



DIVISIÓN ESTUDIOS Y DIVISIÓN POLÍTICA FINANCIERA
GERENCIA DE ANÁLISIS INTERNACIONAL Y GERENCIA DE ESTABILIDAD FINANCIERA

SITUACIÓN FISCAL EN EUROPA: ANÁLISIS DE LOS RIESGOS DEL ELEVADO ENDEUDAMIENTO DE LOS PAÍSES PERIFÉRICOS DE EUROPA/¹²

M. Carolina Grünwald N.
Felipe Jaque S.
Alejandro Jara R.
Francisca Pérez G.

14 de Junio de 2010

1. ANTECEDENTES

La evolución reciente de los mercados financieros internacionales ha estado estrechamente vinculada al desarrollo de la situación fiscal de las economías europeas. A principios de este año, la corrección de cifras fiscales por parte de Grecia, y el posterior reconocimiento de dificultades para refinanciar los vencimientos de su deuda pública durante el 2010, incrementó fuertemente la incertidumbre de los mercados financieros. El plan de apoyo inicial otorgado a Grecia a principios de mayo no logró reducir la volatilidad de los mercados, al tiempo que incrementó la percepción de contagio hacia el resto de las economías europeas.

La presente minuta analiza la evolución de la situación fiscal de las economías periféricas de Europa (PPE) y las compara con las economías más desarrolladas de Europa. Adicionalmente, se describen los elementos que podrían poner en riesgo la sostenibilidad de la deuda pública de estos países. Finalmente, se detallan las condiciones establecidas en los planes de apoyo que han sido aprobados para las economías periféricas de Europa.

2. HECHOS ESTILIZADOS: SITUACIÓN MACRO Y FISCAL EN EUROPA

a. Evolución de las economías periféricas europeas en el periodo pre-crisis 2008-09

A pesar de que en la actualidad los países periféricos de Europa enfrentan problemas fiscales similares, existen algunos elementos macroeconómicos distintivos que vale la pena enfatizar, en particular, su evolución previa a la crisis financiera mundial del 2008-09. Los principales datos macroeconómicos para este período se presentan en la tabla 1.

^{1/} Portugal, Irlanda, Italia, Grecia y España.

^{2/} Se agradecen los comentarios de Kevin Cowan, Pablo García, Sergio Lehmann, Alfredo Pistelli y Luis Opazo.



**Tabla 1: Situación Macroeconómica en Europa pre-crisis
(promedios 2005-2007)**

	Crecimiento PIB (variación anual)	Saldo en Cuenta Corriente (% del PIB)	Ahorro Bruto (% del PIB)	Saldo Fiscal Primario (% del PIB)	Deuda Pública Bruta (% del PIB)
Grecia	3.7	-10.9	12.0	0.3	97.6
Portugal	1.4	-9.6	14.1	-1.5	64.0
Irlanda	6.0	-4.1	38.2	2.6	25.9
España	3.7	-8.8	24.4	3.3	39.6
Italia	1.4	-2.2	21.0	1.7	105.3

Fuente: Moody's y FMI.

Por un lado, Portugal, Grecia e Italia muestran un alto nivel de endeudamiento previo, a diferencia de España e Irlanda. Algunos de los factores que explican esto se relacionan con un bajo crecimiento, asociado a la reducida competitividad del sector exportador en Portugal y una baja recaudación fiscal como porcentaje del PIB (cercana al 30%) en Grecia, situación que se repite en Italia. En esta línea, el saldo fiscal primario promedio de Portugal, Grecia e Italia es bastante reducido y menor al observado en España e Irlanda para el período pre-crisis.

Sin embargo, al considerar el balance ahorro-inversión, se observa que España e Irlanda, a pesar de mostrar una tasa de ahorro bruto elevada en comparación con las otras economías de la región, acumularon déficit de cuenta corriente en los años previos. Esto estaría fuertemente relacionado con el *boom* inmobiliario registrado en esas economías, lo que generó una fuente de incertidumbre respecto de su evolución en la fase de salida de la actual crisis financiera. En particular, la actual tasa de desempleo en España, cercana al 20% (compuesta en gran medida por trabajadores de la construcción), ha generado un fuerte aumento del gasto público. El principal problema de Irlanda ha sido las consecuencias del *boom* crediticio asociado al crecimiento del crédito de la vivienda y de la construcción, que se tradujo en una crisis bancaria que generó altos costos para el país en medio de la crisis mundial del año pasado.

Por su parte, Italia, con una tasa de ahorro levemente menor, acumuló déficit externos bastante más acotados en el período. Por el lado de Grecia y Portugal, la situación se presenta aún menos auspiciosa. Ambas registran bajo ahorro y elevado déficit de cuenta corriente.

Respecto de la dinámica de estas economías en el período anterior a la crisis, se observan tasas de crecimiento relativamente altas para la mayoría de estos países, las que se redujeron de manera significativa en el período 2008-09, en particular en aquellas economías con baja productividad y una relativa mayor rigidez en sus mercados laborales.

b. Evolución del nivel de endeudamiento de los PPE

La deuda del gobierno general como porcentaje del PIB de la Zona Euro ha aumentado desde mediados del 2007, alcanzando niveles en torno al 85% en la actualidad (tabla 2). Grecia es el país con el nivel de deuda más alto, superando el 110% del PIB a fines del 2009. Este mayor endeudamiento se deriva de los efectos de la crisis ante la activación de



estabilizadores automáticos, paquetes de apoyo fiscal y el rescate de instituciones financieras durante el 2009 (BCE 2010).

**Tabla 2: Deuda del Gobierno General
(% del PIB)**

	Grecia	Irlanda (**)	Portugal	España	Italia	Francia (***)	Alemania	Media (*)	Eurozona
Prom. 2002-2007	98.5	28.4	60.5	44.4	105.0	63.4	65.1	55.5	68.8
2008	99.2	43.9	66.3	39.7	106.1	67.5	66	55.5	69.7
2009	115.1	64	76.8	53.2	115.8	77.6	73.2	64.7	78.7
2010 (f)	133.2	77.9	84.8	64.4	118.2	83.6	78.8	70	84.7
2011 (f)	145.2	84.4	89.2	70.7	118.9	88.6	81.6	73.4	88.5

(*) Considera las economías industrializadas.

(**) Excluye deuda de la National Asset Management Agency.

(***) Excluye a la Société de Financement de l'Economie Française.

Fuente: Moody's

c. Evolución, composición y sostenibilidad del Gasto Público

Si bien la mayoría de las economías europeas comenzaron la década con niveles moderados de deuda pública (a excepción de Italia y Grecia), estos aumentaron considerablemente en los últimos dos años, con expectativas de seguir subiendo en el mediano plazo. En este sentido, los abultados déficit fiscales de los últimos años se asocian tanto a planes de estímulo fiscal, derivados de la crisis financiera global, como a planes de rescate de instituciones privadas (tabla 3).

**Tabla 3: Saldo del Gobierno General
(% del PIB)**

	Grecia	Irlanda	Portugal	España	Italia	Francia	Alemania	Media (*)	Eurozona
Prom. 2002-2007	-5.3	1.1	-3.6	0.6	-3.2	-3.2	-2.7	-0.6	-2.2
2008	-7.7	-7.3	-2.9	-4.1	-2.6	-3.3	0	-0.6	-1.9
2009	-13.6	-14.3	-9.4	-11.2	-5.3	-7.5	-3.3	-5.1	-6.3
2010 (f)	-8.1	-11.7	-7.5	-9.3	-5.3	-7.9	-4.9	-5.3	-6.6
2011 (f)	-7.6	-10.1	-6.8	-7.3	-5	-7.3	-4.7	-4.6	-6.1

(*) Considera las economías industriales avanzadas.

Fuente: Moody's.

Otro aspecto relevante para el análisis de la situación fiscal de las economías europeas periféricas, es la elevada carga financiera implícita en el déficit fiscal. El reciente incremento del costo de financiamiento público para estas economías, al encarecer el *roll-over* del servicio de esta deuda, pone un piso al saldo fiscal esperado para los siguientes períodos, a pesar de los recortes que se puedan generar por los planes de austeridad comprometidos. Estos últimos, en casos como el de Grecia, debieran generar superávits significativos para contrarrestar el efecto del alto servicio de la deuda (tabla 4).



**Tabla 4: Saldo Primario del Gobierno General
(% del PIB)**

	Grecia	Irlanda	Portugal	España	Italia	Francia	Alemania	Media (*)	Eurozona
Prom. 2002-2007	-0.7	2.2	-0.9	2.7	1.8	-0.4	0.1	1.6	1.0
2008	-3.1	-5.9	0	-2.5	2.5	-0.4	2.7	1.4	1.1
2009	-8.6	-12.2	-6.6	-9.4	-0.7	-5.2	-0.7	-3.1	-3.5
2010 (f)	-2.5	-8.8	-4.4	-7.1	-0.7	-5.3	-2.3	-3.3	-3.6
2011 (f)	-1	-6.6	-3.3	-4.7	-0.2	-4.4	-2	-2.2	-2.9

(*) Considera las economías industrializadas.

Fuente: Moody's.

d. Composición de los Pasivos Externos Netos

Respecto de la posición de activos y pasivos externos de las economías en análisis, se observa una clara diferencia entre economías más desarrolladas como Alemania e Italia, las que presentan una posición externa acreedora neta y deudora neta acotada, respectivamente. Con Portugal en primer lugar, todas ellas muestran una marcada posición deudora neta, la que dependiendo de la economía tiene un mayor componente público o privado. En este sentido, se registra un significativo doble déficit, público y externo, configurando una situación macroeconómica que explica en gran medida la respuesta de los inversionistas observada durante este año (tabla 5).

**Tabla 5: Posición de Inversiones Internacional
(2009)**

País	Deuda Bruta Gobierno General (% PIB)	Pasivos Externos Netos			
		Deuda Externa Pública (% PIB)	Deuda Externa Otros Agentes (1) (% PIB)	Otros Pasivos (% PIB)	Totales (2) (% PIB)
Portugal	76.8	57.8	30.8	23.1	111.7
Irlanda	64.0	45.5	29.6	-2.0	73.1
Grecia	115.1	89.5	-7.0	-0.3	82.2
España	53.2	26.1	54.5	12.9	93.5
Italia	115.8	49.4	-12.1	-18.3	19.0
Alemania	73.2	35.2	-56.9	-15.6	-37.3

(1) Corresponde a una proxy de la deuda externa neta no gubernamental. Incluye posición externa neta de la autoridad monetaria.

(2) Corresponde a la posición deudora neta. Un signo negativo indica que el país tiene una posición acreedora neta.

Fuente: Basado en Cabral (2010) y Moody's.

e. Situación de Competitividad: Cuenta Corriente, TCR y Salarios³

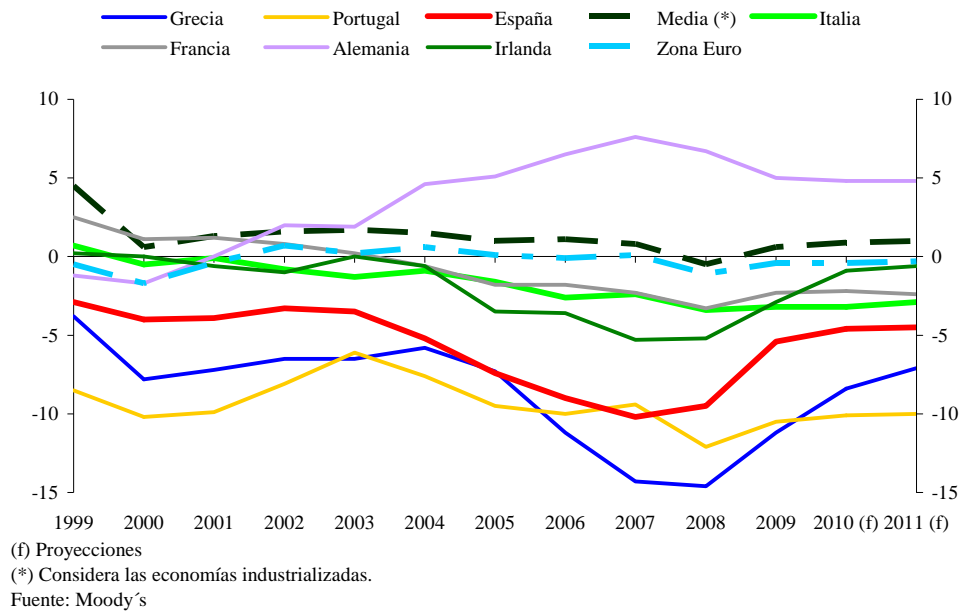
Analizando algunos de los factores que explican la deteriorada posición externa neta de estas economías, se presenta primero la evolución comparativa de la cuenta corriente en las

^{3/} Considera un índice de precios externo común a todas las economías y la inflación interna para cada país.

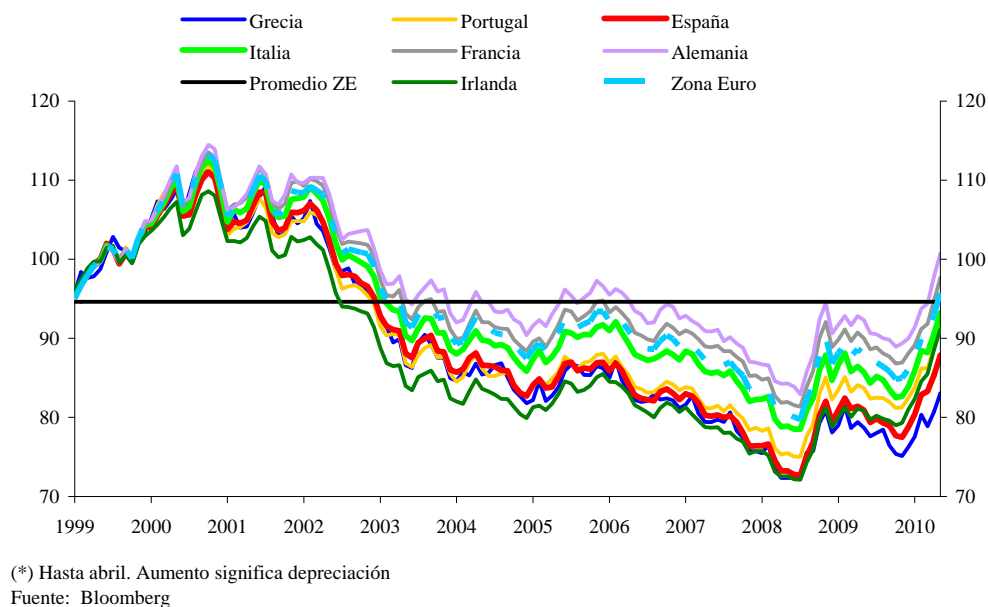


economías europeas seleccionadas. Así, los PPE presentan déficit externos superiores a los del promedio de la Zona Euro, los que se acentuaron durante la crisis. Ello contrasta con el creciente superávit externo de Alemania (gráfico 1).

**Gráfico 1: Saldo en Cuenta Corriente
(% del PIB)**



**Gráfico 2: TCR de Países de la Zona Euro (*)
(Índice 1999=100)**





Esto se asociaría principalmente a factores de competitividad. Por un lado, los PPE presentan los tipos de cambio reales más apreciados de la región (gráfico 2), a lo que se suma la evolución de los salarios, los que muestran comportamientos dispares en los últimos años. Así, luego de iniciada la crisis financiera global, muchas de las economías mostraron una desaceleración de sus salarios nominales, en línea con la deflación registrada en la mayoría de los países. Aún más allá, Irlanda inició un fuerte ajuste de salarios, los que durante la crisis caen de manera significativa. Sin embargo, economías como Grecia y España continuaron con aumentos de salarios nominales aún durante la crisis (tabla 6).

Tabla 6: Salarios nominales de la Zona Euro (*)
(variación anual, porcentaje)

	Grecia (**)	Irlanda	Portugal	España	Italia	Francia	Alemania	Eurozona
Prom. 2002-2007	5.6	8.9	2.2	4.4	4.3	3.8	1.0	2.6
2008	2.5	2.0	4.2	4.8	3.8	3.3	3.9	3.5
2009	5.9	-10.1	2.9	5.5	0.2	0.2	-0.6	3.1

(*) Datos anuales en base a promedios de datos trimestrales

(**) Considera hasta el 3t09.

Fuentes: Eurostat y FMI.

3. PLANES DE APOYO

Con el objeto de restablecer la confianza de los mercados y garantizar la estabilidad financiera de la Zona Euro, la Comisión Europea, el Banco Central Europeo y el FMI implementaron un programa de apoyo a las economías de la región a mediados de mayo último. Inicialmente, a principios de ese mes y luego de dos meses de negociación, Grecia llegó a un acuerdo con estas entidades respecto a un programa de apoyo equivalente a €10.000 millones (US\$145.000 millones) para los próximos tres años, cuyo objetivo era estabilizar la economía y restaurar la confianza en los mercados. Bajo este programa los países miembros de la Unión Europea aportaron €80.000 millones en préstamos bilaterales, mientras el FMI puso a disposición del gobierno griego un préstamo de €30.000 millones. El aporte inmediato a Grecia correspondió a €20.000 millones, de los cuales €5.500 millones fueron aportados por el FMI y el resto por la Unión Europea. De esta forma, durante el 2010 Grecia recibirá un total de €40.000 millones, lo cual supera sus necesidades de financiamiento para lo que resta del año (Tabla 7).

Los fondos restantes de este programa permitirían cubrir las necesidades de financiamiento de Grecia hasta el 2012, dando la oportunidad para que la economía griega reordene sus cuentas fiscales y disminuya su déficit. Adicionalmente, el programa comprometió al país a una serie de reformas estructurales, cuya implementación y cumplimiento será monitoreado por el FMI en revisiones trimestrales. Sin embargo, este programa de apoyo no logró reducir las primas por riesgo soberano de los países más vulnerables en forma permanente y se mantuvo la incertidumbre entre los inversionistas.



**Tabla 7: Calendario del flujo de caja de Grecia para 2010
(billones de euros)**

Fecha	Tipo	Monto
Quarter 1	Coupon payments	-2.3
13-04-2010	Redemption Bills 52 W	-1.0
16-04-2010	Redemption Bills 52 W	-1.3
20-04-2010	Redemption GGB 3.1% 20/04/10	-8.2
20-04-2010	Coupon Payment	-0.3
23-04-2010	Redemption Bills 13 W	-1.6
18-05-2010	Coupons	-0.8
19-05-2010	Redemption GGB 6.0% 19/05/10	-8.1
19-05-2010	Coupons	-0.5
20-05-2010	Coupons	-0.9
31-05-2010	Redemption GGB 6.0% 31/05/10	-0.4
16-07-2010	Redemption Bills 52 W	-0.9
16-07-2010	Redemption Bills 26 W	-1.0
19-07-2010	Coupons	-0.9
20-07-2010	Coupons	-1.4
23-07-2010	Redemption Bills 13 W	-1.6
12-08-2010	Q2 GDP	
20-08-2010	Coupons	-1.6
20-09-2010	Coupons	-1.6
29-09-2010	Redemptions GGB 6.0% 29/09/10	-0.2
15-10-2010	Redemption Bills 52 W	-1.3
22-10-2010	Coupons	-1.0
23-10-2010	Redemption Bills 13 W	-1.6
Total		-38.5

(*) En rojo se destacan los vencimientos pendientes para el año.

Fuente: Dexia Asset Management.

Por tal motivo, y con el objetivo de devolver la confianza a los mercados financieros y disminuir la percepción de riesgo en los agentes, la Comisión Europea, el FMI y el Banco Central Europeo anunciaron un nuevo paquete de medidas para ir en apoyo de las economías de la región.

Este plan de rescate involucra €750.000 millones para los próximos tres años. Los países miembros de la Unión Europea entregarán fondos por €500.000 millones, de los cuales €60.000 millones serán proporcionados a través de una extensión de las líneas de ayuda ya existentes entre los países de la comunidad, pero externos a la Zona Euro. Los €440.000 millones restantes serán otorgados a través de préstamos bilaterales y garantías. Este programa incluye créditos bilaterales a través de un SPV (*special purpose vehicle*) garantizado por los Estados Miembros.

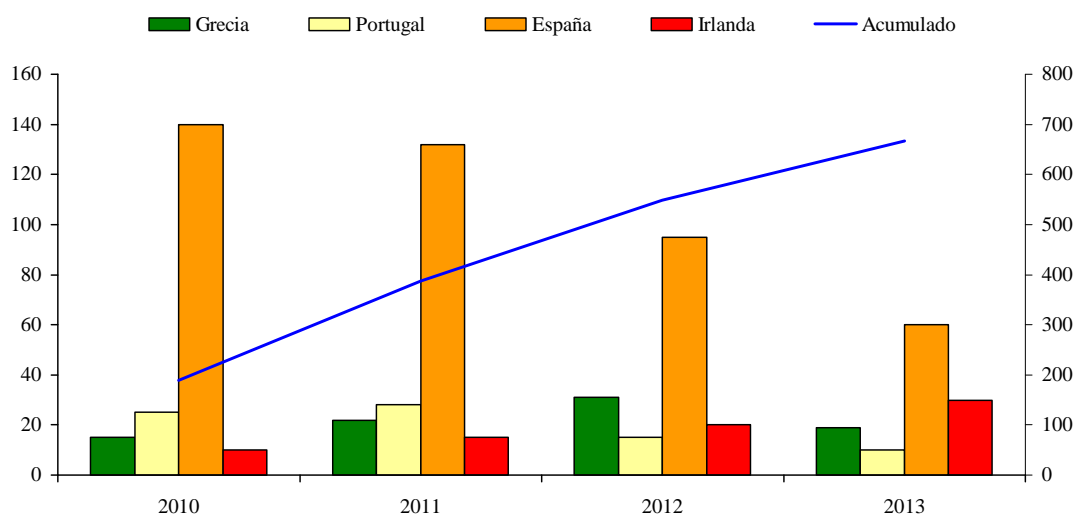
Adicionalmente, el FMI ha contribuido a este plan de apoyo otorgando facilidades especiales de financiamiento, la Reserva Federal ha reactivado sus líneas de financiamiento con el BCE, el Banco de Inglaterra, el Banco de Canadá, el Banco de Japón y el Banco Nacional de Suiza a través de *swaps* para asegurar liquidez en dólares, principalmente en los mercados europeos. Por otra parte, el BCE ha anunciado la compra esterilizada de bonos soberanos en los mercados secundarios. Esto con el objetivo de asegurar liquidez en aquellos mercados que muestren mayor disfuncionalidad (no con el propósito de entregar



mayores fondos a los gobiernos), que a la fecha alcanzaban a €16.500 millones⁴. Adicionalmente, el BCE habilitó financiamiento ilimitado a 3 y 6 meses al sistema financiero de la Zona.

El tamaño de este paquete de estabilización es el más grande que ha realizado Europa desde la quiebra de Lehman Bros. Cabe resaltar que las necesidades de financiamiento para fines del 2013 de Portugal, Irlanda, Grecia y España son cerca de €700.000 millones, lo que implica que este plan de ayuda está diseñado para mantener a estos países sin necesidad de emitir nueva deuda en los mercados en los próximos años (gráfico 3).

Gráfico 3: Amortizaciones de Deuda
(miles de millones de euros)



Fuente: Dexia Asset Management

En resumen, estas medidas se pueden agrupar en dos grandes categorías. La primera corresponde a aquellas medidas tendientes a facilitar el ajuste fiscal: préstamos a través del SPV, la línea de ayuda financiera ya existentes y las facilidades de financiamiento del FMI. La segunda categoría corresponde a mecanismos que limitan el impacto de la situación fiscal en mercados e intermediarios financieros: compra de bonos soberanos —que reduce la pérdida de aquellos bancos con exposición a estos instrumentos y facilita el uso de instrumentos en operaciones de repos en el mercado monetario—, la reactivación de las líneas de refinanciamiento de largo plazo del BCE y los *swaps* con la Reserva Federal.

Por su parte, el Banco Central Europeo disminuyó la exigencia de la calidad de los colaterales, para que los bonos griegos que no cumplían los requisitos mínimos pudieran calificar.

⁴/ El BCE comunicó además que para esterilizar la compra de bonos utilizaría depósitos de corto plazo, sin embargo, el primero de julio €442 mil millones serán retirados del mercado debido a que expira el préstamo otorgado a un año plazo del BCE.



4. COMPROMISOS FISCALES Y SUSTENTABILIDAD DE LA DEUDA PÚBLICA

El programa original de apoyo a Grecia establece una serie de condiciones. Primero, requiere de una reducción del déficit y comenzar una trayectoria a la baja de la deuda como porcentaje del PIB. Para esto el país ha comprometido el congelamiento de los salarios públicos y las pensiones (lo que constituye el 75% del total del gasto público, descontados los intereses). También incluye una disminución en el presupuesto y un aumento de impuestos. Segundo, Grecia ha acordado realizar una serie de políticas pro-crecimiento y reformas para modernizar la economía, haciéndola más competitiva.

Sin embargo, existe consenso sobre la necesidad de profundas reformas fiscales en las economías endeudadas para lograr la completa eficacia de las medidas de apoyo implementadas.

Precisamente, algunos países ya han anunciado ajustes fiscales significativos. En las semanas posteriores al anuncio del plan de apoyo, los países periféricos de la Zona Euro, además de Alemania, Francia y el Reino Unido, comunicaron medidas para reducir sus déficits fiscales durante los próximos años. Estas medidas se enfocan principalmente en (i) estabilizar, o incluso recortar los salarios de empleados públicos; (ii) reducir gastos en infraestructura pública, actividades culturales y otros beneficios gubernamentales; y (iii) disminuir la evasión tributaria.

Tabla 8: Ajustes fiscales necesarios para alcanzar objetivos de deuda pública bruta (1)(2) (% del PIB)

	Ajuste requerido entre 2010 - 2020	Ajuste fiscal comprometido (3)					Total 2010-2014
		2010(f)	2011(f)	2012(f)	2013(f)	2014(f)	
España	9,4	1,9	3,3	0,7	2,3	--	8,2
Grecia	9,2	5,5	0,5	1,1	1,7	2,2	11,0
Irlanda	9,8	2,7	1,6	2,8	2,3	2,0	11,4
Italia	4,1	0,3	1,1	1,2	--	--	2,6
Portugal	7,8	2,1	2,7	--	--	--	4,8

(f) Proyección.

(1) Objetivos nivel de deuda a PIB para países avanzados de 60% o menor si inicialmente tiene un nivel más bajo.

(2) El ajuste es gradual entre 2011 y 2020, y luego el superávit primario se mantiene hasta 2030.

(3) Datos proyectados en últimos presupuestos oficiales, según *FitchRatings* (2010).

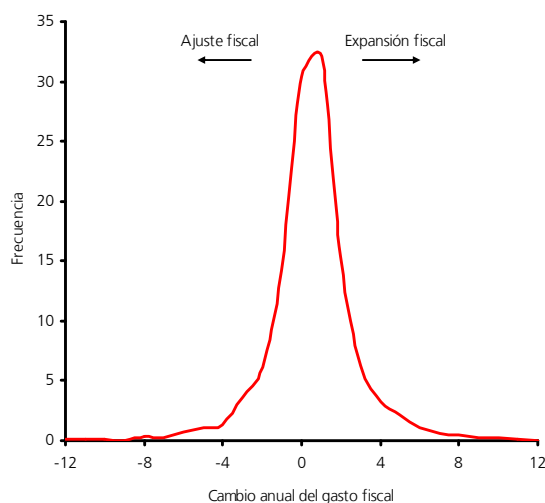
Fuente: FMI (2010) y *FitchRatings* (2010).

Según un informe reciente del FMI, en general, los ajustes fiscales comprometidos por los países periféricos de la Zona Euro se comparan positivamente con el ajuste requerido para estabilizar la deuda pública (tabla 8). Por ejemplo, este organismo estima que Grecia requiere un ajuste fiscal de 9,2% del PIB en los próximos 10 años, cifra que se compara con un ajuste comprometido de 11% en el período 2010-2014. Los casos de Portugal e Italia son algo distintos, ya que no se dispone de información para evaluar la trayectoria completa de los ajustes fiscales, y por ende su comparabilidad con las estimaciones del FMI es más limitada.



Sin embargo, persisten ciertas dudas sobre la factibilidad de implementar los ajustes fiscales comprometidos. En primer lugar, si bien ajustes de tales magnitudes han sido observados en el pasado —incluyendo la experiencia griega en el quinquenio 1989-1994⁵—, estos son altos. Por ejemplo, Grecia y España se han comprometido a reducir sus déficits fiscales en 5,5 y 3,3% del PIB en los años 2010 y 2011, respectivamente, valores que se encuentran en la parte inferior de la distribución histórica de ajustes del gasto efectuados en las economías avanzadas en el período 1990-2009 (gráfico 4).

Gráfico 4: Distribución del cambio anual del gasto público



Adicionalmente, el impacto real de los ajustes fiscales sería mayor en el caso de los países de la Zona Euro, ya que estos cuentan con una moneda común, alto comercio intra-regional (aproximadamente dos tercios del total) y mercados laborales relativamente más rígidos. Dado lo anterior, el mercado no descarta que, considerando los costos políticos y económicos involucrados, algún país pudiese privilegiar un proceso de reestructuración de pasivos por sobre uno de consolidación fiscal. Más aún, esta no es una situación que se resolverá en el corto plazo, por lo que cabe esperar que la incertidumbre en los mercados de deuda públicos permanezca en el mediano plazo.

5. CONCLUSIONES

Del análisis de la situación fiscal de las economías europeas, se desprende que los ajustes requeridos para hacer sostenible su escenario a mediano y largo plazo están en línea con los ajustes comprometidos por la mayoría de las economías en el último tiempo. En este sentido, se encuentra que la situación fiscal podría converger hacia un equilibrio sustentable una vez implementados los planes de ajuste. Cabe mencionar que el marcado deterioro de la situación fiscal en Europa está asociado a la respuesta de los gobiernos frente a la crisis

5/ Alcidi y Gros (2010) proveen evidencia de numerosos procesos exitosos de consolidación fiscal.



financiera global en 2009, que agravó una debilitada situación fiscal previa, en particular por los elevados niveles de endeudamiento de las economías involucradas.

Finalmente, es importante señalar el mercado estima que la viabilidad de los ajustes dependerá del acuerdo y apoyo político que se logre en estas economías para implementar los planes necesarios que lleven a las cuentas fiscales de vuelta a niveles sostenibles en el largo plazo.

REFERENCIAS

Alcidi, Cinzia y Daniel Gros. 2010., “The European Experience with Large Fiscal Adjustments”, publicado en www.voxeu.org, abril 2010.

BCE. 2010. Financial Stability Review, Banco Central Europeo, junio 2010.

Cabral, Ricardo. 2010. “The PIGS’ External Debt Problem”, publicado en www.voxeu.org, mayo 2010.

Fitch. 2010. “Sluggish Recovery Key Risk for Spain”, Special Report, FitchRatings, mayo 2010.

Fondo Monetario Internacional. 2010. “Navigating the Fiscal Challenges Ahead”, Fiscal Monitor, World Economic and Financial Surveys, FMI, mayo 2010.



GERENCIA DE DIVISIÓN ESTUDIOS
GERENCIA DE ANÁLISIS MACROECONÓMICO

EFFECTO DEL TERREMOTO EN EL EMPLEO: EVIDENCIA DE DISTINTAS FUENTES¹

Autores: Ingrid Jones
Miguel Ricaurte

Junio 2010

I. INTRODUCCIÓN

Esta nota discute los efectos de corto plazo que el terremoto y maremoto de febrero tuvieron en el mercado laboral. Se parte analizando los datos oficiales de empleo provenientes del INE², y se caracteriza el empleo en las categorías y ramas de actividad más afectadas, así como la evolución de la fuerza de trabajo en general³. Además, se revisa información de fuentes complementarias con cobertura hasta abril del 2010, puesto que la encuesta del INE debió imputar las respuestas de aquellas familias cuyos hogares se vieron severamente afectados por el terremoto. Para ello se estudia la información de empresas de la Sofofa, de la Asociación Chilena de Seguridad (AChS) y de la Mutual de Seguridad.

El análisis muestra que:

1. El aumento en el desempleo de marzo y la posterior disminución en abril, que reporta el INE, estuvo acompañado por un aumento en la inactividad y una caída en la fuerza laboral, especialmente en las regiones más afectadas por el terremoto. Por ello, no se observó un aumento duradero en la tasa de desempleo nacional.
2. Los sectores más afectados por el terremoto son aquellos que tienen una presencia importante en las regiones afectadas: industria, servicios, RRNN.
3. El empleo por cuenta propia cayó más que el asalariado después del terremoto, pero esta relación se revirtió en abril.
4. Las fuentes alternativas de información, que reportan empleo asalariado, no registran caídas en el empleo atribuibles al terremoto, salvo la AChS.

A nivel nacional, la fuerza de trabajo tuvo una caída en marzo que se recuperó en abril, volviendo a niveles similares a los previos al terremoto. El empleo experimentó cambios similares, principalmente impulsado por el empleo por cuenta propia y resto⁴—lo cual explica la caída de la tasa de desempleo nacional desde 9.0% en el trimestre móvil terminado en marzo, a 8.6% en el siguiente. En el caso de las regiones más afectadas por el terremoto, la recuperación de la fuerza de trabajo también ha sido

¹ Se agradece los comentarios de Pablo García, Claudio Soto y Sebastián Becerra. Todos los errores son nuestra responsabilidad.

² Los datos discutidos corresponden a la antigua “Encuesta Nacional de Empleo” hasta febrero de 2010 y la “Nueva Encuesta Nacional de Empleo” entre marzo de 2009 y abril de 2010.

³ El Anexo 2 presenta una caracterización detallada del empleo nacional y regional con diversas fuentes.

⁴ Empleadores, personal de servicio y familiares no remunerados.



rápida, pero no así el empleo. Por lo mismo, la tasa de desempleo en estas regiones presenta un aumento significativo después de marzo.

II. EVIDENCIA DE LAS ENCUESTAS DE EMPLEO DEL INE

Los datos de la Nueva Encuesta Nacional de Empleo (NENE) del INE dan cuenta de los siguientes hechos:

1. Se ha producido una caída de la tasa de desocupación desde mediados del 2009.
2. Esta disminución ha estado acompañada por un aumento en los inactivos.
3. Los datos de los trimestres móviles más recientes señalan una diferencia en el comportamiento de los inactivos y el empleo, entre el agregado nacional y los datos de las regiones del Maule y el Biobío. A nivel nacional los inactivos aumentaron 2,0% entre los trimestres móviles finalizados en marzo y febrero de este año y 0,1% entre los finalizados en abril y marzo. En las regiones del Maule y Biobío el aumento fue mayor en estos dos períodos: 4,1 y 4,2%, respectivamente. El empleo, por su parte, a nivel nacional cayó 1,2% entre marzo y febrero y aumentó 0,2% entre abril y marzo. Esto se compara con el hecho que en las regiones de Maule y el Biobío tuvo caídas de 3,0 y 3,3% en iguales períodos. En otras palabras, en las regiones más afectadas hubo un impacto sobre el empleo, pero fue atenuado por una mayor cantidad de inactivos.

Una forma alternativa de revisar los efectos de corto plazo del terremoto es a partir de la construcción de los datos mensuales del mercado laboral. Las tasas de desempleo y participación entre enero y abril se pueden obtener con los microdatos de los dos trimestres móviles disponibles para la NENE. Es importante recalcar que si bien la representatividad nacional de los datos de empleo no se vio afectada por el alto número de no respuestas producto del terremoto, los errores muestrales a nivel regional sí aumentaron. Por ello, la información discutida a continuación debe ser interpretada cuidadosamente.

Tabla 1: Empleo y participación mensual

	Enero	Febrero	Marzo	Abril
Tasa de desocupación				
Nacional	9,4	8,6	9,0	8,3
Rs. Maule y Biobío	9,0	9,3	9,3	9,7
Tasa de participación*				
Nacional	58,4 (7.675)	58,5 (7.699)	56,3 (7.414)	58,6 (7.732)
Rs. Maule y Biobío	56,7 (1.334)	56,8 (1.337)	49,0 (1.157)	52,1 (1.229)

* En paréntesis: Miles de personas

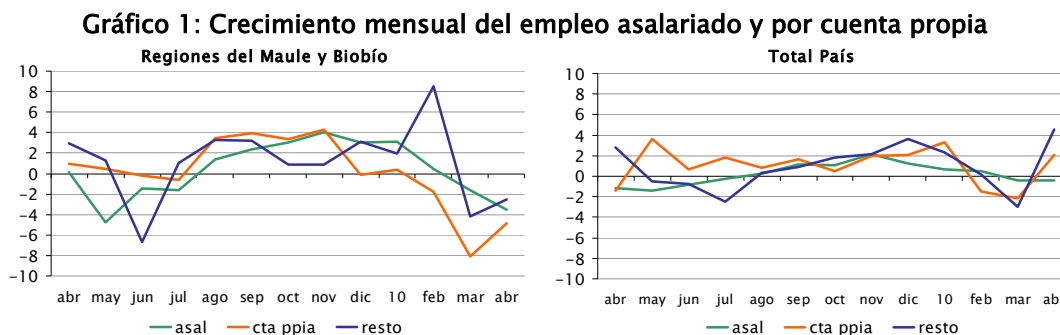
Fuente: Elaboración propia sobre la base de Microdatos NENE, INE y Banco Central de Chile.

Estos datos muestran que la tasa mensual de desocupación a nivel nacional fue mayor en marzo que en los meses adyacentes, mientras que para las regiones del Maule y



Biobío esta fue incluso mayor en abril⁵ (tabla 1) Esto es, mientras el efecto del terremoto a nivel nacional pareciera haberse disipado hacia abril, en las regiones más afectadas se habría prolongado hasta este mes. Ello se corrobora con la tasa de participación. Esta cayó en marzo tanto a nivel nacional como regional, para recuperarse en abril. Sin embargo, en las regiones del Maule y Biobío la participación permanece por debajo de los valores de enero y febrero.

Por otra parte, las caídas en la ocupación trimestral vienen dadas principalmente por caídas en el empleo por cuenta propia. En las regiones más afectadas por el terremoto, el empleo asalariado ha sido más volátil que a nivel nacional y ha caído más fuerte luego del terremoto. Esto va acompañado por el hecho de que la composición sectorial del empleo en estas regiones es distinta que a nivel nacional, y porque los sectores más relevantes en ellas emplean relativamente más trabajadores por cuenta propia. Más aún, el empleo por cuenta propia a nivel nacional creció en el trimestre móvil terminado en abril, lo que no ocurrió con los asalariados. El Anexo 2 describe con más detalle la composición sectorial del empleo.



Fuente: Elaboración propia sobre la base de INE y Banco Central de Chile.

A continuación se analiza la evolución del empleo reportado por otras fuentes, para contextualizar lo encontrado en las encuestas de empleo del INE. Es importante notar que, por su propia definición, estos datos son solo comparables con el empleo asalariado del INE.

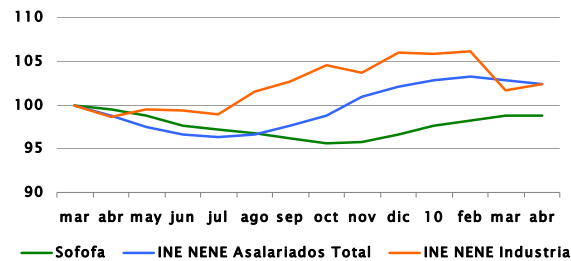
III. EMPLEO DE LA SOFOFA

Los datos de empleo de la Sofofa corresponden a empleo industrial. Tienen cobertura nacional, pero no existe desagregación regional de la información. Entre marzo 2009 y marzo 2010, el índice de empleo de la Sofofa creció menos que el índice de empleo nacional calculado a partir de la NENE. Algo similar ocurre con el índice de empleo asalariado (gráfico 2). El empleo reportado por la Sofofa mostró una recuperación sostenida a partir de noviembre del 2009, tendencia que se desaceleró en lo más reciente. Esto es algo distinto de lo reportado por el INE, donde el empleo asalariado e industrial se recuperó hacia fines del año pasado, pero cayó en marzo y abril del 2010.

⁵ Complementariamente, el Anexo 1 presenta el cambio en el empleo de las regiones de El Libertador y la Araucanía.



Gráfico 2: Índice de empleo: INE y Sofofa
(mar 2009=100)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de INE y Banco Central de Chile.

IV. AFILIACIÓN A LA ASOCIACIÓN CHILENA DE SEGURIDAD (AChS)

La información de empleo de la AChS, correspondiente a aproximadamente 37.000 empresas, se puede analizar en dos aperturas distintas: rama de actividad y regional. En cuanto a la primera, se aprecia que el empleo en las cuatro ramas ha mostrado velocidades decrecientes en los últimos meses, especialmente a partir de marzo (tabla 2). Se destaca la aceleración de las velocidades negativas en RRNN e Industria, ramas afectadas por el terremoto, aunque también para Construcción a partir de enero de 2010. La serie de empleo total también registró velocidades negativas a partir de febrero.

Tabla 2: Velocidades de crecimiento del empleo AChS

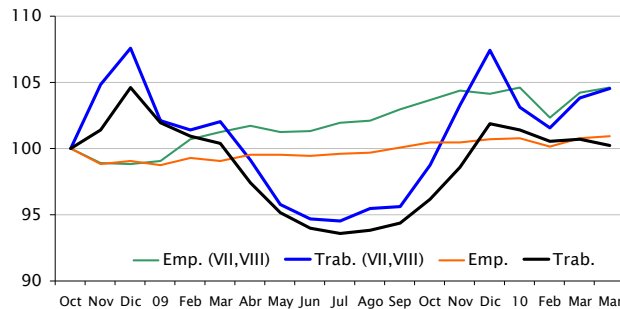
	RRNN	Industria	Construcción	Servicios	Total
Nov-09	1,3	1,4	4,0	6,8	5,0
Dic-09	1,0	-0,7	-2,7	6,6	4,1
Ene-10	-1,0	-4,7	-13,0	3,2	0,4
Feb-10	-4,7	-6,7	-19,7	1,0	-2,2
Mar-10	-11,2	-9,2	-22,3	-2,4	-5,8
Abr-10	-15,5	-9,3	-17,9	-4,1	-7,2

Fuente: Elaboración propia sobre la base de AChS y Banco Central de Chile.

En cuanto a la información por regiones, se observa que en febrero del 2010 se da una caída en los cuatro índices mostrados, lo que se podría atribuir al terremoto (gráfico 3). Sin embargo, no es posible saber si esta caída se debió a un no reporte de información o a firmas y empleos destruidos.



Gráfico 3: Índices de empleo y firmas que reportaron a la AChS
(oct 2008=100)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de AChS y Banco Central de Chile.

V. AFILIACIÓN A LA MUTUAL DE SEGURIDAD

La información de empleo de la Mutual de Seguridad de la CChC proviene de las 26.900 empresas afiliadas y tiene apertura por rama de actividad. Su apertura regional no es pública. Contrario a lo observado en los datos de la AChS, estos datos muestran velocidades positivas y crecientes, salvo en industria, que cae en marzo y abril (tabla 3). Las diferencias con otras fuentes pueden deberse a diferente cobertura.

Tabla 3: Velocidades de crecimiento del empleo Mutual de Seguridad

	RRNN	Industria	Construcción	Servicios	Total
Nov-09	3,9	5,5	0,2	12,7	8,1
Dic-09	0,5	6,6	9,7	7,3	7,0
Ene-10	4,2	-2,6	11,9	5,7	6,0
Feb-10	4,3	1,8	16,1	6,1	7,7
Mar-10	8,9	-2,0	16,0	9,1	9,5
Abr-10	8,4	-1,6	20,5	10,1	11,0

Fuente: Mutual de Seguridad, Banco Central de Chile. Elaboración propia.

VI. PROYECTO IMPACTO DEL TERREMOTO SOBRE EL EMPLEO - OIT

Este proyecto realizó 3.000 encuestas a empresas grandes, medianas, pequeñas, microempresas y empresas unipersonales con el fin de cuantificar el impacto del terremoto en las 41 comunas más afectadas en las regiones de El Libertador, Maule, Biobío y La Araucanía. El proyecto no está completo y los datos reportados por la OIT son preliminares.

Para estimar la pérdida de empleos a causa del terremoto se utilizan fuentes complementarias de información: Encuesta Nacional de Empleo, Encuesta CASEN 2006, Informes Alfa ONEMI (afectación de viviendas) y Cartas de Aviso de Despido procesadas por la Dirección del Trabajo. Estos dos últimos permiten evaluar lo sucedido después del terremoto. Con la CASEN y un método de extrapolación, se consigue estimar el empleo pre-terremoto. Según el reporte, se habrían perdido 93.928 plazas de trabajo entre las regiones (tabla 4).



Tabla 4: Estimación de empleos perdidos (*)

	Región			
	Libertador	Maule	Biobío	Araucanía
Comunas Encuestadas	4	15	13	13
Unipersonales y MIPES	22.468	24.680	26.803	2.508
Medianas y Grandes	4.869	3.410	7.634	1.556
Total	27.337	28.090	34.437	4.064

(*) Datos expandidos según representatividad de las regiones.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Proyecto impacto del terremoto sobre el empleo, OIT.

VII. COMENTARIOS FINALES

Fuentes alternativas al INE que contienen información relacionada al empleo, y cuya cobertura temporal incluye el período post-terremoto, muestran evidencia mixta acerca del cambio en el empleo, en particular el asalariado. Encuestas con mayor cobertura (como la AChS) y estudios de caso (OIT) muestran una evolución del empleo asalariado posterior al terremoto coherente con lo reportado por el INE. Se encuentra que los sectores económicos en los que el empleo más se afectó son aquellos que tienen presencia importante en las regiones más golpeadas por el terremoto. Finalmente, la tasa desempleo nacional que el INE reportó en abril, que fue inferior a la de marzo, no es incoherente con un mercado laboral que sufrió algún daño por el terremoto. Ello, por cuanto la menor participación laboral es parcialmente responsable de esta mejora, y dicho daño se sigue manifestando como una desocupación más alta en las regiones más afectadas.



ANEXO

1. CAMBIO EN EL STOCK DE EMPLEO EN LAS REGIONES MÁS AFECTADAS

Si bien no es posible estimar directamente la destrucción de empleo de las encuestas de empleo del INE, sí se puede estudiar los cambios en el stock del mismo para las regiones afectadas por el terremoto. La Tabla A1 muestra estos cambios mensuales (sin agregación de trimestre móvil) para las regiones desde El Libertador hasta La Araucanía.

Tabla A1: Cambio en el stock de empleo regional

Región	Feb-Mar	Mar-Abr	Feb-Abr
Libertador	9.156	17.193	26.349
Maule	-38.293	15.707	-22.587
Biobío	-124.631	44.880	-79.751
Araucanía	-34.922	22.288	-12.634

Fuente: NENE, INE, Banco Central de Chile. Elaboración propia.

Estos cambios deben ser analizados cuidadosamente, puesto que las encuestas adolecieron de un número alto de no respuestas que fueron imputadas por el INE. Si bien las cifras de empleo son representativas a nivel nacional, a nivel regional pueden presentar sobre o subestimación dado el mayor error muestral. Con esto en mente, se aprecia que el empleo cayó en las regiones del Maule, Biobío y la Araucanía. Dicha caída no se ha recuperado, a pesar del aumento entre marzo y abril. La región del Biobío es la más afectada en términos de empleo bruto.

2. COMPOSICIÓN SECTORIAL DEL EMPLEO, DISTINTAS FUENTES

La composición sectorial del empleo difiere según si los trabajadores son asalariados o no asalariados. A nivel nacional, las Encuestas Nacionales de Empleo (ENEs) muestran que los sectores Industrial y Construcción tienen una menor participación en el empleo por cuenta propia que en el asalariado (primer panel, Tabla A2). Más aún, en las regiones afectadas por el terremoto la diferencia según categoría ocupacional es mayor, pero en el mismo sentido que a nivel nacional.

Por otra parte, se destaca que aquellas fuentes alternativas que permiten desagregar los datos según rama de actividad económica (Mutual de Seguridad y AChS), tienen una composición más parecida a la del grupo de asalariados a nivel nacional (segundo panel, Tabla A2). Esto no sorprende a la luz de lo argumentado respecto de que las fuentes alternativas de empleo están correlacionadas con el empleo asalariado reportado por el INE.

Finalmente, se muestra la composición según categoría ocupacional de las principales ramas de actividad. Mientras un tercio del empleo en RRNN y Servicios es por cuenta propia, en Construcción e Industria este número es menor (entre un quinto y un cuarto).



Tabla A2. Composición sectorial del empleo

INE								
Nacional					Regiones del Maule y Biobío			
RRNN	Industria	Construcción	Servicios	RRNN	Industria	Construcción	Servicios	
Asalariados								
2008	14,2	14,4	9,8	61,6	22,5	14,8	8,6	54,1
2009	13,8	14,2	9,4	62,6	21,3	13,4	9,1	56,2
2010	14,0	13,4	9,0	63,7	21,7	13,4	8,5	56,3
Cuenta propia y resto*								
2008	16,2	9,5	5,8	68,5	30,2	7,3	2,2	60,3
2009	14,8	10,1	6,4	68,7	27,3	7,3	6,3	59,0
2010	15,3	9,2	7,0	68,5	28,8	8,2	6,1	56,9
Mutual de Seguridad				ACHS				
Total nacional								
RRNN	Industria	Construcción	Servicios	RRNN	Industria	Construcción	Servicios	
2008	12,0	9,9	24,3	53,7	15,5	17,3	4,8	62,4
2009	12,3	9,8	24,0	53,9	15,0	16,7	4,6	63,7
2010	11,6	9,7	22,5	56,2	14,1	16,5	4,3	65,1
INE: composición del empleo sectorial según tipo categoría ocupacional								
RRNN		Industria		Construcción		Servicios		
Asal.	Cta propia y resto*	Asal.	Cta propia y resto*	Asal.	Cta propia y resto*	Asal.	Cta propia y resto*	
2008	66,6	33,4	77,4	22,6	79,2	20,8	67,2	32,8
2009	68,4	31,6	76,7	23,3	77,5	22,5	68,0	32,0
2010	66,6	33,4	76,1	23,9	73,8	26,2	67,0	33,0

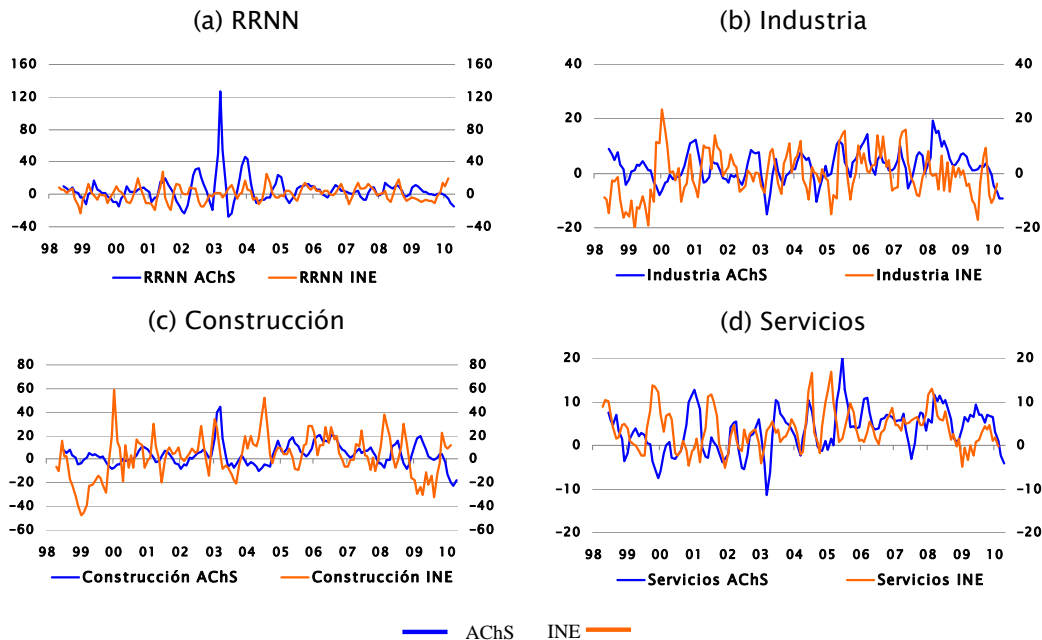
* Resto incluye: empleadores, personal de servicio y familiares no remunerados.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Encuesta de Empleo, INE, AChS, Mutual de Seguridad y Banco Central de Chile.

3. VELOCIDADES SECTORIALES DEL EMPLEO

Para fines ilustrativos, los Gráficos A1 y A2 muestran las velocidades del empleo sectorial desestacionalizado según la ENE, la AChS y la Mutual de Seguridad.

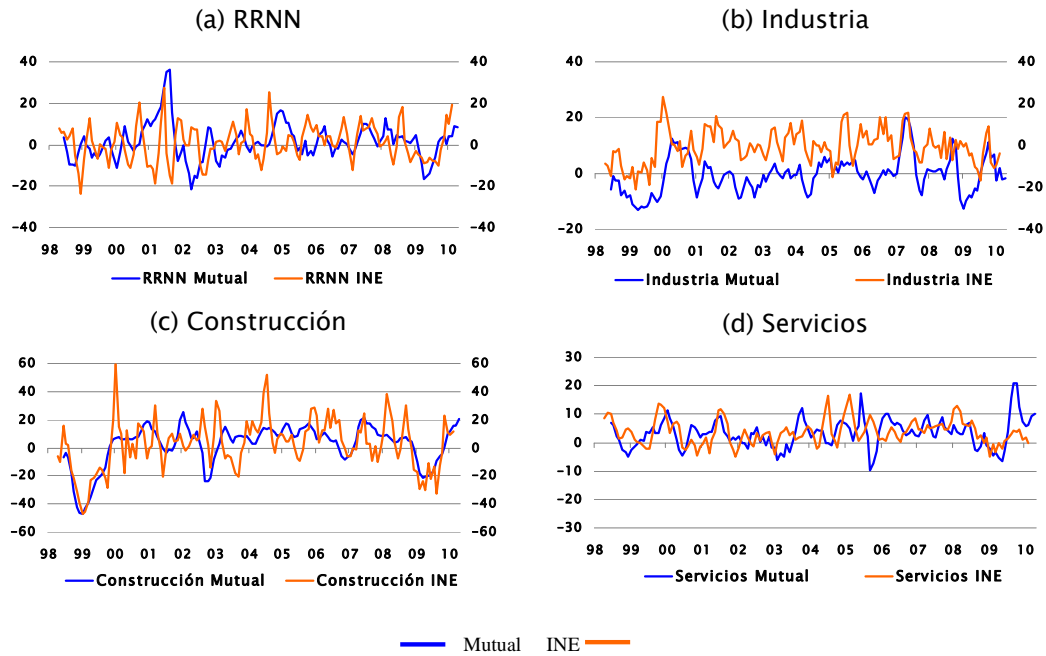
Gráfico A1: Velocidades de crecimiento del empleo AChS e INE



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Encuesta de Empleo, INE, AChS, Banco Central de Chile.



Gráfico A2: Mutua de Seguridad e INE



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Encuesta de Empleo, INE, Mutua de Seguridad y Banco Central de Chile.



GERENCIA DE DIVISIÓN ESTUDIOS
GERENCIA DE ANÁLISIS MACROECONÓMICO

NUEVA CALIBRACION DE *FANCHARTS* DEL IPOM

Autores: Pablo Alonso
Jorge Fornero
Alberto Naudon

Mayo 2010

I. INTRODUCCIÓN

Un elemento clave en todo esquema de metas de inflación es la comunicación de lo que los bancos centrales esperan sea la trayectoria de las principales variables económicas. Esta labor suele realizarse mediante la publicación periódica de informes de política monetaria que, comúnmente, incluyen las proyecciones centrales de las principales variables macroeconómicas. Estas proyecciones centrales son complementadas con los llamados *fancharts*: gráficos en forma de abanico donde las áreas representan desvíos probables de las proyecciones centrales¹. Estos *fancharts* dan cuenta del grado de incertidumbre en torno a la proyección central de las variables. En el caso del Banco Central de Chile (BCCh), los IPoM contienen *fancharts* del crecimiento anual del PIB y de la inflación en doce meses.

La elaboración actual de los *fancharts* se realiza en dos etapas. En primer lugar, se determina la trayectoria central de las variables de interés en base a las proyecciones de distintos modelos. En segundo lugar, se añaden intervalos de confianza calculados a partir de varianzas estimadas, las que en algunas ocasiones son modificadas de acuerdo con un parámetro de sesgo, el que a su vez es calibrado para reflejar la distribución subjetiva de las proyecciones derivadas del análisis económico y del juicio de los miembros del Consejo del BCCh. En el IPoM de Enero del 2001, el Banco Central de Chile comunicó que los intervalos de confianza de las proyecciones se estimaron en base a los errores de predicción de los años previos².

En esta nota recalibramos los *fancharts* para el crecimiento del PIB y la inflación. Para esto, estimamos las varianzas de las proyecciones de la inflación y del crecimiento del PIB, usando un modelo de forma reducida que anida una serie de modelos usados comúnmente en el análisis de problemas monetarios.

Existen numerosas ventajas de usar un modelo para la estimación de las varianzas³ *vis – a – vis* ecuaciones individuales. En primer lugar, hay mayor coherencia entre las estimaciones de las varianzas de las diferentes variables endógenas. En segundo, lugar, esta metodología hace más transparentes ejercicios contrafactuales que pretenden ver el cambio en la amplitud de los *fancharts* derivados de cambios en la descripción de la economía.

¹ El BCCh publica periódicamente esta información en los IPoM desde mayo de 2000. Los *Fancharts*, fueron implementados originalmente por el Banco Central de Inglaterra (Britton *et al.*, 1998) y el Banco de Suecia (Blix y Sellin, 1998).

² Ver Banco Central de Chile (2001), Recuadro Proyecciones y Política Monetaria en el IPoM de Enero del 2001.

³ Las que obviamente son condicionales al modelo utilizado.



Cabe notar que el modelo se usa para calibrar las varianzas de las proyecciones y no para proyectar las series. Las proyecciones centrales presentadas en los gráficos de esta minuta coinciden con las proyecciones de los IPoMs del BCCh⁴.

La estructura de la nota es la siguiente. La Sección 2 describe brevemente el modelo utilizado. En la Sección 3 se presentan los *fancharts* y se explica la metodología utilizada en su construcción. Por último, la Sección 4 reúne las principales conclusiones. Los detalles de la estimación, algunos ejercicios alternativos y la explicación de los datos utilizados se presentan en los apéndices.

II. MODELO Y ESTIMACIÓN

En esta sección presentamos un modelo simple para la economía chilena que servirá de base para los ejercicios realizados en las próximas secciones. Modelos similares han sido utilizados para analizar otras economías pequeñas y abiertas como la chilena. Por ejemplo, Hodge, Robinson y Stuart (2008) y Buncic y Melecky (2007) para Australia, Moons *et al.* (2007) para la Zona Euro.⁵ En el caso de Chile, Morandé y Tejada (2009) utilizan un modelo similar para estudiar el efecto de un aumento de la persistencia de los *shocks* de oferta en la dinámica de las variables macroeconómicas, enfocándose particularmente en el episodio de aumento de la inflación ocurrido entre los años 2007 y 2008.

El modelo es de forma reducida y las variables representan brechas (al igual que el MEP aunque con menos detalle⁶). De la inspección del modelo, es fácil ver que la forma reducida tiene sustento teórico en los modelos básicos Neo Keynesianos. Sin embargo, los parámetros y los *shocks* del modelo no tienen una interpretación estructural. No obstante, para la posterior estimación *Bayesiana* el hecho de tener como referencia un modelo estructural facilita (y disciplina) la elección de los *priors*.

La elección de estimar una forma reducida se basa en que la dimensionalidad del problema (parámetros a estimar) es considerablemente menor, lo que facilita y da más robustez a la estimación misma, y en que permite introducir dinámicas más ricas, toda vez que es posible incorporar *shocks* con estructuras autoregresivas.

Por último, cabe notar que dado que el modelo ha sido estimado en brechas, la obtención de proyecciones de los niveles no es un ejercicio ni mecánico y ni libre de cuestionamientos metodológicos. El problema es particularmente importante en el caso del PIB, ya que en esta situación es necesario proyectar “por fuera” el PIB potencial. En el caso de la inflación y de la tasa de interés tener un modelo en brechas no genera mayores complicaciones, ya que los valores de tendencia de estas variables se suponen constantes.

II.1. Un modelo simple de la economía chilena

El *core* del modelo consta de tres ecuaciones: una curva IS, una curva de Phillips y una regla de Taylor. Las variables en minúsculas representan brechas (desvíos en logaritmos) de su respectivo estado estacionario.

⁴ En principio, se podría estimar las varianzas de proyección usando los modelos MEP y MAS, sin embargo, dada la complejidad de dichos modelos se prefirió usar un modelo más chico, que permitiera ser re-estimado con facilidad.

⁵ Modelos de este tipo también son analizados en Svensson (2000), Galí y Monacelli (2005).

⁶ Sobre el modelo MEP ver Banco Central de Chile (2003).



La primera ecuación es una versión de la curva IS de economía abierta:

$$yr_t = a_1 E_t[yr_{t+1}] + (1-a_1)yr_{t-1} - \frac{a_2}{4}r_t + a_3\{ti_t - E_t[ti_{t+1}]\} + a_4\{yx_t - E_t[yx_{t+1}]\} - \frac{a_5}{4}r_t^* - \frac{a_6}{4}s_t^{ch} + \zeta_{yr,t}, \quad (1)$$

Donde yr_t es la brecha del producto resto, la que depende de: su valor futuro y rezagado; de desvíos de la tasa de interés real respecto de su valor neutral; r_t ; de la variación esperada de la brecha de términos de intercambio, ti_t ; de la variación esperada de la brecha de producto externo, yx_t ; y de la evolución de las brechas de la tasa de interés real internacional, r^* , y del riesgo país, s^{ch} . Los coeficientes a_1 , a_2 , a_3 , a_4 , a_5 y a_6 son constantes mayores que cero. Además, la brecha de producto depende de un *shock*, $\zeta_{yr,t}$, el que se define más abajo. Intuitivamente, la presencia de sorpresas temporales de los términos de intercambio lleva a cambios en la brecha de producto explicado por desvíos temporales de balance comercial estructural. Adicionalmente, sorpresas en la brecha de producto externo derivan en variaciones en las exportaciones y consecuentemente en la brecha de producto interno. Finalmente, condiciones financieras más apretadas tienen un efecto negativo sobre la brecha de producto.

Se debe notar que se optó por incluir la variable término de intercambio en vez del tipo de cambio real (TCR), que es la elección más común. La razón es puramente práctica, ya que las estimaciones que incluían el TCR como variable observable resultaron ser muy inestables⁷. Nótese que, no obstante lo anterior, la inclusión de la tasa externa y del riesgo país captura de alguna manera las presiones cambiarias⁸.

La brecha del PIB total se calcula como el promedio ponderado de la brecha del PIB resto y del PIB de RRNN con ponderaciones iguales a 90 y 10% respectivamente. Para proyectar la brecha del PIB de RRNN se utiliza un proceso AR(1):

$$yrrnn_t = \rho_{rrnn}yrrnn_{t-1} + \varepsilon_{yrrnn,t}. \quad (2)$$

Donde ε_{yrrnn} es un *shock* iid con media cero y varianza finita.

La curva de Phillips es también estándar y se presenta en la siguiente ecuación

$$\pi_t^{x1} = b_1 E_t[\pi_{t+1}^{x1}] + (1-b_1)\pi_{t-1}^{x1} + b_2 yr_t - b_3 ti_t + \zeta_{\pi^{x1},t}, \quad (3)$$

donde π_t^{x1} es la desviación de la inflación trimestral anualizada del IPCX1 respecto de su valor meta la que depende de: su valor futuro y rezagado; de la brecha de producto resto; del nivel de los términos de intercambio; y de un error aleatorio que se define más abajo. Nuevamente, los coeficientes b_1 , b_2 y b_3 son constantes mayores que cero. Intuitivamente, la presencia de los términos de intercambio se explica por el componente de inflación importada que se mide por la brecha de términos de intercambio y no por cambios o aceleración de la misma (ver Galí y Monacelli 2005 y Lindé et al. 2004.)

La tasa de interés real se relaciona con la tasa nominal y la inflación esperada a

⁷ De todos modos, como el TCR es una variable cuyo comportamiento se desea conocer, incluimos en la estimación una ecuación que relaciona la evolución del TCR con los términos de intercambio. La inclusión de los términos de intercambio en la curva de Phillips y en la IS puede ser fácilmente justificada teóricamente (ver por ejemplo, Galí y Monacelli 2005.)

⁸ Sin embargo, la típica ecuación de paridad de tasas descubierta no es incluida en el modelo (por ello no aparece la depreciación esperada). Esto se fundamenta por la escasa validación empírica de esta relación.



través de la ecuación de Fisher:

$$r_t = i_t - E_t \left[\pi_{t+1}^{IPC} \right], \quad (4)$$

donde π^{IPC} es la desviación de la inflación total trimestral anualizada respecto de su valor meta (3%). El valor de esta variable se obtiene combinando la evolución de la inflación X1 y la no X1 con ponderadores 0,732 y 0,268 respectivamente, que corresponden al peso de cada serie en el IPC total.

Más precisamente, para la construcción del *fanchart* de la inflación anual se procede de la siguiente forma. Primero, se construye la variable inflación X1 anual igual al promedio móvil de cuatro trimestres de la inflación X1 trimestral (π^{X1}). Para la inflación anual no X1 se asume que sigue un proceso AR(1). Finalmente, la inflación total anual, $\pi^{IPC, anual}$, se construye ponderando ambas series:

$$\pi_t^{IPC, anual} = \varphi \pi_t^{X1, anual} + (1 - \varphi) \pi_t^{noX1, anual}, \quad (5)$$

donde $\varphi = 0,732$.

Para cerrar el modelo, se especifica una regla de Taylor (Taylor, 1993) que describe el comportamiento del Banco Central. Esta regla está dada por la siguiente ecuación

$$i_t = c_1 i_{t-1} + (1 - c_1) \left(c_2 E_t \left[\pi_{t+1}^{X1, anual} \right] + c_3 y r_t \right) + \zeta_{i,t}, \quad (6)$$

donde i_t es la tasa de interés nominal⁹. Se supone que la política monetaria responde al valor rezagado de la tasa con intensidad c_1 , que toma valores entre cero y uno. Los coeficientes c_2 y c_3 representan la sensibilidad de la tasa de política a la brecha de inflación esperada X1 como en el MAS y producto del período, respectivamente. Finalmente, $\zeta_{i,t}$, representa desviaciones de la regla de política.

En las ecuaciones (1), (3) y (6) aparecen una serie de *shocks* que se suponen siguen procesos AR(1), con media cero y varianzas constantes. Formalmente:

$$\zeta_{k,t} = \rho_k \zeta_{k,t-1} + \varepsilon_{k,t}, \quad (7)$$

donde para $k = \{yr, \pi^{X1}, i\}$, $\varepsilon_{k,t}$ denotan *shocks* idénticamente e independientemente distribuidos (*i.i.d.*) con medias cero y varianzas constantes^{10 11}. En la estimación se permite que exista covarianza entre los *shocks*.

Al igual que las variables PIB resto e inflación no X1, se asume que las variables ti , r^* y s^{ch} siguen procesos AR(1):

$$z_t = \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_{z,t}, \quad (8)$$

donde para $z = \{ti, yx, r^*, s^{ch}\}$, ρ_z representa la persistencia y $\varepsilon_{z,t}$ sus respectivos *shocks*, los que se suponen procesos *iid.* con medias cero y varianzas constantes.

⁹ En el caso de la regla de Taylor es sencillo mostrar que la estructura de *shocks* supuesta es equivalente a una regla de Taylor con *shocks iid.* y con dos rezagos de la tasa de interés (gracias a Juan Pablo Medina por esta acotación).

¹⁰ Metodológicamente, existe evidencia que sugiere que incorporar errores con estructura autoregresiva produce un mejor ajuste en comparación con errores son ruido blanco (Cho y Moreno, 2006).

¹¹ Sobre las implicancias de la nominalización del instrumento de política monetaria, véase Fuentes, Jara, Schmidt-Hebbel, Tapia y Arraño (2003).



El modelo que se estimará comprende las ecuaciones (1) a (8) más la siguiente ecuación para el tipo de cambio real:

$$tcr_t = (d_1 - 1)ti_t + \zeta_{tcr,t}, \quad (9)$$

que es completamente exógena en el sentido que no tiene *feedback* en las otras ecuaciones del modelo. El parámetro d_1 está asociado a la razón importaciones a PIB de la economía chilena. En consecuencia, un aumento de los términos de intercambio es coherente con una apreciación de la moneda nacional.

II.2 Estimación del modelo

Las variables observables son las siguientes: brecha de producto resto, brecha de inflación IPCX1 e IPCNOX1, brecha de tasa de interés nominal, brecha de términos de intercambio sin cobre, la brecha del tipo de cambio real y brecha de producto de socios comerciales, *spreads* EMBI Chile, brecha de PIB de recursos naturales y tasa real T-Bill de EEUU a 90 días. Una descripción de fuentes primarias de los datos utilizados y transformaciones se encuentra en el Apéndice Estadístico. En todos los casos se asumió la existencia de errores de medición tipo ruido blanco. Las ecuaciones de observación, es decir, aquellas que relacionan los datos con las variables (no observadas) del modelo se especifican de la siguiente forma

$$OX_t = X_t + \xi_t \quad (10)$$

donde $OX_t = \{oyr_t, o\pi^{X1anual}_t, o\pi^{noX1anual}_t, oi_t, otcrt_t, oti_t, oxyt_t, os^{Ch}_t, oyrrnn_t, or^*_t\}$ y $X_t = \{yr_t, \pi^{X1anual}_t, i_t, \pi^{noX1anual}_t, ti_t, tcr_t, yx_t, s^{Ch}_t, yrrnn_t, r^*_t\}$. Las variables X_t son un subconjunto de las variables de estado del modelo:

$$\alpha_t = (y_t, yr_t, ti_t, tcr_t, yx_t, r_t^*, s^{Ch}_t, yrrnn_t, \pi_t^{X1}, \pi_t^{noX1}, \pi_t^{IPC}, \pi_t^{X1anual}, \pi_t^{noX1anual}, \pi_t^{IPCannual}, i_t, r_t, \zeta_{k,t}, z_t)'$$

que se distribuyen normalmente con media a_t y varianza P_t . Análogamente, ξ_t es un subconjunto de $\varepsilon_t \sim N(0, H)$. Formalmente, la ecuación de medición es:

$$OX_t = Z\alpha_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

La estimación se realizó usando métodos Bayesianos (ver Koop, 2006 y Robert y Casella, 2004) con datos del período 2001:3-2009:4. La elección del período tiene que ver la presencia de un quiebre estructural a mediados de 2001, el que ha sido relacionado con la nominalización del instrumento de política monetaria a partir de agosto de 2001.

Dado lo corta de la muestra, la elección de los valores ‘a priori’ o *priors* es crítica para los resultados. Por ello, se consultaron calibraciones de otros modelos microfundados que tienen formas reducidas similares y que han sido ampliamente estudiados en la literatura. En particular, la forma reducida del modelo presentado en la sección 2.1 puede ser vinculada a los modelos presentados por Galí y Monacelli (2005), Cánova (2009) y Lindé, Nessen y Soderstrom (2004). Los resultados de la estimación se presentan en el Apéndice A.



III. PROYECCIONES

En esta sección usamos las variables observadas para realizar proyecciones de las variables endógenas del modelo y de los niveles de incertidumbre asociados a las mismas. Si bien el proceso es relativamente estándar, lo novedoso es que el modelo presentado más arriba puede ser estimado rápidamente y, por lo tanto, las proyecciones incluyen toda la información disponible.

Formalmente, la representación de la economía combina la ecuación de estados:

$$\alpha_{t+1} = T\alpha_t + R\eta_{t+1} \quad (12)$$

junto con la ecuación de medición (11), T es una matriz con los parámetros del modelo, α es el vector de estado que fue definido previamente y $\eta_t \sim N(0, Q)$.

El proceso de proyección consta de una serie de pasos. En primer lugar, se utiliza el filtro de Kalman para obtener una estimación del estado de la economía (vector α_t) a partir de toda la historia de las variables observadas. Más formalmente, se define el punto inicial de la proyección $a_{T|T} := E_T[\alpha_T]$ donde $a_{T|T}$ es la última recursión del filtro de Kalman y $T = 2009:4$, el dato más reciente de la muestra. La proyección h periodos en el futuro, se obtiene adelantando (11) y por recursión de la ecuación (12):

$$OX_{T+h} = Z \left(T^h \alpha_T + \sum_{i=1}^h T^{i-1} \eta_{T+i} \right) + \varepsilon_{T+h} \quad (13)$$

Dado que $E_T[\eta_{T+h}] = E_T[\varepsilon_{T+h}] = 0$, para todo $h > 0$, la proyección esperada será $E_T[OX_{T+h}] = T^h \alpha_T$. Suponiendo que los errores provienen de una distribución normal con dispersión dada por las varianzas estimadas de los *shocks*, es posible calcular las bandas de confianza usando el método de Monte Carlo¹².

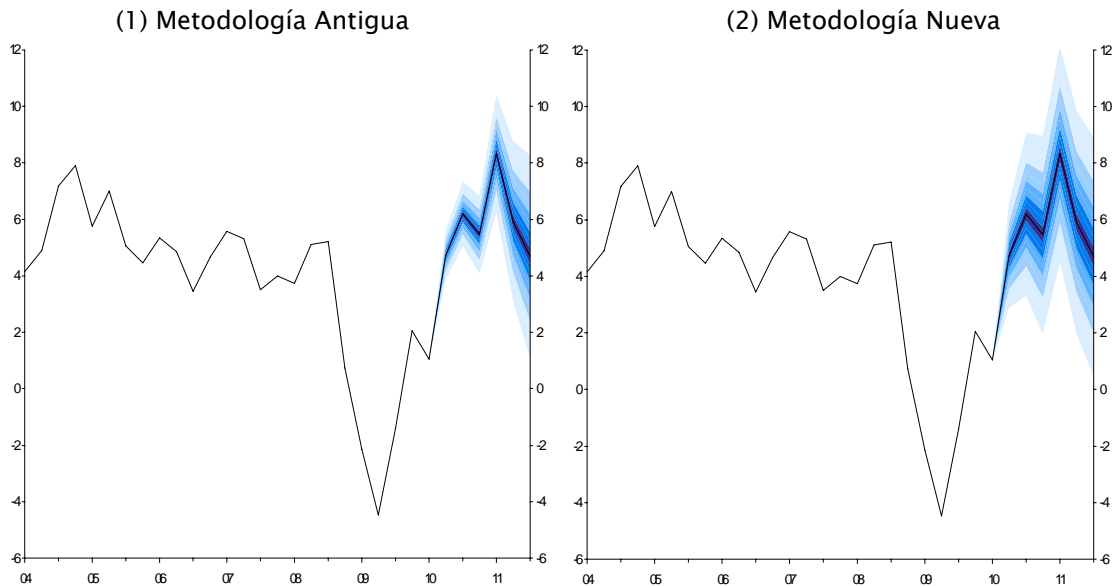
El método de Monte Carlo muestrea realizaciones de *shocks* provenientes de una distribución normal un gran número de veces (condicional en el vector de parámetros estimados, esto es abstrayendo de lo que se conoce como incertidumbre paramétrica). Con tales realizaciones de los *shocks* se proyecta un gran número de veces la ecuación de estados generando muchas trayectorias proyectadas. Luego, éstas se ordenan para obtener los percentiles relevantes para calcular intervalos de confianza de la proyección a distintos niveles de significación.

¹² Si $\alpha_T \sim N(\alpha_{T|T}, P_{T|T})$, luego $\alpha_{T+h} \sim N(T^h \alpha_{T|T}, \Omega_{T+h})$ donde $\Omega_{T+h} \equiv \sum_{i=1}^h T^{i-1} Q (T^{i-1})'$.

Dada la linealidad de la solución del modelo, los intervalos de confianza pueden ser calculados teóricamente (gracias a Juan Pablo Medina por esta sugerencia). Los resultados de la derivación teórica no difieren de los obtenidos con el método de Monte Carlo cuando el número de replicaciones es grande. Los ejercicios de esta minuta asumen que el estado inicial es el promedio del estado, en consecuencia no se considera la incertidumbre sobre el estado inicial.



Figura 1a: *Fanchart* del crecimiento del PIB trimestral (variación anual, porcentaje)



Fuente: Banco Central de Chile. Elaboración propia.

Nota: Las bandas de confianza cubren un área del 10 % (colores más fuertes), 30, 50, 70 y 90 % (colores más suaves) y el escenario central del IPoM de junio de 2010.

III.1 Fancharts del PIB y de la Inflación IPC: metodología nueva versus antigua

En esta sección se construyen los *fancharts* para el crecimiento anual del PIB y para la inflación anual del IPC, utilizando las varianzas estimadas con la metodología nueva y antigua. En ambos casos el ejercicio consiste en añadir la incertidumbre de los *shocks* a la proyección central del IPoM, de modo que la proyección central no difiere entre ambos ejercicios.

En particular, los gráficos en las Figuras 1a y 1b presentan *fancharts* del crecimiento del PIB y de la inflación, usando como escenario central las proyecciones del IPoM de junio de 2010. Los gráficos de la derecha utilizan las nuevas varianzas, mientras que los de la izquierda presentan *fancharts* para las mismas proyecciones, usando las varianzas estimadas con la metodología antigua. Las figuras incluyen información efectiva del PIB y de la inflación hasta 2010:1.

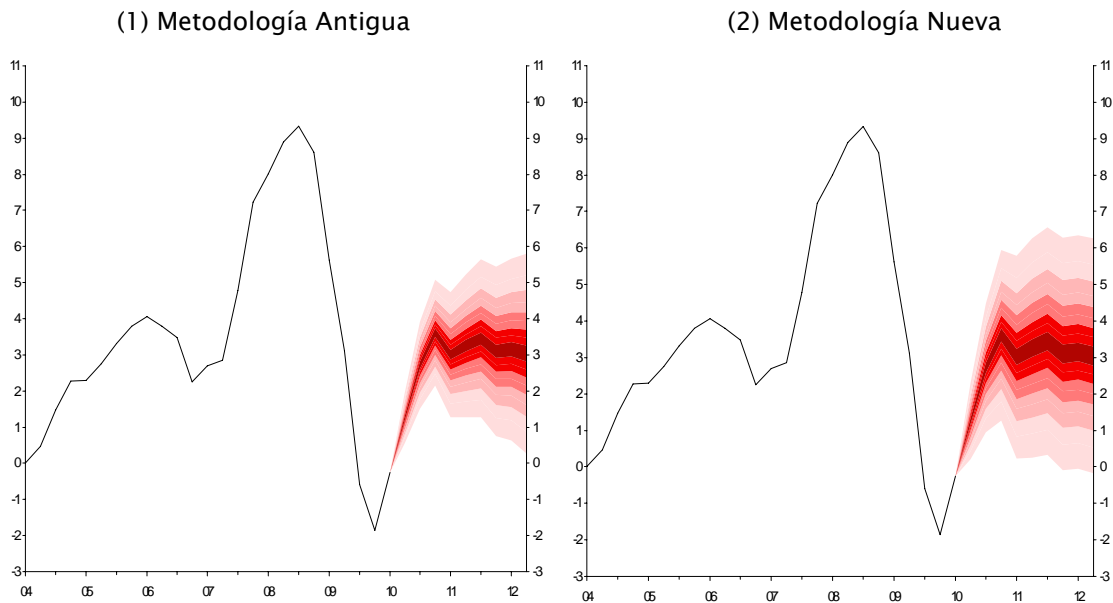
Se observa que el crecimiento del PIB presenta un *fanchart* más amplio en la proyección de corto plazo, de modo que nuestra calibración sugiere que la proyección del crecimiento del PIB es más incierta, sin embargo, a horizontes más largos ambas calibraciones se asemejan.

Respecto de la inflación, se observa que en la proyección a un año hay una diferencia de 1% respecto del *fanchart* que usa la metodología antigua, mientras que en el horizonte de política la diferencia entre ambas es algo menor. Esto es consistente con que la inflación ha sido más volátil en los últimos años, de modo que la evidencia



sugiere un ancho del *fanchart* para la inflación más amplio.

Figura 1b: *Fanchart* de la inflación IPC (variación anual, porcentaje)



Fuente: Banco Central de Chile. Elaboración propia.

Nota: Las bandas de confianza cubren un área del 10 % (colores más fuertes), 30, 50, 70 y 90 % (colores más suaves) y el escenario central del IPoM de junio de 2010.

Para evaluar con más precisión los efectos de cambiar la calibración del los *fancharts*, se calculó, para distintos horizontes de proyección y niveles de confianza, el número de veces que los *fancharts* publicados en los IPoMs anteriores incluyeron al dato efectivo de la inflación¹³. El ejercicio incluye los IPoMs desde marzo del 2006 a marzo del 2010. La Tabla 1 ilustra el porcentaje de veces que la inflación IPC efectiva se encuentra dentro de los intervalos de confianza a 50 y 90% calculados con la calibración antigua¹⁴.

¹³ El ejercicio se realizó sólo para la proyección de la inflación del IPC, ya que la varianza de la proyección de esta variable es la que cambia más significativamente.

¹⁴ Para la obtención de estos resultados se computó el número de veces que la inflación efectiva se ubicó dentro de los intervalos, dividido el número total de observaciones correspondientes a cada horizonte de proyección. En particular, se cuenta con 13 (7) observaciones para un horizonte de proyección de un (8) periodo(s).



Tabla 1: Porcentaje de veces que la inflación IPC se ubica dentro de los intervalos de confianza al 50 y 90% utilizando la calibración del IPoM

Horizonte de Proyección (trimestres)	Porcentaje de cobertura <i>ex-post</i> para un ancho teórico del 50%	Porcentaje de cobertura <i>ex-post</i> para un ancho teórico del 90%	Número de observaciones
1	46.2%	69.2%	13
2	33.3%	33.3%	12
3	9.1%	9.1%	11
4	10.0%	40.0%	10
5	22.2%	33.3%	9
6	25.0%	25.0%	8
7	0.0%	0.0%	8
8	14.3%	14.3%	7
Total	21.8%	30.8%	78

Fuente: Banco Central de Chile. Elaboración propia.

Nota: Incluye proyecciones desde el IPoM de marzo del 2006 hasta el IPoM de marzo del 2010

En la Tabla 2 se presentan los resultados de un ejercicio similar al anterior, pero utilizando los intervalos de confianza recalculados con la incertidumbre estimada con la nueva metodología. Nuevamente, el ejercicio se realiza considerando información desde el IPoM de marzo del 2006 hasta el IPoM de marzo del 2010.

Como es de esperar, al comparar la Tabla 2 con la Tabla 1 se observa que al considerar un *fanchart* más ancho, el número de veces que el dato efectivo se encuentra dentro del *fanchart* aumenta. Sin embargo, el porcentaje de veces que esto sucede es menor que el nivel de confianza teórica asociado al ancho del *fanchart*. Esto ocurre, principalmente, por dos motivos. En primer lugar, la muestra es pequeña. En segundo lugar, el comportamiento de la inflación durante el periodo 2008 – 2009 mostró una abrupta aceleración y desaceleración, fenómeno poco común desde 2001, años utilizados en la estimación del modelo ¹⁵.

¹⁵ El mismo ejercicio realizado con una distribución empírica de los *shocks* no muestra grandes cambios. Ver Apéndice B, Figura B1.



Tabla 2: Porcentaje de veces que la inflación IPC se ubica dentro de los intervalos de confianza al 50 y 90% utilizando la nueva calibración

Horizonte de Proyección (trimestres)	Porcentaje de cobertura <i>ex-post</i> para un ancho teórico del 50%	Porcentaje de cobertura <i>ex-post</i> para un ancho teórico del 90%	Número de observaciones
1	69.2%	92.3%	13
2	33.3%	75.0%	12
3	18.2%	36.4%	11
4	20.0%	40.0%	10
5	22.2%	44.4%	9
6	25.0%	25.0%	8
7	0.0%	25.0%	8
8	14.3%	28.6%	7
Total	28.2%	50.0%	78

Fuente: Banco Central de Chile. Elaboración propia.

Nota: Incluye proyecciones desde el IPoM de marzo del 2006 hasta el IPoM de marzo del 2010

IV. CONCLUSIONES

En este trabajo se presentó un modelo de estilo Neo Keynesiano en forma reducida para la economía chilena, cuyos parámetros fueron estimados con técnicas Bayesianas. Este modelo se usó para recalibrar las varianzas usadas en los *fancharts* del IPoM.

Respectos de los *fancharts* construidos para el IPoM, los desarrollados en esta minuta tienen la ventaja de que, al provenir de un mismo modelo, son coherentes entre sí.

La calibración presentada en esta minuta muestra un incremento en el grado de incertidumbre entorno a la proyección de la inflación, dando cuenta de la mayor volatilidad de esta variable durante los últimos años. Por su parte, el *fanchart* del crecimiento del PIB no varía de manera considerable respecto al utilizado en los IPoMs.



Referencias

- Adolfson, M, J. Lindé y M. Villani (2005), "Forecasting Performance of an Open Economy Dynamic Stochastic General Equilibrium Model," Series de Documentos de Trabajos N° 190, Sveriges Riksbank, revisado en Junio 2006.
- Banco Central de Chile (2001), Recuadro sobre Proyecciones y Política Monetaria en el IPoM de Enero del 2001.
- Banco Central de Chile (2003, Dic), Modelos macroeconómicos y proyecciones del Banco Central de Chile. Publicaciones de Políticas del Banco Central.
- Blix, M. y P. Sellin (1998), Uncertainty bands for inflation forecasts, Documento de Trabajo N°. 65, Sveriges Riksbank.
- Britton, E., P. Fisher y J. Whitley (1998), The Inflation Report projections: understanding the *Fanchart*, en "Bank of England Quarterly Bulletin", Febrero.
- Buncic, D. y M. Melecky (2008). An estimated New Keynesian policy model for Australia. The Economic Record, 84(264), 1-16.
- Canova, F. 2009 (Agosto). Bridging Cyclical DSGE Models and the Raw Data. Documento de Trabajo. mimeo.
- Caputo R. y B. Dominichetti (2005) "Revisión metodológica en el cálculo del IPE e implicancias sobre los modelos de serie de tiempo para el TCR. Notas de Investigación, Economía Chilena, vol. 8 - N°1 / abril 2005.
- Cho, S., y A. Moreno (2006), A Small-Sample Study of the New-Keynesian Macro Model. Journal of Money, Credit and Banking, 38(6), 1461-1481.
- Fuentes, R., A. Jara, K. Schmidt-Hebbel, M. Tapia y E. Arrano (2003). Efectos de la Nominalización de la Política Monetaria en Chile. Documento de Trabajo N° 197, Banco Central de Chile.
- Galí, J., y T. Monacelli (2005), Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. Review of Economic Studies, 72(3), 707-734.
- Hodge, A., T. Robinson y R. Stuart (2008). A Small BVAR-DSGE Model for Forecasting the Australian Economy. RBA Research Discussion Papers rdp2008-04. Reserve Bank of Australia.
- Koop, G. (2006), Bayesian Econometrics. John Wiley and Sons Ltd.
- Lindé, J., M. Nessen y U. Soderstrom (2004), Monetary Policy in an Estimated Open-Economy Model with Imperfect Pass-Through. CEPR Discussion Papers 4531.
- Medina, J. y C. Soto, C. (2007), The Chilean Business Cycles Through the Lens of a Stochastic General Equilibrium Model. Documento de Trabajo N° 457, Banco Central de Chile.
- Moons, C., Garretsen, H., van Aarle, B. y J. Fornero (2007), Monetary policy in the New-Keynesian model: An application to the Euro Area. Journal of Policy Modeling, 29(6), 879-902.
- Morandé, F. y M. Tejada (2009), *Shocks* de Oferta Persistentes: Un dolor de Cabeza para los Bancos Centrales? Journal Economía Chilena, 12(3), 25-58.



- Robert, C. y G. Casella (2004), Monte Carlo Statistical Methods. Springer.
- Svensson, L. (2000), Open-economy inflation targeting. *Journal of International Economics*, 50(1), 155-183.
- Taylor, J.B. (1993), Discretion versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.



Apéndice A: Estimaciones Bayesianas

En la Tabla A1 se muestran los valores ‘a priori’ y los estimados ‘a posteriori’ o *posteriors*¹⁶. En general, se observa que las densidades a posteriori son más informativas (presentan menor varianza) que las correspondientes densidades a priori. Comenzando con los parámetros de la curva IS, la persistencia es medida por el parámetro de brecha del PIB rezagada, que es igual a 0,43 ($=1-0,57$), la elasticidad de la brecha a la tasa de interés real es igual a 0,13, la elasticidad a los términos de intercambio sin cobre es pequeña, 0,045, la elasticidad de la brecha al PIB externo es 0,19. La elasticidad respecto de la tasa externa es 0,03 y la correspondiente al *spread*, que es medido por el indicador EMBI Chile es 0,098.

Los parámetros ‘a posteriori’ de la curva de Phillips muestran valores muy similares a los propuestos a priori. La evidencia sugiere que la inflación tiene poca persistencia ($0,26=1-0,74$) y es altamente dependiente de la inflación esperada (0,74). La elasticidad de la inflación a la brecha del PIB es del orden de 0,14, mientras que un aumento de los términos de intercambio tiende a deprimir la inflación con una elasticidad 0,042.

Los parámetros estimados de la regla de Taylor sugieren que un ajuste en la política monetaria tarda en impactar de lleno en la economía chilena en 2,7 [$=1/(1-0,632)$] trimestres. Los coeficientes de reacción a la inflación, 1,32, y a la brecha del PIB, 0,126, están en línea con la evidencia internacional y con el principio de Taylor.

El parámetro correspondiente al grado de apertura, d_I , es estimado igual 0,31 muy cerca del valor promedio de la muestra, 0,3.

¹⁶ Para obtener los *posteriors* se generan dos cadenas con 200.000 replicaciones empleando el método Markov Chain Monte Carlo (MCMC), de las cuales se eliminan las primeras 100.000 para evitar valores inusuales que se originan en la inicialización del procedimiento.



Tabla A1. Estimación Bayesiana, 2001:3 – 2009:4

Parámetro	Densidad	Modo	a priori		a posteriori			
			Media	DE	Media	DE	5	95
a_1	Beta	0,528	0,600	0,150	0,572	0,080	0,451	0,713
a_2	Beta	0,108	0,120	0,050	0,134	0,049	0,054	0,211
a_3	Beta	0,028	0,070	0,040	0,045	0,025	0,007	0,082
a_4	Beta	0,163	0,180	0,080	0,192	0,081	0,058	0,315
a_5	Beta.	0,015	0,035	0,025	0,030	0,020	0,001	0,058
a_6	Beta	0,067	0,100	0,060	0,098	0,058	0,011	0,184
b_1	Beta	0,730	0,744	0,110	0,736	0,079	0,605	0,866
b_2	Unif.	0,109	–	–	0,136	0,063	0,040	0,246
b_3	Beta	0,036	0,065	0,040	0,042	0,021	0,009	0,074
c_1	Beta	0,617	0,750	0,100	0,633	0,076	0,508	0,754
c_2	Normal	1,245	1,500	0,250	1,323	0,218	0,964	1,678
c_3	Normal	0,124	0,125	0,025	0,125	0,025	0,084	0,167
d_1	Beta	0,295	0,300	0,050	0,305	0,051	0,218	0,388
ρ_{yr}	Beta	0,397	0,500	0,200	0,489	0,186	0,201	0,801
$\rho_{\pi x1}$	Beta	0,396	0,500	0,200	0,420	0,148	0,175	0,665
$\rho_{mox1anual}$	Beta	0,630	0,500	0,200	0,610	0,129	0,407	0,828
ρ_i	Beta	0,572	0,500	0,200	0,557	0,130	0,352	0,775
ρ_{tcr}	Beta	0,746	0,500	0,200	0,732	0,078	0,607	0,863
ρ_{ti}	Beta	0,773	0,500	0,200	0,756	0,078	0,630	0,884
ρ_{yx}	Beta	0,752	0,500	0,200	0,736	0,081	0,605	0,869
$\rho_{EMBI_{ch}}$	Beta	0,542	0,500	0,200	0,533	0,145	0,291	0,767
ρ_{yrnn}	Beta	0,837	0,500	0,200	0,824	0,066	0,724	0,937
$\rho_{rUSTbill90}$	Beta	0,480	0,500	0,200	0,485	0,149	0,241	0,731
$\rho_{\zeta_{nox1anual}}$	Beta	0,630	0,500	0,200	0,609	0,128	0,410	0,828
$\rho_{\zeta_{EMBI_{ch}}}$	Beta	0,542	0,500	0,200	0,540	0,142	0,300	0,761
$\rho_{\zeta_{rUSTbill90}}$	Beta	0,480	0,500	0,200	0,479	0,150	0,231	0,727



Tabla A1 (cont.). Estimación Bayesiana, 2001:3 a 2009:4

DE <i>shocks</i> ¹⁷	Densidad	Modo	a priori		a posteriori			
			Media	g.l./DE	Media	DE	5	95
$\sigma_{\epsilon_{yr}}$	Unif.	0,350	–	–	0,345	0,111	0,160	0,513
$\sigma_{\epsilon_{\pi \times 1 \text{ anual}}}$	Unif.	0,787	–	–	0,837	0,232	0,461	1,193
$\sigma_{\epsilon_{\pi \text{ no} \times 1 \text{ anual}}}$	Unif.	1,911	–	–	2,037	0,266	1,619	2,466
σ_{ϵ_i}	Unif.	0,640	–	–	0,689	0,101	0,524	0,845
$\sigma_{\epsilon_{lcr}}$	Unif.	3,428	–	–	3,560	0,456	2,807	4,298
$\sigma_{\epsilon_{ti}}$	Unif.	2,299	–	–	2,367	0,299	1,902	2,869
$\sigma_{\epsilon_{yx}}$	Unif.	0,447	–	–	0,475	0,063	0,376	0,578
$\sigma_{\epsilon_{EMBI_{Ch}}}$	Unif.	0,366	–	–	0,384	0,053	0,299	0,467
$\sigma_{\epsilon_{rUSTbill90}}$	unif.	0,951	–	–	0,988	0,140	0,775	1,211
$\sigma_{\epsilon_{yrrnn}}$	Unif.	1,230	–	–	1,309	0,180	1,024	1,589
$\sigma_{\epsilon_{yr}}$	Inv.Gamma	0,046	0,100	1	0,094	0,069	0,023	0,193
σ_{ϵ_i}	Inv.Gamma	0,045	0,100	1	0,067	0,031	0,026	0,114
$\sigma_{\epsilon_{lcr}}$	Inv.Gamma	0,069	0,150	1	0,105	0,052	0,037	0,179
$\sigma_{\epsilon_{ti}}$	Inv.Gamma	0,091	0,200	1	0,153	0,092	0,046	0,278
$\sigma_{\epsilon_{yx}}$	Inv.Gamma	0,044	0,100	1	0,064	0,030	0,025	0,107
$\sigma_{\epsilon_{\pi \times 1 \text{ anual}}}$	Inv.Gamma	0,044	0,100		0,059	0,023	0,026	0,094
$\sigma_{\epsilon_{\pi \text{ no} \times 1 \text{ anual}}}$	Inv.Gamma	0,046	0,100	1	0,070	0,035	0,024	0,121
$\sigma_{\epsilon_{EMBI_{Ch}}}$	Inv.Gamma	0,044	0,100	1	0,056	0,021	0,026	0,088
$\sigma_{\epsilon_{yrrnn}}$	Inv.Gamma	0,046	0,100	1	0,074	0,042	0,024	0,136
$\sigma_{\epsilon_{rUSTbill90}}$	Inv.Gamma	0,046	0,100	1	0,126	0,093	0,024	0,271
Correlación								
<i>shocks</i>	Densidad	Modo	a priori		a posteriori			
			Media	DE	Media	DE	5	95
$\rho_{\epsilon_{yr}, \epsilon_{yx}}$	Unif.	0,404	–	–	0,361	0,027	0,106	0,633
$\rho_{\epsilon_{yr}, \epsilon_{lcr}}$	Unif.	0,133	–	–	0,107	0,012	–0,062	0,286
$\rho_{\epsilon_{ti}, \epsilon_{lcr}}$	Unif.	0,792	–	–	0,745	0,006	0,621	0,873
$\rho_{\epsilon_{\pi \times 1}, \epsilon_{yr}}$	Unif.	–0,443	–	–	–0,374	0,036	–0,688	–0,068

Respecto de los *shocks*, se observa que el grado de persistencia estimado sugiere que los *shocks* se propagan en el tiempo, lo cual captura, en alguna medida, una estructura de rezagos más rica como la del MEP. *Shocks* a la curva de Phillips tiene una persistencia estimada relativamente pequeña. En un rango bajo e intermedio encontramos la persistencia de los *shocks* que perturban a la IS y la persistencia de los

¹⁷ Los valores están multiplicados por 100.



shocks de la regla de Taylor. Finalmente, se observa una alta persistencia (mayor a 0.7) en la persistencia estimada del tipo de cambio real igual a 0.73, al igual que con los procesos exógenos de brechas del PIB externo y términos de intercambio.

Estos resultados pueden compararse con los obtenidos por Morandé *et al.* (2009). Con respecto a los parámetros de la curva IS, ellos obtienen un modelo más *forward-looking*, ya que el componente de adelanto de la brecha tiene un coeficiente de 0,82. La elasticidad de la tasa de interés real es de 0,022. Respecto de los parámetros de la curva de Phillips, estos autores encuentran que el coeficiente de adelanto de la brecha de inflación es de 0,68, y que la elasticidad de la inflación a la brecha del producto es igual a 0,012. Con relación a la regla de política, esta presenta un coeficiente de persistencia bastante bajo, 0,398, mientras que la respuesta de la tasa a la inflación y la brecha del producto es de 1,399 y 0,697, respectivamente.

Las desviaciones estándar estimadas son más pequeñas que las reportadas en Soto y Medina (2007). Destacan las volatilidades del tipo de cambio real y de los términos de intercambio.

Se estimaron todos los elementos fuera de la diagonal de la matriz de varianzas y covarianzas de los *shocks* que la muestra nos permitió identificar. Destaca la correlación positiva de los *shocks* a la IS interna y a la brecha del PIB de socios comerciales y entre el tipo de cambio real y los términos de intercambio.



Apéndice B: Ejercicios Alternativos

B.1 *Fancharts sin errores de medición*

Los *fancharts* presentados en el cuerpo de la minuta incluyen errores de medición (excepto para la inflación IPC que es inobservable). Se realizó un ejercicio alternativo donde no se consideran estos errores en la construcción de las varianzas de proyección. Los resultados de este ejercicio muestran que las varianzas de proyección a todos los horizontes no cambian sustancialmente, de modo que la incertidumbre asociada a estos errores no parece ser la responsable del mayor ancho de los *fancharts* de inflación y crecimiento del PIB.

La Tabla B1 presenta el ratio de los desvíos estándares de las variables observadas. En el numerador se halla el desvío estándar (para horizontes $h=1,\dots,8$) sin error de medición y en el denominador el respectivo desvío estándar que incluye error de medición. Se aprecia una contribución marginal de los errores de medición.

Tabla B1: Ratio de desvíos estándares de observables (sin vs. con errores de medición), a distintos horizontes de proyección

Horizonte de proyección (trimestres)	IPCX1	IPCNOX1
1	0,9779	0,9988
2	0,9945	0,9995
3	0,9975	0,9997
4	0,9985	0,9997
5	0,9988	0,9998
6	0,9989	0,9998
7	0,9990	0,9998
8	0,9990	0,9998

Fuente: Banco Central de Chile. Elaboración propia.

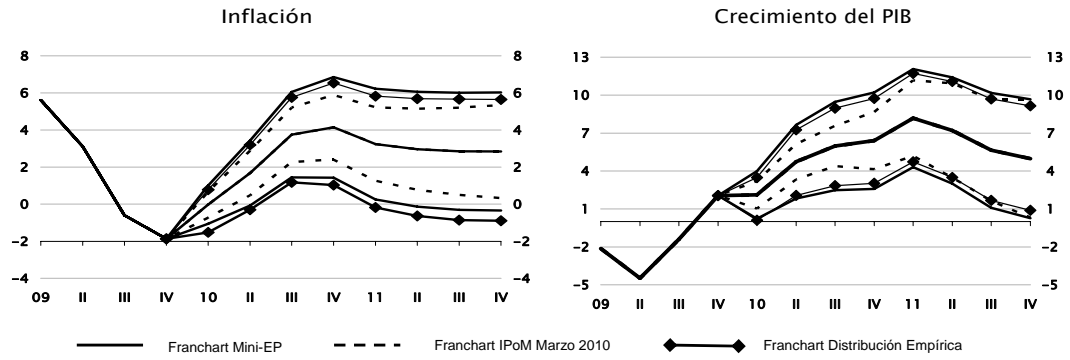
B.2 *Distribución empírica de los shocks versus normal*

Adicionalmente, se calcularon las varianzas de proyección utilizando la distribución empírica de los errores. Para esto se realizó un ejercicio de *Bootstrap*. La ventaja de este ejercicio es que, en principio, otorga más realismo al *fanchart*, ya que considera los *shocks* que se han materializado en la muestra tal y como fueron estimados por el filtro de Kalman, en vez de suponer un comportamiento normal. Como semuestra en la Figura B1, los *fancharts* de la inflación son levemente sesgados a la baja, aunque su ancho no cambia en gran medida. En cuanto a los *fancharts* del crecimiento del PIB éstos son algo más angostos, y no presentan ningún sesgo



significativo.

Figura B1: Distribución empírica de los *shocks* versus normal (confianza al 90%)



Fuente: Banco Central de Chile. Elaboración propia.



Apéndice C: Datos

Definición de variables en brechas

Producto Bruto Interno Resto (oyr_t): se calcula como la diferencia entre el PIB Resto efectivo desestacionalizado menos el PIB potencial calculado por el Departamento de Modelos y Proyecciones.

Producto Bruto Interno RRNN ($oyrrnn_t$): se calcula como la diferencia entre el PIB RRNN efectivo desestacionalizado calculado por el Departamento de Modelos y Proyecciones. La brecha se calcula con el filtro BP(6,32).

Inflación IPCX1 ($o\pi_t^{x1anual}$): representa el desvío de la inflación anual del IPCX1 con respecto a la meta de política monetaria.

Inflación IPCNOX1 ($o\pi_t^{nox1anual}$): representa el desvío de la inflación anual del IPCNOX1 con respecto a la meta de política monetaria.

Tasa de interés nominal (oi_t): a la tasa nominal se sumó el valor de la meta correspondiente a cada trimestre. Para expresar esta variable como brecha, a la serie construida se le resta un valor neutral de tasa de interés nominal. Este último se define como la sumatoria de la tasa de interés real neutral más la meta de inflación.

Términos de Intercambio sin cobre (oti_t): esta variable corresponde a la serie de TI sin cobre, para ser consistente con la medida de producto utilizada (PIB Resto, que omite el PIB de recursos naturales). La brecha se calcula con el filtro BP(6,32).

Tipo de cambio real ($otcr_t$): esta variable corresponde a la serie del tipo de cambio real oficial utilizado por el BCCh. La brecha se calcula con el filtro BP(6,32).

Producto Bruto Externo ($oy_{x,t}$): corresponde al índice del PIB de los principales socios comerciales de Chile. El filtro de BP(6,32) se emplea para obtener la brecha.

Spread EMBI Chile (os_t^{Ch}): corresponde al índice EMBI elaborado por JP Morgan menos la media muestral.

Tasa real T-Bill 90 días (or^*_t): corresponde a la tasa T-bill a 90 días nominal menos la tasa de inflación de USA. A lo que resulta, se le resta la media muestral.