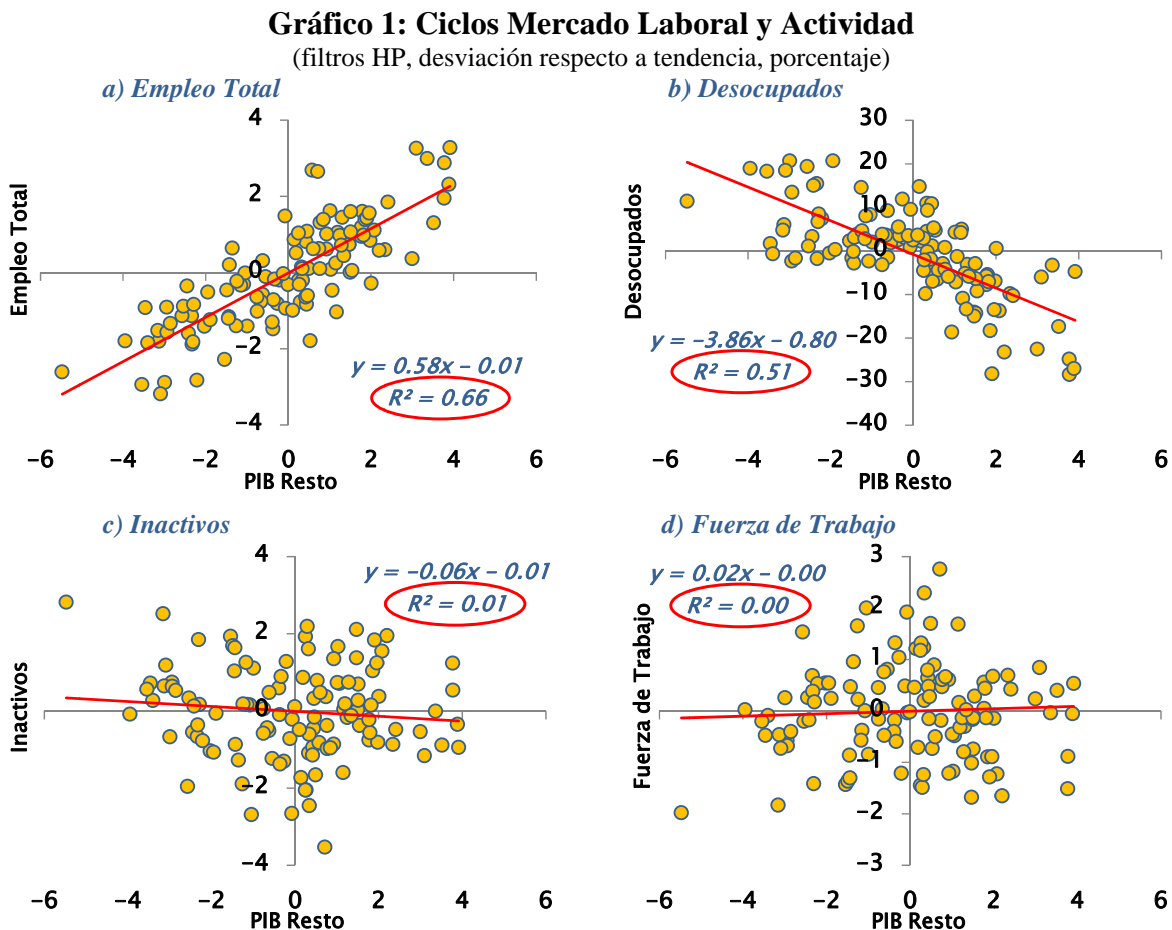
<sup>1</sup> Se agradecen los aportes realizados por Wildo Gonzalez y Hernán Rubio.



## 2. CREACIÓN DE EMPLEO Y CICLO ECONÓMICO

Históricamente se observa una alta correlación entre la creación de empleo y el crecimiento de la actividad. Por ejemplo, si consideramos los componentes cíclicos –calculados con filtros de Hodrick-Prescott- el movimiento conjunto de ambas series es evidente: a medida que se observa una desaceleración de la actividad, la creación de empleo sigue el mismo patrón. En el caso de los desocupados el patrón es el opuesto: a medida que cae la actividad, los desocupados aumentan (gráficos 1.a y 1.b). Respecto a los asalariados, la correlación con el ciclo económico también es elevada según puede apreciarse en el Gráfico 2.

Respecto a la fuerza de trabajo y la inactividad, los gráficos 1.c) y 1.d) dejan en evidencia que las mismas no parecen presentar un comportamiento cíclico claro para Chile.<sup>2</sup>



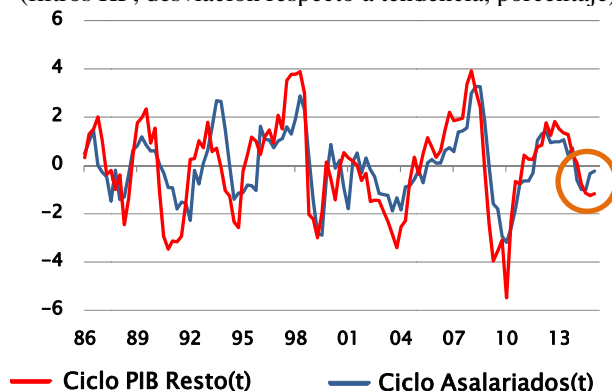
Fuente: INE y Banco Central de Chile.

<sup>2</sup> Si se considerarán los datos de la Encuesta de Empleo de la Universidad de Chile, se obtienen patrones cíclicos muy similares a los del Gráfico 1.



## Gráfico 2: Ciclos Empleo Asalariado y Actividad

(filtros HP, desviación respecto a tendencia, porcentaje)



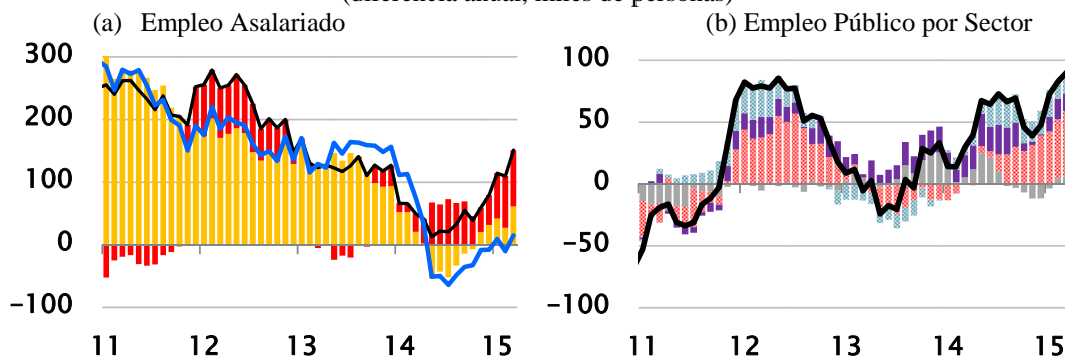
Fuente: INE y Banco Central de Chile.

Sin embargo, y a pesar de la alta correlación entre las dos series, se puede observar en lo reciente cierta discrepancia entre el ciclo del empleo asalariado y la actividad (Gráfico 2). En particular, el empleo asalariado ha sido algo más dinámico que lo que sugeriría la evolución de la actividad económica. De acuerdo a nuestro análisis, existen dos factores que explican este fenómeno: (i) una significativa creación de empleo público y (ii) un ciclo anormal del empleo en el sector agrícola. Ambos elementos se discuten a continuación.

En cuanto al empleo público, desde el año 2010 la Encuesta de Empleo (ENE) del INE pregunta a los empleados si quien los contrata es un ente público o privado. Según se aprecia en el panel a) del Gráfico 3, desde 2014 el aumento de asalariados obedece principalmente a contrataciones de este sector, al tiempo que la evolución del empleo privado mostró una importante desaceleración de la actividad. Este aumento de la contratación por parte de empleadores públicos se concentra en los sectores de Administración Pública, Educación y Salud (Gráfico 3b).

## Gráfico 3: Empleo Asalariado Público y Privado

(diferencia anual, miles de personas)





— Asalariados    ■ Privado    ■ Público    ■ Adm. Pública    ■ Salud    ■ Otros(\*)  
— Asal. sin empleo público ni agro    ■ Enseñanza    — Empleo púb. asal.

(\*) Otros incluye: Agricultura, Construcción, Minería, Comercio, Industria, EGA, Transporte, Ss. Financieros y Otros Ss. Comunales.  
Fuente: INE y Banco Central de Chile.

El aumento observado en el empleo público reportado por el INE en la ENE también se verifica en otras fuentes de información tales como la Encuesta de Empleo de la Universidad de Chile y los registros de la ACHS.<sup>3</sup>

Otra influencia positiva en la creación de empleo asalariado durante 2014-2015 ha sido el sector Agrícola. La contratación en dicha rama de actividad se vio afectada negativamente en la temporada 2013-14 por las heladas ocurridas en 2013. Ello generó una baja base de comparación que se ha traducido en un aumento en la temporada 2014-15 al normalizarse la cantidad de mano de obra requerida.<sup>4</sup>

Al eliminar la incidencia del empleo público y agrícola en el empleo asalariado, la evolución reciente del empleo se aprecia menos dinámica y más coherente con el bajo crecimiento de la actividad observado en lo reciente. El panel a) del Gráfico 4 indica que el crecimiento reciente del empleo asalariado total durante el primer semestre de 2015 ha sido superior a lo que sugiere su relación histórica con la actividad económica. Sin embargo, al considerar sólo el empleo privado sin el aporte del sector agrícola, la discrepancia entre la actividad y el empleo disminuye tal como se aprecia en el panel b) del Gráfico 4. Lo anterior sugiere entonces que la respuesta del empleo asalariado durante el último trimestre fue acorde a lo observado en el ciclo económico del país. Un análisis econométrico más formal que corrobora esta evidencia se presenta más adelante en la sección 3 de esta minuta.

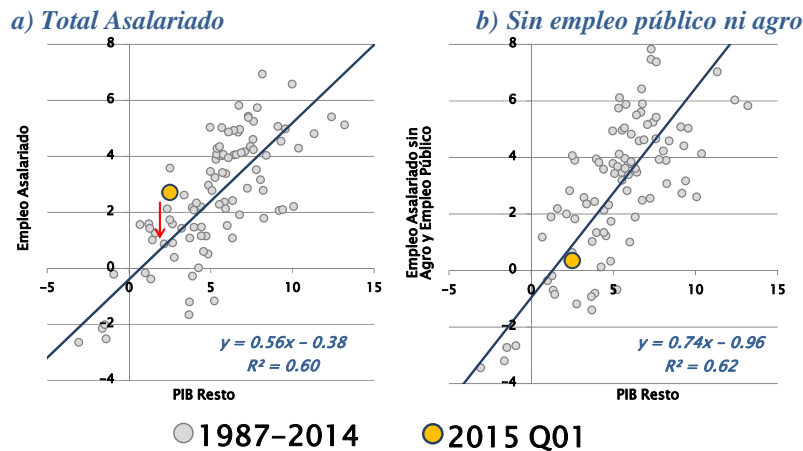
---

<sup>3</sup> La comparación detallada de la evolución del empleo público las diferentes encuestas se encuentra en la minuta de Albagli E. y Barrero A. (2015): "Tasa de Desempleo y Cambios Demográficos en Chile", citada en el IPoM de Marzo de 2015.

<sup>4</sup> Revisar minuta Albagli E. y Barrero A.(2015) "Tasa de Desempleo y Cambios Demográficos en Chile", Minuta IPoM de Marzo de 2015 para analizar el impacto cuantitativo del empleo en el sector agrícola sobre la creación de empleo asalariado durante el ciclo reciente.



**Gráfico 4: Dispersión Empleo Asalariado y PIB Resto**  
(variaciones anuales, porcentaje)



Fuente: INE y Banco Central de Chile.

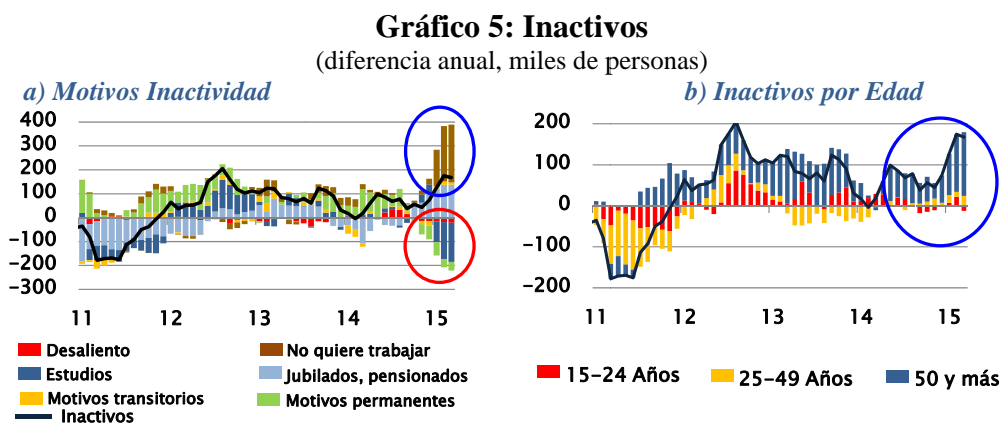
### Evolución reciente de la Inactividad

Según se mostró en la primera sección de esta minuta, no existe una asociación cíclica clara entre la actividad económica y la dinámica de los inactivos. En cuanto a la variación anual de los inactivos por grupo de edad, se observa que en los últimos meses el incremento principal está en el grupo de 50 años y más (Gráfico 5.b). En contraste, el segmento etario de entre 15-24 años no ha incrementado su contribución al crecimiento de la inactividad, la que se mantiene en niveles similares a los observados desde el año 2014. En cuanto a los motivos que explican la inactividad (Gráfico 5.a), se observó en el primer trimestre de este año movimientos más allá de los patrones históricos en quienes declaran no tener deseos de trabajar y aquellos que no trabajan por motivos de estudios. Ambos cambios son de signo opuesto y tienden a compensarse. Si a este hecho se agrega lo mencionado previamente respecto a que en términos netos el grupo de 15-24 años no ha mostrado un aumento anormal en el número de inactivos, es posible concluir que los movimientos bruscos en los motivos declarados de la inactividad no están teniendo un impacto neto apreciable en los registros de inactividad.

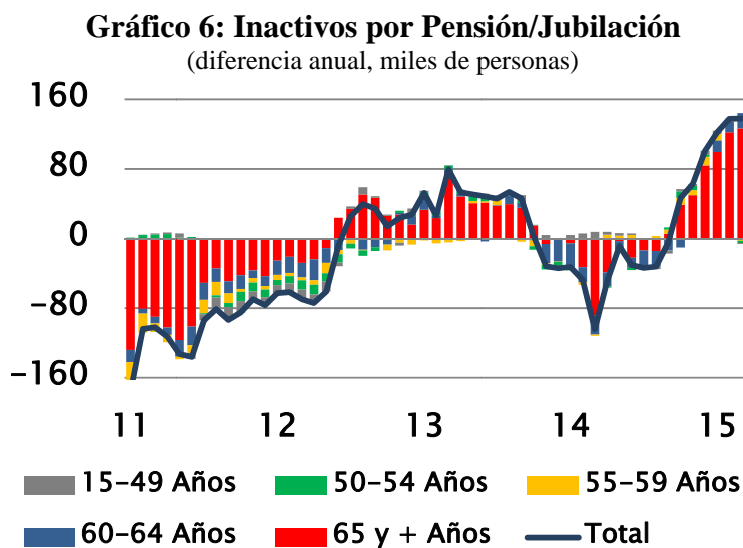
La evidencia presentada en Gráfico 5a) muestra también que los motivos de jubilación explican una parte significativa del aumento reciente de la inactividad. Un análisis detallado indica que estos nuevos jubilados que no participan en la fuerza laboral son en su gran mayoría mayores de 65 años, acorde con lo que muestra el cambio de inactividad por grupo de edad (Gráfico 6). Al analizar la trayectoria histórica del número de inactivos por razones de jubilación/pensión (Gráfico 7), se observa que el aumento de ésta se debe principalmente a un efecto base: el número de inactivos por motivos de jubilación/pensión registró el valor más bajo de la serie a fines del año pasado. Más aún, el número actual de inactivos por motivo de jubilación/pensión se ha observado en el pasado por lo que no constituye necesariamente un valor anormal. No obstante lo anterior, el entendimiento de



los factores económicos que explican los cambios en los motivos de inactividad es un área de investigación pendiente que es posible abordar con la información detallada que contiene la ENE.<sup>5</sup>



Fuente: INE y Banco Central de Chile.



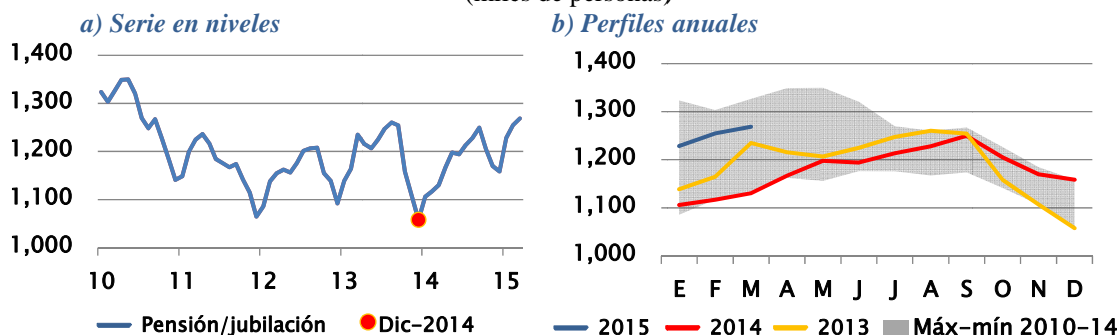
Fuente: INE y Banco Central de Chile.

<sup>5</sup> La apertura de los motivos de la inactividad sólo está disponible en la nueva ENE que comenzó a publicarse el año 2010.



**Gráfico 7: Inactivos por jubilación/pensión**

(miles de personas)



Fuente: INE y Banco Central de Chile.

### 3. DEMANDA DE TRABAJO

Para dar mayor robustez al análisis presentado en la sección anterior respecto a la evolución cíclica del empleo, se analizan los resultados de la estimación de dos modelos de demanda de trabajo.

El modelo base corresponde a la extensión del trabajo realizado por Martínez, Morales y Valdés (2001). Considerando este modelo y de acuerdo a la teoría microeconómica, una vez que las firmas maximicen beneficios, la función de costos mínimos puede expresarse como función del nivel de producción y del precio de los factores productivos. Es decir,

$$C = wL^* + cK^* + xM^* = C(Y, w, c, x) \quad (1)$$

Donde  $L$  es trabajo,  $K$  es capital,  $M$  es un bien importado e  $Y$  es el producto final. Sus precios relativos vienen dados por  $w$ ,  $c$  y  $x$  respectivamente. Ocupando el lema de Shepard y realizando una aproximación log-lineal, la demanda por factores tiene la siguiente forma:

$$\log L^d = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x \quad (2)$$

En esta ecuación,  $a_1$  representa la elasticidad empleo-producto. La estimación de esta ecuación por métodos de cointegración entrega una relación de largo plazo entre empleo, costos de factores y producto. La dinámica de ajuste de corto plazo puede ser estudiada a través del método de corrección de errores.

Asimismo, también se considera una especificación alternativa a la ecuación (2). Se estima una demanda por empleo donde sólo se considera la relación entre empleo y salario real, y entre empleo y producto. Si bien esta ecuación deja de lado otros factores que son relevantes en las decisiones de contratación, se la utiliza por su parsimonia y uso generalizado en la literatura sobre el tema.<sup>6</sup>

$$\log L^d = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w \quad (3)$$

<sup>6</sup> Ver Meller y Labán (1987), Solimano (1981), Marcel (1987).



Para empleo se utiliza la serie de empleo asalariado total y, alternativamente, el empleo asalariado excluyendo el sector agrícola y el empleo público/servicios comunales.<sup>7</sup> El producto corresponde al PIB Resto a precios del año anterior encadenado.<sup>8</sup> Los salarios corresponden al costo de mano de obra real. Por último el costo de capital se obtiene de Justel y Saravia (2014).<sup>9</sup>

Dado que la pregunta que motiva este análisis es evaluar si el comportamiento reciente del empleo asalariado difiere de sus fundamentales, nos enfocamos en estudiar el comportamiento de los residuos de las estimaciones.<sup>10</sup> Los residuos de los diferentes ejercicios se muestran en el Gráfico 8.

Se observa que en el margen, tanto en la especificación base (ecuación (2)) como en la alternativa (ecuación (3)), la dinámica de corto plazo que sigue el empleo asalariado se encuentra en equilibrio (residuo no es significativamente distinto de cero). Es decir, los cambios en el empleo asalariado en el corto plazo han sido coherentes con la desaceleración de la actividad. Estas conclusiones son más evidentes al considerar el empleo excluyendo el empleo agrícola y de servicios comunales que es el sector que contiene al sector administración pública, según se aprecia en los paneles b) y d) del Gráfico 8.<sup>11</sup>

---

<sup>7</sup> Aproximadamente el 60% del empleo en servicios comunales corresponde al empleo público.

<sup>8</sup> PIB Resto corresponde al PIB total excluyendo RRNN, IVA y derechos de importación.

<sup>9</sup> Previsión perfecta de la variación de precios del capital.

<sup>10</sup> Los resultados de las estimaciones se presentan en Anexos.

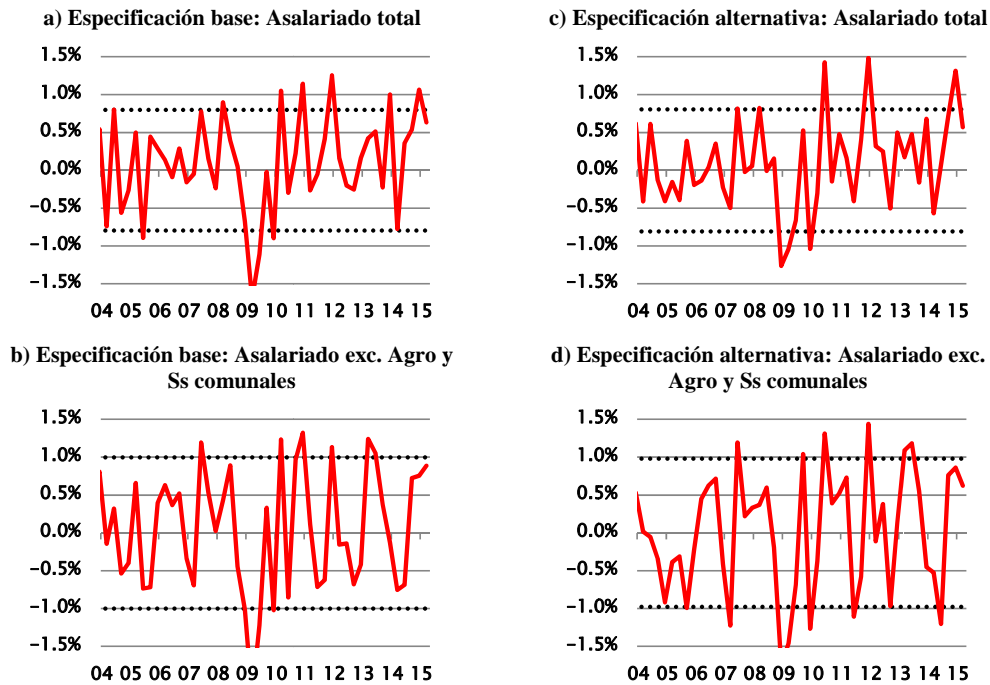
<sup>11</sup> En la encuesta anterior de empleo del INE no es posible distinguir el empleo del sector Administración Pública.





### Gráfico 8

Residuo de ecuación corrección de errores, trimestral  
Banda +/- desviación estándar



Fuente: estimaciones propias.

## 4. SALARIOS Y CICLO ECONÓMICO

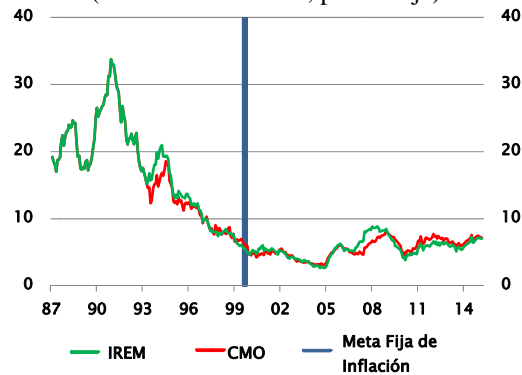
En esta sección se analiza el comportamiento cíclico de los salarios en relación a la actividad económica.

A partir de septiembre de 1999 el Banco Central aplica metas fijas de inflación en torno a 3%.<sup>12</sup> En el Gráfico 9 podemos ver como a partir de ese periodo se estabiliza el crecimiento de los salarios nominales, permitiendo una mayor importancia del ciclo en la explicación del comportamiento de los salarios, en comparación a la que había tenido durante la década del 90 considerando el comportamiento que tuvieron los salarios y la inflación.

<sup>12</sup> Ver De Gregorio, Tokman y Valdés (2005).



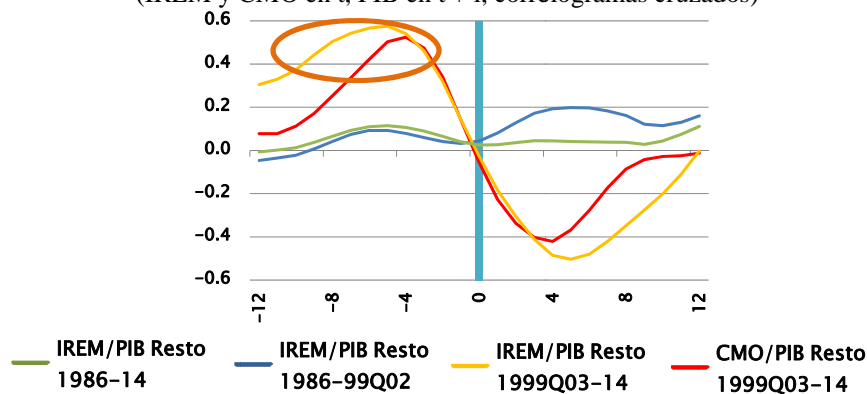
**Gráfico 9: Salarios nominales (\*)**  
(variaciones anuales, porcentaje)



(\*) Series IREM y CMO empalmadas por la Gerencia de Análisis Macroeconómico manteniendo las variaciones mensuales históricas  
Fuente: INE y Banco Central de Chile.

Este quiebre estructural queda en evidencia al calcular la correlación entre salarios nominales y actividad (Gráfico 10). Esta aumenta significativamente post metas de inflación, llegando a su punto más alto entre 4 a 7 trimestres de diferencia, lo que indicaría que la actividad se anticipa entre 1 a 2 años al cambio en salarios. Puesto en otros términos, la desaceleración de la actividad económica tardaría entre uno y dos años en trasladarse a menor crecimiento de los salarios.

**Gráfico 10: Correlogramas ciclos salarios nominales y PIB resto**  
(IREM y CMO en  $t$ , PIB en  $t + i$ , correlogramas cruzados)

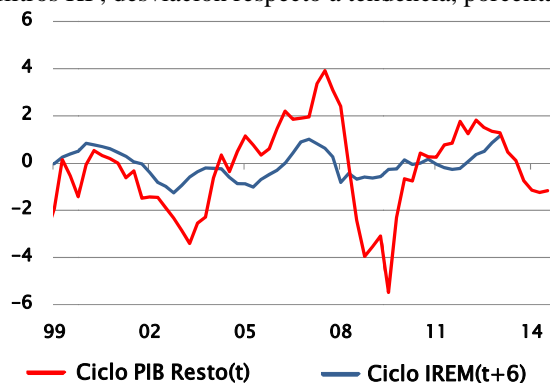


Fuente: INE y Banco Central de Chile.

Sin embargo, a diferencia del ciclo del empleo, el ciclo de salarios parece tener una amplitud menor frente a cambios cíclicos en la actividad (Gráfico 11). Un cambio en el ritmo de crecimiento repercutiría en los salarios por lo menos 1 año después y, considerando las magnitudes de los últimos dos ciclos,, este efecto sería acotado.



**Gráfico 11: Ciclos Salarios y Actividad**  
(filtros HP, desviación respecto a tendencia, porcentaje)



Fuente: INE y Banco Central de Chile.

## 5. CURVA DE PHILLIPS PARA SALARIOS

Desde fines de 2013 se ha observado una dinámica de salarios nominales disociada del crecimiento de la actividad y del empleo asalariado. Mientras que las medidas de salarios nominales se han acelerado, lo opuesto sucedió con la tasa de crecimiento de la actividad y del empleo asalariado. El comportamiento de los salarios, en cambio, si se ha parecido más a lo sucedido con la inflación, que se aceleró hasta fines de 2014.

Estas observaciones motivan a determinar si la reciente aceleración de los salarios ha tenido un comportamiento acorde a sus fundamentales, considerando el comportamiento que ha tenido la brecha de desempleo, la inflación y la productividad.

Los resultados del modelo utilizado - estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de curva de Phillips para salarios - indican que la reciente aceleración de los salarios ha estado en línea con el crecimiento que tuvo la inflación durante el mismo plazo. Esto es cierto aun cuando, y a diferencia del período pre-metas de inflación, los salarios ya no incorporan el 100% de la inflación pasada. Estas conclusiones resisten a numerosos ejercicios de robustez presentados en los anexos, y son consistentes con resultados de trabajos previos.<sup>13</sup>

### a. El Modelo

Bajo el modelo estándar de oferta agregada de precios (o salarios) rígidos a la Taylor o a la Calvo, la evolución de los precios (o salarios) depende sólo de la inflación anticipada y la brecha producto, pero no de la inflación pasada. Bajo este esquema,

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \delta y_t$$

Donde  $\pi_t$  es la inflación e  $y_t$  es la brecha de producto.

<sup>13</sup> Ver Gianelli et al (2013) y Justel y Salas (2012).



De acuerdo a este modelo, la persistencia de las desviaciones de inflación depende sólo de la persistencia en la brecha producto. Sin embargo, tal como menciona Gianelli et al (2013), la experiencia histórica no avala estas predicciones (ver Simonsen, 1983).

El modelo estándar de oferta agregada puede ser adaptado para incorporar la persistencia a los shocks inflacionarios. Una variante es incorporar aperturas intermedias de los contratos laborales que reajustan el salario nominal por la inflación acumulada desde la última revisión (ver Jadresic, 1991). Otra variante es considerar trabajadores que negocian sus salarios preocupados por su posición relativa respecto de otros trabajadores (ver Fuhrer y Moore, 1993). Una tercera variante especifica que los reajustes de los salarios son una combinación de inflación pasada y la meta del Banco Central. Este tipo de variantes llevan a formular lo que se ha denominado una curva de Phillips “híbrida”, que incluye en su especificación la inercia inflacionaria:

$$\pi_t = \gamma\pi_{t-1} + (1 - \gamma)\beta E_t \pi_{t+1} + \delta y_t$$

Este modelo se puede adaptar para estudiar la dinámica de salarios en el mercado laboral. Galí (2010) plantea un modelo en que una fracción  $\gamma$  de los salarios nominales se reajusta en función de la inflación de precios acumulada desde la última revisión del contrato y la fracción restante se reajusta en función de la meta de inflación.

Asumiendo que en Chile la meta de inflación es creíble y liberándonos de los típicos problemas econométricos asociados a la estimación de una ecuación con expectativas de inflación, suponemos para nuestra estimación base que la inflación esperada es constante.<sup>14</sup>

Además, la ecuación anterior puede adaptarse considerando la trayectoria de los mismos dependerá de la brecha en el mercado laboral en vez de la brecha del producto, e incluyendo en la estimación el crecimiento de la productividad.<sup>15</sup>

En este caso:  $\pi_t^w = c + \gamma\pi_{t-1}^l + \alpha g_{t-4} + \delta \hat{u}_{t-4} + \varepsilon_t$

Donde  $\pi_t^w$  es la inflación de salarios,  $\pi_{t-1}^l$  es un polinomio que incluye distintos rezagos de la inflación pasada (construido en base a las cláusulas de indexación vigentes en los instrumentos colectivos de trabajo de Chile),  $g_t$  es el crecimiento de la productividad laboral en t-4,  $\hat{u}_{t-4}$  es la brecha de desempleo en t-4, y  $\varepsilon_t$  es un término de error aleatorio.<sup>16</sup>

---

<sup>14</sup> En anexos se incluye ejercicios de robustez utilizando la inflación esperada según la EEE.

<sup>15</sup> Estimaciones alternativas con la brecha de actividad y sin crecimiento de la productividad se incluyen en anexos.

<sup>16</sup> Se incluye la brecha de desempleo y el crecimiento potencial en t-4 teniendo en cuenta lo mencionado en la sección anterior. De todas maneras, se incluyen ejercicios de robustez con distintos rezagos en los anexos.



## b. Datos, metodología de estimación y resultados

Los datos son trimestrales, la muestra comienza en el primer trimestre de 2001 y termina en el primer trimestre de 2015.<sup>17</sup> Todas las series se desestacionalizan con el método de desestacionalización X-12.

La variable a explicar en la regresión es la variación trimestral del IREM desestacionalizado.

La variable que resume el comportamiento de la inflación es construida teniendo en cuenta las cláusulas de indexación presente en los convenios colectivos de trabajo. El IPOM de marzo 2008 revisó la estructura de los mismos, concluyendo que 70% de los contratos colectivos establecía reajustes semestrales, mientras el 30% restante se reajustaba cada tres trimestres. Asumiendo que esta estructura de contratos es representativa de la economía, el indexador relevante para el crecimiento trimestral de los salarios nominales  $\bar{\pi}_{t-1}^I$  sería:

$$\bar{\pi}_{t-1}^I = 0.7 \times \frac{1}{2} \times (\pi_{t-1} + \pi_{t-2}) + 0.3 \times \frac{1}{3} \times (\pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \pi_{t-3})$$

De la información de los instrumentos colectivos de la Dirección de Trabajo disponible hasta el año 2012 se deduce que la reajustabilidad promedio de los salarios por IPC ha oscilado históricamente entre 6 y 7 meses, lo que está en línea con la reajustabilidad implícita promedio en nuestro indexador.<sup>18</sup>

Por último, la brecha de desempleo es la tasa de desempleo desestacionalizada, menos una tasa de desempleo natural variable en el tiempo estimada mediante el componente de tendencia de un filtro de Hodrick y Prescott.<sup>19</sup> Los resultados de la estimación se muestran en la Tabla 1 y todos los coeficientes tienen los signos esperados.

**Tabla 1: Resultados Curva de Phillips**

Muestra: 2001q1 - 2015q1

Variable explicativa: IREM	Coficiente	Error estándar	t-estadístico	Prob.
C	0.0137	0.00	30.49	0.00
Indexador a la inflación en t-1	0.24	0.08	2.84	0.01
Tasa de desempleo en t-4	-0.18	0.06	-3.26	0.00
Crecimiento Prod. en t-4	0.04	0.03	1.12	0.27
R2	0.41	R2 Ajustado	0.37	

Fuente: estimaciones propias.

<sup>17</sup> También se realizan estimaciones considerando los datos desde 1990 a 2001 para evaluar si han cambiado los parámetros de indexación antes y después de las metas de inflación.

<sup>18</sup> Ver anexos para mayor detalle.

<sup>19</sup> Ver anexos para estimaciones con supuestos alternativos sobre la tasa natural de desempleo.



La constante del modelo (1.37%), es consistente con un crecimiento anual de los salarios de 5.5%. Considerando una inflación de largo plazo de 3%, desde un enfoque neoclásico, este crecimiento anual de los salarios sería coherente con un crecimiento de la productividad de 2.5% anual.

El coeficiente que acompaña al indexador a la inflación indica una elasticidad de los salarios a la inflación en el corto plazo de 0.24. Esto quiere decir que, de acuerdo a los resultados del modelo, un incremento de la inflación de 1% debería generar un incremento en los salarios al cabo de 1 año (por la estructura del indexador) de aproximadamente 0.2/0.3%. Es relevante resaltar la naturaleza de corto plazo del modelo, considerando que de manifestarse un incremento permanente de la inflación de 1% por encima de la meta inflacionaria, lo razonable sería pensar que en el largo plazo la tasa de crecimiento de los salarios debería aumentar en la misma proporción. Estimaciones alternativas (presentadas en anexos) indican también una elasticidad del crecimiento de los salarios al indexador a la inflación entre 0.2 y 0.3.

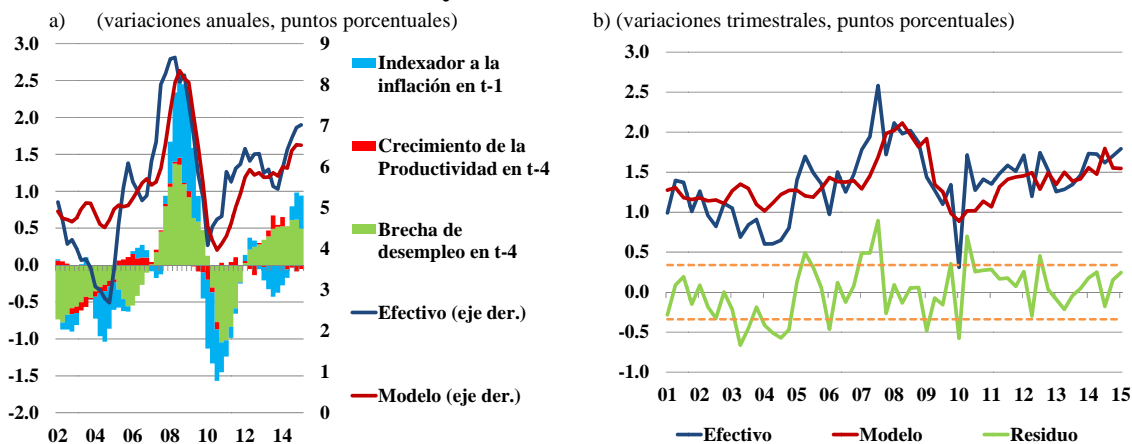
El coeficiente que acompaña al crecimiento de la productividad, si bien tiene el signo esperado, es pequeño en valor y no significativo desde el punto de vista estadístico. Este resultado indica que, de acuerdo al modelo, cambios en el crecimiento de la productividad no genera cambios significativos en el crecimiento de los salarios de corto plazo. Parte de la explicación al rol poco importante que asigna la estimación a la productividad podría deberse a que nuestra variable no diferencia entre cambios permanentes y transitorios en el crecimiento de la productividad (se presentan estimaciones alternativas en anexos).

Por último, el coeficiente que acompaña la brecha de desempleo indica que un 1% adicional de desempleo cíclico debería impactar negativamente en los salarios en -0.18% un año después.

El modelo estimado no muestra residuos significativos en las observaciones más recientes según se aprecia en el Gráfico 11b). Si utilizamos el modelo base estimado para analizar los determinantes del crecimiento anual de los salarios observamos que la brecha de desempleo y el indexador a la inflación explican en partes iguales la tasa actual de crecimiento de los salarios. Por otra parte, es posible observar que el factor que explica la mayor parte de la aceleración de los salarios es el indexador de la inflación tal como se aprecia en el cambio del signo de las barras celestes que miden la incidencia del indexador de la inflación. Considerando prácticamente todas las regresiones alternativas estiman una elasticidad del crecimiento de los salarios al indexador a la inflación entre 0.2 y 0.3, este último resultado es robusto a las estimaciones alternativas realizadas.



## Gráficos 11: Incidencias desvíos IREM respecto a tasa de crecimiento promedio 01-15 y residuos del modelo



Fuente: estimaciones propias.

Fuente: estimaciones propias.

## 6. CONCLUSIONES

El empleo y la actividad mantienen una elevada correlación cíclica. Particularmente, la última desaceleración observada de la actividad vino acompañada de una caída importante en el empleo asalariado privado. De no ser por el sector público, el deterioro en el mercado laboral hubiese estado más acorde al deterioro del PIB resto. La inactividad y la fuerza de trabajo no presentan patrones cíclicos evidentes.

Dado esto no se observan comportamientos inesperados en las series de empleo, por lo que se analizan los ingresos nominales para comprobar alguna correlación con el ciclo económico. En este caso se distinguen dos periodos importantes: antes y después de las metas de inflación. Antes de este periodo los salarios nominales crecieron fuertemente al igual que la inflación. Post metas, los salarios se estabilizaron y empezaron a mostrar un comportamiento cíclico acorde a la economía del país, aunque con rezagos mayores a un año y un efecto relativamente reducido.

Se desarrolla una Curva de Phillips para salarios que termina cerrando el vínculo. Los resultados indican que la reciente aceleración de los salarios ha estado en línea con el crecimiento que tuvo la inflación durante el mismo plazo. Esto es cierto aun cuando, y a diferencia del período pre-metas de inflación, los salarios ya no incorporan el 100% de la inflación pasada.

## 7. REFERENCIAS

Albagli, E. y A. Barrero (2015). “Tasa de Desempleo y Cambios Demográficos en Chile”. Minuta IPoM de Marzo de 2015, Banco Central de Chile.



- Ball L., Tovar Jalles J. y Loungani P. (2014). "Do Forecasters Believe in Okun's Law? An Assessment of Unemployment and Output Forecasts", IMF Working Paper WP/14/24
- Galí, J. (2010) "The Return of the Wage Phillips Curve" NBER Working Paper N° 15758
- Gianelli D., L. O. Herrera y C. Soto (2013). "Indexación, Meta de Inflación y Presiones en el Mercado de Trabajo". Minuta GAM2013, Banco Central de Chile.
- Fornero J., Fuentes M., Gianelli D. y Yany A. (2014). "Revisión Supuestos de Estimación de PIB Tendencial", Minuta IPoM de Septiembre de 2014.
- Fuentes R., Gredig F. y Larraín M. (2008). "La Brecha de Producto en Chile: Medición y Evaluación", Revista Economía Chilena Vol. 11 N°2, Agosto de 2008
- Jones, I. y A. Naudon (2009). "Dinámica Laboral y Evolución del Desempleo en Chile," Economía Chilena, Volumen 12(3), Banco Central de Chile, p. 79-87.
- Justel S. y S. Salas (2012). "Salarios e Inflación", Minuta IPoM de Marzo de 2012, BCCh.
- Justel, S y D. Saravia (2014). "Dinámica reciente de la inversión en Chile", Minuta IPoM de Junio de 2014, Banco Central de Chile.
- Marcel, M. (1987). "Empleo Agregado en Chile 1974 - 1985, una Aproximación Econométrica." Colección Estudios Cieplan 21: 77-115.
- Martínez, C., Morales, G., & Valdés, R. (2001). Cambios estructurales en la demanda por trabajo en Chile. Economía Chilena, 4(2), 5-25.
- Meller P. y R. Labán (1987). "Aplicación del Filtro de Kalman a la Estimación de Elasticidades Variables en el Mercado del Trabajo Chileno (1974 – 1985)." Análisis Económico 2(1): 3-38.
- Naudon, A. y M. Ricaurte (2011). "La Nueva Encuesta de Empleo". Minuta GAM2011-02, Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile.
- Ricaurte, M. (2010). "Cuenta Propia: motor de la recuperación del empleo," Minuta GAM2010-30, Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile.
- Solimano, A. (1981). "La Rebaja en Cotizaciones Previsionales y su Impacto sobre el Empleo Industrial: Una estimación para el Período 1974-1978." NT Cieplan 48: 1-26.





## 8. ANEXOS

### A1. DEMANDA DE TRABAJO

#### Resultado estimación demanda de trabajo de Largo Plazo (muestra 1990q02-2015q01)

	Especificación Base		Especificación Alternativa	
	Empleo Asalariado	Empleo Asalariado exc. Agro y ss comunales	Empleo Asalariado	Empleo Asalariado exc. Agro y ss comunales
<i>Constante</i>	-2,80***	-4,19***	-1,10***	-2,69***
<i>Producto</i>	0,74***	0,90***	0,66***	0,76***
<i>Salario Real</i>	-0,26***	-0,49***	-0,29**	-0,42***
<i>Tipo de Cambio Real</i>	0,08***	-0,04		
<i>Costo de Capital</i>	0,12***	0,12***		
<i>R<sup>2</sup> ajustado</i>	0,99	0,99	0,99	0,98

Nota: \*, \*\* y \*\*\* indican significatividad al 10%, 5% y 1% respectivamente. Todas las estimaciones incluyen 99 observaciones.  
Fuente: Elaboración propia.

### A2. SALARIOS Y FUENTES ALTERNATIVAS

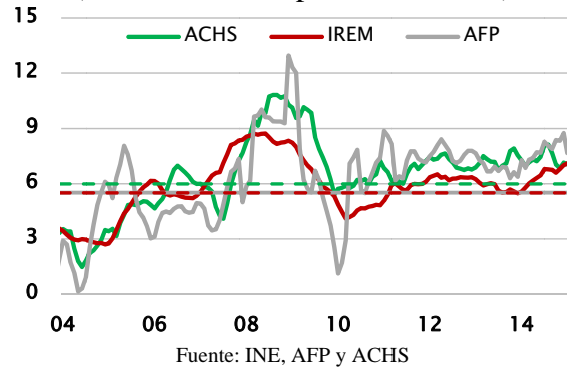
#### Fuentes alternativas:

A nivel macro la dinámica salarial a partir de diversas fuentes de información converge a una conclusión similar<sup>20</sup>. Los salarios se han ubicado durante gran parte del 2014 y 2015 en niveles sobre sus promedios históricos a pesar de un bajo de crecimiento de empleo asalariado y un crecimiento del producto bajo su tendencia. (Gráfico A1)

<sup>20</sup> Los datos de remuneraciones imponibles del seguro de cesantía es la excepción, la serie desde 2014 viene desacelerándose.



**Gráfico A1: Salarios Nominales, fuentes alternativas**  
(variación anual, promedio móvil)



### A3. CONSTRUCCIÓN DEL INDEXADOR A LA INFLACIÓN

La estructura considerada para el indexador de salarios al IPC se mencionó por primera vez en un recuadro del IPOM de Enero 2008. En el recuadro se argumentó que la identificación econométrica de dichos parámetros podría ser ineficiente por la alta colinealidad entre los regresores. Tal como menciona Gianelli Et Al (2013), dicha colinealidad es alta por construcción ya que refiere a la inflación acumulada en distintos horizontes. En su lugar, se propuso en el recuadro una calibración tentativa en base a datos de la Dirección de Trabajo y a evidencia “casuística”.

De la información de los instrumentos colectivos de la Dirección de Trabajo disponible hasta el año 2012 se deduce que la reajustabilidad promedio de los salarios por IPC ha oscilado históricamente entre 6 y 7 meses, lo que está en línea con la reajustabilidad implícita promedio en nuestro indexador.

El hecho que para el 70% de los trabajadores sus salarios se ajusten cada seis meses, significa que un trimestre determinado la mitad de estos trabajadores verá ajustes (de acuerdo a la inflación de los últimos seis meses). Para el 30% de los trabajadores, en cambio, el hecho que sus salarios se ajusten cada nueve meses significa que para un trimestre determinado una tercia parte de estos trabajadores verán ajustes en sus salarios (de acuerdo a la inflación de los últimos nueve meses). Matemáticamente:

$$\bar{\pi}_{t-1}^I = 0.7 \times \frac{1}{2} \times (\pi_{t-1} + \pi_{t-2}) + 0.3 \times \frac{1}{3} \times (\pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \pi_{t-3})$$

### A4. CURVA DE PHILLIPS: EJERCICIOS DE ROBUSTEZ

En la tabla a continuación se presentan los coeficientes estimados para especificaciones alternativas de la Curva de Phillips. El coeficiente que acompaña al indexador a la inflación es similar en las distintas estimaciones, lo que valida nuestra principal conclusión (que la reciente aceleración de salarios ha estado en línea con la aceleración de la inflación).



### Estimaciones alternativas de la Curva de Phillips

Variable explicativa: IREM	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
Indexador a la inflación en t-1	0.24***	0.27***	0.28***	0.36***	0.97***			0.13	0.28***	0.26***	0.27***	0.26***	0.27***	0.26***	0.22**	0.27***	0.27***	0.23***
Indexador a la inflación en t-1 (ciclo HP)						1***												
Inflación trimestral en t-1							0.12											
Inflación trimestral en t-2							0.17*											
Inflación trimestral en t-3							-0.04											
Inflación esperada a un año por la EEE								0.22*										
Dif. Infl. esperada a un año por la EEE									0.15									
Brecha de desempleo en t-4		-0.13***	-0.13***		-0.02	0.03	-0.13***	-0.13***	-0.13***								-0.13***	-0.12***
Brecha de desempleo en t-1																-0.16***		
Brecha de desempleo en t-4 (HP)	-0.18***																	
Brecha de desempleo (1) en t-4										-0.13***								
Brecha de desempleo (2) en t-4											-0.11***							
Brecha de desempleo (3) en t-4												-0.13***						
Brecha de desempleo (4) en t-4													-0.12***					
Brecha de actividad en t-4 (HP)														0.05*				
Brecha de actividad en t-1 (HP)															0.08***			
Crecimiento Prod. en t-4	0.04	0.03		0.03	0.00	-0.02	0.03	0.02	0.02	0.03	0.03	0.03	0.03	0.01***	0.01***	0.01		
Crecimiento Prod. en t-4 (ciclo HP)																	0.03	
Crecimiento Prod. en t-4 (tendencia HP)																		1.51***
R2	0.41	0.44	0.43	0.29	0.89	0.35	0.45	0.48	0.47	0.44	0.44	0.44	0.44	0.49	0.53	0.54	0.44	0.54
R2 ajustado	0.37	0.41	0.41	0.26	0.88	0.30	0.40	0.44	0.42	0.41	0.41	0.41	0.41	0.46	0.51	0.51	0.41	0.52

Fuente: Estimación propia. Notas: La brecha de desempleo utilizada en la estimación (1) se calcula con  $\lambda = 20000$  para que el comportamiento de la tasa natural de desempleo sea suave en el tiempo. Salvo aclaración, el resto de las estimaciones utilizan una tasa de desempleo natural constante en el tiempo. La estimación (5) utiliza el período muestral 1991.I-2000.IV. La estimación (6) considera el mismo período muestral que la (5) pero elimina la tendencia del IREM y del indexador a la inflación utilizando un filtro HP ( $\lambda = 1600$ ). La suma de los coeficientes que acompañan a las inflaciones trimestrales rezagadas en la estimación (7) es igual a 0.25, y es estadísticamente significativa de acuerdo al test de Wald. En la estimación (10) la tasa de desempleo considerada deja fija la participación por edades en los niveles de 1992. En la estimación (11) la tasa de desempleo considera únicamente asalariados. En la estimación (12) para calcular la tasa de desempleo se supone el empleo público crece a partir de 2010 de acuerdo a su crecimiento promedio histórico. En la estimación (13) para calcular la tasa de desempleo se supone el empleo agrícola crece a partir de 2013 según sus promedios históricos (ver Albagli y Barrero, 2015). La brecha de actividad utilizada en la estimación (14) y (15) se estima con un filtro HP ( $\lambda = 1600$ ). El filtro HP utilizado para calcular el ciclo y la tendencia del crecimiento de la productividad considerado en las estimaciones (17) y (18) utilizan  $\lambda = 1600$ .



DIVISIÓN ESTUDIOS  
GERENCIA DE MODELACIÓN Y ANÁLISIS ECONÓMICO

**CONFIANZA, INCERTIDUMBRE, E INVERSIÓN EN CHILE:  
EVIDENCIA MACRO Y MICRO DE LA ENCUESTA IMCE**

Autores: Elías Albagli

Emiliano Luttini

## 1. Introducción

En este trabajo estudiamos cuál es el rol de la confianza e incertidumbre económica, el ciclo mundial y variables macro domésticas, en explicar el menor dinamismo de la inversión en Chile en el último tiempo. Esta pregunta se responde con dos enfoques empíricos, ambos basados en los datos de la encuesta de percepción económica IMCE (índice mensual de confianza empresarial). El primer enfoque es de carácter agregado: usando una metodología SVAR (vector autorregresivo estructural), estudiamos como el ciclo mundial, variables macro domésticas, confianza, e incertidumbre aportan a la evolución de la inversión en Chile. El segundo enfoque es a nivel firma: utilizando datos de un panel de firmas que responden las encuestas IMCE y reportan sus balances a la Superintendencia de Valores y Seguros, analizamos el efecto de confianza e incertidumbre en la inversión.

Los resultados del ejercicio agregado permiten concluir en lo más reciente que la evolución de la confianza se explica por un componente idiosincrático del cual no da cuenta la actividad externa ni doméstica. Esto contrasta con lo ocurrido durante la contracción de 2009, donde la evolución de la confianza era explicada casi en su totalidad por factores externos. Esta contracción idiosincrática de la confianza explica al menos 23% del componente cíclico de la inversión durante el segundo semestre 2014. Los resultados del ejercicio del panel de firmas son consistentes con lo documentado a nivel agregado. En particular, cuando una firma cambia su confianza de buena a mala su inversión efectiva cae un 8% de la inversión efectiva promedio de la muestra. Cuando la incertidumbre específica de la firma aumenta marginalmente, su inversión efectiva se contrae 6,5% de la inversión efectiva promedio de la muestra.

Existe amplia literatura que investiga el efecto de confianza, e incertidumbre, en la actividad económica.<sup>1</sup> Dichos estudios documentan que medidas de confianza, como precios de activos financieros, anticipan fluctuaciones de inversión y actividad. Respecto a la incertidumbre, típicamente construida a partir de medidas de volatilidad financiera como el VIX, se encuentra que afecta de forma negativa, pero transitoria, a la inversión agregada. Para países emergentes se ha verificado el efecto negativo en inversión doméstica de medidas de incertidumbre externa (VIX), documentándose además un efecto de mayor magnitud en el

---

<sup>1</sup> Ver Beaudry y Portier (2006), Bloom et al. (2007), Bloom (2009), Bachman et al. (2013), Carrier-Swallow y Cespedes (2013), Carrier-Swallow y Medel (2011), Jaque y Naudon (2004).



consumo privado. La principal diferencia de nuestro estudio es el foco en la encuesta de confianza, que mide de manera directa la percepción de firmas en lugar de aproximarlas por variables financieras, que pueden estar afectadas por otros factores.

Para fijar ideas, por confianza nos referiremos al escenario esperado de la evolución futura de alguna variable de interés. En nuestro enfoque macro, confianza se define como la diferencia entre el porcentaje de respuestas optimistas y pesimistas acerca de la evolución futura de algún aspecto relevante para la firma. La medida de incertidumbre, por otro lado, está más ligada al grado de certeza que se tiene respecto del escenario esperado. Dado que esto no es observable, una forma intuitiva de capturar dicha variable es mediante la dispersión de confianza entre agentes.

En nuestra especificación micro mediremos confianza de forma análoga usando la respuesta de cada empresa. Como a nivel individual no hay dispersión de confianza, utilizaremos para la incertidumbre el valor absoluto de un error de predicción de la producción cualitativo. En particular, cada empresa responde si cree que la producción aumentara en los próximos 3 meses. Además, todos los meses responde si la producción del mes aumentó efectivamente. De esta manera, es posible calcular el error de pronóstico en cada trimestre como la diferencia entre lo que pasó efectivamente en el trimestre, y lo que la firma esperaba que sucediera a inicios del mismo.

## **2. Enfoque macro**

A nivel agregado estudiamos como el ciclo mundial, variables macro domésticas, confianza, e incertidumbre contribuyen al componente cíclico de la inversión en Chile, usando una metodología SVAR.<sup>2</sup> El ciclo económico mundial es el componente común compartido por variables económicas globales. En los datos, el ciclo mundial es identificado por los dos primeros componentes principales (PC1 y PC2) de las variables externas: precio cobre, S&P500, VXO, PIB mundial, y Fed Funds rate. Dado que variables domésticas son improbables de afectar a PC1 y PC2, estas últimas se incorporan al análisis SVAR como un bloque exógeno. Para identificar los shocks estructurales del VAR utilizamos una descomposición de Choleski en el bloc de las variables domésticas. El período de muestra del trabajo es 2004-2014.<sup>3</sup>

Si la confianza causa contemporáneamente a la actividad, confianza e incertidumbre deben considerarse más exógenas que las variables macro domésticas, por lo tanto en el ordenamiento del análisis SVAR las primeras preceden a la última. Este ordenamiento podría defenderse, entre otras razones, por el hecho de que el IMCE está disponible de forma mensual y con poco rezago, mientras que las variables de actividad tienden a demorarse más en ser publicadas. Por el contrario, si la confianza es causada contemporáneamente por la actividad, confianza e incertidumbre son más endógenas que las variables macro domésticas, por lo tanto en el ordenamiento del análisis SVAR la última precede a las primeras. Como teóricamente ambos argumentos son plausibles, ninguno de los dos ordenamientos puede descartarse a priori y resultados de ambos ordenamientos son presentados.

---

<sup>2</sup> Datos sobre el PIB, inversión total, e inversión de empresas mineras son del Banco Central de Chile. Datos de la inversión minera australiana son de la oficina australiana de estadísticas. Para las variables PIB, inversión total, inversión resto (construida como inversión total menos minera), e inversión minera australiana se consideró el componente cíclico de las series desestacionalizadas. El componente cíclico fue obtenido substrayéndole la tendencia (la tendencia fue construida por medio del filtro de Hodrick-Prescott) a las series desestacionalizadas.

<sup>3</sup> 2004 se elige como comienzo ya que es el año desde que se tienen datos disponibles del IMCE.



Empíricamente, el desafío es medir confianza e incertidumbre. Para medir confianza utilizamos las respuestas a las preguntas del IMCE ¿Cómo espera que evolucionará la producción de su empresa en los próximos 3 meses, respecto a la situación actual? Y ¿Cómo cree Ud. que evolucionará la situación general de su empresa en los próximos 6 meses, respecto a la situación actual? para firmas industriales y comerciales, respectivamente.<sup>4</sup> La confianza de cada sector es la diferencia entre el porcentaje de respuestas optimistas y pesimistas, mientras que la confianza agregada es el promedio simple de la confianza sectorial.

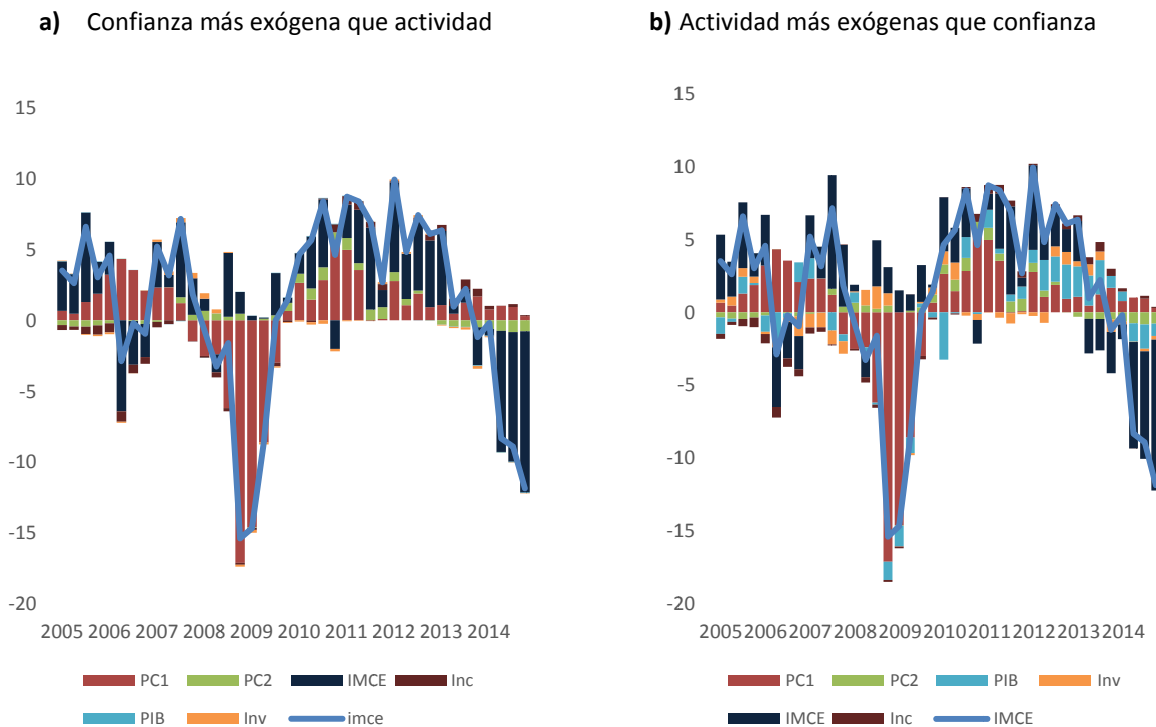
La incertidumbre, por otro lado, es identificada como la dispersión *cross sectional* en las respuestas a las preguntas anteriores. Específicamente, seguimos a Bachmann et al. (2013) definiendo

$$Incertidumbre_t = raíz[(\%opt_t + \%pes_t - (\%opt_t - \%pes_t)^2)].$$

Por ejemplo, si la mitad de los encuestados son optimistas, y la otra mitad pesimistas, incertidumbre es 1. Por el contrario, si todos los agentes son optimistas, o todos pesimistas, incertidumbre es 0.

La primera especificación utiliza como variables exógenas los dos primeros componentes principales de las variables externas antes mencionadas. Como variables domesticas utilizamos el PIB, la inversión, la confianza y la incertidumbre (alterando el orden dependiendo de la exogeneidad impuesta). La figura 1 muestra la descomposición histórica de la confianza bajo esta especificación 1, donde el panel a) asume como mas exógenas la confianza e incertidumbre, y el b) asume como mas exógenas las variables de actividad.

**Figura 1:** descomposición histórica confianza (especificación 1)



<sup>4</sup> La respuesta a cada una de estas preguntas pueda tomar tres valores, optimista (1), neutral (0), y pesimista (-1).



**Tabla 1:** contribuciones a confianza (especificación 1)

Ciclo	Inversión Total									
	a) Confianza más exógena que actividad					b) Actividad más exógenas que confianza				
	Ciclo Externo	Minería	Actividad	IMCE	Incertidumbre	Ciclo Externo	Minería	Actividad	IMCE	Incertidumbre
2009.q1 - 2010.q1	85.7	--	-0.2	12.5	-1.9	75.4	--	-1.4	11.5	-2.1
2011.q3 - 2013.q3	22	--	-0.8	63.9	12.7	22	--	46.2	10.7	2.77
2014.q3 - 2014.q4	1.5	--	0.6	97.4	-1.4	1.5	--	14.6	83.3	-1.57

Para la primera especificación (bajo el ordenamiento a), el 54% de la varianza total de la confianza se explica por el primer y segundo componente principal de las variables externas, aproximadamente 46% por shocks idiosincráticos a la confianza, y cerca de cero por shocks propios de la demanda agregada doméstica, y una cantidad cercana a 0 por shocks de incertidumbre.<sup>5</sup> Al considerar el ordenamiento donde confianza e incertidumbre son más endógenas, la contribución de las variables de actividad doméstica aumentan a 6%, con una consecuente baja del shock autónomo de la confianza.

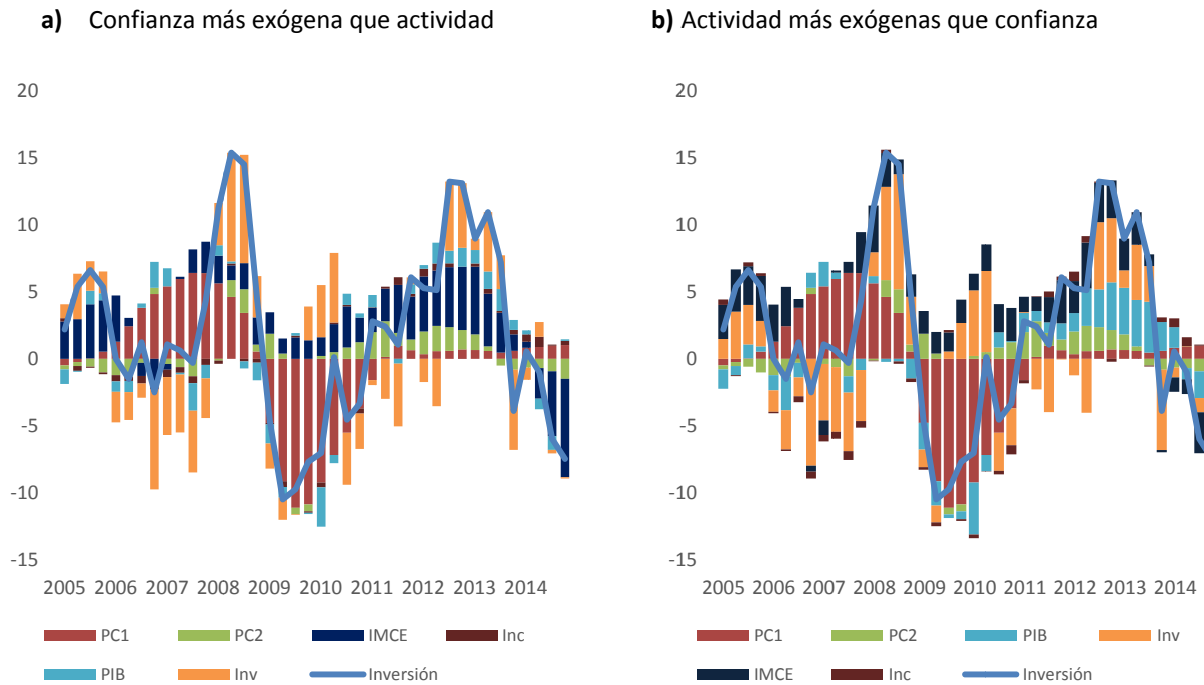
La figura 1 también muestra que los determinantes de la confianza varían en forma considerable entre distintos episodios. Por ejemplo, durante la crisis subprime (2009.Q1 a 2010.Q1), la evolución de la confianza es explicada casi en su totalidad por el ciclo externo. Esto contrasta con lo ocurrido durante el boom minero del periodo 2011.Q3 a 2013.Q3, donde es dominada por shocks idiosincráticos bajo el ordenamiento del panel a), y por la actividad doméstica bajo el ordenamiento b). Por otro lado, en el último semestre de 2014 se observa que el deterioro de la confianza que es explicado casi por completo por su componente autónomo. La Tabla 1 muestra cuantitativamente las contribuciones del ciclo mundial, variables macro domésticas, confianza, e incertidumbre en cada uno de estos episodios.<sup>6</sup>

<sup>5</sup> Cabe recalcar que en la figura, el área correspondiente a cada variable captura la suma acumulada de los shocks exógenos, u ortogonales, de dicha variable en la contribución a la variable de interés.

<sup>6</sup> Las contribuciones fueron calculadas de la siguiente forma, el numerador es la contribución efectiva de, por ejemplo, el ciclo mundial a confianza. El denominador, es la suma de las contribuciones de todas las variables que tienen el mismo signo de la confianza en el período (por ejemplo si PC1 es 0.5, PC2 es -0.1, y PIB 0.3, esto es las expectativas son 0.7, el denominador que se considera es 0.8, y las contribuciones son PC1 .625, PC2 -.125, y PIB .375).



**Figura 2:** descomposición histórica inversión (especificación 1)



En lo que respecta a inversión, la Figura 2 muestra que la evolución de los componentes del ciclo de la inversión se comportan de forma análoga a cuando explicaban la confianza. Yendo a la contribución cuantitativa de cada shock, la Tabla 2 muestra que durante la crisis subprime el componente externo fue el más relevante en explicar la inversión. Durante el boom minero se observa ambigüedad respecto a que variable del bloque endógeno causa la inversión, atribuyendo mayor importancia al IMCE cuando esta variable es más exógena (ordenamiento a), y mayor rol a la actividad domestica cuando el IMCE es más endógeno (ordenamiento b). Finalmente, durante el segundo semestre del 2014, se observa mayor relevancia del componente idiosincrático de la confianza como causal de la inversión, bajo ambos ordenamientos.

**Tabla 2:** contribuciones al ciclo de inversión total (especificación 1)

Ciclo	Inversión Total									
	a) Confianza más exógena que actividad					b) Actividad más exógenas que confianza				
	Ciclo Externo	Minería	Actividad	IMCE	Incertidumbre	Ciclo Externo	Minería	Actividad	IMCE	Incertidumbre
2009.q1 - 2010.q1	83.3	--	8.2	-15.1	1.8	82.7	--	9.1	-16	1.6
2011.q3 - 2013.q3	20.4	--	12.5	48.2	4.2	20.5	--	41.9	32	2.9
2014.q3 - 2014.q4	2.6	--	10.2	86.6	-2.7	2.7	--	43.1	53.8	-2.4





Aunque la primera especificación controla por la evolución del ciclo externo, la capacidad del VAR de capturar los rezagos relevantes de los proyectos mineros es limitada.<sup>7</sup> Así, una preocupación que surge es que, en la medida que la dinámica propia del sector minero chileno no esté siendo capturada de manera correcta, le podríamos estar atribuyendo a los shocks de confianza un rol mayor al que efectivamente tienen.

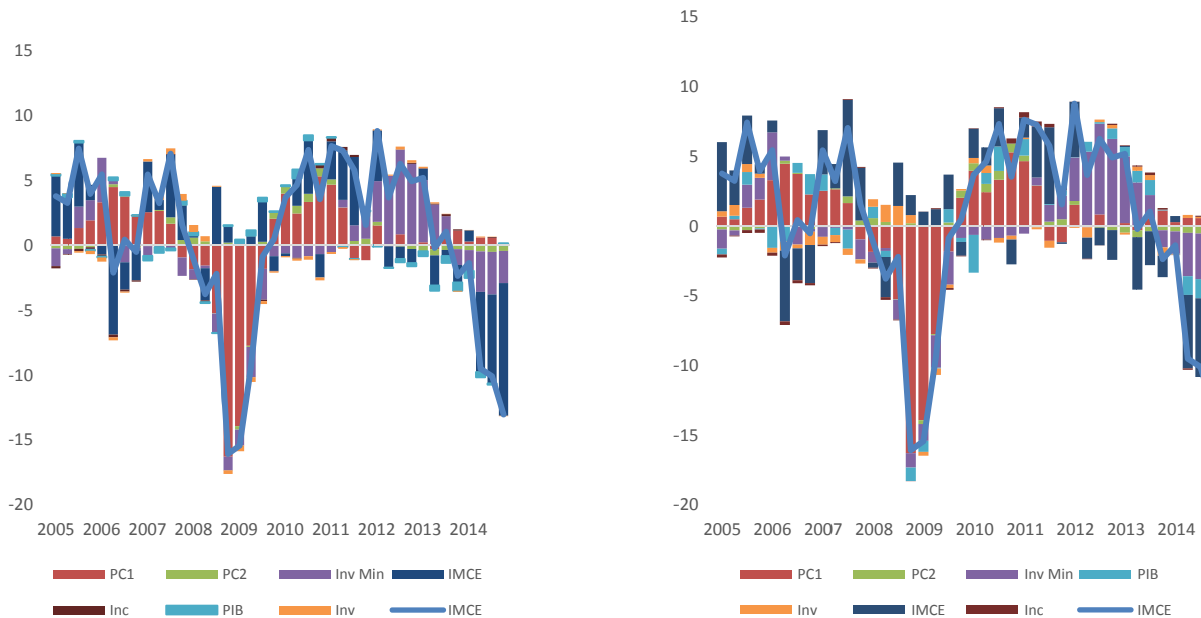
Para dar respuesta a esta preocupación, la especificación 2 aumenta las variables incluidas en el VAR base, incluyendo en el bloque exógeno el ciclo minero australiano. El ciclo minero australiano está sujeto al mismo tipo de shock que el ciclo minero chileno, permitiéndonos así identificar shocks al ciclo minero local y evaluar si los shocks a confianza identificados en los ejercicios anteriores son, en realidad, shocks al ciclo minero.<sup>8</sup>

En cuanto a shocks de confianza se refiere, el Panel a) y b) de la Figura 3 muestra una historia similar al Panel a) y b) de la Figura 2. Esto es, el deterioro de la confianza comienza en el segundo trimestre de 2013, profundizándose notablemente a partir del segundo trimestre de 2014.

**Figura 3:** descomposición histórica confianza (especificación 2)

**a) Confianza más exógena que actividad**

**b) Actividad más exógenas que confianza**



<sup>7</sup> Desafortunadamente incluir mayor cantidad de rezagos en el VAR entrega resultados inestables.

<sup>8</sup> Garcia y Olea (2015) muestran que, en efecto, el ciclo minero en Chile y Australia siguieron dinámicas muy parecidas en la última década.



**Tabla 3:** contribuciones a confianza (especificación 2)

Inversión Total										
Ciclo	a) Confianza más exógena que actividad					b) Actividad más exógenas que confianza				
	Ciclo Externo	Minería	Actividad	IMCE	Incertidumbre	Ciclo Externo	Minería	Actividad	IMCE	Incertidumbre
2009.q1 - 2010.q1	92	-4.3	-0.5	-14.1	-0.3	81.88	-3.55	-7.72	-6.11	-0.6
2011.q3 - 2013.q3	1.3	54.8	-1.9	14.9	1.9	1.81	55.91	7.4	-2.63	1.86
2014.q3 - 2014.q4	1.5	25.5	-0.1	72.5	-0.3	1.55	25.5	9.03	63.73	-0.42

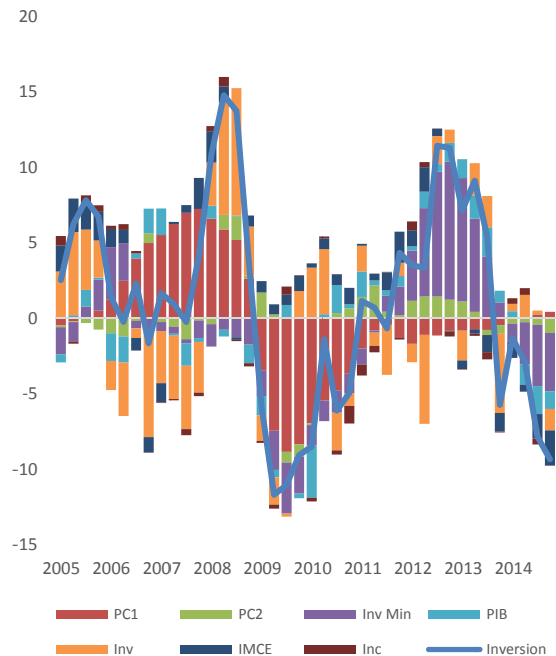
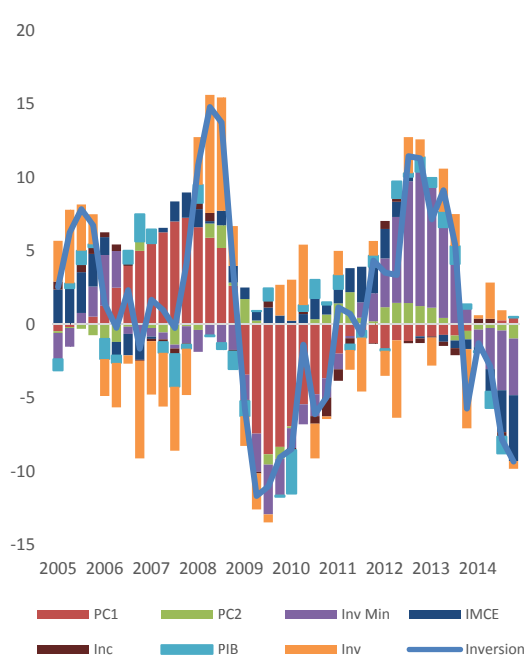
Respecto al rol de la confianza como causal de la desaceleración en la inversión, el Panel a) y b) de la Figura 4 también presenta similitud al Panel a) y b) de la Figura 2, aunque en efecto la contribución del shock autónomo de confianza se reduce, dando paso a un mayor rol para el shock de inversión minera.

La tabla 4 muestra los resultados cuantitativos. Destaca el rol predominante del shock minero durante el boom de inversión de 2011-2013, el cual desplaza casi por completo la contribución de la confianza en dicho periodo. Sin embargo, la confianza continua contribuyendo de manera relevante en lo más reciente, en particular la segunda parte de 2014. Finalmente, este ejercicio nos cuenta que una vez controlando por el ciclo minero, los shocks al ciclo doméstico y la inversión pierden su relevancia durante el boom minero. Esto nuevamente sugiere que la omisión previa de la inversión minera estaba otorgando un mayor rol a las otras variables como determinantes del ciclo de inversión.

**Figura 4:** descomposición histórica Inversión (especificación 2)

**a) Confianza más exógena que actividad**

**b) Actividad más exógenas que confianza**





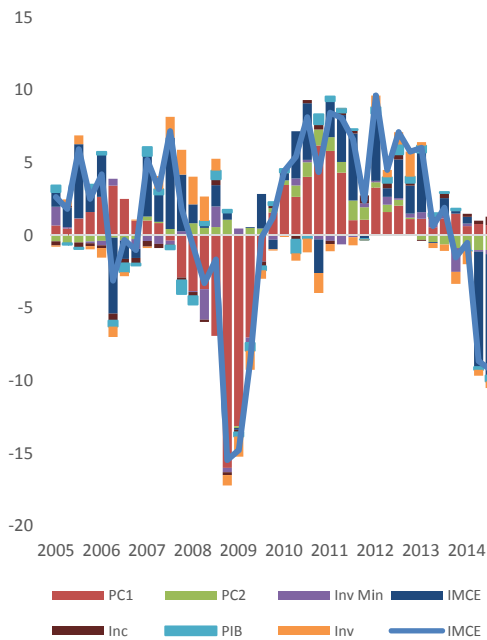
**Tabla 4:** contribuciones al ciclo de inversión total (especificación 2)

Inversión Total										
Ciclo	a) Confianza mas exógena que actividad					b) Actividad mas exógenas que confianza				
	Ciclo Externo	Minería	Actividad	IMCE	Incertidumbre	Ciclo Externo	Minería	Actividad	IMCE	Incertidumbre
2009.q1 - 2010.q1	63.7	21.9	9.7	-6.7	0.1	63.62	21.92	9.47	-6.82	0.46
2011.q3 - 2013.q3	-3.7	56.1	17.4	1.5	-0.2	-4.2	66.66	8.45	7.36	0.44
2014.q3 - 2014.q4	4.1	46.4	5.4	42.2	1.8	4.09	46.48	24.1	22.82	2.51

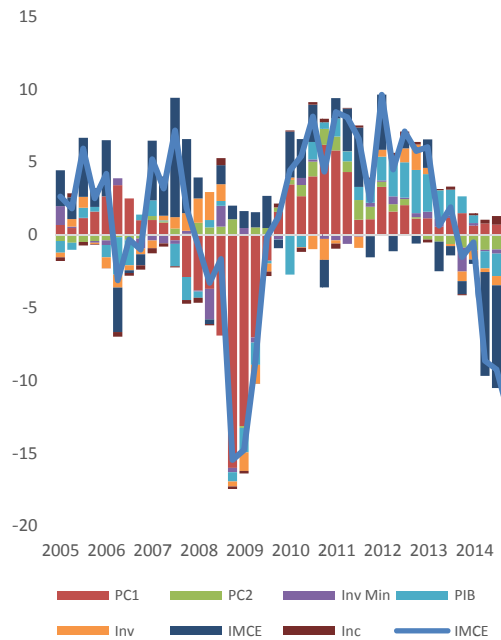
Como último ejercicio de robustez, consideramos una tercera especificación donde utilizamos la inversión resto en lugar de la inversión total de la economía. Para controlar por shocks al ciclo minero volvemos a incluir la variable de inversión minera Australiana.<sup>9</sup> Reemplazando el componente cíclico de la inversión total por el componente cíclico de la inversión resto, rehacemos la totalidad de los ejercicios anteriores. La descomposición histórica de la confianza y la inversión no minera se muestran en las figuras y tablas 5 y 6.

**Figura 5:** descomposición histórica confianza (especificación 3)

**a) Confianza más exógena que actividad**



**b) Actividad más exógenas que confianza**



<sup>9</sup> Sin embargo, este ejercicio debe tomarse con cautela ya que no se dispone de datos de calidad de inversión no minera trimestrales.



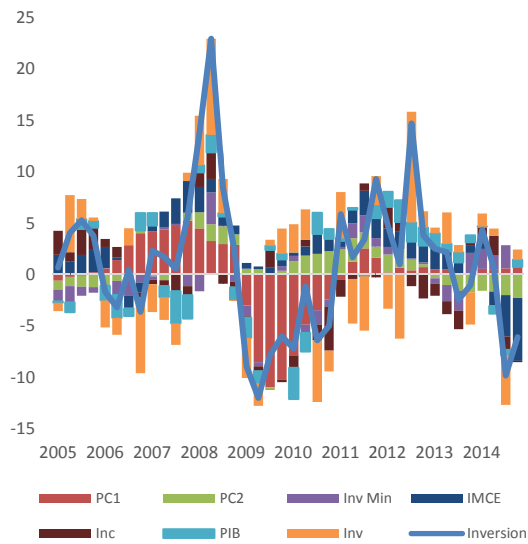
**Tabla 5:** contribuciones a confianza (especificación 3)

Inversión Resto										
Ciclo	a) Confianza más exógena que actividad					b) Actividad más exógenas que confianza				
	Ciclo Externo	Minería	Actividad	IMCE	Incertidumbre	Ciclo Externo	Minería	Actividad	IMCE	Incertidumbre
2009.q1 - 2010.q1	89.8	-4.5	-1.1	-14.7	1.1	83.7	-3.7	-9.3	-6.1	0.6
2011.q3 - 2013.q3	1.7	52.8	0.1	18.9	-1.6	1.1	49.8	8.6	9.4	-0.3
2014.q3 - 2014.q4	5.1	22.1	-3.4	72.7	-0.8	5.3	22.8	4.6	67.3	-1.1

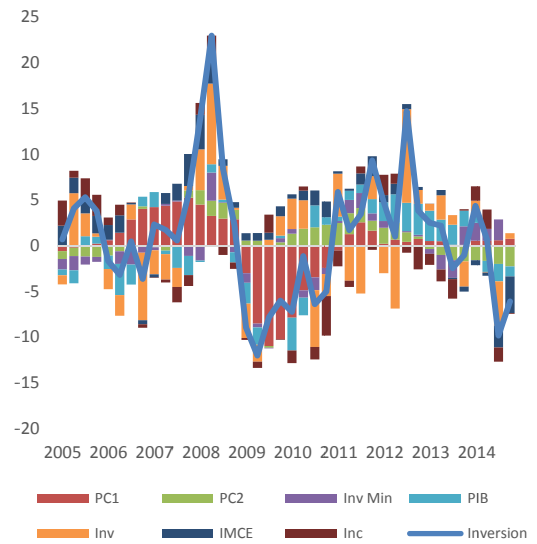
Los resultados una vez más confirman que el principal determinante de la confianza en lo más reciente es su componente autónomo. En lo que respecta a la inversión, volvemos a encontrar un mayor rol del shock autónomo de confianza para la segunda mitad del 2014.

**Figura 6:** descomposición histórica inversión no minera (especificación 3)

**a) Confianza más exógena que actividad**



**b) Actividad más exógenas que confianza**





**Tabla 6:** contribuciones al ciclo de inversión no minera (especificación 3)

Ciclo	Inversión Resto									
	a) Confianza mas exógena que actividad					b) Actividad mas exógenas que confianza				
	Ciclo Externo	Minería	Actividad	IMCE	Incertidumbre	Ciclo Externo	Minería	Actividad	IMCE	Incertidumbre
2009.q1 - 2010.q1	69.7	10.5	8	-4.8	0.2	69.2	10.5	7.7	-5.5	0.8
2011.q3 - 2013.q3	2.6	40.7	-0.4	15.9	-1.8	3.2	41.6	1.8	13	0.3
2014.q3 - 2014.q4	18.5	18.4	9	42.6	8.7	18.9	18.8	23.1	28.1	10.3

### 3. Enfoque micro

La riqueza de los microdatos del IMCE permiten complementar el análisis macro con evidencia del comportamiento a nivel individual de firmas. Este enfoque permite una identificación más limpia de los efectos, al constituir evidencia directa del efecto de la confianza e incertidumbre en las decisiones de inversión individuales.

Usando los datos de un panel de firmas industriales que responden las encuestas IMCE, y que además reportan sus balances a la Superintendencia de Valores y Seguros, analizamos el efecto de confianza e incertidumbre en la inversión efectiva. Dicho cruce de bases de datos deja un total de 51 firmas con historia suficiente para ser incluidas en el panel (no balanceado).

Como medida de confianza, utilizamos la respuesta a la pregunta ¿Cómo espera que evolucione la producción de su empresa en los próximos 3 meses, respecto a la situación actual? Si la firma reporta que espera que la producción caiga, toma valor de cero, y si espera que se mantenga o aumente, toma valor 1.

Como medida de incertidumbre, al no disponer de dispersión individual, seguimos a la literatura y construimos una medida de error de proyección (Bachmann et al. - 2013). Específicamente, a partir de las respuestas de cada firma a las encuestas IMCE durante el trimestre, se puede definir una medida cualitativa de producción efectiva trimestral como la diferencia entre la cantidad de veces que la firma responde que aumento y disminuyo la producción, de la siguiente forma

$$q_{it} = \#aumentos_{it-2,t} - \#decrementos_{it-2,t}$$

Por otro lado, a inicios del trimestre la firma reporta la expectativa cualitativa de evolución de producción, esto es

$$q_{it-2,t}^e$$

De esta forma se puede definir una medida de error de predicción cualitativo como



$$Err_{it} = \begin{cases} (q_{it} - q^e_{it-2,t})/3, & \text{si } sign(q_{it}) \neq sign(q^e_{it-2,t}) \\ 0 & \text{de otra forma} \end{cases}$$

Así, la medida de incertidumbre es  $Incert_{it} = |Err_{it}|$ .

Finalmente, para analizar el efecto de la incertidumbre y la confianza a nivel firma, corremos regresiones de la forma

$$Inversion_{it,t+3} = \beta_0 Cond_{actual_{it}} + \beta_1 Confianza^e_{it,t+3} + \beta_2 Incert_{it} + \alpha_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Donde  $Cond_{actual_{it}}$  es la respuesta a la pregunta ¿Cómo calificaría Ud. la situación general de su empresa en este momento? Si la firma reporta condiciones al menos satisfactoria toma valor 1, 0 de otra forma. Las variables  $Confianza^e_{it,t+3}$ , e  $Incert_{it}$  son los indicadores de confianza e incertidumbre antes descritos. La variable dependiente  $Inversion_{it,t+3}$  es la inversión neta (compra menos venta de activos fijos normalizado por el tamaño de activos fijos) en el trimestre inmediatamente posterior al mes en que se contesta la encuesta.

La Tabla 7 muestra los resultados de estimar la Ecuación (1). Los resultados confirman la importancia de confianza en la inversión, aun controlando por efectos fijos temporales. Concretamente, una firma que espera una caída en la producción disminuirá su inversión en 0.2% de su activo fijo, esto es un 8% de la inversión promedio de la muestra.<sup>10</sup> Cuando el valor absoluto del error de predicción del período anterior aumenta marginalmente (.33), la inversión se contrae 0.16% de su activo fijo, esto es una contracción de 6.5% de la inversión efectiva promedio del período.<sup>11 12</sup>

La evidencia del panel de firmas, por tanto, es consistente con la documentada a nivel macro. Un deterioro de la confianza implica una caída en la inversión en alrededor de 8%, cuantitativamente de orden similar a la caída cíclica de la inversión ocurrida en 2014. Por otro lado, si bien la evidencia a nivel firma permite inferir que la incertidumbre también es importante, esto no es consistente con lo documentado a nivel agregado, es decir la incertidumbre no pareciera ser lo suficientemente importante para explicar el componente cíclico de la inversión durante 2014.

<sup>10</sup> La inversión trimestral promedio de la muestra 2.1%.

<sup>11</sup> El valor absoluto del error de predicción toma valores 0, .33, .66, 1, y 1.33.

<sup>12</sup> Los resultados presentados en Tabla 1 son robustos a controlar por variables financieras e inversión rezagada de la firma.



**Tabla 7:** efectos confianza e incertidumbre en inversión efectiva

	Inversión Efectiva	Inversión Efectiva
Condiciones Firma	0 (.002)	-.0018 (.0018)
Confianza	.002* (.0012)	.0019* (.001)
Incertidumbre	-.0086*** (.003)	-.005** (.0024)
Efectos Fijos	Firma	Firma y Temp
N	540	540
R <sup>2</sup>	.34	.45

t-stats en paréntesis

\* sig al 10%, \*\* sig al 5%, \*\*\* sig al 1%

#### 4. Conclusiones

Este trabajo documenta la importancia de la confianza e incertidumbre económica en el ciclo de inversión de la economía Chilena de los últimos 10 años. La evidencia macro indica que shocks idiosincráticos a las confianza y demanda agregada doméstica son los factores dominantes en la caída cíclica de la inversión ocurrida en 2014. La incertidumbre, por otro lado, no pareciese ser una explicación válida para la reciente dinámica de la inversión. El rol de la confianza es confirmado con la evidencia proveniente de las estimaciones de panel. Con todo, la evidencia presentada es consistente con confianza teniendo un rol causal importante en el deterioro de la inversión durante 2014.

#### Referencias

- Bachmann, Rüdiger, Steffen Elstner, y Eric Sims (2013). "Uncertainty and Economic Activity: Evidence from Business Survey Data". *American Economic Journal: Macroeconomics*, 5(2), 217-49.
- Beaudry, Paul, y Franck Portier (2006). "Stock Prices, News, and Economic Fluctuations." *American Economic Review*, 96(4), 1293-1307.
- Bloom, Nicholas (2009). "The Impact of Uncertainty Schocks." *Econometrica*, 77(3), 623-685.
- Bloom, Nicholas, Stephen Bond, y John Van Reenen (2007). "Uncertainty and Investment Dynamics." *Review of Economic Studies*, 74(2), 391-415.
- Carrière-Swallow, Yan, y Luis Felipe Céspedes (2013). "The impact of uncertainty shocks in emerging economies." *Journal of International Economics*, 90(2), 316-325.
- Carrière-Swallow, Yan, y Carlos Medel (2011). "Incertidumbre global sobre la economía Chilena." Documento de Trabajo, BCCh, 647.
- García, Pablo, y Sindy Olea (2015). "Inversión Minera y Ajuste Macroeconómico en Australia y Chile." Documentos de Política Económica, BCCh, 56.
- Jaque, Felipe, y Alberto Naudon (2004). "Factores en la dinámica del premio soberano chileno." Informe de estabilidad financiera, Banco Central de Chile.