



## Determinantes del Tamaño de un Comité de Política Monetaria: Teoría y Evidencia de Corte Transversal\*

Szilárd Erhart<sup>a</sup> y José L. Vásquez<sup>b</sup>

### Resumen

Diversos estudios teóricos y empíricos, desde la perspectiva de diferentes ciencias, sugieren que un grupo de trabajo óptimo debería tener entre 5 y 9 miembros, aunque este número puede variar bajo diversas circunstancias y está bajo la influencia de factores propios al entorno en el que el grupo se desarrolla. Este trabajo presenta un modelo que analiza el tamaño de los comités de política monetaria (CPM) de 85 bancos centrales en función de los factores usuales o previstos por la literatura como los determinantes del tamaño óptimo de un comité. Los resultados sugieren que el número de miembros del CPM depende del tamaño de la zona monetaria de influencia, de las características propias a cada banco central y de diversas variables asociadas a la estabilidad macroeconómica del país. El tamaño de los CPMs de zonas monetarias grandes (Unión Europea, EEUU, Japón) parece estar cerca de su nivel “óptimo”, pero existen muchos países pequeños cuyos CPM se alejan de ese nivel.

Clasificación JEL: C92, E50, E58.

Palabras clave: Comportamiento de grupos, bancos centrales, política monetaria.

---

\* Agradecemos a Anne Sibert, quien nos ayudó con las ideas iniciales, a Harmen Lehment, Attila Csajbók y Jerome Vandebussche, por los valiosos comentarios en los seminarios del Instituto para la Economía Mundial de Kiel, del Banco Central de Hungría y el Banco de Noruega. Asimismo, estamos muy agradecidos con Alan Blinder, José Berróspide, Csaba Csávás, Mauricio De La Cuba, Tibor Erhart, Júlia Király, George Kopits, Tonny Lybek, Bálint Menyhért, Carlos Montoro, Eduardo Moreno, Sidney Nakahodo, Gábor Oblath, Carlos Pereyra, Gabriel Rodríguez y Marco Vega por sus útiles sugerencias y críticas. Apreciamos la colaboración de Gerardo Tirado así como la de varios colegas en los bancos centrales, que han contribuido a nuestra labor proporcionando información y datos requeridos para nuestro análisis. Todos los errores son responsabilidad de los autores.

<sup>a</sup> Banco Central de Hungría. Correo electrónico: [erhartz@mnb.hu](mailto:erhartz@mnb.hu)

<sup>b</sup> Banco Central de Reserva del Perú. Jr. Antonio Miroquesada 441, Lima 1, Perú. Teléfono: +511 613-2000. Correo electrónico: [jose.vasquez@bcrp.gob.pe](mailto:jose.vasquez@bcrp.gob.pe)



## 1. Introducción

¿Cuál debe ser el tamaño de un Comité de Política Monetaria (CPM) y qué factores lo determinan? Si bien existe una amplia literatura sobre aspectos teóricos del tamaño que debe tener un comité, son pocos los trabajos que se centran en el análisis empírico, y aún menos los que intentan ligar la teoría y la práctica. A fin de vincular estos dos aspectos, ofrecemos un modelo conceptual sencillo, que es consistente con las conclusiones de estudios teóricos anteriores y permite también el análisis empírico.

En nuestra revisión de la literatura hemos encontrado evidencia que sugiere que el tamaño de un CPM debe estar entre 5 y 9 miembros. Este número varía en función de factores específicos, como el objetivo del CPM, la disponibilidad de información, los procedimientos en la toma de decisiones, etc. Los miembros de los comités intercambian información y así llegan a decisiones superiores, a menudo más rápidas que si se tomaran individualmente. Sin embargo, existe una clara relación entre los beneficios de intercambiar información producto de aumentar el número de miembros y los costos de mantener un comité grande. Debido a que el proceso de toma de decisiones se desacelera exponencialmente a medida que el comité se hace más grande, el tamaño de un CPM debe ser relativamente pequeño.

Utilizando información para 85 bancos centrales, proponemos un marco conceptual que analiza este *trade-off* existente en los CPMs. Hasta ahora, la investigación empírica del tamaño del CPM se ha centrado en el tamaño *de jure* de los comités (número de miembros por ley), mientras que nuestro estudio abarca también el tamaño *de facto* (número de miembros en la práctica) y el quórum (número mínimo de miembros presentes necesarios en una reunión para que se puedan tomar decisiones).

De acuerdo con nuestros resultados, el comité de política monetaria promedio de los bancos centrales se compone de 7 miembros<sup>1</sup>.

El análisis econométrico muestra diferencias significativas en el tamaño del comité entre bancos centrales, pero está en línea con el rango de 5-9 miembros aceptado por la literatura académica. Son diversos los factores que pueden influir en el tamaño del comité. Entre ellos, la

---

<sup>1</sup> Es decir, el número encontrado en nuestra muestra de 85 bancos centrales se encuentra en el rango señalado por la teoría y es impar. Esta última característica (sesgo) es comprensible teniendo en cuenta que el riesgo de no poder tomar decisiones es considerablemente mayor si el comité tiene un número par de miembros.



heterogeneidad de la zona monetaria que tendría un impacto positivo (zonas mayores tienen un CPM más grande), la inestabilidad económica (periodos de alta volatilidad) que hace más difícil reunir la información, y la incertidumbre general (los CPM de países con mayor incertidumbre política y/o monetaria necesitan más miembros). Nuestros resultados también sugieren que las diferencias en los regímenes cambiarios, los procedimientos de toma de decisiones y las características propias de cada banco central (número de trabajadores, independencia institucional, etc.) son compatibles con diferentes tamaños de CPM.

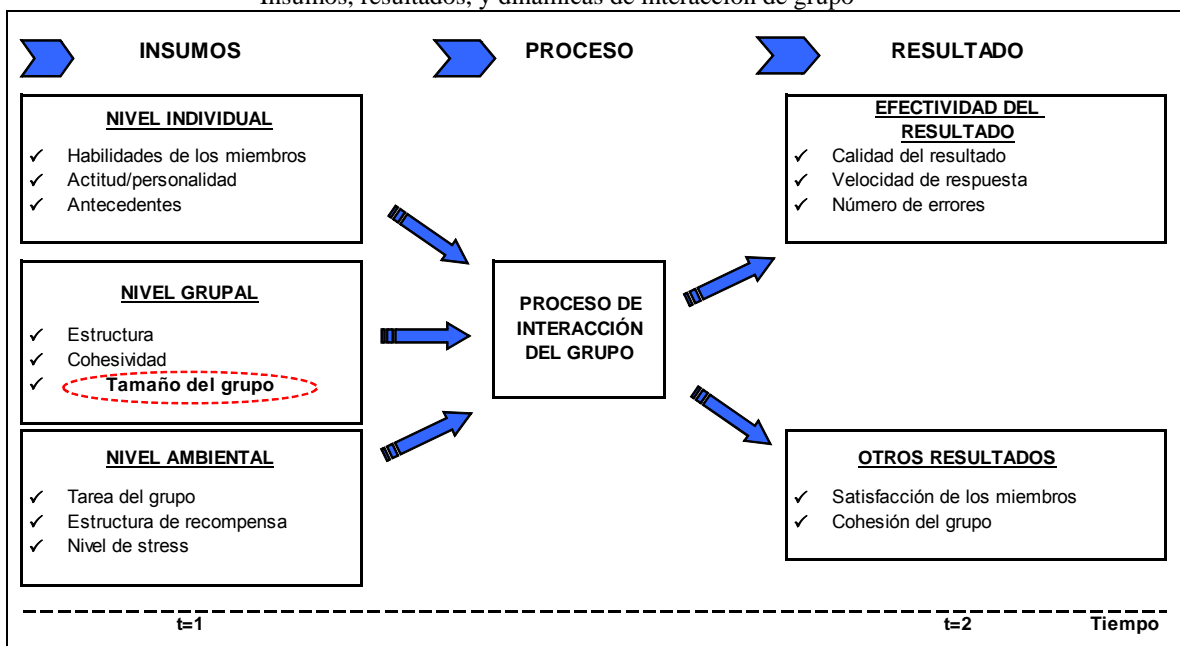
Las estimaciones se utilizan también para establecer si el tamaño del CPM sugerido por el modelo difiere de manera significativa del número actual de miembros. Se demuestra que el tamaño del CPM entre los principales bancos centrales, tales como la Reserva Federal de los EE.UU. (FED), el Banco Central Europeo (BCE) y el Banco del Japón (BOJ), se encuentra cerca del tamaño estimado para cada caso; mientras que otros bancos centrales —de países más pequeños— mantienen un número de miembros en sus CPMs alejado del nivel estimado.

El documento está organizado de la siguiente manera. En la Sección 2 se revisa la literatura sobre grupos. En la Sección 3 se desarrolla un marco conceptual para investigar los factores determinantes del tamaño del comité de formulación de la política monetaria. En la Sección 4 se analizan los datos e indicadores de tendencia central obtenidos en la muestra. En la Sección 5 se presenta el análisis econométrico y los principales resultados. Por último, la Sección 6 presenta las conclusiones.

## **2. Revisión de literatura**

Varios factores afectan el proceso de toma de decisiones (Gráfico 1). Por ejemplo, el tamaño del grupo —definido como el número de personas en el grupo— es un elemento esencial y un factor de gran influencia. El vínculo entre el tamaño del grupo y la eficiencia con la que realiza sus tareas se ha estudiado desde la perspectiva de varias ciencias: medicina, sociología, psicología, administración de empresas, economía, etc. La mayoría de los estudios concluyó que el tamaño del grupo está estrechamente relacionado con la eficacia y la calidad de las soluciones y afecta directamente el rendimiento del mismo. El paradigma tradicional desarrollado por Hackman y Morris (1975) enfatiza que el tamaño del grupo es un insumo en el proceso de interacción que ocurre entre dos momentos en el tiempo. La relación es recíproca, y cada elemento afecta y es afectado por otros factores en el proceso de interacción. Este tipo de interacción enriquece el análisis porque endogeniza el concepto del tamaño de un grupo.

**Gráfico 1**  
Insumos, resultados, y dinámicas de interacción de grupo



Fuente: Hackman y Morris (1975).

Se ha dividido la literatura sobre el análisis de grupos en dos enfoques, uno interdisciplinario y el otro estrictamente económico. El Cuadro 1 ofrece, desde el punto de vista de varias ciencias, un breve resumen de la teoría sobre la relación entre el tamaño y el rendimiento de los grupos. Los estudios revisados contienen consideraciones teóricas y evidencia empírica.

**Cuadro 1**  
Tamaño del comité (enfoque interdisciplinario)

Autor	Año	Campo	Método	Resultados	
				Tamaño n	Conclusión
Bales y Borgatta	1951	Sociología	Experimentos	3, 5 ó 7	Grupos de miembros impares funcionan mejor que grupos con miembros impares
Taylor y Faust	1955	Psicología	Experimentos	2 ó 4	La efectividad de un grupo es mejor que de un individuo
Caplow	1957	Sociología	Encuestas y experimentos		El tamaño depende de la tarea asignada
Hackman y Morris	1975	Psicología	Modelo estadístico		El tamaño del grupo es un insumo principal en el proceso de interacción
Gallupe et.al	1992	Sistemas de información	Experimentos informáticos	6 ó 12	Grupos más grandes generan ideas únicas y de alta calidad
Haleblian y Finkelstein	1993	Administración	Comparación de empresas		Grupos más grandes son mejores en ambientes turbulentos
Fay	2000	Psicología	Experimentos	5	La comunicación en grupos de 5 personas es un diálogo



Bales y Borgatta (1951) confirman que los grupos con número impar de miembros tomaban decisiones más rápido que los grupos con número par, porque llegan a separarse en mayoría/minoría de forma natural. En la misma década, Taylor y Faust (1955) corroboraron que el rendimiento de individuos que trabajaban solos fue consistentemente inferior al de individuos que formaban grupos de trabajo. Caplow (1957) resume los siguientes "hechos estilizados" del análisis de grupos: i) el tamaño del grupo puede afectar la calidad, el rendimiento y la actividad de los miembros; ii) los grupos pequeños son más efectivos que los grandes; iii) el tamaño puede afectar al rendimiento individual, así como al esfuerzo grupal y iv) la estabilidad del grupo (la red de relaciones) aumenta con el tamaño. El documento concluye que el tamaño es un factor importante para determinar la manera como una organización se adapta a su entorno.

Gallupe et al. (1992), mediante experimentos computacionales, concluyeron que los grupos más grandes tienden a obtener mejores resultados que los más pequeños. Haleblian y Filkenstein (1993), utilizando datos de la industria informática (entorno de trabajo turbulento) y la industria de gas natural (entorno de trabajo estable), encontraron que la relación positiva entre el tamaño y el entorno era más fuerte en la industria informática.

Fay (2000) constató que grupos de 5 personas tienden a entrar en diálogos constructivos y establecer una mayor interacción (conversaciones en parejas, interrupciones e intervenciones más cortas), mientras que las comunicaciones en grupos de 10 personas tienden a convertirse en monólogos (por la existencia del líder). Sin embargo, los participantes están en mejores condiciones de entender las declaraciones producidas por los oradores en grupos de 10 personas, debido a que en grupos de 5 personas los participantes tienden a concentrarse en su propio "par" de relaciones.

El Cuadro 2 muestra una serie de trabajos desde la óptica de la ciencia económica, acerca del tamaño adecuado de los grupos de trabajo. Blinder y Morgan (2000) desarrollaron un experimento estadístico y otro de política monetaria con el fin de responder a dos preguntas: (i) ¿los grupos son más lentos para tomar decisiones que los individuos?; y (ii) ¿son las decisiones grupales mejores o peores que las decisiones individuales? Encontraron que en los grupos las decisiones no sólo son más rápidas, sino mejores. En 2007, Blinder y Morgan ampliaron el enfoque de su análisis experimental y encontraron poca diferencia entre el rendimiento de grupos de cuatro y ocho personas, lo cual refleja que los beneficios de ampliar el comité no es una función lineal del tamaño del grupo.



Lombardelli y Talbot (2002) utilizaron un modelo de dos ecuaciones (Curva de Phillips y la curva IS) para completar un análisis experimental de la toma de decisiones de política monetaria bajo incertidumbre. Encontraron que las decisiones tomadas por los grupos (comités) fueron mejores en comparación con las decisiones de los individuos. De hecho, el estudio proporciona evidencia de que el rendimiento del grupo fue en promedio mejor que el rendimiento del mejor individuo.

**Cuadro 2**  
Tamaño del comité (enfoque económico)

Autor	Año	Método	Resultado	
			Tamaño n	Conclusión
Blinder y Morgan	2000	Problema estadístico de la urna / experimento de política monetaria	n=5	Decisiones de grupo son en promedio mejores que las decisiones de individuos
Lombardelli y Talbot	2002	Análisis experimental	n=5 mejor que n=1	Grupos de 5 personas toman mejores decisiones que los individuos
Berk y Bierut	2003	Modelo binario de incertidumbre	Sin rangos (depende de la habilidad de los miembros)	Por el mismo costo marginal y nivel de habilidades; los comités deben ser más grandes si la interacción es parte del proceso de toma de decisiones
Gerling et.al	2003	Revisión de literatura	Sin rangos (depende del costo de la información)	El tamaño depende del costo de información y también del grado de exogeneidad o endogeneidad de la información
Kang	2004	Modelo de optimización	Depende del costo de información	A menor diversidad de información, menor será el tamaño óptimo del comité
Lybek y Morris	2004	Encuesta a bancos centrales	La mayoría de bancos centrales n = [7-9]	El tamaño debe garantizar una visión informada balanceada y profesional y, a su vez, la efectividad y la responsabilidad de sus miembros
Gerlach-Kristen	2005	Modelo económico de incertidumbre	n>1	Cuando existe incertidumbre y los miembros tienen las mismas habilidades, un comité obtiene mejores resultados de política que un solo tomador de decisiones.
Berger	2006	Encuesta a bancos centrales	n=[10-20]	El tamaño óptimo de CPM tiene a ser moderadamente grande (cerca a 10)
Berger, Nitsch y Lybek	2006	Encuesta a directorios de bancos centrales	Promedio n=[7-9]	El tamaño del CPM está relacionado tanto a las características del país como del banco central
Sibert	2006	Revisión de la literatura	n=5	El tamaño óptimo del comité depende de la tarea. Un tamaño razonable no debería ser mucho a mayor a 5 miembros
Blinder y Morgan	2007	Experimento de política monetaria	n=[4-8]	No existe diferencia significativa en el desempeño de grupos de 4 u 8 miembros



Berk y Bierut (2003) encontraron que las reuniones ex ante a un comité oficial, tienen un efecto marginal sobre la decisión de cambio en la tasa de interés de política si es que los miembros tienen las mismas habilidades; pero el efecto es sustancial si las competencias de los miembros son diferentes. Gertling et al. (2003) usaron la teoría de juegos aplicada a los comités, y concluyeron que el tamaño está positivamente relacionado con el grado de exogeneidad de la información de cada miembro. Es decir, los comités tienden a ser más grandes cuando es menos costoso obtener la información.

Kang (2004) desarrolló un modelo en el que concluye que, a mayor retraso en tomar las decisiones y a mayor diversidad de información, menor el tamaño del comité.

Lybeck y Morris (2004) encuestaron 101 bancos centrales para estudiar temas de estructura, tamaño y composición de los CPM. Encontraron que el tamaño adecuado es aquel que asegura un comité bien informado, equilibrado y profesional, pero además aquel que mantiene la efectividad y la responsabilidad de cada uno de sus miembros (es decir, no hay *free rider*).

Gerlach-Kristen (2005) analiza el proceso de interacción que sigue un comité para fijar la tasa de interés. Encuentra que los grupos están en mejores condiciones que los individuos para tener una visión de la política apropiada bajo condiciones de incertidumbre. El estudio concluye que "a mayor tamaño del comité, menor error de política".

Berger et al. (2006), en un trabajo aplicado para el Eurosistema, desarrolló indicadores para analizar la reforma del BCE. Su análisis sugiere que, mientras que un comité de una sola persona no es eficiente en el proceso de toma de decisiones, el costo de aumentar el tamaño es creciente con respecto al número de miembros y, en consecuencia, el tamaño del comité debe ser finito. La evidencia presentada sugiere que un límite superior para el tamaño del comité parece estar cerca de 20 miembros para bancos centrales como el BCE.

Berger et al. (2006) analizaron las diferencias empíricas entre 84 juntas directivas de bancos centrales y concluyeron que el tamaño de la junta directiva está fuertemente asociada con algunas características de cada país, principalmente el tamaño y características de las instituciones y bancos centrales (autonomía, historia, personal y periodo de duración de los miembros).



Sibert (2006) proporcionó una amplia revisión de la literatura relacionada con la política monetaria, en particular estudios que investigaron la relación entre el tamaño y el desempeño del CPM. El documento muestra fuertes indicios de que, cuanto mayor sea el grupo, mejor será el resultado potencial, pero también mayores las pérdidas y las fallas de coordinación. La revisión de la literatura realizada por Sibert resume las conclusiones tanto de estudios económicos como de otras ciencias y proporciona pruebas de que un tamaño razonable para un comité no debería exceder 5 miembros.

En resumen, parece existir evidencia de que un "líder" no es suficiente (los grupos parecen funcionar mejor y tomar decisiones más rápidas), que hay costos y beneficios de incrementar el tamaño del comité, y que éste tiene que ser finito e impar. El consenso teórico está en un rango de 5 a 9 miembros. En general, el tamaño varía de acuerdo con diversos factores, incluyendo el proceso de toma de decisiones, las características del problema a ser resuelto, el proceso de interacción del grupo y la disponibilidad de la información, entre otros.

### 3. Marco conceptual

En esta sección desarrollamos un marco teórico simple del tamaño de un comité de política monetaria. En primer lugar, definimos las funciones de costo y beneficio de incluir miembros en un comité.

Para caracterizar los beneficios, seguimos los estudios de Kang (2004) y Berger et. al. (2006), que sostienen que los principales beneficios de ampliar el comité están asociados a la capacidad de compartir información (más y mejor información). En las reuniones, los miembros de un comité de política monetaria básicamente deciden sobre el cambio de la tasa de interés (mantenerla, aumentarla o disminuirla). Todos los miembros encargados de tomar decisiones reciben una señal  $x_i$  sobre el valor correcto de la tasa de interés que podría contribuir a alcanzar el objetivo de política monetaria. Se asume que estas señales son independientemente extraídas de una distribución normal con media  $\mu$  y varianza  $\sigma^2$ , que es conocida por el tomador de la decisión. La señal media de la muestra  $\bar{x}_n$  (la señal del comité) sigue una distribución normal con media  $\mu$  y la varianza  $\sigma^2/n$ :

$$\bar{x}_n \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right) \quad (1)$$



Nótese que cuanto mayor sea el comité ( $n$ ), menor la incertidumbre (varianza) de la señal del grupo.<sup>2</sup>

Por otro lado, el desempeño de la política monetaria normalmente se relaciona con la capacidad de la autoridad monetaria de estabilizar la inflación ( $\pi_1$ ) en su meta ( $\pi_1^T$ ).<sup>3</sup>

En nuestro marco conceptual, las decisiones de política monetaria simplemente siguen las señales agregadas. Más allá de eso, las fallas en las decisiones de política monetaria se extienden a través del mecanismo de transmisión, llevando a que no se alcance el objetivo de la política monetaria. Entonces, la capacidad de la autoridad monetaria para cumplir su objetivo se relaciona con la incertidumbre de las señales del comité ( $\frac{\sigma^2}{n}$ ).<sup>4</sup> Cuanto mayor sea la incertidumbre, mayor será la probabilidad de que el banco central falle en alcanzar su objetivo de estabilidad de precios. ( $\beta$  es el coeficiente de los errores de la señal). Así, se define el beneficio social total (BST) de la política monetaria del banco central como la capacidad para lograr su nivel objetivo de inflación:

$$BST = \gamma + \beta \cdot \frac{\sigma^2}{n} \quad (2)$$

donde  $\gamma$  indica el efecto sobre la inflación de todos los demás factores —por ejemplo, la experiencia del personal y los encargados de tomar las decisiones. Ambos parámetros son estrictamente negativos ( $\gamma < 0$ ,  $\beta < 0$ ), debido a la naturaleza de la minimización de la pérdida de inflación de la política monetaria. En resumen, mediante el uso de más señales, el comité puede aumentar la probabilidad de tomar mejores decisiones.

Respecto a la función de costos, estos pueden provenir de fuentes pecuniarias o estar relacionados a la probabilidad de suspender/postergar una reunión (demora en la consecución de una decisión). Por su parte, la suma de salarios de las autoridades monetarias es creciente a medida que más miembros son nombrados.

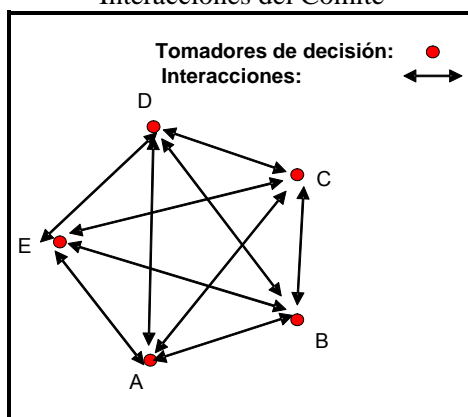
<sup>2</sup> Por simplicidad asumimos aquí que los que deciden la política sólo comparten la información y los miembros individuales no pueden utilizar señales de otros para mejorar su señal.

<sup>3</sup> Por simplicidad asumimos que los bancos siguen una meta de inflación.

<sup>4</sup> Sibert (2006) argumenta que “usando la teoría de muestras, se puede demostrar que la pérdida esperada del comité al elegir una política equivocada, es decreciente y convexa en el número de miembros que fueron elegidos para conformarlo”.

En un marco teórico desarrollado por Berger et. al. (2006), el costo de la toma de decisiones aumenta a medida que el comité se amplía y todos los miembros participan durante el debate antes de votar, complejizando las interacciones entre ellos. Asimismo, para simplificar este proceso, define la interacción entre los miembros como un flujo de información en un solo sentido. En nuestro caso, suponemos que el número de interacciones entre los encargados de adoptar decisiones es una vía de doble sentido (la interacción aumenta a medida que el comité se hace más grande).

**Gráfico 2**  
Interacciones del Comité



El Gráfico 2 muestra un ejemplo de un comité de 5 miembros que caracteriza este proceso de interacciones de doble dirección entre sus miembros. En este caso el número de interacciones es 20. Si el comité crece, las interacciones aumentan y la velocidad de la toma de decisiones y la productividad marginal de los tomadores de decisiones cae. Consideramos el número de tomadores de decisiones ( $n$ ), su salario por hora ( $w$ ), la pérdida de la inflación relacionada con la lentitud de la toma de decisiones ( $l$ ) y el tiempo necesario para la interacción en un sentido entre los encargados de adoptar las decisiones ( $t$ ). Teniendo en cuenta que todos los pares de encargados de adoptar decisiones necesitan comunicarse en ambas direcciones para intercambiar puntos de vista, se obtiene el costo social total (CST):

$$CST = n(n-1) \cdot t \cdot (l + w) \quad (3)$$

Los dos primeros factores describen cómo la coordinación se hace más difícil al incrementar el número de interacciones necesarias, mientras que el tercer factor, el tiempo necesario  $t$  para comunicarse en el comité, es un indicador de la velocidad o eficiencia del grupo. El último



factor suma la pérdida de inflación (pérdida macro  $l$ ) y los costos salariales (pérdida micro  $w$ ). Al hacerse más complicada la toma de decisiones, la calidad de las decisiones empeora. En el caso de la política monetaria, la pérdida en la calidad de las decisiones puede aumentar la probabilidad de que el banco central no cumpla su objetivo de inflación.

Para caracterizar el problema de optimización, definimos la función de bienestar ( $W$ ) como la diferencia del total de beneficios sociales y el total de los costos sociales. El tamaño óptimo del comité puede ser obtenido luego de maximizar la función de bienestar con respecto al tamaño del comité ( $n$ ):

$$\underset{n}{Max} \quad W = BST - CST = \gamma + \beta \cdot \frac{\sigma^2}{n} - n(n-1) \cdot t \cdot (l + w) \quad (4)$$

Por simplicidad, hemos aproximado el problema de optimización discreta por optimización continua. Diferenciando la expresión respecto del tamaño ( $n$ ), obtenemos la condición de primer orden:

$$CPO: \quad -\beta \frac{\sigma^2}{n^2} - 2n \cdot t \cdot (l + w) + t \cdot (l + w) = 0 \quad (5)$$

Definimos el beneficio social marginal (BSM) y el costo social marginal (CSM) como sigue:

$$BSM(n) = \frac{\partial BST}{\partial n} = -\beta \frac{\sigma^2}{n^2}$$

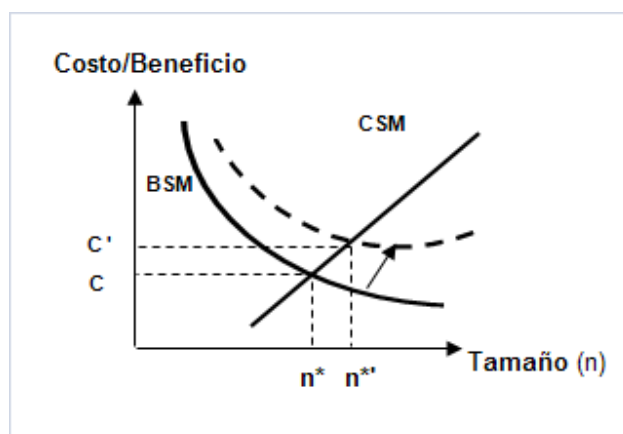
$$CSM(n) = \frac{\partial CST}{\partial n} = 2n \cdot t \cdot (l + w) - t \cdot (l + w) = (2n - 1) \cdot t \cdot (l + w)$$

Dado que  $\sigma^2$  es estrictamente positivo y  $\beta < 0$ , es claro que el beneficio marginal del comité decrece al incrementarse el número de miembros ( $\frac{\partial BSM}{\partial n} = 2\beta \frac{\sigma^2}{n^3} < 0$ ). En otras palabras, la ganancia de compartir información decrece al aumentar el número de miembros del comité. Además, como  $w, l$  y  $t$  son positivos, el costo social marginal de incrementar el tamaño del comité es creciente, ( $\frac{\partial CSM}{\partial n} = 2t \cdot (l + w) > 0$ ).

El tamaño óptimo se encuentra donde se intersecan las curvas de beneficio social marginal y costo social marginal (BSM=CSM). De acuerdo con nuestro análisis, el beneficio marginal del comité es creciente en las señales de los miembros del comité ( $\frac{\partial BSM}{\partial \sigma} = -2\beta \frac{\sigma}{n^2} > 0$ ). Por lo tanto la pregunta es ¿cuáles son los factores que pueden afectar a la dispersión de la señal?

Luego de identificar estas curvas de beneficios y costos marginales, así como el punto de interacción que nos da el número “óptimo” de miembros de un CPM, podemos analizar cómo este número puede variar dependiendo de varios factores. Por ejemplo, la heterogeneidad de la información es de crucial importancia. Se podría argumentar que la información en países grandes es menos homogénea, y que por lo tanto la dispersión de las señales de los miembros del CPM será mayor.

**Gráfico 3**  
Dispersión de las señales y tamaño del comité



El Gráfico 3 muestra el impacto de señales más heterogéneas. Goodfriend (2005) argumenta que la mayor heterogeneidad en las zonas monetarias se beneficia de tener un comité más grande. Por ejemplo, la FED y el BCE tienen una mayor cantidad de miembros en su comité de política monetaria (12 y 19 miembros, respectivamente).

El nivel de desarrollo también puede tener un impacto sobre el tamaño del comité a través de diversos canales. Berger et. al. (2006) sostienen que los países desarrollados podrían optar por regímenes monetarios más complejos que requieren comités más grandes. En nuestra opinión, existe otro canal relacionado con el nivel de desarrollo: en general, el desarrollo económico va de la mano con el desarrollo de la tecnología de la información, que puede disminuir la



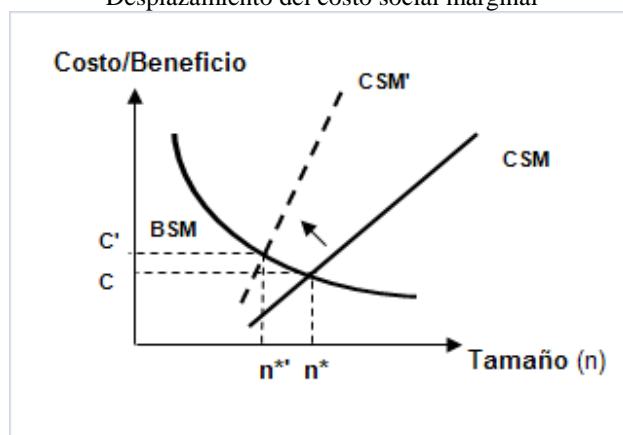
incertidumbre de las señales de política monetaria. Por lo tanto, un país, al ser cada vez más desarrollado, es capaz de procesar la información de manera más eficiente, y por lo tanto se podría necesitar menos miembros en el CPM.

Por su parte, es lógico pensar que un entorno económico turbulento (mayor volatilidad macro y microeconómica) incrementa la dispersión de las señales de los encargados de formular políticas, por lo cual se requerirían más miembros en el comité. Este resultado es consistente con el de Haleblan y Finkelstein (1993).

El régimen de política monetaria de un país también desempeña un rol importante. Diferentes regímenes dan mayor o menor margen de maniobra a los bancos centrales. Si un país fija su tipo de cambio, entonces renuncia a una política monetaria independiente. Como resultado, la tasa de interés y la política cambiaria siguen una regla simple y automática, y la política monetaria no requiere demasiados miembros experimentados en los comités. En el otro extremo, la flotación pura podría requerir menos miembros en la medida que no es necesario intervenir en el mercado cambiario.

De forma similar, existen varios factores que pueden ser analizados en el contexto de la curva CSM:

**Gráfico 4**  
Desplazamiento del costo social marginal



El primero y más simple de entender puede ser el salario. Si el salario de los miembros del comité se incrementa, la curva CSM se desplazaría hacia arriba



( $\frac{\partial CSM}{\partial w} = 2n \cdot t - t = (2n - 1) \cdot t > 0$ ),  $C$  aumenta a  $C'$ , sugiriendo una disminución en el tamaño del comité (Gráfico 4).

El proceso de toma de decisiones, tales como las reglas de votación, la interacción entre miembros, la frecuencia de las reuniones<sup>5</sup>, etc. también influye en la forma de la curva CSM. Por ejemplo, si los miembros del comité se comunican de manera más eficiente, se necesita menos tiempo para la discusión, por lo que la decisión de política monetaria es más rápida y tal vez menos costosa ( $\frac{\partial MSC}{\partial t} = (2n - 1) \cdot (l + w) > 0$ ).

#### 4. Estadísticas sobre el tamaño de los bancos centrales

En esta sección comparamos el tamaño de los CPM de 85 bancos centrales y analizamos diversos indicadores de tendencia central. Primero, estamos interesados en describir y entender las semejanzas y diferencias entre estos bancos centrales y luego tratamos de encontrar puntos comunes entre nuestras consideraciones teóricas y la evidencia empírica con la que contamos.

Nuestra muestra cubre 85 bancos centrales alrededor del mundo con información a noviembre de 2006. Se utilizaron tanto documentos legales (como actas de los bancos centrales) como información oficial de las autoridades, disponible en sus páginas web. Para minimizar los errores de los datos se contactó a los bancos centrales y se corroboró la información con ellos.

En el trabajo definimos el tamaño del CPM como el número de miembros encargados de decidir la formulación de la política monetaria. Utilizamos los siguientes indicadores para el tamaño del comité:

i) **El tamaño de jure** es el indicador más directo y puede encontrarse en las actas de un banco central. La mayoría de los estudios empíricos hasta ahora han utilizado este indicador (Lybek y Morris 2004, Mahadeva y Sterne 2000). También se reunió información acerca de esta medida esencial a fin de comparar nuestros resultados con trabajos anteriores y también con otras medidas del tamaño del comité.

---

<sup>5</sup> La mayor frecuencia de reuniones elevaría más el costo debido a la existencia de dietas de directorio.

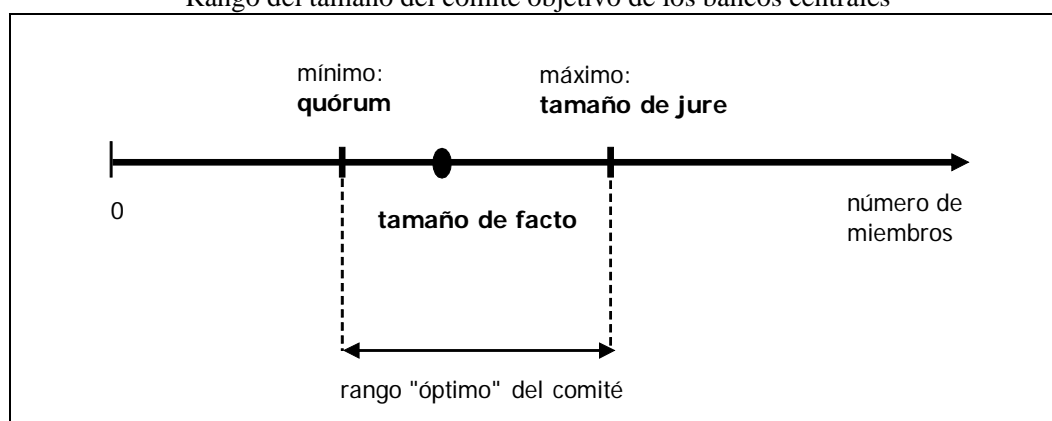


ii) **El tamaño de facto** corresponde al número de miembros efectivos en los comités en noviembre 2006. Mientras que el tamaño de jure es una medida natural para el trabajo empírico, el tamaño de facto es potencialmente un indicador superior. En realidad, el tamaño real del comité puede diferir de lo establecido por la ley. Por lo tanto, nuestro estudio abarca también el número de los miembros del comité que, en la práctica, están ejerciendo sus funciones.

iii) **El quórum** es el número mínimo de miembros necesario para tomar decisiones. El quórum se define por la ley y refleja la intención de las autoridades para evitar que un comité demasiado pequeño tome decisiones.

La aplicación de nuestro marco conceptual de los tres indicadores antes mencionados puede ayudarnos a identificar el rango del tamaño del comité (Gráfico 5).

**Gráfico 5**  
Rango del tamaño del comité objetivo de los bancos centrales



La parte superior del rango está delimitado por el tamaño de jure y el rango inferior por el denominado quórum. Así, el tamaño de facto se encuentra entre los límites determinados por ley, y es el número real de miembros del comité. En este rango se debería encontrar el número óptimo al que alude la literatura.

Como se muestra en el Cuadro 3, el promedio de jure del comité tiene aproximadamente 7 miembros, que es muy similar a los resultados de trabajos previos. Comparando con otros estudios, parece que el tamaño de jure del CPM ha decrecido. Los estudios de Mahadeva y Sterne (2000) y Lybek y Morris (2004) mostraron medias de 7,7 y 7,6, respectivamente, ambas mayores a nuestro resultado promedio.



**Cuadro 3**  
Estadísticas descriptivas

	Media	Mediana	Moda	Desviación estándar	Asimetría	Mínimo	Máximo	Tamaño de la muestra
Tamaño de facto	6,85	7	7	3,11	0,54	1	18	85 (80)
Tamaño de jure <sup>1</sup>	7,43	7	7	3,17	0,27	1	18	85 (82)
Quórum <sup>2</sup>	4,38	4	4	1,85	0,78	1	12	85 (75)
<b>Nota de objetos</b>								
Tamaño (de jure)								
Mahadeva y Sterne (2000) <sup>3</sup>	7,70							
Lybek y Morris (2004) <sup>3</sup>	7,62							

**Fuente:** Bancos Centrales.

<sup>1</sup> En el caso la ley define el rango del tamaño, se uso un promedio aritmético simple para obtenerlo.

<sup>2</sup> Para evitar el sesgo de diferentes muestras estimamos los indicadores que faltaban. Por ejemplo, si sólo tenemos el tamaño de jure y el quorum no estaba disponible, utilizamos el tamaño promedio del quorum para ese país.

<sup>3</sup> Ambos estudios clasifican a los bancos centrales en rangos. El valor central fue usado para el promedio.

Los indicadores de tendencia central (moda y media) se ubican en 7 miembros. No sorprende ver que las actas de cada banco central señalen un número mayor, ya que el tamaño de jure define el límite superior para el tamaño de los CPM. De hecho, los comités son generalmente más pequeños: la media de comités de facto es 6,85 en la muestra. Obviamente, los procedimientos de designación y el nombramiento toman tiempo, ya que necesitan la aprobación y la cooperación de varias entidades oficiales. La diferencia es más tangible si el número total de miembros en los comités de política monetaria se comparan. Según las actas de la muestra de bancos, en noviembre de 2006, 629 miembros debían haber sido nombrados, pero sólo 581 juramentaron.

Es probable que la forma más fácil de dirigir un proyecto sea con sólo “un capitán a bordo”. Pero existen sólo seis bancos centrales (Aruba, Israel, Madagascar, Malta, Papua Nueva Guinea y Nueva Zelanda) en nuestra muestra que han tomado esa opción. Es más, existen argumentos teóricos en contra de los comités de una sola persona. Varios estudios citados han encontrado que los individuos, incluso hasta el mejor individuo, se desempeñan peor en la toma de decisiones que grupos pequeños.

Tal vez la escasa popularidad de los comités pequeños esté asociada con otros temas relacionados con la toma de decisiones individual, dado que ésta reduce la habilidad para procesar información y eleva el riesgo de producir resultados extremos. En la muestra, los países que han elegido a un solo tomador de decisiones son países pequeños en tamaño o población.



El impacto del tamaño del país es también obvio si miramos el otro extremo del intervalo. Una de las zonas monetarias más grandes, la Eurozona, tiene el mayor número de miembros en el consejo del BCE. Otros países grandes también prefieren comités grandes, como es el caso de Rusia (13), Egipto (15), y EE.U.U. (12). En efecto, el consejo de gobierno del BCE, que estaba compuesto de 18 miembros cuando se realizó la encuesta, puede incrementarse aún más al introducir nuevos países al euro (Eslovenia adoptó la moneda común en enero de 2007). Sin embargo, el BCE ha implementado reformas para adaptarse a la futura expansión del Eurosistema.

Respecto al quórum, la mayoría de las leyes de cada país señala un número mínimo de miembros, es decir, un quórum mínimo que debe estar presente en las reuniones para tomar las decisiones. En primer lugar, el quórum ayuda a evitar las desventajas de la toma de decisiones individuales. También puede proporcionar información sobre el tamaño mínimo del comité cuando el costo de la toma de decisiones es mayor que no tomar ninguna decisión. En algunos países, el tamaño de jure viene dado por un rango (9-11 en Hungría, 4-6 en Serbia y Guyana) y el quórum se define como un número relativo (mayoría de la junta/miembros). De hecho, casi siempre la normatividad exige que el quórum incluya ciertos miembros en particular, generalmente el Gobernador o el Vicegobernador del banco central.

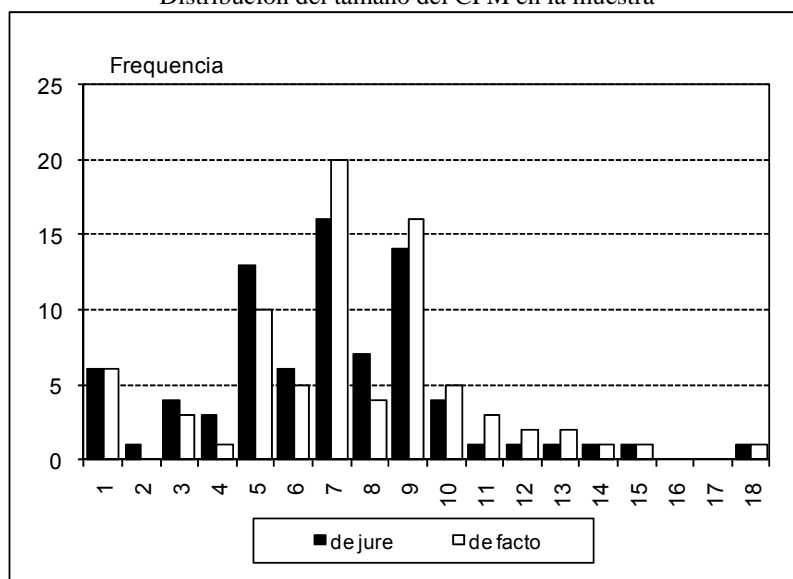
A pesar de las diferencias en cuanto a su definición, el quórum, tanto absoluto como relativo, se determina por 50-70 por ciento de los miembros de jure. Las estadísticas también muestran que la media del requerimiento de quórum es aproximadamente 4 y equivale a la moda y la mediana. La mayoría de bancos centrales consideran entre 4-5 miembros como el tamaño mínimo necesario para la formación de los comités de política monetaria. De hecho, la media del tamaño del quórum de nuestra muestra es coherente con el límite inferior del rango denominado “óptimo” por la literatura (5-9 miembros).

Cabe señalar también que el tamaño de facto no significa necesariamente que todos los miembros nombrados están presentes en las reuniones. Aunque en varios países la reglamentación exige que los miembros estén presentes en las reuniones, enfermedades y otras circunstancias especiales ocasionalmente pueden evitar que algunos de sus miembros participen en la formulación de políticas. Hay otras maneras de reducir el riesgo de un comité demasiado pequeño. Por ejemplo, en la Comisión Federal de Mercado Abierto de los EE.UU., si uno de los 5 presidentes de los Bancos de Reserva con derecho a voto no se encuentra, otro presidente de los 7 Bancos restantes puede votar.

En lo que se refiere a la distribución por países del tamaño de los comités, es importante destacar dos aspectos que pueden estar vinculados con consideraciones teóricas. Primero, existe una señal clara de asimetría en la distribución y, segundo, existe un sesgo hacia comités con números impares de miembros.

La asimetría de la distribución del tamaño del comité es clara a primera vista (Gráfico 6). En el caso del tamaño *de facto*, la asimetría es 0,6 (distribución sesgada a la derecha). La razón obvia de la asimetría es que el límite inferior es 1 para el tamaño del comité, pero no existe límite superior. Sin embargo, en el caso del tamaño, la asimetría es también observable en las regiones cercanas a la media. Basados en el marco teórico que hemos desarrollado, parece ser que los bancos centrales pueden considerar más costoso encontrarse por debajo y no por encima del tamaño “óptimo” del comité (5-9 miembros).

**Gráfico 6**  
Distribución del tamaño del CPM en la muestra



El análisis del histograma revela una característica adicional del tamaño del comité; los comités con números impares de miembros son más comunes que los comités con números pares. Podemos llegar al mismo resultado sin importar si el histograma del tamaño del comité es *de jure* o *de facto*. El sesgo hacia comités con números impares de miembros es entendible, tomando en cuenta que estos comités pueden llegar a una decisión más rápidamente, porque tienen una menor probabilidad de estancarse en discusiones que arrojen empate en la votación. En la práctica, los bancos centrales evitan el riesgo de indecisión al garantizar que un miembro



-usualmente el presidente- tenga derecho a voto dirimente. Mientras esto puede ayudar a reducir la probabilidad de indecisión, vuelve a poner la decisión en manos de una sola persona.

## 5. Análisis econométrico

En esta sección evaluamos nuestro marco teórico acerca de los determinantes del tamaño del CPM entre bancos centrales. La sección se organiza como sigue. Primero, explicamos la metodología aplicada, luego describimos el conjunto de datos y resumimos los indicadores utilizados para evaluar el marco conceptual y finalmente, presentamos los resultados de las pruebas.

La especificación genérica de la ecuación estimada es:  $n_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i$ , donde  $n_i$  es el tamaño del comité de política monetaria,  $\alpha$  es una constante,  $X_i$  representa el vector de variables explicativas y  $\varepsilon_i$  es el término de error. Hemos estimado la ecuación anterior usando dos métodos: mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y estimación de un modelo probit binario. Mientras que las ventajas del primer método son su simplicidad de implementación y la mayor intuición para interpretar los coeficientes estimados y sus respectivos signos, el problema es que el método asume que la variable explicada es continua. Por ello, hemos estimado la ecuación utilizando también un modelo probit, en el que hemos transformado el tamaño *de facto* del comité en una variable binaria igual a 1 si el CPM del banco central tiene más de 5 miembros y 0 en los demás casos.

El análisis abarca 85 países y se ha utilizado el tamaño *de facto* del comité como el indicador del tamaño del comité ( $n_i$ ) o variable endógena. La elección del tamaño *de facto* no es arbitraria, porque la medida del tamaño *de jure* y del quórum sólo representan los límites superior e inferior del rango, mientras el tamaño *de facto* puede ser considerado como el valor esperado del tamaño que queremos cuantificar.<sup>6</sup>

El cuadro 4 agrupa las variables explicativas. Hemos usado población, superficie y PBI como *proxies* de heterogeneidad entre países. Para controlar por el impacto de la política monetaria, se ha diferenciado por régimen monetario, en particular los procesos de decisión y características

---

<sup>6</sup> A pesar de que existe una clara desventaja de utilizar el tamaño *de facto*, dado que la medición es volátil en el tiempo, mientras el tamaño *de jure* presenta un patrón más estable, realizar la estimación con el tamaño *de jure* no presenta una diferencia significativa en los resultados, dada la fuerte correlación positiva entre las dos mediciones.



relacionadas con el banco central (variables dicotómicas). El tercer grupo de variables contiene el impacto económico del desarrollo y, en general, la habilidad de los países para compartir y procesar información. Dado que un entorno turbulento y volátil también puede afectar las señales que reciben los miembros del comité, se han incluido variables *proxies* para caracterizar el cuarto indicador de inestabilidad económica (volatilidad de la inflación, del PBI y del consumo).

El cuadro también presenta el signo esperado y los cálculos de las correlaciones de los coeficientes. Esta estadística soporta las conclusiones del modelo. La incertidumbre de las señales de los miembros del CPM es aproximada por las *proxies* de tamaño y volatilidad mencionados, los que tendrían un efecto positivo relativamente fuerte con el tamaño del CPM. Los indicadores de desarrollo se correlacionarían negativamente. Países con esquemas flotantes o de flotación administrada tienden a tener CPM más grandes que países con esquemas de tipo de cambio fijo, pero el valor absoluto de estos coeficientes es bajo. No existe evidencia de que otras características de los bancos centrales sean de real importancia, excepto tal vez la variable dicotómica de hiperinflación, que tiene una relación positiva con el tamaño del CPM, lo cual refleja que países con un pasado inflacionario hacen un mayor esfuerzo para controlar la inflación hoy en día.<sup>7</sup>

---

<sup>7</sup> Hemos controlado el sesgo de los países grandes al omitir las observaciones de Estados Unidos y la Eurozona, pero no ha influenciado substancialmente al resultado.



**Cuadro 4**  
Variables explicativas y correlación con el tamaño del CPM

GRUPOS DE VARIABLES	DESCRIPCIÓN	FUENTE*	SIGNO ESPERADO
<b>Tamaño y heterogeneidad</b>			
- Superficie	Km <sup>2</sup>	BM	+
- Población	Millones de personas	BM, CF	+
- PBI	Miles de millones de USD corrientes	BM, CF	+
<b>Política Monetaria</b>			
- Régimen de tipo de cambio			
Fijo	Dummy = 1 si TC fijo	FMI	-
Reptante	Dummy = 1 si TC reptante	FMI	-
Flotación administrada	Dummy = 1 si flotación administrada	FMI	+
Flotante	Dummy = 1 si flotante	FMI	+
- Esquema de política monetaria			
Dummy de meta de inflación	Dummy = 1 si meta de inflación	FMI	+
Dummy de meta monetaria	Dummy = 1 si meta monetaria	FMI	-
- Procedimiento de decisión			
Frecuencia de la reunión del MPC	Días entre reuniones	Página web de BC	+
Periodo del los miembros del MPC	Años	Página web de BC	-
- Otras relacionadas con los BC			
Número de trabajadores del BC	Número de personas en 2005	Página web de BC	+
Edad del BC	Años	Página web de BC	-
<b>Grado de desarrollo</b>			
- PBI per capita	Miles de millones de USD (2000)	BM	+
- Usuarios de Internet	Número de usuarios/1000 personas	BM	-
- Gastos de información	Gasto en información y comunicaciones por habitante (USD)	BM	+
- Grado de apertura	Exportaciones + importaciones (%PBI)	FMI	+
- Régimen político	Dummy= 1 si es república	Enciclopedia Salvat	+
<b>Turbulencia</b>			
- Volatilidad del PBI	Desviación estándar del PBI	BM	+
- Volatilidad del consumo	Desviación estándar del consumo final	BM	+
- Inflación	Índice del IPC	BM	+
- Hiperinflación (**)	Dummy= 1 si el país tuvo hiperinflación desde 1945	FMI	-

(\*) BM: Banco Mundial, FMI: Fondo Monetario Internacional, CF: CIA Factbook, Enciclopedia Salvat: Salvat Editores 2004.

(\*\*) Hiperinflación: Inflación mayor a 40 por ciento anual.

El Cuadro 5 presenta los resultados de nuestra estimación. Con el fin de llegar a estimaciones consistentes, hemos aplicado dos métodos de estimación; la especificación final contiene sólo los indicadores cuya significancia ha sido aprobada por al menos un método de estimación. En general, la gran mayoría de los indicadores recogidos no aprobaron las pruebas econométricas, y nuestra especificación final incluyó sólo cinco variables explicativas, además de una constante.

**Cuadro 5**

Resultados

Modelo	MCO*		Probit Binario**	
	$\beta$	Prob	$\beta$	Prob
Constante	6,3710	0,0000		
PBI	0,0007	0,0000	0,0002	0,07
Volatilidad_PBI	5,4847	0,0773	3,1097	0,00
Población	0,0198	0,0000	0,0061	0,09
Dumflotante	-1,8929	0,0203	-0,3914	0,29
Frecuencia (MPC)	-0,0254	0,0713	-0,0066	0,23
Muestra		85		85
Observaciones incluidas		80		80
Iteraciones				5
Error std. de la regresión				0,46
Ajuste		R <sup>2</sup> 0,31	HL estadístico	8,8
Significancia del modelo	F-estadístico	0,00		
Criterio de Akaike		4,77		1,29

\*Los errores estándar son heterocedásticamente consistentes.

\*\* Covarianza robusta.

Contrariamente a la especificación MCO, el coeficiente estimado de los modelos binarios no puede interpretarse directamente porque es condicional al valor de todas las variables dependientes<sup>8</sup>. Por ello calculamos los efectos marginales de cada una de las explicativas, sobre la probabilidad de que el número de miembros sea mayor a 5. El cuadro 6 muestra los efectos marginales de cada variable explicativa en el modelo Probit binario estimado. Los efectos marginales se refieren al cambio en la probabilidad de que el directorio tenga más de 5 miembros. Así por ejemplo, un incremento de 1 por ciento en el PBI parece no tener ningún efecto marginal significativo; lo mismo ocurre para la variable volatilidad del producto, tamaño de la población y frecuencia de reuniones de un directorio. No es el caso de la variable explicativa denominada Dumflotante que se refiere al régimen cambiario vigente en cada país; en este caso la probabilidad de que el número de miembros sea mayor que 5 cae en aproximadamente 15 por ciento. Una forma de interpretar este resultado sería pensar que si un país tiene régimen de tipo de cambio completamente flexible, un banco central tendría una tarea y decisión menos que efectuar, toda vez que no necesitaría decidir sobre intervenir o no en el

<sup>8</sup> En el caso de la estimación MCO, el signo significa la dirección del cambio en el tamaño del comité dado por el incremento de la variable dependiente, mientras que en el caso del probit binario se debe reinterpretar los coeficientes como el cambio en la probabilidad de que el tamaño del comité incluya más de 5 miembros.



mercado cambiario. Otro aspecto para analizar relacionado con los efectos marginales estimados es su signo o dirección, el mismo que sí se encuentra en línea con la intuición económica. Es lógico pensar que un país más grande, más diverso o con mayor volatilidad en sus variables macroeconómicas, necesite más personas en el directorio de su banco central para poder tener mayor, mejor y más diversificada información para la toma de decisiones. Por otro lado, si el directorio de un banco central se reúne con mayor frecuencia, sería mejor que tuviera un número menor de directores, toda vez que se dificulta la presencia de todos ellos y así la consiguiente toma de decisiones (aún con la existencia de un quórum mínimo para sesionar).

**Cuadro 6**  
Efectos marginales en el modelo probit  
**Modelo Probit Binario**

	<b>Efectos Marginales</b>
PBI	0,0003
Volatilidad_PBI	0,0023
Población	0,0005
Dumflotante	-0,1461
Frecuencia (MPC)	-0,0012

De aquí en adelante realizamos una interpretación de los coeficientes de la estimación MCO para poder entender intuitivamente el posible impacto de cada variable explicativa. En general, encontramos que la lógica del marco teórico desarrollado en la sección 3 se corrobora con nuestros resultados.

La constante representa el tamaño promedio del grupo control del CPM, en el supuesto de que el impacto de todas las demás variables explicativas sea igual a cero. Según los resultados de la estimación MCO, el coeficiente es altamente significativo y el comité incluiría alrededor de 6 miembros.<sup>9</sup> Nuestra estimación es consistente con la literatura que sugiere que un comité ideal está compuesto por 5-9 miembros.

Como hemos señalado en la parte teórica y conceptual del documento, la información que los encargados de adoptar decisiones utilizan para formular la política monetaria es influenciada por el tamaño y la heterogeneidad de la zona monetaria. Nuestras estimaciones confirman este razonamiento, independientemente del método utilizado, tanto el PBI como las variables de población son altamente significativas y tienen efectos positivos en el tamaño del comité. Los

<sup>9</sup> No podemos interpretar este resultado como inconsistente con que el número de miembros del comité sea impar, sugerido por la literatura, dada la sensibilidad de los resultados de la regresión.



resultados también son respaldados por el modelo de Kang (2004) y están en línea con la evidencia de Berger et. al. (2006).

Según a las estimaciones MCO, el coeficiente de la población sugiere que el tamaño ideal previsto del CPM crece en 1 miembro si la población de la zona monetaria se incrementa en 50 millones. El coeficiente del indicador del PBI implica que el comité debería contener 1 miembro más si el PBI aumenta en aproximadamente 1,4 billones de dólares. Con respecto a la FED, el PBI de 2005 de EE.UU. fue US\$ 12,5 billones, lo que implicaría que la contribución del tamaño de la economía al tamaño del CPM sea de 9 miembros. No podemos afirmar que al crecer el PBI o la población, el tamaño del CPM siga aumentando, pero es evidente que los países más grandes tienden a tener un CPM más grande.

Por otro lado, parece ser que el diseño de la política monetaria también afecta al tamaño del comité, aunque de una manera no esperada. En efecto, las pruebas econométricas realizadas llevan a resultados inesperados, rechazando algunas de nuestras hipótesis previas. Tal vez la conclusión más sorprendente es que los bancos centrales que fijan su tipo de cambio no tienen menos miembros que los demás bancos centrales. Sin embargo, las dificultades prácticas de una meta de tipo de cambio (gestión de reservas internacionales, la exposición a los ataques especulativos, etc.) pueden explicar por qué este sistema "piloto-robot" no requiere menos esfuerzos y menos miembros. Contrariamente a nuestras expectativas, la predicción del tamaño ideal del CPM de los bancos centrales con régimen cambiario flotante resultó ser significativamente menor. Un efecto negativo de la flotación puede reflejar el hecho de que una tarea fácil ("peg") no requiere la creación de un CPM "puro"; la política monetaria se deja en manos de un comité encargado de otras tareas también. Sin embargo, cabe señalar que no todas las especificaciones apoyan este resultado. Por otra parte, nuestras estimaciones difieren de los resultados de Berger et. al. (2006), que encontraron que los bancos centrales con régimen cambiario flotante tienden a tener CPM más grandes, mientras que, de acuerdo con nuestra estimación MCO, son menores en al menos 2 miembros.

El signo negativo estimado para la frecuencia de las reuniones es un indicador que también difiere de nuestras expectativas iniciales. Una menor frecuencia, es decir, más días entre reuniones, implica un comité más pequeño, mientras que la relación en el sentido contrario es más fácil de aceptar. Sin embargo, la confianza de la estimación es débil: ambas estimaciones rechazan esta hipótesis, dado que no es significativamente diferente de cero en los niveles estándar de significancia.



En lo que respecta a las características de los bancos centrales, esperábamos una relación positiva entre tamaño y número de trabajadores (más esfuerzo utilizado en temas administrativos que de política monetaria) y una relación negativa en el caso de la “edad” de los bancos centrales (experiencia y aprendizaje). La primera relación fue confirmada por los datos, pero no fue incluida en la especificación final, dada la alta correlación entre el PBI y el número de trabajadores y el consiguiente problema de multicolinealidad.

Las mediciones de desarrollo económico no han validado nuestra hipótesis que la capacidad de compartir información de los países desarrollados ha mejorado, permitiendo un comité más pequeño. Además, la significancia del grado de apertura y las variables de régimen político no pasaron las pruebas estadísticas. El resultado confirma los hallazgos de Berger et. al.(2006), que, utilizando una metodología estadística similar, mostraron que no había significancia en los indicadores de desarrollo económico y financiero.

Analizando el efecto de tener un entorno turbulento o volátil, se encuentra que durante los periodos de turbulencia en una economía, el rol de los formuladores de política se hace más complejo, debido a que las teorías se vuelven más difíciles de corroborar en la realidad, y las proyecciones económicas basadas en datos históricos se vuelven menos confiables. Bajo esas condiciones, el beneficio social marginal de un miembro adicional se incrementa y, como consecuencia, el tamaño del CPM también. Por ejemplo, los países emergentes usualmente tienen ambientes económicos menos estables y, como resultado, el tamaño ideal del CPM debe ser mayor. Los resultados econométricos soportan este argumento, dado que el coeficiente de volatilidad del PBI es positivo y significativo en cada especificación. La pendiente de la estimación MCO indica que un incremento de alrededor de 20 por ciento en la volatilidad del PBI incrementa el tamaño del comité en un miembro. Además, nuestros otros tres indicadores de inestabilidad económica (volatilidad de la inflación, hiperinflación, volatilidad del consumo) no tienen capacidad explicativa significativa, por lo que la volatilidad del PBI es una medida mejor, y nos da una visión más general del estado macroeconómico utilizado para las decisiones de política monetaria.

La etapa final de nuestra investigación fue el análisis residual enfocado en comparar la estimación del modelo base del tamaño ideal, con el tamaño real del comité monetario. En la especificación MCO,  $n_i$  representa el tamaño actual del comité, mientras  $\alpha + \beta X_i$  puede ser interpretado como el tamaño ideal estimado, y el residuo mide la diferencia. Grandes diferencias



entre estimados y el tamaño *de facto* del comité indican que el tamaño real del comité no es el ideal. Los resultados de la estimación MCO permiten medir cómo se debe cambiar el tamaño del comité para alcanzar el ideal.

La hipótesis nula de la distribución normal de la regresión puede ser rechazada usando niveles estándar de significancia (valor p de 0,13). El error estándar de la regresión es 2,5. Por lo tanto, la diferencia entre el tamaño óptimo y el *de facto* es mayor a 1, lo que implica que el tamaño *de facto* es subóptimo al 95 por ciento de confianza.

A través de nuestro análisis mostramos que el tamaño del CPM para los bancos centrales más grandes coincide con el tamaño estimado (FED 13, BCE 17, BOJ 9). Una excepción es el Banco de Inglaterra, cuyo CPM tiene casi 3 miembros más de lo estimado (Cuadro 7).

Nuestra estimación sugiere también que un miembro del directorio no es lo ideal, porque el valor del error es significativamente diferente de 0, en concordancia con la literatura teórica (Taylor y Faust 1955, Lombardelli y Talbot 2002, Sibert 2006).

**Cuadro 7**  
Tamaño estimado y de facto en bancos centrales seleccionados

	Tamaño estimado	Tamaño "De facto"	Diferencia
<b>Principales bancos centrales</b>			
Reino Unido	6	9	3
Japón	10	9	-1
Unión Europea	18	18	0
Estados Unidos	12	12	0
<b>Bancos centrales en otros países</b>			
Malta	6	1	-5
Nueva Zelanda	5	1	-4
Papua Nueva Guinea	5	1	-4
Madagascar	5	1	-4
Dinamarca	7	3	-4
Uganda	5	10	5
Croacia	7	14	7
Hungría	8	13	5
Egipto	8	15	7

Existen también ciertos países que poseen más miembros de lo estimado. Y la discrepancia del tamaño *de facto* y el estimado es muy alto, especialmente en los casos de Croacia, Egipto, Hungría y Uganda, que tienen 14, 15, 13 y 10 miembros en sus comités, mientras los tamaños estimados serían de 7, 8, 8 y 5, respectivamente. Sin embargo, en el caso de Hungría el tamaño



del comité se reducirá a 5-7 por los arreglos de la legislación luego del periodo de transición, en línea con el tamaño estimado para ese país.

El supuesto implícito de nuestro análisis es que los bancos centrales encuestados cuentan en promedio con un CPM de tamaño ideal. Este supuesto es fácil de sostener, debido a que es consistente con la literatura teórica. Sin embargo, vale la pena llevar a cabo el análisis aún en el caso que el tamaño óptimo estuviera sesgado. Por ejemplo, si el resultado fuera subestimado, entonces la desviación media estaría subestimada en algunos casos (Malta) y sobreestimada en otros (Hungría).<sup>10</sup>

En el caso del Perú, el tamaño sugerido del CPM sería de 7 miembros, que coincide con el tamaño *de jure* de su Directorio. Sin embargo, entre julio y octubre de 2006, el tamaño *de facto* fue 5 miembros temporalmente, debido al cambio de gobierno que inició sus actividades en julio 2006 y el retraso de la elección de los nuevos miembros por parte del Congreso. A pesar de que el periodo fue bastante corto, este hecho anecdótico abre otro tema interesante en el diseño del comité: ¿debe aislarse el ciclo político del gobierno del ciclo del Directorio? Este ajuste puede mejorar y reforzar la independencia del CPM.

Finalmente, es relevante discutir acerca de la diferencia entre el tamaño *de facto* del CPM y el tamaño estimado. Primero, la tradición de los bancos centrales juega un rol importante. Segundo, el tamaño óptimo cambiaría continuamente en el tiempo, y el costo de cambiar la legislación y regulación del banco central puede ser muy alto en el corto plazo. Entonces, a pesar de que los bancos centrales se han vuelto más independientes, factores políticos pueden estar influyendo en esta diferencia observada.

## 6. Conclusiones

Nos hemos preguntado si el tamaño del comité de política monetaria puede ser cuantificado y qué factores lo determina. Para ello, se ha revisado la literatura acerca del desempeño de grupos y su eficacia en resolver problemas, encontrándose que existe un consenso acerca de que un número adecuado u óptimo de miembros para un grupo se encuentra entre 5 y 9. Luego se ha desarrollado un marco teórico en el que a partir de un problema de optimización de un banco central, se discuten los factores que influyen en la determinación del número de miembros del

---

<sup>10</sup> El sesgo aparece de la omisión de variables explicativas relevantes relacionadas con los costos y los beneficios sociales de los CPM.



CPM. Finalmente se estimó el número de miembros de los CPM de 85 bancos centrales en función de los factores usuales o previstos por la literatura como los determinantes del tamaño óptimo de un CPM.

Nuestra revisión teórica concluye que el número de miembros para un comité es “óptimo” en el sentido de que es ideal y adecuado para desarrollar eficientemente su trabajo. El beneficio de aumentar el número de miembros de un comité es mejorar la capacidad de obtener mayor y mejor información, mientras el principal costo está asociado con lo complejo de las interacciones entre sus miembros y la consecuente demora en tomar decisiones.

El marco teórico presentado sugiere que, si se incrementa la incertidumbre de las señales (información) usadas por los tomadores de decisiones para formular la política monetaria, entonces el tamaño del comité debería aumentar. Encontramos que el tamaño del comité debe cambiar entre bancos centrales, debido a la influencia de un conjunto de factores y características de cada país.

Utilizando información para 85 bancos centrales, encontramos que CPM promedio, tanto de facto como de jure, consiste en 7 miembros. El tamaño del CPM en la práctica es algo menor que el tamaño de jure, reflejando que la nominación de los miembros y el proceso de agenda del CPM requieren la cooperación de varias autoridades y entidades. Los resultados también muestran evidencia de que no es usual la existencia de un comité muy pequeño, lo cual se evidencia en que el quórum mínimo es muy cercano a 4. También existe un sesgo hacia comités con un número impar de miembros, con la consiguiente facilidad para obtener mayoría y la capacidad para tomar decisiones.

Nuestra base de datos de CPM también fue utilizada en un ejercicio econométrico para capturar las diferencias en el tamaño estimado del comité entre bancos centrales. En general, nuestro marco teórico sustenta la evidencia empírica. El comité ideal está compuesto por un número de miembros que se encuentra en el rango de 5 a 9 miembros. Sin embargo, el tamaño estimado es usualmente mayor para países más grandes, porque el conjunto de información necesario es mayor. Respecto a la estabilidad económica, se encuentra que ésta representa un determinante importante; así, los periodos de turbulencia y volatilidad impiden la recolección adecuada de la información. Se observa que los países más inestables requieren más miembros en el CPM.

El análisis econométrico sugiere además que los diferentes regímenes de política monetaria y procesos de decisión calzan con CPM de diferente tamaño. Por ejemplo, si el comité de política



monetaria tiene reuniones con menor frecuencia, el tamaño del comité sería mayor. Sin embargo, este resultado no es validado por todos los métodos de estimación. También encontramos que los regímenes de tipo de cambio flotantes tienen comités con menos miembros. Esto contrasta con otros trabajos empíricos, dado que se podría esperar que los regímenes flotantes requieran mayor habilidad e información por parte de los tomadores de decisión que cualquier otro régimen (por ejemplo el esquema de tipo de cambio fijo “piloto-robot”).

Los estimados basados en el modelo también son utilizados para generar conclusiones acerca de por qué el tamaño del CPM para bancos centrales difiere del tamaño estimado. El análisis de residuos nos permite verificar que el tamaño del CPM en los bancos centrales grandes (FED, BCE, BOJ) está bastante cerca del tamaño estimado, mientras que bancos centrales más pequeños (Croacia, Egipto, Hungría, Malta) tienen muchos o muy pocos miembros en su CPM en relación con el nivel estimado.

Nuestra pregunta inicial también puede ser vista desde otra perspectiva: puede resultar interesante investigar si existen un vínculo entre el tamaño del CPM y la volatilidad de la inflación. ¿Un CPM más grande o más pequeño lleva a una menor eficacia de la política monetaria, es decir, una inflación más alta y volátil? Una próxima investigación podría usar tanto nuestra base de datos como nuestros estimados sobre el número de miembros de nuestro modelo anterior para explicar la existencia de ese vínculo. La pregunta es importante porque actualmente hay varios estudios sobre los determinantes de la volatilidad de la inflación, pero ninguno de ellos ha considerado el impacto del tamaño del CPM. Responder esta pregunta puede contribuir al análisis y la identificación del tamaño más adecuado para un CPM.



## Referencias Bibliográficas

- Bales, R. y E. Borgatta (1951) "Size of Group as a Factor in the Interaction Profile". In Hare et.al (1955) Eds., *Handbook of Small Group Research*. 396-414. Alfred A. Knopf NY.
- Berk, J.M y B.K. Bierut (2003), "Committee Structure and its Implications for Monetary Policy Decision-Making", Tinbergen Institute Discussion Paper 053/2.
- Berger, H. (2006), "Optimal Central Bank Design: Benchmarks for the ECB", CESIFO Working Paper 1697.
- Berger, H.; V. Nitsch y T. Lybeck (2006), "Central Bank Boards around the World: Why Does Membership Size Differ?", *European Journal of Political Economy*, Vol
- Blinder, A. y J. Morgan (2000), "Are Two Heads Better Than One? An Experimental Analysis of Group Vs. Individual Decision-making", National Bureau of Economic Research: Working Paper 7909.
- Blinder, A. y J. Morgan (2007), "Leadership in Groups: A Monetary Policy Experiment", CEPS Working Paper No. 151, July.
- Caplow, T. (1957) "Organizational Size", *Administrative Science Quarterly*, Vol. **1**, (4), 484-505.
- Fay, N. (2000) "The Effect of Group Size Upon Influence and Process in Group Communication", submitted for the Degree of Ph.D. to The Highers Degree Committee of The Faculty of Social Sciences, University of Glasgow.
- Gallupe, B.; A. Dennis; W. Cooper; J. Velacich; L. Bastianutti y J. Nunamaker Jr. (1992), "Electronic Brainstorming and Group Size", *Academy of Management Journal* 1992, Vol.**35** (2) 350-369.
- Gerlach-Kristen, P. (2005), "Monetary Policy Committees and Interest Rate Setting". *European Economic Review* Vol. **50** 487-507.
- Gerling, K., P. Grüner, A. Kiel y E. Schulte (2003) "Information Acquisition and Decision Making in Committees: A Survey", European Central Bank Working Paper Series N° 256.
- Goodfriend, Marvin (2005), "Comment on Fujiki", *Monetary and Economic Studies*, October, 83-87.
- Haleblian, J. y S. Finkelstein (1993), "Top Management Team Size, CEO Dominance, and Firm Performance: The Moderating Roles of Environmental Turbulence and Discretion", *Academy Management Journal* Vol. **36** (4), 844-863.



- Hackman, R. y C. Morris (1975), "Groups Task, Group Interaction Process, And Group Performance Effectiveness: A review and Proposed Integration". En L. Berkowitz (Ed.), *Advances in Experimental Social Psychology* Vol. **8**. New York: Academic Press.
- Kang, S. (2004), "The Optimal Size of Committee", *Journal of Economic Research* **9**, 217-238.
- Lombardelli, C. y J. Talbot (2002), "Committees versus Individuals: An Experimental Analysis of Monetary Policy Decision-Making", *Bank of England Quarterly Bulletin*, 262-273.
- Lybek, T. y J. Morris (2004), "Central Bank Governance: A Survey of Boards and Management", International Monetary Fund, Working Paper Series WP/04/226.
- Mahadeva, L. y G. Sterne (2000), "Monetary Frameworks in a Global Context", CCBS Research Publications, Bank of England.
- Sibert, A. (2006), "Central Banking by Committee", Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper Series, No. 5626.
- Taylor, D. y W. Faust (1955), "Twenty Questions: efficiency in Problem Solving as a Function of Size of Group", en Hare et.al (1955) Eds., *Handbook of Small Group Research*, 208-220. Alfred A. Knopf NY.

**Anexo 1:**

## Países incluidos en la muestra

1	Albania	43	Libia
2	Arabia Saudita	44	Lituania
3	Argentina	45	Macao
4	Armenia	46	Macedonia
5	Aruba	47	Madagascar
6	Australia	48	Malasia
7	Banco Central del Este del Caribe	49	Malawi
8	Barbados	50	Malta
9	Bielorrusia	51	Mauricio
10	Belice	52	México
11	Bermuda	53	Moldava
12	Bután	54	Nepal
13	Bosnia y Herzegovina	55	Nigeria
14	Botsuana	56	Noruega
15	Brasil	57	Nueva Zelanda
16	Bulgaria	58	Omán
17	Canadá	59	Pakistán
18	Chile	60	Papúa Nueva Guinea
19	Chipre	61	Perú
20	Colombia	62	Polonia
21	Croacia	63	Reino Unido
22	Dinamarca	64	Rep. Corea
23	Ecuador	65	Rep. Checa
24	Egipto	66	Rep. de Eslovaquia
25	Emiratos Árabes Unidos	67	Rumania
26	Eslovenia	68	Rusia
27	Estados Unidos	69	Serbia
28	Estonia	70	Seychelles
29	Filipinas	71	Sierra Leona
30	Guyana	72	Singapur
31	Honduras	73	Sri Lanka
32	Hungría	74	Sudáfrica
33	Indonesia	75	Suecia
34	Islandia	76	Suiza
35	Islas Salomón	77	Tanzania
36	Israel	78	Tonga
37	Japón	79	Trinidad y Tobago
38	Kazajstán	80	Turquía
39	Kirguistán	81	Uganda
40	Kuwait	82	Unión Europea
41	Latvia	83	Vanuatu
42	Lesoto	84	Venezuela
		85	Zambia



## Efectos No-Lineales de las Variaciones del Tipo de Cambio sobre el Riesgo Cambiario-Crediticio. Evidencia Empírica para Perú\*

---

Pablo J. Azabache La Torre <sup>a</sup>

### Resumen

Se propone evaluar el impacto de las variaciones del tipo de cambio sobre el riesgo cambiario-crediticio de los bancos a través de un modelo umbral, el cual considera la existencia de 2 regímenes, el primero es de un escenario de baja volatilidad del tipo de cambio y el segundo de alta volatilidad. Este modelo permite analizar si la volatilidad del tipo de cambio influye en la capacidad de pago de los deudores y estimar el tamaño de depreciación a partir del cual los deudores tienen problemas de pago en sus obligaciones financieras lo que se traduce en incrementos de la morosidad de los créditos en moneda extranjera (variable *proxy* del riesgo cambiario-crediticio).

Se encuentra que el umbral de depreciación a partir del cual las variaciones del tipo de cambio afectan la capacidad de pago de los deudores es de 11,5 por ciento. El efecto umbral estimado muestra que el efecto de un incremento de 1 por ciento en el tipo de cambio, sobre el ratio de morosidad de los créditos en moneda extranjera, es 4,5 veces mayor en el segundo régimen en comparación a su efecto estimado en el primer régimen. Los resultados se comparan con las de un modelo que considera la existencia de un solo régimen, y se encuentra que los modelos lineales subestiman el impacto del tipo de cambio. Adicionalmente, se encuentra evidencia de posibles efectos asimétricos entre el ciclo económico y el riesgo de crédito.

Clasificación **JEL**: C3, G2.

Palabras clave: Riesgo cambiario-crediticio, Modelo umbral, Choques de tipo de cambio, Ciclo económico.

---

\* Agradezco los comentarios de Carlos Montoro y de Gabriel Rodríguez. También, agradezco a Yalina Crispín Velásquez por su excelente asistencia de investigación. Los puntos de vista expresados en esta investigación son del autor y no reflejan la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

<sup>a</sup> Banco Central de Reserva del Perú y Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas-UPC: Jr. Antonio Miró Quesada 441, Lima 1, Perú. Teléfono: +511 613-2000 (4429). Correo electrónico: pablo.azabache@bcrp.gob.pe.



## 1. Introducción

Cuando los bancos otorgan un crédito en una moneda diferente a la que el deudor genera sus ingresos, están asumiendo un mayor riesgo de crédito latente en comparación al que asumen si el crédito es otorgado en la moneda en la que el deudor genera sus ingresos. Este riesgo derivado, llamado riesgo cambiario-crediticio (RCC), representa la probabilidad de que los bancos enfrenten pérdidas por el incumplimiento de los pagos de los deudores debido a variaciones del tipo de cambio.

La variable clave es el descalce de monedas que se genera en la hoja de balance del deudor cuando éste toma un préstamo en una moneda diferente a la que genera sus ingresos. Si consideramos como moneda extranjera al dólar y la moneda doméstica al Nuevo Sol, un incremento del tipo de cambio provoca que el préstamo en dólares expresado en Nuevos Soles se incremente, generando mayores gastos financieros en términos de la moneda doméstica. Estos mayores gastos financieros, dependiendo del tamaño de la depreciación, pueden generar problemas de liquidez, haciendo que el deudor incumpla sus pagos financieros con la entidad bancaria. Es así como el riesgo cambiario de los deudores, generado por el descalce de monedas, se traslada al balance de los bancos incrementando su riesgo de crédito. Si las variaciones en el tipo de cambio continúan y la economía entra en recesión el problema de liquidez de los agentes se convierte en un problema de solvencia pudiendo afectar sus decisiones de inversión y producción (Efecto Hoja de Balance).

Los primeros indicios sobre la existencia de este riesgo derivado se pueden encontrar en la literatura que aborda las causas de las crisis financieras de los países en desarrollo. Allen *et al.* (2002) encuentran que un fuerte incremento en el tipo de cambio puede generar pérdidas considerables en los prestatarios, los bancos al buscar cubrirse del riesgo cambiario a través de los préstamos en dólares trasladan el descalce cambiario de sus balances a los balances de los prestatarios. De Nicoló *et al.* (2003) evalúan los beneficios y los riesgos asociados con la dolarización de los sistemas bancarios, y encuentran que la inestabilidad financiera es probablemente más alta en economías dolarizadas, siendo los riesgos de solvencia y liquidez las causas de la fragilidad de estos sistemas.

Literatura sobre la existencia de este riesgo derivado en países con dolarización financiera es reciente y en general es empírica y adolece de estructura teórica. Azabache (2005) realiza una evaluación empírica del riesgo cambiario-crediticio para los sistemas bancarios de Perú y



Bolivia. Mediante las funciones respuesta al impulso de modelos VAR, analiza la relación y la dinámica que presenta el ratio de morosidad de los créditos en moneda extranjera ante choques de tipo de cambio, inflación y actividad económica, para ambos sistemas bancarios. El autor encuentra que el mecanismo de transmisión del riesgo cambiario-crediticio actúa con mayor rapidez en Bolivia con respecto al de Perú. Adicionalmente, a través de un modelo de datos de panel dinámico estima el impacto de las variaciones del tipo de cambio en la calidad de cartera de los bancos de ambos países, encuentra que la morosidad del sistema bancario peruano es menos sensible a los choques de tipo de cambio en comparación a la de Bolivia. Escobar (2003) analiza el efecto de las variaciones del tipo de cambio sobre la actividad de intermediación financiera de Bolivia para el periodo 1990-2003. El autor sostiene que al producirse una alta depreciación del tipo de cambio, los deudores del sistema financiero, en particular los del sector no transable, ven incrementar tanto las tasas de interés reales de sus préstamos como el capital adeudado de los mismos generando efectos negativos sobre su capacidad de pago, lo cual se transmite al sistema financiero a través del deterioro de la cartera de créditos de los bancos. Jiménez (2004), plantea las principales consecuencias que tiene el riesgo cambiario-crediticio sobre: i) la calificación de riesgo de deuda emitida en monedas diferentes, ii) la constitución de provisiones, y iii) la asignación de capital económico en las entidades financieras con clientes cuya deuda presenta descalce cambiario.

Conocer el potencial impacto negativo de las variaciones del tipo de cambio sobre el balance tanto de las empresas como de los bancos es de vital importancia para el hacedor de política monetaria como para la regulación bancaria. La existencia de este riesgo podría sustentar la intervención del Banco Central en el mercado cambiario con el objetivo de reducir la volatilidad del tipo de cambio. Asimismo, implica que el supervisor bancario debe exigir la gestión y el requerimiento de provisiones de este nuevo riesgo de crédito.

En este documento se plantea un nuevo modelo para evaluar si las variaciones del tipo de cambio incrementan el riesgo de crédito de los bancos. Este modelo se construye sobre la hipótesis de efectos no-lineales de las variaciones del tipo de cambio sobre la capacidad de pago de los deudores. Esta hipótesis es interpretada como: “pequeñas variaciones del tipo de cambio no afectan la capacidad de pago de los deudores por lo que su impacto sobre el riesgo de crédito es despreciable o estadísticamente no significativo; sin embargo, fuertes variaciones del tipo de cambio sí afectan la capacidad de pago de los deudores incrementando los créditos con problemas de pago de los bancos”.



La construcción de este modelo constituye nuestro principal aporte a la literatura que investiga el riesgo de crédito en países con dolarización financiera. Primero nos permite evaluar si la volatilidad del tipo de cambio influye en la capacidad de pago de los deudores o cualquier magnitud de depreciación afecta a ésta. Segundo, nos permite estimar en base a datos históricos el tamaño de depreciación que afecta la capacidad de pago de los deudores. A mi conocimiento y hasta el momento en que se realizó esta investigación (enero de 2006) no se ha planteado modelo alguno para estimar el tamaño del choque de depreciación que afecta la capacidad de pago de los deudores. Recientemente, Marcucci y Quagliariello (2009) han analizado el efecto asimétrico que tiene el ciclo económico sobre el riesgo de crédito de la banca Italiana, y también utilizan la metodología econométrica umbral con la cual se estima nuestro modelo no-lineal.

La implementación empírica de esta no-linealidad se realiza a través de un modelo umbral, el cual se desarrolla en tres etapas. En la primera etapa se estima el tamaño del choque de depreciación que afecta la capacidad de pago de los deudores. En base a este umbral se divide los datos de la morosidad de los créditos en moneda extranjera (variable *proxy* del riesgo cambiario-crediticio) en dos clases o regímenes; el primer régimen corresponde a leves choques de depreciación o baja volatilidad del tipo de cambio, y el segundo corresponde a fuertes choques de depreciación o alta volatilidad del tipo de cambio. En la tercer etapa se estima el impacto de la depreciación en cada régimen.

Se encuentra que el umbral de depreciación a partir del cual las variaciones del tipo de cambio afectan la capacidad de pago de los deudores es de 11,5 por ciento, el cual es estadísticamente válido a un nivel de confianza de 90 por ciento. En ambos regímenes las variaciones del tipo de cambio incrementan la morosidad de los créditos en moneda extranjera, además los parámetros estimados son estadísticamente significativos. Sin embargo, en el primer régimen el impacto de las variaciones del tipo de cambio es débil (0,03) mientras que en el segundo régimen el impacto es muy superior (0,14). El efecto umbral, en el que se basa nuestra hipótesis, indica que el impacto de una depreciación de 1 por ciento es 4,7 veces mayor en el segundo régimen con respecto al impacto que se da en el primer régimen. Así, el tamaño de los coeficientes nos lleva a no rechazar la hipótesis de efectos no-lineales.

Adicionalmente, los resultados dan indicios de un efecto asimétrico entre las fases del ciclo económico y el riesgo de crédito. El efecto umbral determina que el impacto de la caída del producto sobre el ratio de morosidad es de 7,3 veces mayor en el segundo régimen con respecto al primero. Esta asimetría indica que el riesgo de crédito es subestimado en la fase expansiva del



ciclo económico. En esta fase el crédito crece, la morosidad disminuye y tienden a cometerse errores de evaluación de riesgos que después se traducen en pérdidas durante la fase contractiva (Borio *et al.* (2001)).

Finalmente, se comparan los resultados del modelo no-lineal con los de un modelo de un solo régimen, el cual es estimado mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y el método generalizado de momentos (GMM). Las regresiones muestran que los coeficientes del modelo lineal, estimados con ambos métodos, subestiman el impacto de las variaciones del tipo de cambio. En ambos casos el tamaño del coeficiente de la depreciación (MCO (0,02) y GMM (0,04)) es muy similar al estimado en el primer régimen del modelo umbral (0,03).

Este documento tiene las siguientes secciones. En la sección 2 describo los datos utilizados en el modelo. En la sección 3 presento el modelo umbral para evaluar la existencia del riesgo cambiario-crediticio. En la sección 4 presento los resultados del modelo no-lineal, además comparo los resultados con los obtenidos de un modelo que sólo considera un régimen. En la sección 5 se presentan las conclusiones.

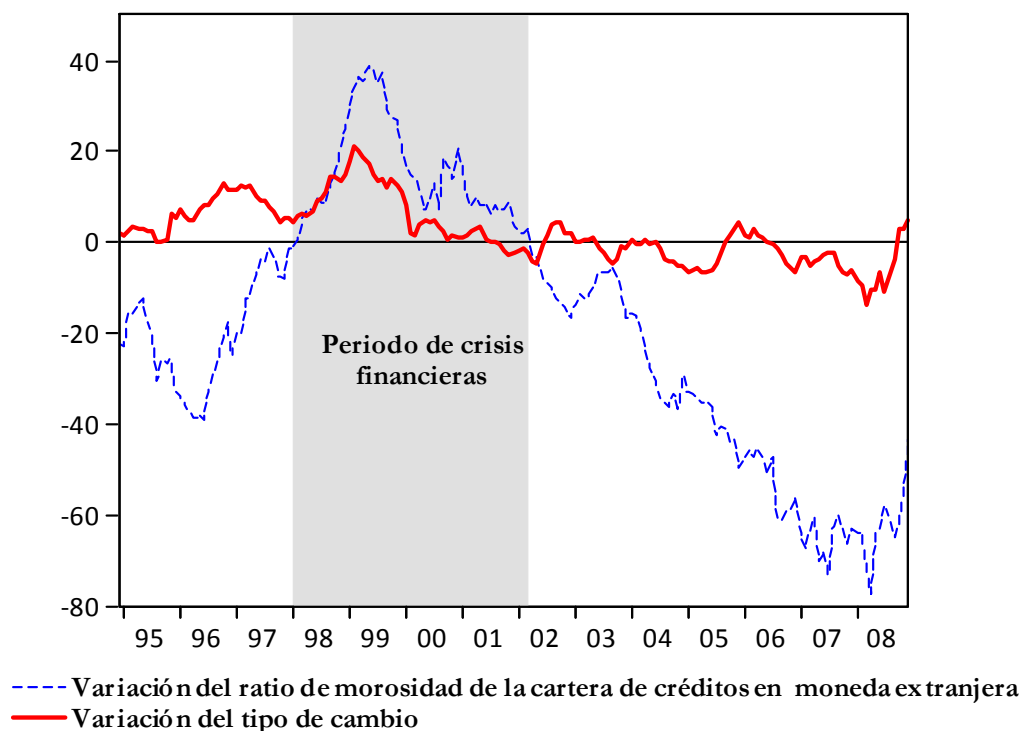
## 2. Datos y muestra

Los datos son de series de tiempo de frecuencia mensual para el periodo diciembre 1993-diciembre 2008. Se utiliza el balance agregado del sistema bancario peruano reportado por la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP (SBS) e información de variables económicas publicadas por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). La disponibilidad de información financiera de los bancos peruanos restringió la muestra a este periodo. En el anexo 1 se presenta el detalle de estas variables y las transformaciones realizadas.

Siendo el objetivo analizar el impacto de las variaciones del tipo de cambio sobre el riesgo de crédito generado por el descalce de monedas de los deudores, es importante construir una medida adecuada de este riesgo. En Perú la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP clasifica el portafolio de créditos de los bancos de manera contable, por tipo de crédito y por categoría de riesgo (véase anexo 2). En esta investigación el indicador del riesgo cambiario-crediticio (RCC) es construido como el porcentaje de créditos con problemas de pagos (refinanciados, vencidos y en cobranza judicial) del total del portafolio de créditos en moneda extranjera.

Este ratio puede ser interpretado como un ratio de morosidad ampliado<sup>1</sup> ya que considera a los créditos refinanciados y reestructurados. Se incluye a estos créditos debido a que presentan implícitamente problemas de pago que pueden haber sido causados por factores idiosincráticos de los deudores, por factores sistémicos (como caídas del PBI o incrementos del tipo de cambio) o por una combinación de ambos.

**Gráfico 1**  
**Morosidad del portafolio de créditos en moneda extranjera y tipo de cambio**  
(variación porcentual 12 meses)



Para medir los choques de tipo de cambio se utiliza la variación anual del tipo de cambio venta promedio del mes. En el gráfico 1 se presenta la evolución de la variación anual de la mora en moneda extranjera y la tasa de depreciación. Se observa que durante el periodo 1998-2001 los incrementos del tipo de cambio fueron acompañados de fuertes incrementos en la morosidad en moneda extranjera. Durante este periodo se dieron choques internos y externos que afectaron la solidez del sistema bancario peruano. El dos de julio de 1997 se inició la crisis Asiática (fecha de la devaluación del bath tailandés), la cual afectó a las economías de países emergentes. En Sudamérica,

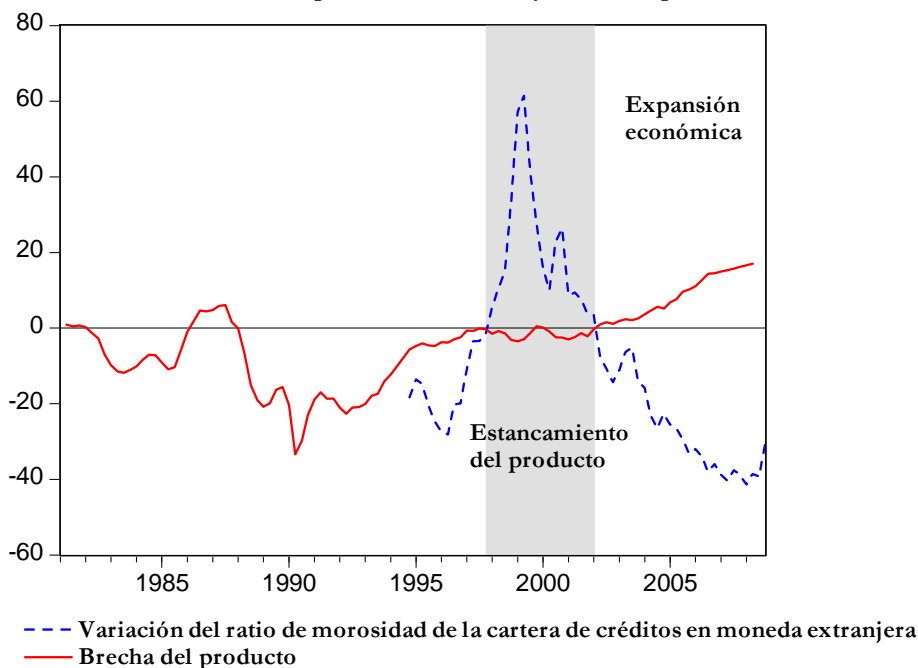
<sup>1</sup> El ratio de morosidad contable establecido por la SBS es la suma de los créditos vencidos y en cobranza judicial entre el total de la cartera de créditos.



países como Chile, Colombia, Brasil y Venezuela adoptaron medidas para contrarrestar la volatilidad de sus tipos de cambio y detener la pérdida de reservas internacionales en un intento por defender sus monedas.

Luego, el 17 de agosto de 1998 Rusia declaró la moratoria en el pago de su deuda la cual fue acompañada por la desestabilización del rublo. Esto generó una crisis de liquidez internacional. En América Latina las tasas de interés y la percepción el riesgo país aumentaron. En Perú, el impacto de la crisis de liquidez, luego de los sucesos en Rusia, se manifestó a través de una fuerte contracción del crédito bancario debido al recorte importante de las líneas de crédito que recibía la banca local de bancos internacionales. Finalmente el 13 de enero de 1999 se dio la crisis brasilera (el real inicio su transición a un régimen de tipo de cambio flotante), la que acentuó la contracción del crédito bancario y de la actividad económica e indujo al alza a las tasas de interés.

**Gráfico 2**  
**Morosidad del portafolio de créditos y brecha del producto**



Otra variable importante que explica el deterioro de la cartera de créditos de los bancos es la evolución de la actividad económica. La literatura bancaria considera al ciclo económico como la principal variable macroeconómica que explica al riesgo de crédito.



Algunos ejemplos son aquellos como Pesola (2001), Salas y Saurina (2002), Meyer y Yeager (2001) que demuestran que la caída del PBI incrementa el riesgo de crédito. En el gráfico 2 se presenta la variación de la mora junto con la brecha del producto<sup>2</sup>. Durante el periodo de estancamiento de la actividad económica, 1998-2001, la morosidad en moneda extranjera se incrementó fuertemente; mientras que en el periodo de auge, 2002-2008, la morosidad se ha reducido considerablemente.

### 3. Efectos no-lineales de la depreciación sobre el riesgo cambiario-crediticio

#### 3.1 El modelo

El modelo para evaluar la existencia del riesgo cambiario-crediticio es construido partiendo de la hipótesis de que existe un umbral de depreciación a partir del cual las variaciones del tipo de cambio incrementan fuertemente la morosidad de los créditos en moneda extranjera. Denotando los datos de la morosidad del portafolio de crédito en moneda extranjera como MME y al umbral de depreciación a partir del cual se activa el RCC como  $\gamma$ , el modelo puede ser escrito como<sup>3</sup>:

$$MME_t = \alpha_1 MME_{t-1} I_{(Dep_t \leq \gamma)} + \alpha_2 Dep_t I_{(Dep_t \leq \gamma)} + \beta_1 MME_{t-1} I_{(Dep_t > \gamma)} + \dots + \beta_2 Dep_t I_{(Dep_t > \gamma)} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Donde  $I(\cdot)$  denota la función que indica el régimen y  $Dep$  denota la variación anual del tipo de cambio y  $\alpha_1, \alpha_2, \beta_1$  y  $\beta_2$  denotan los parámetros de interés a ser estimados. Este modelo resulta incompleto al no considerar otras variables relevantes que afectan al riesgo de crédito, además su omisión puede generar sesgo en los estimadores. Siguiendo a Azabache (2005), Brookes *et al* (1994), Clair (1992), Davis (1993), Freixas *et al* (1994), González-Hermosillo *et al* (1997) y Saurina y Salas (2002) se incluye en el modelo a la variación del crédito ( $Col$ ), inflación ( $Inf$ ), ciclo económico ( $Ciclo$ ) y adeudados ( $Adeu$ ). Así el modelo ampliado es el siguiente:

<sup>2</sup> La estimación de la brecha del producto es tomada de Rodríguez (2009).

<sup>3</sup> El modelo incluye el rezago de la morosidad debido a que los créditos con problemas de pago aún se contabilizan en los periodos siguientes según la normativa contable.



$$\begin{aligned}
 MME_t = & \alpha_1 Col_t I_{(Dep_t \leq \gamma)} + \alpha_2 Dep_t I_{(Dep_t \leq \gamma)} + \alpha_3 Adeu_t I_{(Dep_t \leq \gamma)} + \alpha_4 MME_{t-1} I_{(Dep_t \leq \gamma)} \\
 & + \alpha_5 Inf_t I_{(Dep_t \leq \gamma)} + \alpha_6 Ciclo_t I_{(Dep_t \leq \gamma)} + \beta_1 Col_t I_{(Dep_t > \gamma)} + \beta_2 Dep_t I_{(Dep_t > \gamma)} + \\
 & \beta_3 Adeu_t I_{(Dep_t > \gamma)} + \beta_4 MME_{t-1} I_{(Dep_t > \gamma)} + \beta_5 Inf_t I_{(Dep_t > \gamma)} + \beta_6 Ciclo_t I_{(Dep_t > \gamma)} + e_t
 \end{aligned} \quad (3.2)$$

Otra manera de expresar el modelo de la ecuación (3.2) es como sigue:

$$\begin{aligned}
 MME_t = & \alpha_1 Col_t + \alpha_2 Dep_t + \alpha_3 Adeu_t \\
 & + \alpha_4 MME_{t-1} + \alpha_5 Inf_t + \alpha_6 Ciclo_t + e_t
 \end{aligned} \quad \text{para } Dep_t \leq \gamma \quad (3.3)$$

$$\begin{aligned}
 MME_t = & \beta_1 Col_t + \beta_2 Dep_t + \beta_3 Adeu_t \\
 & + \beta_4 MME_{t-1} + \beta_5 Inf_t + \beta_6 Ciclo_t + e_t
 \end{aligned} \quad \text{para } Dep_t > \gamma \quad (3.4)$$

La solución del modelo se realiza de manera secuencial. En la primera etapa se estima el umbral de depreciación que activa el mecanismo de transmisión del riesgo cambiario-crediticio. En el modelo ampliado la variación del crédito, la depreciación y los adeudados están correlacionadas con el término error, por lo que la estimación del umbral,  $\gamma$ , se basa en un método de variables instrumentales (Hansen y Caner (2004)). Se incluye a los adeudados debido a que están altamente correlacionados con la depreciación; asimismo, esta variable forma parte de los fondos prestables de los bancos, por lo que una caída de éstos tendrá un efecto tanto el tipo de cambio como en la morosidad. Su inclusión permite aislar el efecto puro del tipo de cambio sobre la morosidad. Agrupando los regresores en dos grupos escribimos la ecuación (3.2) como:

$$MME_t = \alpha'_1 z_t I_{(Dep_t \leq \gamma)} + \beta'_1 w_t I_{(Dep_t \leq \gamma)} + \alpha'_2 z_t I_{(Dep_t > \gamma)} + \beta'_2 w_t I_{(Dep_t > \gamma)} + e_t \quad (3.5)$$

Donde  $z_t$  es un vector que contiene a los regresores endógenos (variación de las colocaciones, depreciación y variación de los adeudados) mientras que  $w_t$  es un vector que contiene a los regresores exógenos (rezago de la mora, inflación y ciclo económico). Luego  $\alpha'_1, \alpha'_2, \beta'_1$ , y  $\beta'_2$  representan los vectores de coeficientes de los regresores endógenos y exógenos en cada régimen.

Debido al problema de endogeneidad el estimador del umbral se basa en la estimación de un modelo de forma reducida para las variables endógenas en función de instrumentos exógenos. El modelo de forma reducida es escrito como:



$$z_t = g(x_t, \pi) + u_t \quad (3.6)$$

Donde  $u_t$  es el término de error (se distribuye con media cero y varianza constante),  $z_t$  es el vector de variables endógenas (incluye la variación de las colocaciones, la depreciación y la variación de los adeudados, por lo que existen 3 ecuaciones), y  $x_t$  es un vector de variables instrumentales que cumplen con el siguiente requisito:

$$E(u_t | x_t) = 0 \quad (3.7)$$

Un supuesto importante es que el término de perturbación de la ecuación estructural (3.2),  $e_t$ , es una sucesión de diferencias martingala (*martingale difference sequence*)

$$E(e_t | \xi_{t-1}) = 0 \quad (3.8)$$

Así  $(x_t, z_t)$  son medidos con respecto a  $\xi_{t-1}$ , el campo sigma generado por  $\{x_{t-j}, z_{t-j}, e_{t-1-j} : j \geq 0\}$ . Este supuesto nos permite usar al rezago de las variables explicativas endógenas como variables instrumentales además de las estrictamente exógenas consideradas en el modelo o fuera de éste.

Se asume que la función  $g(\cdot)$  es conocida y obviamente  $\pi$  representa el vector de parámetros del modelo de forma reducida con los que construimos los valores predichos de las variables endógenas. La estimación de la ecuación (3.6) dependerá si existen restricciones a través de las ecuaciones. En caso no exista restricciones se puede estimar ecuación por ecuación con mínimos cuadrados. En caso existan restricciones a través de las ecuaciones hacemos uso del estimador mínimos cuadrados multivariado, el cual resuelve la siguiente ecuación:

$$\hat{\pi} = \arg \min_{\pi} \sum_{t=1}^T (z_{1t} - g_1(x_t, \pi))(z_{1t} - g_1(x_t, \pi))' \quad (3.9)$$

Con los parámetros estimados del modelo de forma reducida, formamos los valores ajustados de las variables endógenas y los sustituimos en el modelo estructural (ecuación 3.2). Seguidamente estimamos el umbral de depreciación mediante el método de mínimos cuadrados. Si permitimos que  $S_t(\gamma)$  denote la suma de los errores al cuadrado, entonces el umbral estimado,  $\hat{\gamma}$ , será aquel que minimiza la suma de los errores al cuadrado y puede ser escrito como:



$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma \in Dep} S_i(\gamma) \quad (3.10)$$

Una vez estimado el valor del umbral,  $\hat{\gamma}$ , el segundo paso es estimar los parámetros de interés para cada régimen. Esto se realiza partiendo la muestra en base a los indicadores  $I_{(Dep \leq \hat{\gamma})}$  y  $I_{(Dep > \hat{\gamma})}$ , luego los parámetros en cada régimen son estimados mediante el Método Generalizado de Momentos. Con el fin de simplificar las ecuaciones denotemos a  $\bar{X}_1 y \bar{X}_2$  como las matrices de instrumentos para el primer y segundo régimen respectivamente, y a  $\bar{Y}_1 y \bar{Y}_2$  como la matriz de datos del conjunto de regresores (tanto endógenos como exógenos) para el primer y segundo régimen respectivamente. Así, el estimador mínimos cuadrados en 2 etapas es:

$$\tilde{\theta}_1 = (\hat{Z}'_1 \hat{X}'_1 (\hat{X}'_1 \hat{X}_1)^{-1} \hat{X}'_1 \hat{Z}_1)^{-1} (\hat{Z}'_1 \hat{X}'_1 (\hat{X}'_1 \hat{X}_1)^{-1} \hat{X}'_1 Y) \quad (3.11)$$

$$\tilde{\theta}_2 = (\hat{Z}'_2 \hat{X}'_2 (\hat{X}'_2 \hat{X}_2)^{-1} \hat{X}'_2 \hat{Z}_2)^{-1} (\hat{Z}'_2 \hat{X}'_2 (\hat{X}'_2 \hat{X}_2)^{-1} \hat{X}'_2 Y) \quad (3.12)$$

Donde  $\tilde{\theta}_1$  y  $\tilde{\theta}_2$  representan el vector de estimadores para el primer y segundo régimen respectivamente. Luego en base a los parámetros estimados computamos el vector de residuos por lo que la matriz de pesos es:

$$\tilde{\Omega}_1 = \sum_{i=1}^n x_i x_i' \tilde{e}_i^2 1(q_i \leq \hat{\gamma}) \quad (3.13)$$

$$\tilde{\Omega}_2 = \sum_{i=1}^n x_i x_i' \tilde{e}_i^2 1(q_i > \hat{\gamma}) \quad (3.14)$$

Así el estimador GMM es:

$$\tilde{\theta}_1 = (\hat{Z}'_1 \hat{X}'_1 \tilde{\Omega}_1^{-1} \hat{X}'_1 \hat{Z}_1)^{-1} (\hat{Z}'_1 \hat{X}'_1 \tilde{\Omega}_1^{-1} \hat{X}'_1 Y) \quad (3.15)$$

$$\tilde{\theta}_2 = (\hat{Z}'_2 \hat{X}'_2 \tilde{\Omega}_2^{-1} \hat{X}'_2 \hat{Z}_2)^{-1} (\hat{Z}'_2 \hat{X}'_2 \tilde{\Omega}_2^{-1} \hat{X}'_2 Y) \quad (3.16)$$



Finalmente, es importante evaluar la significancia estadística de la existencia de no linealidad en el modelo<sup>4</sup>. La hipótesis a evaluar es  $H_0: \gamma = \gamma_0$ , para esto se construye el siguiente ratio de verosimilitud (Hansen (2000)):

$$LR_i(\gamma) = t \frac{S_i(\gamma) - S_i(\hat{\gamma})}{S_i(\hat{\gamma})} \quad (3.17)$$

### 3.2 Resultados empíricos

Se estima que el umbral de depreciación que activa el mecanismo de transmisión del riesgo cambiario-crediticio es de 11,5 por ciento (ver cuadro 3). A partir de la ecuación (3.17) se ha elaborado el test ratio de verosimilitud con el que se ha construido un intervalo de confianza para el umbral de depreciación, el cual estaría entre 11,2 por ciento y 12,3 por ciento.

**Cuadro 3**

**Cuadro 3: Umbral estimado e intervalo de confianza**

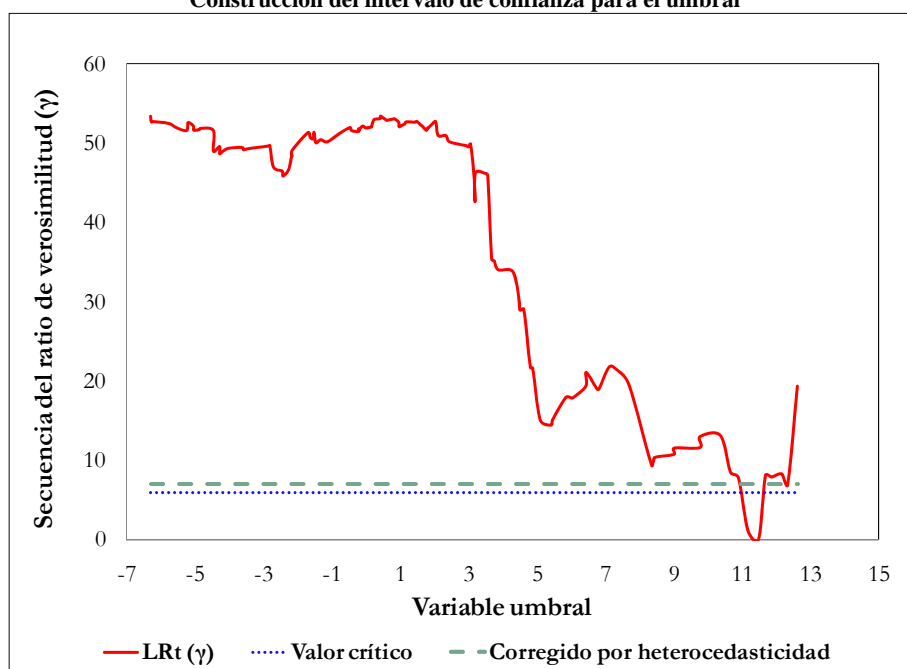
Umbral	11,49	
Intervalo de confianza	Inferior	Superior
Homocedasticidad	11,18	11,49
Heterocedasticidad corregida	11,18	12,34

En el gráfico 3 se presenta la secuencia del ratio de verosimilitud. Se observa que el ratio de verosimilitud pasa el valor crítico para un nivel de confianza de 90 por ciento, por lo que no se puede rechazar la hipótesis de efectos no-lineales de las variaciones del tipo de cambio sobre la morosidad del portafolio de créditos en moneda extranjera de los bancos. Corrigiendo por heterocedasticidad el ratio de verosimilitud también pasa el valor crítico.

<sup>4</sup> La distribución asintótica del umbral estimado es de la misma forma que la de los modelos de cambio de punto, aunque la escala es diferente (Hansen (2000)). Con el test ratio de verosimilitud para el umbral se construye un intervalo de confianza invirtiendo este estadístico.



**Gráfico 3**  
**Construcción del intervalo de confianza para el umbral**



En base al umbral de depreciación, 11,5 por ciento, se ha dividido la muestra en dos regímenes y mediante el estimador GMM se ha estimado los parámetros de las variables relevantes para cada régimen.

En el cuadro 4 se presentan los resultados de las estimaciones. Nuestra atención se centra en el coeficiente de la depreciación para cada régimen. En ambos regímenes las variaciones del tipo de cambio incrementan la morosidad de los créditos en moneda extranjera, además los parámetros estimados son estadísticamente significativos. El tamaño de los coeficientes estimados refuerza la hipótesis de efectos no-lineales. En el primer régimen el impacto de las variaciones del tipo de cambio es débil (0,03) mientras que en el segundo régimen el impacto es muy superior (0,14). El efecto umbral, en el que se basa nuestra hipótesis, indica que el impacto de una depreciación de 1 por ciento es 4,7 veces mayor en el segundo régimen con respecto al impacto que se da en el primer régimen.

**Cuadro 4**  
**Resultados**

Variable endógena: Mora del portafolio de créditos en moneda extranjera					
Régimen 1: Variable umbral menor que 11,49 (Dep $\leq$ Y)					
Número de observaciones		144			
	Coefficiente	Error estándar	Estadístico "T"	Intervalo	
				Inferior	Superior
<b>Explicativas endógenas</b>					
Colocaciones	-0,010	0,004	-2,407	-0,018	-0,001
Depreciación	0,029	0,010	2,776	0,008	0,050
Adeudados	0,0004	0,001	0,489	-0,001	0,002
<b>Explicativas exógenas</b>					
Constante	-0,089	0,154	-0,579	-0,409	0,212
Morosidad(-1)	0,991	0,011	92,810	0,970	1,013
Inflación(-1)	0,056	0,018	3,045	0,020	0,094
Ciclo(-4)	-0,072	0,028	-2,597	-0,134	-0,017
Régimen 2: Variable umbral mayor que 11,49 (Dep $>$ Y)					
Número de observaciones		21			
	Coefficiente	Error estándar	Estadístico "T"	Intervalo	
				Inferior	Superior
<b>Explicativas endógenas</b>					
Colocaciones	0,029	0,020	1,451	-0,037	0,072
Depreciación	0,137	0,035	3,956	0,057	0,243
Adeudados	-0,033	0,011	-2,941	-0,055	0,001
<b>Explicativas exógenas</b>					
Constante	5,251	1,352	3,885	2,602	9,494
Mora(-1)	0,374	0,080	4,653	0,127	0,552
Inflación(-1)	-0,003	0,073	-0,041	-0,244	0,140
Ciclo(-4)	-0,522	0,176	-2,958	-0,903	-0,058

**VARIABLES INSTRUMENTALES:**

Rezagos 1 y 4 de las colocaciones. Rezagos 1 y 2 de los adeudados. Términos de intercambio.

Rezagos 2 y 6 de la depreciación. Rezago 9 del ciclo.

Conforme a lo encontrado en otros estudios a nivel internacional (ver por ejemplo Pesola (2001), Salas y Saurina (2002), Meyer y Yeager (2001)), se encuentra que la contracción de la actividad económica incrementa el riesgo de crédito. El signo del coeficiente del ciclo económico es negativo, en ambos regímenes, además de estadísticamente significativo. Además, Los resultados dan indicios de un efecto asimétrico entre las fases del ciclo económico y el riesgo de crédito; este hecho se observa en la magnitud del coeficiente de cada régimen (se pasa de -0,072 en el primer régimen a -0,522 en el segundo régimen). El efecto umbral determina que el impacto de la caída del producto es de 7,3 veces mayor en el segundo régimen con respecto al primero.

Este efecto asimétrico implica que el riesgo de crédito es subestimado en la fase expansiva del ciclo económico. En las fases expansivas del ciclo el crédito crece, la morosidad disminuye, y se cometen errores de evaluación de riesgos que después se traducen en pérdidas durante la fase



contractiva (Borio *et al.* (2001)). El carácter cíclico de las provisiones, morosidad y crédito bancario esta ampliamente documentado en la literatura, por ejemplo Bikker y Metzmakers (2002) estiman para una muestra de 29 países de la OCDE que cuando la tasa de crecimiento del Producto Bruto Interno es menor que 3 por ciento, las provisiones son 60 por ciento más altas que cuando la tasa de crecimiento del PBI está alrededor de 3 por ciento.

**Cuadro 5:**  
**Modelo de un solo régimen**

Variable dependiente: Mora del portafolio de créditos en moneda extranjera		
Número de observaciones	169	165
	Mínimos Cuadrados Ordinarios	Método Generalizado de Momentos
<b>Explicativas endógenas</b>		
Colocaciones	-0,0056 (0,0049)	-0.0141** (0,0049)
Depreciación	0,0221** (0,0076)	0,0383** (0,0077)
Adeudados	-0,0014 (0,0013)	0,0004 (0,0011)
<b>Explicativas exógenas</b>		
Morosidad(-1)	0,9846*** (0,0121)	0,9912*** (0,0094)
Inflación(-1)	0,0355* (0,0210)	0,0917** (0,0230)
Ciclo(-4)	-0,0419* (0,0256)	-0,1207** (0,0297)
Constante	0,0208 (0,1550)	-0,1104 (0,1410)

Error estándar en paréntesis.

\* Indica significancia al 10%.

\*\* Indica significancia al 5%.

\*\*\* Indica significancia al 1%.

Para mostrar la superioridad del modelo no-lineal en la evaluación del RCC se procedió a comparar con los resultados de un modelo que presenta sólo un régimen. En el cuadro 5 se presentan las estimaciones del modelo de un solo régimen utilizando MCO y GMM. En ambos casos el tamaño del coeficiente de la depreciación (0,02 y 0,04 respectivamente) es muy similar al estimado en el primer régimen del modelo umbral (0,03). El modelo de un solo régimen bajo condiciones de leves choques de tipo de cambio subestima el impacto de las variaciones del tipo de cambio sobre la mora de los créditos en moneda extranjera.



#### 4. Conclusiones

En esta investigación se evalúa el riesgo cambiario-crediticio a través de un modelo no-lineal, el cual permite la existencia de dos escenarios: uno de baja volatilidad del tipo de cambio y uno de alta volatilidad.

La construcción de este modelo constituye nuestro principal aporte a la literatura que investiga el riesgo de crédito en países con dolarización financiera, el cual es llamado riesgo cambiario-crediticio. Primero nos permite evaluar si la volatilidad del tipo de cambio influye en la capacidad de pago de los deudores o cualquier magnitud de depreciación afecta a ésta. Segundo, nos permite estimar en base a datos históricos el tamaño de depreciación que afecta la capacidad de pago de los deudores. A mi conocimiento y hasta el momento en que se realizó esta investigación (enero de 2006) no se ha planteado modelo alguno para estimar el tamaño del choque de depreciación que afecta la capacidad de pago de los deudores.

Los resultados muestran que la volatilidad del tipo de cambio influye en el efecto que tiene un choque de tipo de cambio sobre la capacidad de pago de los deudores. En particular se estima que depreciaciones por encima de 11,5 por ciento afectan la capacidad de pago de las empresas y familias traduciéndose en incrementos de los créditos con problemas de pago de los bancos.

También se encuentra evidencia de posibles efectos asimétricos de las fases del ciclo económico sobre el riesgo de crédito. Este resultado junto con el mayor impacto de las variaciones del tipo de cambio da un mensaje de realizar medidas preventivas en la gestión de riesgo de crédito. En particular estas medidas preventivas pueden dirigirse a la constitución de un fondo de provisiones cíclicas, donde se acumule recursos en la fase expansiva para ser usados en la fase contractiva en la que tanto los choques de tipo de cambio como de producto amplifican su efecto.



## Referencias Bibliográficas

- Allen M., Rosenberg Ch., Keller Ch., Setser B. y N. Roubini (2002), "A Balance Sheet Approach to Financial Crises", IMF Working Paper WP/02/210.
- Azabache, Pablo (2005), "Aproximando la Importancia del Riesgo Cambiario Crediticio en Sistemas Bancarios Parcialmente Dolarizados", Documento de trabajo 01/2005, Ministerio de Economía y Finanzas del Perú.
- Borio, C., Furfine, C.; Lowe, P. (2001), "Procyclicality of the financial system and financial stability: issues and policy option, en Marrying the macro- and micro-prudential dimensions of financial stability", Bis Papers No.1, 1-57.
- Bikker, J.A. & Metzmakers, P.A.J., (2002), "Bank provisioning behaviour and procyclicality", Research Series Supervision (discontinued) 50, Netherlands Central Bank, Directorate Supervision.
- Brookes, M., M. Dicks y M. Pradhan (1994), "An empirical model of mortgage arrears and repossessions", *Economic Modelling* 11, pp. 134-144.
- Clair, R. T. (1992), "Loan growth and loan quality: some preliminary evidence from texas banks", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Dallas. Third Quarter, pp. 9-22.
- Davis, E.P. (1993), "Bank credit risk", Working paper series N° 8, Bank of England.
- De Nicoló G, Honohan P. y A. Ize (2003), "Dollarization of the Banking System: Good or Bad?", IMF Working Paper WP/03.
- Escobar, F. (2003), "Efectos de las Variaciones del Tipo de Cambio sobre las Actividades de Intermediación Financiera de Bolivia: 1990-2003", *Revista de Análisis*, volumen 6 N°1. Banco Central de Bolivia.
- Freixas, X., J. de Hevia, y A. Inurrieta (1994), "Determinantes macroeconómicos de la morosidad bancaria: un modelo empírico para el caso español", *Moneda y Crédito* 199, pp. 125-156.
- González-Hermosillo, B., Pazarbasioglu, C., Billings, R. (1997), "Determinants of banking system fragility: a case of Mexico", *IMF Staff Papers*, Vol. 44 No.
- Hansen, B.E. (2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica* 68, 575-603.
- Hansen, B. y Caner, M. (2004), "Instrumental variable estimation of a threshold model", *Econometric Theory*, 20, 2004, 813-843.
- Jiménez, Renzo (2004), "Riesgo Crediticio Derivado del Riesgo Cambiario: Perspectiva de una Economía Latinoamericana Parcialmente Dolarizada", *Revista Apuntes* N° 52. Universidad del Pacífico.



- Marcucci, J., Quagliariello M. (2009), “Asymmetric effects of the business cycle on bank credit risk”, *Journal of Banking & Finance* 33 (2009) 1624–1635
- Meyer, A.P., Yeager, T.J., (2001), “Are small rural banks vulnerable to local economic downturns?”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 25–38.
- Pesola, J., (2001), “The role of macroeconomic shocks in banking crises”, Discussion Paper No. 6, Bank of Finland.
- Rodriguez, G., (2009), “Using a forward-looking Phillips Curve to estimate the output gap in Perú”, Series de documentos de trabajo. DT. N° 2009-010. Banco Central de Reserva del Perú.
- Salas, V., Saurina, J., (2002), “Credit risk in two institutional settings: Spanish commercial and saving banks”, *Journal of Financial Services Research* 22, 203–224.



**Anexo 1**  
**Variables, fuentes de información y definición de las variables**

<b>Variable</b>	<b>Fuente de información</b>	<b>Formula</b>
Mora del portafolio de créditos en moneda extranjera (MME).	Superintendencia de Banca Seguros y AFP.	$MME_t = \frac{\text{Cartera atrasada } ME_t + \text{refinanciada } ME_t}{\text{Total colocaciones brutas } ME_t}$
Adeudados .	Superintendencia de Banca Seguros y AFP.	$Adeudados_t = \frac{(Adeudados_t - Adeudados_{t-12})}{Adeudados_{t-12}}$
Colocaciones de los créditos en moneda extranjera (Col ME).	Superintendencia de Banca Seguros y AFP.	$ColME_t = \frac{(ColME_t - ColME_{t-12})}{ColME_{t-12}}$
Producto Bruto Interno (PBI)	Banco Central de Reserva del Perú.	Ciclo estimado haciendo uso del filtro Hodrick-Prescott.
Índice de Precios al Consumidor (IPC).	Banco Central de Reserva del Perú.	$IPC_t = \frac{(IPC_t - IPC_{t-12})}{IPC_{t-12}}$
Tipo de cambio (TC).	Banco Central de Reserva del Perú.	$TC_t = \frac{(TC_t - TC_{t-12})}{TC_{t-12}}$
Términos de Intercambio (TI).	Banco Central de Reserva del Perú.	$TI_t = \frac{(TI_t - TI_{t-12})}{TI_{t-12}}$

**Anexo 2**  
**Clasificación del portafolio de colocaciones de los bancos**

<b>Contablemente</b>	<b>Por tipo de crédito</b>	<b>Por categoría de riesgo</b>
Créditos normales Créditos refinanciados Créditos reestructurados Créditos vencidos Créditos en cobranza judicial	y Créditos comerciales Créditos MES de Créditos consumo Créditos hipotecarios	Normales Problemas potenciales Deficientes Dudosos Pérdida



## Análisis de Focalización de la Política Social \*

---

Augusta Alfageme<sup>a</sup> y Marielle del Valle<sup>b</sup>

### Resumen

Este documento presenta un análisis de focalización en dos niveles: geográfico y por individuos. El primero muestra los resultados del Mapa de Pobreza Distrital 2007 y realiza un análisis de la asignación geográfica de los recursos del Programa Vaso de Leche y el Fondo de Compensación Municipal (Foncomun). El segundo analiza la focalización individual para evaluar la efectividad de los programas de Comedores Populares, Desayuno Escolar, Vaso de Leche y Seguro Integral de Salud, utilizando la información de la Encuesta Nacional de Hogares del Instituto Nacional de Estadística.

En el análisis geográfico se observa que tanto los recursos del Foncomun como del Vaso de Leche no se estarían distribuyendo acorde con las necesidades de infraestructura y a la pobreza monetaria respectivamente. Este problema se agrava en el caso de la distribución distrital de recursos del Vaso de Leche en Lima Metropolitana.

En cuanto a la focalización individual, se encuentra que entre 2005 y 2007 las filtraciones de los programas Comedores Populares, Vaso de Leche, Seguro Integral de Salud y Desayuno Escolar aumentaron. Estos programas recibieron recursos totales en 2007 por S/. 985 millones, de los cuales S/. 387 millones se perdieron por filtraciones. La cobertura mejoró en los Desayunos Escolares y el Seguro Integral de Salud, no así en los Comedores Populares y el Vaso de Leche. También se realiza una medición de los errores de focalización considerando como pobre a aquellos con condiciones precarias de vivienda. Con ello, los niveles de filtración se reducen, pero muestran una tendencia similar a la medición por pobreza monetaria.

Clasificación **JEL**: I38, I30, I31.

Palabras clave: Mapa de pobreza, transferencias, focalización, filtración, subcobertura.

---

\* Las autoras agradecen los comentarios y sugerencias de Judith Guabloche, Fernando Vásquez y Jorge Estrella, y de los participantes del XXVII Encuentro de Economistas del BCRP. Este documento no recoge necesariamente las opiniones del Banco Central de Reserva del Perú.

<sup>a</sup> Banco Central de Reserva del Perú. Jr. Antonio Miroquesada 441, Lima 1, Perú. Teléfono: +511 613-2000. Correo electrónico: [maria.alfageme@bcrp.gob.pe](mailto:maria.alfageme@bcrp.gob.pe)

<sup>b</sup> Banco Central de Reserva del Perú. Jr. Antonio Miroquesada 441, Lima 1, Perú. Teléfono: +511 613-2000. Correo electrónico: [marielle.delvalle@bcrp.gob.pe](mailto:marielle.delvalle@bcrp.gob.pe)



## 1. Introducción

La focalización es la política mediante la cual se introduce el enfoque selectivo en la identificación de beneficiarios para los programas y políticas sociales orientados al tratamiento de situaciones de carencia<sup>1</sup>. En este documento la focalización se analiza a dos niveles: por espacios geográficos y por hogares o individuos.

La focalización geográfica tiene por objetivo identificar las áreas geográficas donde se concentra la población en pobreza, lo cual permite priorizar la asignación del gasto público. Los mapas de pobreza constituyen la herramienta principal de este tipo de focalización. Sin embargo, éstos asumen que la población es homogénea al interior de la unidad geográfica sin considerar la distribución de la riqueza dentro de esta unidad. Sin embargo, dado que la pobreza es un fenómeno extendido y heterogéneo en el país es necesario utilizar mecanismos de focalización complementarios que permitan identificar a la población con carencias independientemente de su ubicación geográfica.

Este documento se divide en dos secciones. La primera muestra los resultados del Mapa de Pobreza Distrital 2007 elaborado por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) en colaboración con el Banco Interamericano de Desarrollo (BID). Con esta información se realiza un análisis de focalización geográfica de la asignación del gasto público utilizando como ejemplo el Programa Vaso de Leche y las transferencias del Fondo de Compensación Municipal (Foncomun) a los gobiernos locales. En la segunda sección se analiza la efectividad de los programas sociales a través del estudio de focalización por individuos de cuatro programas sociales: tres de asistencia alimentaria y uno destinado a asegurar el acceso a servicios de salud, utilizando la información de la Encuesta Nacional de Hogares y Condiciones de Vida y Pobreza de 2007 (ENAHO) elaborada por el INEI.

## 2. Mapa de pobreza a nivel distrital

El Mapa de Pobreza Distrital de 2007 presenta indicadores de pobreza desde dos enfoques, uno basado en la observación de condiciones de vida y Necesidades Básicas Insatisfechas (NBI), y otro de pobreza monetaria en los 1 834 distritos del país. Los indicadores de NBI consideran un conjunto de variables relacionadas con necesidades básicas importantes para el bienestar de la población y que son menos sensibles a cambios en la coyuntura económica familiar, como son

---

<sup>1</sup> Francke y Guabloche (1995) y Escobal et al (2001).



características físicas inadecuadas, hacinamiento y viviendas sin ningún tipo de desagüe. En cambio la pobreza monetaria, al comparar el gasto per cápita con el valor de una canasta básica de alimentos y de consumo total (líneas de pobreza), brinda mayor información sobre el déficit de consumo de los pobres, más permeable a los cambios de la coyuntura económica.

El análisis de las variables del mapa distrital es importante para establecer diversos criterios para asignar recursos. Así, para asignar recursos destinados a cubrir necesidades básicas individuales (por ejemplo alimentos) que la población es incapaz de cubrir con sus ingresos, se debería tener en cuenta la pobreza monetaria. Si por el contrario los recursos se destinan a cubrir necesidades de la jurisdicción en infraestructura, salud y educación, se debería considerar la pobreza por NBI.

## 2.1 Antecedentes

En la actualidad, el Perú cuenta con dos fuentes principales de información sobre las características socioeconómicas de la población. Por un lado, la ENAHO se basa en un muestreo aleatorio que permite analizar las características socioeconómicas de la población. Debido a que se trata de una muestra de la población sólo es posible hacer inferencias al nivel de país, dominios y departamentos. Por otro lado, los censos de población y vivienda, realizados periódicamente (cada 10 años en promedio<sup>2</sup>), recogen información demográfica y socioeconómica para toda la población, hasta la unidad geográfica de centros poblados.

Las diferencias en el tamaño de la población encuestada repercuten en el tipo de información recogida. La ENAHO se aplica a una muestra de más de 20 000 hogares, haciendo seguimiento a un grupo de variables de ingresos y gastos, utilizando el gasto per cápita para hacer las estimaciones de pobreza hasta el nivel departamental. Por el contrario, los últimos censos no incluyen variables monetarias que permitan conocer los niveles de pobreza. Sin embargo, recogen información para la población total, dando mayor importancia a variables demográficas y de condiciones de vida, con las que se construye indicadores de NBI.

La falta de información actualizada sobre los gastos de hogares en el ámbito distrital y la necesidad de mejorar la eficiencia en la asignación del gasto público y social, hacía necesaria la elaboración de información socioeconómica desagregada, que permitiera identificar las

---

<sup>2</sup> Con excepción de la presente década, en la que se han realizado dos censos: 2005 y 2007.



necesidades de cada jurisdicción y rediseñar los programas sociales con el objetivo de mejorar su focalización.

En este contexto, el INEI elaboró el Mapa de Pobreza Distrital de 2007, el cual presenta indicadores de pobreza monetaria y no monetaria para los ámbitos provincial y distrital. En la medida que la información censal no proporciona información sobre el gasto de los hogares, se ha adecuado la información de gastos provista por la ENAHO a la información censal con el fin de construir el gasto per cápita y obtener índices de pobreza monetaria distrital. La metodología consistió en estimar los gastos para los hogares del censo, utilizando las variables que la ENAHO y el censo tienen en común<sup>3</sup>.

## 2.2 Resultados

Como se ha mencionado, uno de los aportes del Mapa de Pobreza Distrital es haberse acercado a las distintas dimensiones de la pobreza a través del indicador de NBI y de estimar la capacidad adquisitiva de la población, en términos de pobreza monetaria, más allá del ámbito departamental.

Los mapas a continuación ilustran las diferencias entre los departamentos con relación a la pobreza monetaria y NBI, mostrando un déficit de infraestructura social en toda la costa sur del país.

---

<sup>3</sup> Mayor información sobre la metodología utilizada para la estimación del gasto por hogar en el Mapa Distrital de 2007 se puede encontrar en la versión documento de trabajo del presente estudio (D.T. 2009-012).





Los datos que presenta el INEI por distritos permiten analizar la distribución del número de pobres, en términos monetarios y no monetarios, desde el nivel departamental en la casi totalidad de los 1 834 distritos del país. Como muestra el Cuadro 1, la población en pobreza monetaria ascendería a unos 10,7 millones de personas, nivel ligeramente inferior a la estimada por NBI (11 millones de personas).

**Cuadro 1**  
**POBLACIÓN EN CONDICIÓN DE POBREZA MONETARIA Y NO MONETARIA \***

Rangos de pobreza	Pobreza monetaria 1/				Pobreza por NBI 2/			
	Miles	Porcentaje	Número	Porcentaje	Miles	Porcentaje	Número	Porcentaje
Total	10 771	100,0	1 832	100,0	11 015	100,0	1 833	100,0
< 25 por ciento	1 812	16,8	190	10,4	1 159	10,5	85	4,6
25 a 49 por ciento	2 929	27,2	459	25,1	4 102	37,2	464	25,3
50 a 74 por ciento	3 133	29,1	639	34,9	3 535	32,1	773	42,2
75 por ciento y más	2 898	26,9	544	29,7	2 218	20,1	511	27,9

\* En el Perú existen 1 834 distritos. Las diferencias en el número de distritos se debe a que no todos registran información.

1/ Población con un gasto per cápita menor al gasto requerido para comprar una canasta básica de productos.

2/ Población con una a más Necesidades Básicas Insatisfechas.

Fuente: INEI. Sistema de Consulta de Indicadores de Pobreza a Nivel de Distrito, 2007.

De los distritos investigados, 190 presentan un nivel de pobreza monetaria inferior al 25 por ciento, mientras que si se toma las NBI sólo 85 distritos estarían debajo de este nivel. Sin embargo, más de la mitad de los distritos del país muestran tasas de pobreza, por ambos conceptos, superiores al 50 por ciento, lo que equivale en el primer caso a unos 6 millones de personas y en el segundo, a 5,7 millones.

Los indicadores de pobreza monetaria y de NBI muestran que existen regiones donde la población ha mejorado sus ingresos monetarios pero presenta carencias en su calidad de vida debido a un déficit de infraestructura social. Por ejemplo, en Madre de Dios la incidencia de pobreza en términos monetarios es 15,6 por ciento, mientras que 53,4 por ciento de la población tiene una o más necesidades básicas insatisfechas. Algo similar sucede en el departamento de Tumbes con tasas de 18,1 y 47,9 por ciento, respectivamente.

Asimismo, los resultados revelan la existencia de problemas estructurales que inciden en una gran desigualdad en el acceso a servicios básicos y condiciones de vida entre departamentos, provincias y distritos. El Cuadro 2 muestra las diferencias de calidad de vida de la población, en términos de nivel de pobreza y de NBI, en 20 distritos del país. Diez de ellos, con una población de 68 mil personas, representan a los más pobres (ubicados en los departamentos de La Libertad, Huancavelica y Puno) y el resto, 604 mil personas, a los menos pobres del Perú.



Cuadro 2

CONDICIONES DE VIDA EN DIEZ DISTRITOS MÁS POBRES Y MENOS POBRES					
Dpto./Provincia /Distrito	Población censada (Miles)	Pobreza Monetaria		Necesidades Básicas Insatisfechas	
		Total	Extrema	Una o más	Dos o más
<b>DISTRITOS MÁS POBRES</b>					
<b>La Libertad</b>	1 617	37,3	12,4	34,0	10,8
Prov. de Bolívar	17	77,6	47,0	59,0	28,1
Bambamarca	4	98,7	92,4	80,1	46,3
Condomarca	2	97,5	83,3	59,5	26,6
Prov. de Pataz	78	73,2	33,0	72,0	32,0
Ongon	2	99,7	97,2	100,0	65,3
<b>Huancavelica</b>	455	85,7	68,7	71,4	27,5
Prov. de Tayacaja	105	89,2	70,3	68,1	26,2
Salcahuasi	4	96,5	87,1	81,9	26,7
Surcubamba	5	95,8	86,1	92,4	29,5
Tintay Puncu	9	97,0	92,3	99,0	72,8
Prov. de Huancavelica	143	78,1	58,0	70,2	24,1
Yauli	28	94,9	83,6	89,1	38,3
Prov. de Angaraes	56	87,6	69,5	72,1	32,3
Anchonga	7	96,1	86,0	67,4	23,2
S. Antonio Antaparco	3	97,9	91,7	67,5	20,1
<b>Puno</b>	1 268	67,2	29,9	52,9	18,4
Prov. de Sandía	62	68,2	31,7	72,8	38,4
Patambuco	4	95,9	73,7	94,6	53,3
<b>DISTRITOS MENOS POBRES</b>					
<b>Lima</b>	8 445	19,1	1,1	25,5	5,3
Prov. de Callao	877	18,8	0,3	25,8	4,8
La Punta	4	1,4	0,0	2,6	0,0
Prov. de Lima	7 606	18,0	0,9	23,7	4,5
San Isidro	58	1,3	0,0	2,0	0,1
Miraflores	85	1,8	0,0	2,7	0,1
Jesus María	66	3,1	0,0	4,2	0,1
San Borja	105	3,2	0,1	3,4	0,3
Magdalena Vieja	74	3,5	0,1	6,0	0,4
La Molina	132	3,5	0,0	4,9	0,4
Magdalena del Mar	51	4,3	0,1	6,9	0,5
<b>Moquegua</b>	162	25,8	4,3	33,9	10,4
Prov. de Ilo	64	18,2	2,6	21,8	4,7
Pacocha	4	3,8	0,4	3,0	0,5
<b>Arequipa</b>	1 152	23,8	3,7	30,1	8,4
Prov. de Arequipa	864	21,7	2,8	23,0	4,0
Yanahuara	23	3,9	0,3	5,5	0,8

Fuente: INEI. Sistema de Consultade Indicadores de la Pobreza a nivel distrital.

Entre los distritos más pobres, en términos de pobreza monetaria, están Ongón (99,7 por ciento), Bambamarca (98,7 por ciento) y Condomarca (97,5 por ciento) localizados en la sierra del departamento de La Libertad; no obstante estar este último entre los 10 departamentos de menor pobreza del país. Este resultado hace evidente las brechas existentes al interior de algunos departamentos.

Por otro lado, seis de los distritos más pobres se ubican en el departamento de Huancavelica. Este departamento es además el más pobre del país con una incidencia de pobreza del orden del 86 por ciento.



### 2.3 Hacia una asignación de los recursos más eficiente

Al identificar a la población pobre, mediante los dos enfoques descritos, el Mapa de Pobreza Distrital permitirá mejorar la focalización de los programas sociales y la eficiencia en la asignación del gasto y la inversión pública.

La naturaleza del gasto determinará el criterio de pobreza más adecuado en la asignación de los recursos. Así, los gastos con orientación de largo plazo, que estén relacionados con la inversión pública y mejoras en infraestructura deberían considerar la pobreza por NBI en su asignación. Por el contrario, los gastos orientados a resolver problemas coyunturales, como cubrir el déficit de consumo debido a restricciones en los ingresos de los hogares, deberían considerar la pobreza monetaria en su asignación.

A continuación se presenta un ejemplo de cada tipo de gasto: la asignación de recursos del Foncomun<sup>4</sup> orientado principalmente, a gastos de inversión y del Programa Vaso de Leche destinado a cubrir las necesidades nutricionales. El enfoque de pobreza por NBI conduciría a una asignación más eficiente del Foncomun, mientras que el de pobreza monetaria debería conducir a una asignación más eficiente del Vaso de Leche.

Este ejercicio compara la asignación actual de recursos con una *asignación potencial* que resultaría de aplicar el criterio de pobreza correspondiente. La asignación potencial se construye teniendo en cuenta la distribución de la población pobre en el país (número de casos) y aplicándola a los recursos disponibles.

#### **Foncomun**

Los recursos del Foncomun se componen del impuesto de promoción municipal (IPM), al rodaje y a las embarcaciones de recreo. Tiene por objetivo promover la inversión en las municipalidades del país, con un criterio redistributivo en favor de las zonas más alejadas y deprimidas, priorizando a las localidades rurales y urbano-marginales del país. Sin embargo, a excepción de los municipios de Lima y Callao, el resto de provincias del país no considera ningún criterio de pobreza monetaria o de NBI para la asignación de recursos.

---

<sup>4</sup> La Ley de Tributación Municipal establece que los recursos del Foncomun pueden ser utilizados por los gobiernos locales de acuerdo a sus propias necesidades aunque el porcentaje del gasto per cápita debe ser establecido por los Consejos Municipales al inicio del año. Para el año 2007, el gasto de capital constituyó 40 por ciento del total de recursos asignados por el Foncomun.

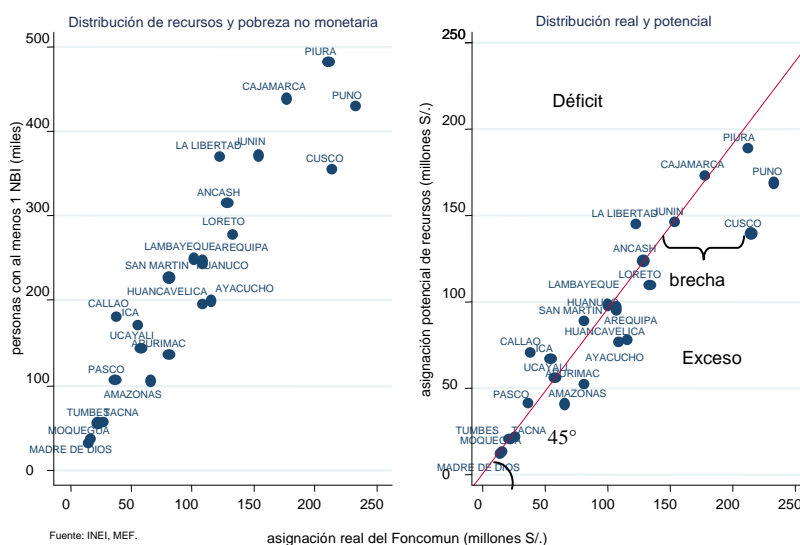


El índice provincial del Foncomun se construye teniendo en cuenta la tasa de mortalidad de cada provincia. De los recursos otorgados a cada provincia, 20 por ciento se asigna a la municipalidad provincial y el resto se distribuye entre el resto de municipios mediante el criterio de ruralidad (a mayor población rural relativa a la urbana, mayores los recursos asignados). Para Lima y Callao, la distribución toma en cuenta indicadores de analfabetismo, condiciones de vivienda, asistencia escolar y acceso a servicios básicos.

Si bien la tasa de mortalidad y el índice de ruralidad pueden proveer alguna información sobre los niveles de pobreza por distritos, esta relación dista de ser perfecta. Por ejemplo, es de esperarse que las zonas propensas a desastres naturales o cambios climáticos drásticos tengan un índice de mortalidad relativamente más alto. Por tanto, sería conveniente que a nivel nacional la distribución aplique un criterio más amplio que tome en cuenta una serie de indicadores sobre condiciones de vida, como el de las NBI.

**Gráfico 1**

Foncomun 2007



No se incluye Lima por razones de gráfico, dado su mayor nivel de asignación respecto a los otros departamentos.  
 Arriba de la línea de 45°: departamentos con déficit en la asignación.  
 En la línea de 45°: departamentos asignación acorde con el tamaño de su población pobre.  
 Abajo de la línea de 45°: departamentos con una mayor asignación a la que les correspondería.

En 2007, los recursos asignados por Foncomun, sumaron S/. 2 807 millones. En el Gráfico 1 se observa que si bien su asignación geográfica muestra cierta asociación con las NBI, ésta no calza perfectamente. Por un lado, existen departamentos cuya asignación actual está acorde con el tamaño de su población con al menos una NBI como Ucayali, Tumbes, Moquegua, Madre de

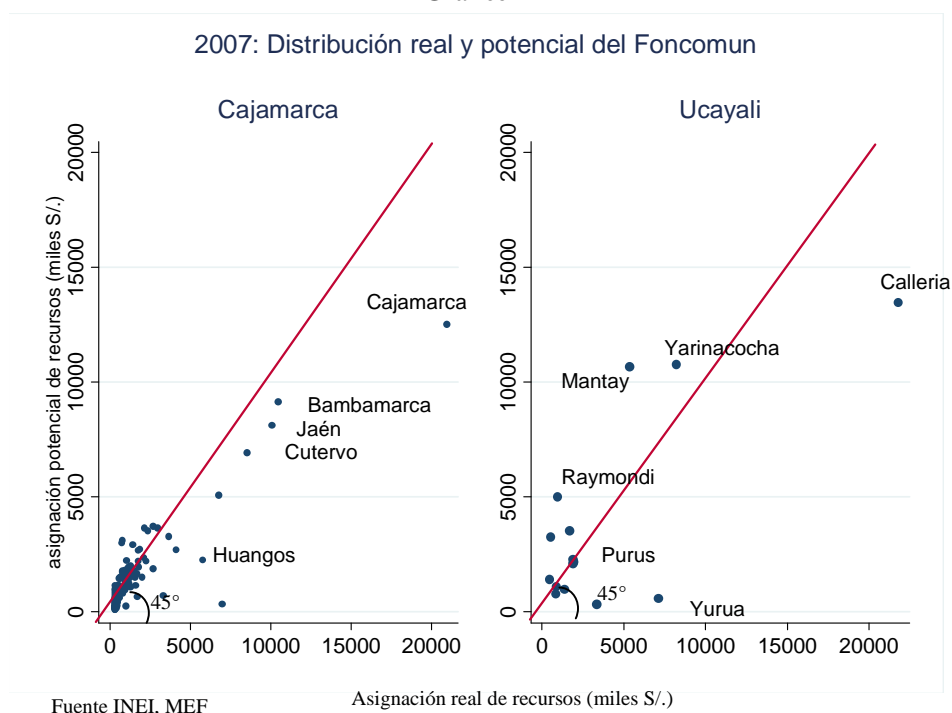


Dios, Lambayeque, Cajamarca (S/. 176 millones) y Ancash. Por otro lado, departamentos como Cusco, Puno, Ayacucho, Piura, Loreto y Apurímac vienen recibiendo una proporción del Foncomun mayor a la que debería recibir; mientras que otros como Ica, La Libertad, Pasco y San Martín reciben una asignación menor a la que les correspondería dado el tamaño de su población pobre.

Las discrepancias entre la asignación actual y potencial del Foncomun también están presentes en los niveles provincial y distrital. Podemos tomar como ejemplo los departamentos de Cajamarca y Ucayali, los cuales se caracterizan por una distribución actual de recursos muy similar a la que se obtendría si se tiene en cuenta el tamaño de su población con al menos una NBI.

En el Gráfico 2 se observa que de los 127 distritos de Cajamarca, sólo 28 reciben una asignación del Foncomun relativamente acorde con el tamaño de su población con al menos una NBI. Sin embargo, distritos como Bambamarca y Jaén reciben en exceso más de S/. 1 millón respecto a lo que deberían recibir. Asimismo un número importante de distritos, como Huangos, Huarambo y Tabaconas presentan un déficit de más de S/. 1 millón respecto a la distribución potencial. En Ucayali la brecha distrital promedio entre la asignación real y potencial es menor que en Cajamarca.

Gráfico 2





Para determinar cuál de estos departamentos muestra una distribución entre sus distritos más acorde con el criterio de NBI, se propone un “índice de ineficiencia” igual a la raíz cuadrada de la suma de los cuadrados de las desviaciones de la asignación distrital actual respecto a la potencial dividida entre el número de distritos y los recursos asignados al departamento:

$$\text{Índice de Ineficiencia} = \sqrt{\frac{(\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_i)^2) / n}{Y}}$$

Donde:  $X_i$ : asignación real al distrito  $i$

$\bar{X}_i$ : asignación potencial al distrito  $i$  si se tomara en cuenta el criterio de NBI

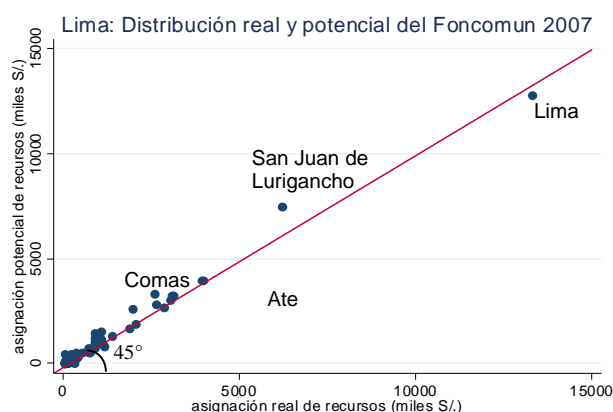
$Y$ : recursos totales que recibe el departamento

$n$ : número de distritos en un departamento

Un menor índice implica recursos mejor asignados según el criterio de pobreza correspondiente. Este índice tiene un valor de 9,7 para Cajamarca y de 3,3 para Ucayali, lo cual demuestra la mejor asignación de recursos en Ucayali.

En el caso de Lima Metropolitana, el Gráfico 3 muestra poca dispersión. Sin embargo, dado el tamaño de los recursos destinados a Lima, cualquier desvío respecto a la asignación potencial distrital implica una mayor cantidad de recursos asignados ineficientemente. En este caso el índice de ineficiencia es de 5,1, menor que el calculado para Cajamarca pero mayor que el de Ucayali.

**Gráfico 3**





### Vaso de Leche

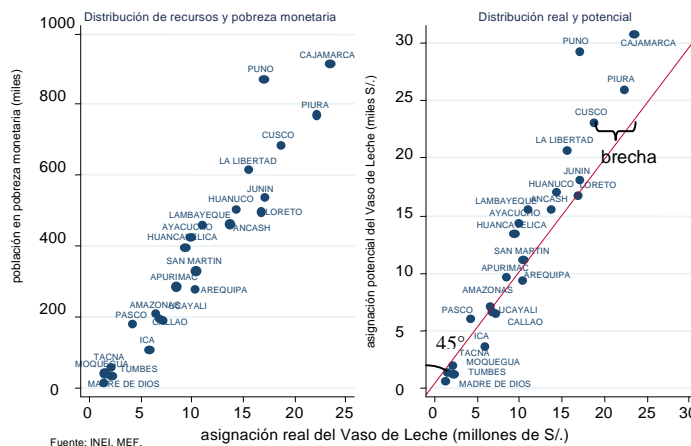
El Programa Vaso de Leche tiene por objetivo reducir los niveles de desnutrición infantil en los grupos más vulnerables, incluyendo entre sus beneficiarios a niños de hasta 13 años, adultos mayores de 65 años y enfermos de tuberculosis. Este programa se basa en transferencias monetarias del MEF a los gobiernos locales para cubrir la compra de insumos (leche y cereal principalmente) y los costos de transporte y almacenamiento.

La Ley 27470 de 2001 establece que el MEF debe distribuir el Vaso de Leche teniendo en cuenta criterios demográficos y de pobreza. Esta información es proporcionada por el INEI, con frecuencia trimestral sólo a nivel departamental. Los índices provinciales y distritales sólo podrían construirse a partir de la información censal, la cual proporciona información demográfica. Como mencionó, hasta antes de la elaboración del Mapa Distrital de 2007 se usaba información distrital de 2001.

La asignación de recursos a este programa en 2007 fue de S/. 363 millones, presupuesto que se mantiene a la fecha. Los gráficos siguientes muestran para el año 2007 una relación positiva entre el tamaño de la población en pobreza monetaria y la asignación actual de recursos del Vaso de Leche por departamento. Sin embargo, esta relación no es perfecta<sup>5</sup>.

Gráfico 4

#### Vaso de Leche



No se incluye Lima por razones de gráfico, dado su mayor nivel de asignación respecto a los otros departamentos.  
Arriba de la línea de 45°: departamentos con déficit en la asignación.  
En la línea de 45°: departamentos asignación acorde con el tamaño de su población pobre.  
Abajo de la línea de 45°: departamentos con una mayor asignación a la que les correspondería.

<sup>5</sup> En este cálculo se asume una distribución de la población por edades similar en todos los departamentos.



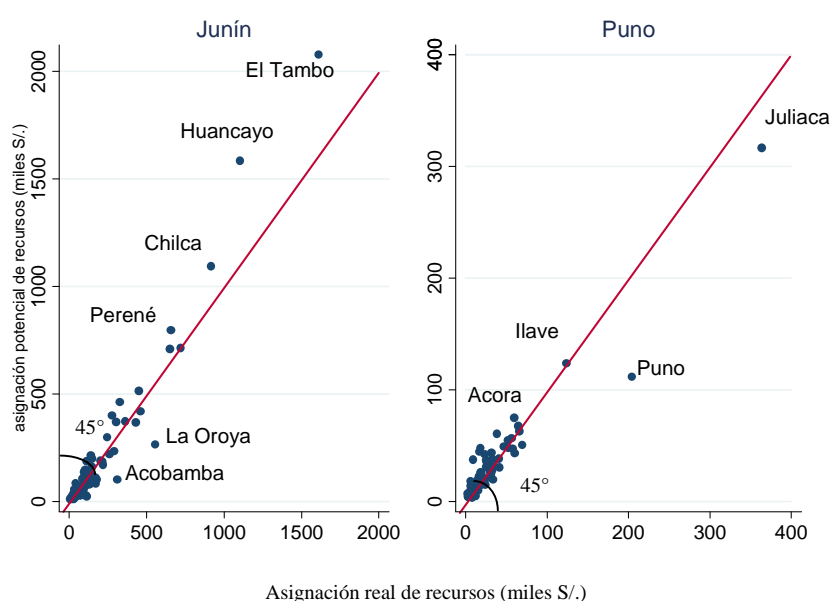
Como se observa, Amazonas, Loreto, Moquegua, Ancash, Apurímac y Junín muestran una asignación acorde con el tamaño de su población por debajo de la línea de pobreza. Por otro lado, Ica, Arequipa y Madre Dios reciben una proporción de los recursos del Vaso de Leche superior a la que deberían recibir. Por último, Cajamarca, Puno, Piura, Cusco y La Libertad reciben una asignación menor a la que deberían recibir.

Las discrepancias entre la asignación actual y potencial, también están presentes a nivel provincial y distrital. Podemos tomar como ejemplo los departamentos de Junín y Puno. El primero se caracteriza por una distribución actual de recursos muy similar a la que obtendría si se tiene en cuenta el tamaño de su población pobre, aunque la distribución provincial y distrital no sigue el mismo criterio. Por otro lado, Puno recibe recursos por debajo de lo que debería recibir, pero son asignados más eficientemente a nivel distrital.

En el caso de Junín, si bien sus desviaciones en promedio son pequeñas (de los 123 distritos, 81 muestran desviaciones por debajo de S/. 25 mil), también existen distritos como El Tambo y Huancayo con déficit de recursos; y otros como Santa Bárbara de Carhuacayán y Acobamba con superávit; lo cual resulta en un índice de ineficiencia para Junín de 7,3. En el caso de Puno, la equidad en la distribución a nivel distrital es mejor que en Junín. Específicamente, Puno tiene un índice de ineficiencia de 4,9. Así, de los 109 distritos, 104 muestran desvíos de su asignación potencial menores a S/. 25 mil.

**Gráfico 5**

2007: Distribución real y potencial del Vaso de Leche



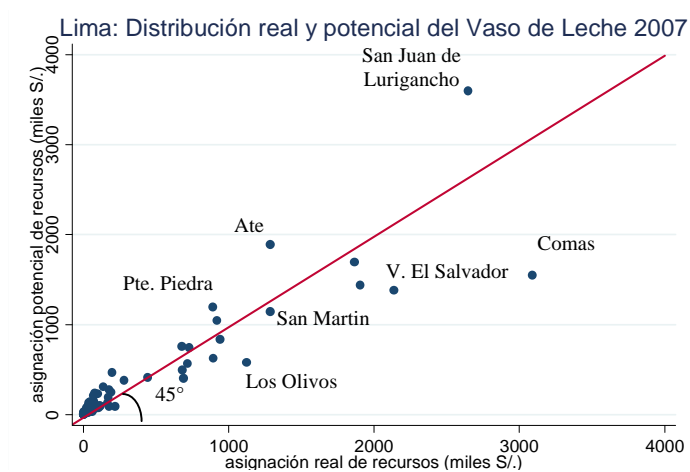
Fuente: INEI, MEF



Las críticas al Vaso de Leche han estado orientadas a su focalización poco eficaz, principalmente en Lima Metropolitana, donde 66,9 por ciento de sus beneficiarios no cumple con los requisitos del programa o se encuentra por encima de la línea de pobreza, cubriendo sólo 31,9 de sus beneficiarios potenciales.

De esta forma, Lima Metropolitana presenta un índice de ineficiencia mucho mayor al de los otros departamentos analizados (14,6) que sumado a su asignación de recursos (30 por ciento del total del programa) implica un alto nivel de ineficiencia del programa. La información distrital permite observar que los distritos que concentran estos errores de focalización son Comas (superávit de S/. 1,5 millones) y San Juan de Lurigancho (déficit de S/. 950 mil).

Gráfico 6



Fuente: INEI, MEF

De acuerdo a estos ejemplos se observa una asignación de los recursos del Foncomun y del Vaso de Leche distinta a la potencial. En el caso del Vaso de Leche estos desvíos se hacen mayores en la distribución distrital de recursos en Lima Metropolitana. Específicamente, el índice de ineficiencia nacional se reduce de 3,7 a 1,2 cuando no se considera Lima Metropolitana. Esto implica ineficiencias significativas en al menos 30 por ciento del programa, que es la proporción de recursos del Vaso de Leche asignados a Lima Metropolitana.

Si bien el análisis de focalización geográfica provee de una herramienta para la asignación de recursos según condición de pobreza, en programas como el Vaso de Leche no permite identificar individualmente a los beneficiarios. Específicamente, este análisis no proporciona información sobre la edad, y condición de salud o maternidad de cada individuo, por lo que no



identifica a los beneficiarios potenciales. Para ello es necesario identificar a cada miembro del hogar pobre. Este análisis se realiza en la sección 3.

## **2.4 Reflexiones**

La construcción del “Mapa de Pobreza Distrital de 2007” busca mejorar los criterios de focalización con el fin de asignar con mayor eficiencia los recursos públicos y el gasto social. En esta sección se han mostrado los principales resultados de este mapa, elaborado por el Instituto Nacional de Estadística e Informática en colaboración con el Banco Interamericano de Desarrollo.

Los indicadores elaborados recogen información sobre pobreza monetaria y no monetaria. La primera considera el gasto per cápita y lo compara con las líneas de pobreza y la segunda considera indicadores de condiciones de vida. Esto abre la posibilidad de atender en forma más precisa a la población de las zonas más alejadas del país en tanto ayuda a conocer sus distintas necesidades ya sea por insuficiencia de ingresos o por falta de infraestructura social.

Asimismo, el mapa indentifica las desigualdades existentes en el gasto de las personas y de la infraestructura social. Por ejemplo, en términos de incidencia de pobreza los tres distritos más pobres del país son Ongón, Bambamarca y Condormarca, a pesar que se encuentran en La Libertad, que es uno de los diez departamentos menos pobres del país.

La disponibilidad de información geográfica de la pobreza por distritos permitirá identificar, con un nivel más desagregado, los problemas de focalización del gasto público. Así, el tipo de análisis desarrollado para el Vaso de Leche y el Foncomun, deberían implementarse a todo gasto público con objetivos distributivos, de manera que permita enfocarlos a aquellos distritos con mayores carencias.

## **3. Efectividad de los programas sociales**

Esta sección presenta un análisis de la efectividad de los programas sociales a través del estudio de focalización individual de cuatro programas sociales. El concepto de efectividad considera tanto el de eficiencia como el de eficacia. Se define como eficiencia a la asignación adecuada de



recursos escasos con la mínima pérdida posible de los mismos y como eficacia, al logro de los objetivos pero sin utilizar necesariamente los recursos de manera eficiente.

### **3.1 Aspectos Metodológicos**

#### **3.1.1 Alcances**

La forma en que se han conducido los programas sociales en el Perú ha dificultado la estimación de sus efectos. Específicamente el nivel de variables claves de cada programa social después de recibidos los beneficios es conocido; sin embargo no existe información sobre el valor que dichas variables tomarían si los beneficiarios no hubieran participado.

Esta situación hipotética, conocida como “contrafactual”, podría ser simulada estableciendo un grupo de control, en el cual los individuos presenten las mismas características, observables y no observables, que aquellos que reciben el programa. En el caso de los programas sociales peruanos, no se establecieron estos grupos de control por lo que no es posible una evaluación de los programas por estos métodos.

Ante la dificultad de medir el impacto de los programas sobre variables objetivo, surge la posibilidad de estudiar la efectividad de los mismos analizando el uso de los recursos destinados a ellos. En este sentido se considera que un programa social es efectivo cuando utiliza adecuadamente sus recursos y alcanza las metas para las que fue creado. Así, se entiende por focalización a la asignación de los recursos públicos sobre la base de criterios de pobreza al interior de la población objetivo determinada por cada programa.

#### **3.1.2 Focalización: filtración y subcobertura**

El análisis de focalización se efectuó a través del cálculo de los niveles de filtración y subcobertura de cada uno de los programas sociales seleccionados, los que se consideran variables “proxy” de su efectividad. Este análisis se concentra en la última etapa de filtración ya que los índices se calculan a nivel de individuos<sup>6</sup>.

---

<sup>6</sup> Al respecto, Alcázar et al (2003), encuentran hasta cinco filtraciones en el Vaso de Leche. La primera ocurría en las transferencias del Gobierno Central a la municipalidad, en tanto que la última al interior del propio hogar al distribuir la ración en personas no consideradas población objetivo.



Se define **filtración** (Error de focalización tipo I) al porcentaje de los beneficiarios de un programa que no son parte de la población objetivo del mismo (no cumplen con los requisitos establecidos para participar del programa). La filtración constituye una medida de la pérdida de recursos y por tanto mide el grado de ineficiencia, ya que señala el uso inapropiado de una parte de los recursos destinados a éste.

Se define como **subcobertura** (Error de focalización Tipo II) al porcentaje de la población objetivo de un programa (cumplen con los requisitos establecidos para participar del programa) que no es beneficiaria del mismo. La subcobertura mide la necesidad de recursos adicionales para que el programa alcance a toda la población objetivo y cumpla con sus metas, por lo que mostraría la ineficacia del programa.

Niveles altos de filtración y subcobertura reflejan la existencia de ineficiencias e ineficacias que conducen a la pérdida de recursos en un sector de la población que no lo necesita, en lugar de ser utilizado en aquel sector desatendido pero que constituye el objetivo de un programa.

**Cuadro 3**

		Población objetivo	
		Si	No
Beneficiario	Si	Focalización correcta	Filtración (Error Tipo I)
	No	Subcobertura (Error Tipo II)	Focalización correcta

### 3.1.3 Programas sociales, población objetivo y criterios de evaluación

La elección de los programas Vaso de Leche, Desayunos Escolares, Comedores Populares y Seguro Integral de Salud, obedece a su importancia tanto en términos del número de beneficiarios como de presupuesto. Para el cálculo de la población objetivo de cada programa se ha tenido en cuenta los siguientes aspectos:

- Los requisitos exigidos por cada programa social<sup>7</sup>. Para el Vaso de Leche la prioridad son los niños menores de 6 años, mujeres embarazadas, madres lactantes y enfermos con TBC<sup>8</sup>. El

<sup>7</sup> Un mayor detalle sobre los programas analizados se encuentra en la versión documento de trabajo del presente estudio (D.T. 2009-012).

<sup>8</sup> De todos los requisitos exigidos para ser considerado beneficiario de los programas sociales analizados, la base de la ENAHO no proporciona información solamente sobre enfermedades como TBC, la cual constituye un requisito para recibir Vaso de Leche. En este caso por tanto, no fue posible identificar a la población objetivo con TBC.



Programa de Desayunos Escolares cubre a todos los niños en edad escolar de escuelas ubicadas en zonas de extrema pobreza. Los Comedores Populares y el Seguro Integral de Salud consideran a la población en pobreza y pobreza extrema<sup>9</sup>.

- La condición de pobreza (monetaria) para todos los programas sociales considerados. Por definición, la población pobre tiene prioridad sobre la población no pobre como beneficiaria de programas sociales, pues es ella la que no cuenta con recursos suficientes para mantener estándares de nutrición y salud adecuados.
- Algunas características de la vivienda asociadas a la condición de pobreza, que otorgan información relevante para entender la efectividad de los programas sociales.

Teniendo en cuenta estas consideraciones se han establecido dos definiciones de población objetivo. La primera toma en cuenta, además de los requisitos específicos de cada programa, la condición de pobreza monetaria; inclusive para aquellos programas que no la consideraban como condición hasta el año 2007 (Vaso de Leche y Desayunos Escolares). Esta definición es designada como **definición de pobreza 1**. La segunda considera la condición de pobreza sea por línea de pobreza o por infraestructura del hogar (**definición de pobreza 2**). En este último caso se considera pobre a aquella persona que se encuentra por debajo de la línea de pobreza o cuya vivienda cumple con una o más de las siguientes condiciones precarias:

- Habita en choza, cabaña, vivienda improvisada o local no habitable.
- El piso de la vivienda es de tierra.
- No cuenta con alumbrado eléctrico dentro de la vivienda.
- Se provee de agua a través de río o acequia.

Dado que una definición incluye a la otra, los índices de filtración son menores para la definición de pobreza 2. Sin embargo, el uso de dos definiciones de población objetivo resulta relevante en la medida que proporciona información geográfica diferenciada. Específicamente, la mayor parte de hogares de Lima Metropolitana y las zonas urbanas del país cuentan con condiciones básicas de vivienda aun cuando sus ingresos monetarios sean bajos. En este caso, la definición de pobreza 1 sería más relevante. Por el contrario, en zonas rurales, es probable que

---

<sup>9</sup> Cabe indicar que en el caso del Programa Vaso de Leche, la condición de pobreza y pobreza extrema recién fue incluida como requisito a partir de agosto de 2008 (D.U. N° 039-2008).



personas con un alto nivel de autoconsumo puedan mostrar un gasto igual o superior al de la población por encima de la línea de pobreza, y por tanto no se les considere dentro de la población objetivo de los programas sociales. Sin embargo, la infraestructura precaria de sus viviendas justificaría su inclusión como beneficiarios de dichos programas. En este caso la definición de pobreza 2 sería la relevante.

### 3.2 Análisis de la focalización de los beneficiarios en programas sociales

#### 3.2.1 Resultados del análisis de focalización de beneficiarios de estos programas

En el Cuadro 4, se observa que entre los años 2005 y 2007 hubo un aumento de las filtraciones en el Vaso de Leche, Comedores Populares y el Seguro Integral de Salud para ambos criterios de población objetivo. Pese al aumento de las filtraciones se registra una mejora relativa de la cobertura en los programas de Desayuno Escolar y el Seguro Integral de Salud. Sin embargo, en los Comedores Populares y el Vaso de Leche la subcobertura se mantiene relativamente constante.

**Cuadro 4**

**Filtración y subcobertura: 2005-2007**

(En porcentajes)

	Filtración 1/							
	Pobreza monetaria				Pobreza monetaria o infraestructura de vivienda			
	Vaso	Comedores	Desayunos	Seguro	Vaso	Comedores	Desayunos	Seguro
2005	37,5	38,2	39,4	25,7	25,6	16,3	29,9	11,6
2006	37,3	41,7	42,6	27,4	24,8	16,8	30,5	12,0
2007	43,5	46,2	41,0	30,9	28,6	23,3	27,5	12,5

	Subcobertura 2/							
	Pobreza monetaria				Pobreza monetaria o infraestructura de vivienda			
	Vaso	Comedores	Desayunos	Seguro	Vaso	Comedores	Desayunos	Seguro
2005	71,7	96,9	68,5	77,1	72,5	96,7	69,8	79,0
2006	72,2	97,6	68,1	73,1	73,2	97,4	68,7	75,7
2007	72,7	97,6	54,7	67,6	73,8	97,6	57,0	71,3

1/ Reciben el programa pero no cumplen los requisitos para ser beneficiario o no son pobres según definición.

2/ Porcentaje que cumple con las exigencia para ser beneficiario siendo además pobre, según definición, pero no recibe asistencia del programa.

Fuente: INEI, ENAHO 2005, 2006, 2007.

El Cuadro 5 muestra las filtraciones en el año 2007. Con la definición de pobreza 1 los niveles de filtración son elevados. Entre 41 y 46 por ciento de perceptores de los programas de asistencia alimentaria no debería recibirlos. Los Comedores Populares presentan la mayor filtración (46,2 por ciento), mientras que en el Seguro Integral de Salud los “no pobres”



representan sólo 30,9 por ciento de sus beneficiarios. Sin embargo esta filtración es significativa dado sus 5,2 millones de beneficiarios.

**Cuadro 5**  
**Filtración y subcobertura 2007: Criterio de pobreza monetaria 1/**

	Población objetivo	Beneficiarios		Filtración (%)	Subcobertura (%)	
		Total	Correctamente focalizados			Infiltrados
Vaso de Leche 2/	5 494 092	2 654 708	1 499 426	1 155 282	43,5	72,7
Desayuno Escolar	2 289 401	1 758 280	1 037 918	720 362	41,0	54,7
Comedores Populares	11 120 804	489 899	263 634	226 265	46,2	97,6
Seguro Integral de Salud	11 120 804	5 217 798	3 606 677	1 611 121	30,9	67,6

**Filtración y subcobertura: Criterio de pobreza e infraestructura de vivienda 1/**

	Población objetivo	Beneficiarios		Filtración	Sub cobertura	
		Total	Correctamente focalizados			Infiltrados
Vaso de Leche 2/	7 238 764	2 654 708	1 894 669	760 039	28,6	73,8
Desayuno Escolar	2 968 815	1 758 280	1 291 627	466 653	26,5	56,5
Comedores Populares	15 931 376	489 899	375 521	114 378	23,3	97,6
Seguro Integral de Salud	15 931 376	5 217 798	4 564 066	653 732	12,5	71,4

1/ La definición por línea de pobreza e infraestructura de vivienda de la población objetivo incluye los requisitos exigidos para ser beneficiarios.

2/ Hasta antes de agosto de 2008, el programa no pedía condición de pobreza como requisito, pero ésta ha sido considerada para fines del estudio.

Fuente: ENAHO 2007.

Con la definición de pobreza 2, la población objetivo en términos absolutos, crecería entre 30 y 40 por ciento respecto al criterio de pobreza monetaria. Así, utilizando esta definición los niveles de filtración se reducen de 43 por ciento a menos de 30 por ciento en promedio en los programas de asistencia alimentaria. En el caso del Seguro Integral de Salud se pasa de un nivel de 30,9 por ciento a 12,5 por ciento de “no pobres” infiltrados (18,3 puntos porcentuales). En cuanto a magnitud el mayor descenso se daría en los Comedores Populares, al pasar de una filtración de 46,2 por ciento a 23,3 por ciento. En el resto de programas de asistencia alimentaria las filtraciones se reducen alrededor de 15 puntos porcentuales.

Sin embargo, no se observan diferencias significativas en la subcobertura de los programas de asistencia alimentaria. No es el caso del Seguro Integral de Salud donde la subcobertura pasa de 67 por ciento a 71 por ciento.

A nivel departamental, la costa sur y Lima Metropolitana muestran filtraciones altas en todos los programas mientras que departamentos como Pasco, Puno, Junín, Huancavelica y Ayacucho tienen menor filtración. En el Seguro Integral de Salud, Huancavelica es el departamento con menor filtración.

Al analizar las filtraciones por hogares según el criterio de pobreza monetaria, se observa que el número de hogares que tiene tres o más personas infiltradas es relativamente más alto en los Comedores Populares y en el Seguro Integral de Salud. Asimismo, al considerar la segunda



definición de pobreza el número de hogares con más de tres miembros infiltrados en Comedores Populares aumenta (de 30,7 por ciento a 36,5 por ciento) y se reduce en el Seguro Integral de Salud (de 20,7 a 14,7 por ciento).

**Cuadro 6**  
Personas infiltradas por hogar según definiciones de pobreza (2007) 1/  
(En porcentajes)

Personas por hogar	Hogares				Población			
	Pobreza monetaria				Pobreza monetaria			
	PDE	PVDL	CP	SIS	PDE	PVDL	CP	SIS
Total	520 290	766 938	105 375	879 661	720 363	1 155 275	226 269	1 611 116
1	69,0	64,5	45,6	50,1	49,8	42,8	21,2	27,4
2	24,9	24,9	23,7	29,1	35,9	33,1	22,1	31,8
3 y más	6,1	10,6	30,7	20,7	14,2	24,1	56,7	40,8
Número de beneficiarios					1 758 280	2 654 708	489 899	5 217 798
Filtraciones (Porcentaje)					41,0	43,5	46,2	30,9
Personas por hogar	Pobreza monetaria e infraestructura de vivienda				Pobreza monetaria e infraestructura de vivienda			
	PDE	PVDL	CP	SIS	PDE	PVDL	CP	SIS
Total	351 352	498 233	45 764	391 391	483 074	760 036	114 372	653 732
1	70,2	63,7	36,6	54,6	51,1	41,7	14,7	32,7
2	23,5	25,0	26,9	30,8	34,1	32,7	21,5	36,8
3 y más	6,3	11,4	36,5	14,7	14,8	25,6	63,8	30,5
Número de beneficiarios					1 758 280	2 654 708	489 899	5 217 798
Filtraciones (Porcentaje)					27,5	28,6	23,3	12,5

1/ En ambas definiciones de pobreza se han considerado los criterios de focalización de cada programa.  
Fuente: INEI, ENAHO 2007.

### 3.2.2 Caracterización de los beneficiarios

Respecto a las filtraciones, se encuentra que éstas se reducen considerablemente en todas las zonas rurales cuando se toma la segunda definición de pobreza. Esto es consistente con la idea de que un mayor autoconsumo de alimentos puede situar a una parte importante de la población rural por encima de la línea de pobreza, a pesar que viva en condiciones precarias que afectan su salud y que por tanto, la haga merecedora de asistencia social.

En términos relativos, se observa que en todos los programas Lima Metropolitana, la costa urbana y la costa rural presentan una mayor filtración, con índices superiores al 40 por ciento para ambas definiciones de población objetivo. En cambio la sierra rural muestra las menores filtraciones; con índices que oscilan entre un tercio y 17 por ciento de los beneficiarios.

**Cuadro 7**  
Índices de filtración según dominio geográfico 2007 1/  
(En porcentajes)

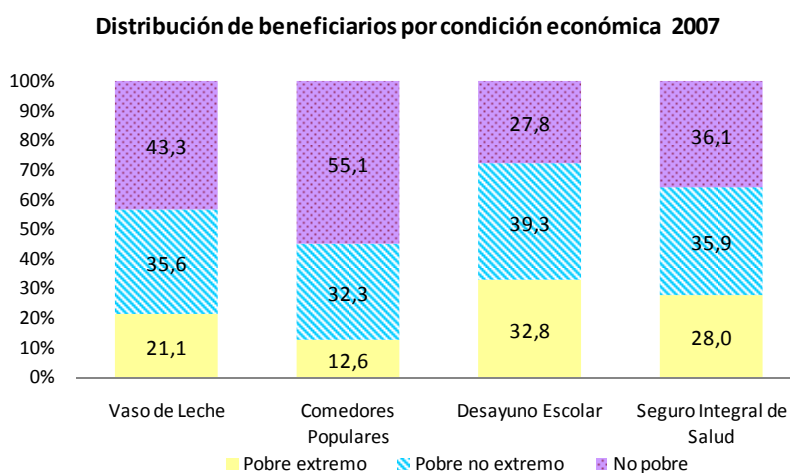
	Pobreza monetaria				Pobreza monetaria e infraestructura de vivienda			
	Vaso de Leche	Comedor Popular	Desayuno Escolar	Seguro Integral de Salud	Vaso de Leche	Comedor Popular	Desayuno Escolar	Seguro Integral de Salud
Total	43,5	46,2	41,0	30,9	28,6	23,3	27,5	12,5
Lima Metropolitana	67,8	55,2	61,2	53,9	62,9	40,7	50,0	40,5
Costa urbana	56,9	58,3	62,7	51,2	42,0	32,3	43,1	33,4
Costa rural	53,4	64,2	53,4	42,6	23,0	8,3	23,4	11,3
Sierra urbana	41,0	36,9	38,3	31,1	30,1	29,4	31,8	20,5
Sierra rural	23,0	23,1	33,6	16,8	10,7	5,0	24,3	2,3
Selva urbana	36,4	54,7	48,9	40,3	15,7	34,0	39,3	21,1
Selva rural	37,4	50,0	47,3	34,0	9,1	21,6	18,2	3,3

1/ Porcentaje de los beneficiarios del programa que no forma parte de la población objetivo según definición.  
Fuente: ENAHO 2007.

Las filtraciones se reducen considerablemente con la segunda definición de pobreza, especialmente en las zonas rurales. Destaca el caso del Comedor Popular y el Seguro Integral de Salud en la sierra rural cuyos índices pasan de 23,1 a 5,0 por ciento y de 16,8 a 2,3 por ciento, respectivamente. Nuevamente, esta caída es mucho menor en Lima Metropolitana, especialmente para el Vaso de Leche.

El Gráfico 7 muestra que el programa de Comedores Populares es el de más alta filtración ya que 55 por ciento de los hogares receptores son no pobres. Ese porcentaje desciende, progresivamente en el Vaso de Leche (43,3 por ciento), Seguro Integral de Salud (36,1 por ciento) y Desayuno Escolar (27,8 por ciento).

Gráfico 7



Fuente: INEI, ENAHO 2007

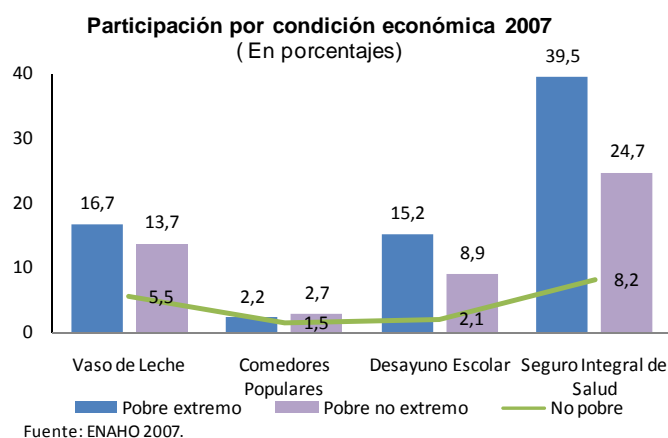
### 3.2.3 Participación en los programas según condición económica

El Gráfico 8 muestra que el programa que más cubre a la población en pobreza es el Seguro Integral de Salud. Así, 39,5 por ciento de los pobres extremos y 24,7 por ciento de los pobres no extremos están afiliados al programa. En segundo lugar está el Vaso de Leche, al cual accede el 16,7 por ciento de los pobres extremos y el 13,7 por ciento de los pobres no extremos. En cambio, sólo 2,2 por ciento de los pobres extremos y 2,7 por ciento de los pobres no extremos accede a los Comedores Populares. La participación de los no pobres en el Seguro Integral de Salud y el Vaso de Leche representa un 5,5 y 8,2 por ciento de su población<sup>10</sup>.

<sup>10</sup> Una referencia más detallada de las características de la población que recibe los programas por características de pobreza se presenta en el Anexo 1.



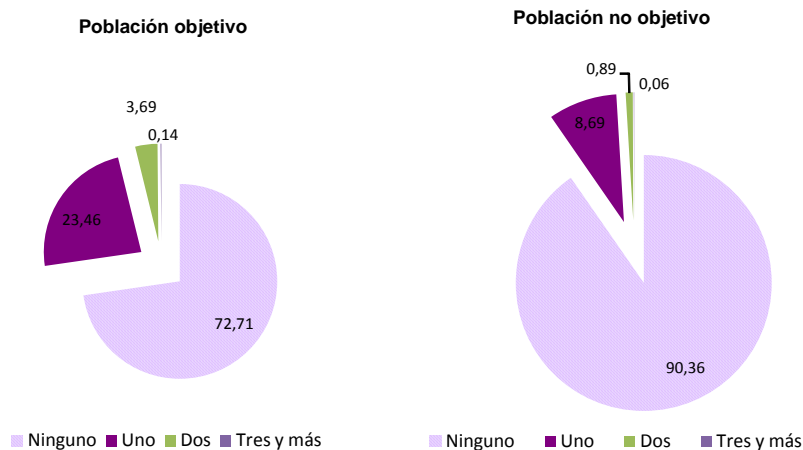
Gráfico 8



El análisis de focalización debe considerar también la posibilidad de que las personas se beneficien de más de un programa debido a la superposición de metas y de población objetivo, lo cual lleva a una mayor ineficiencia en la asignación de los recursos. Esta superposición llega a 13,5 por ciento de los beneficiarios que son población objetivo y 7,1 de aquellos que no son población objetivo.

Gráfico 9

**Distribución de beneficiarios según el número de programas que reciben 2007**  
(En porcentajes)



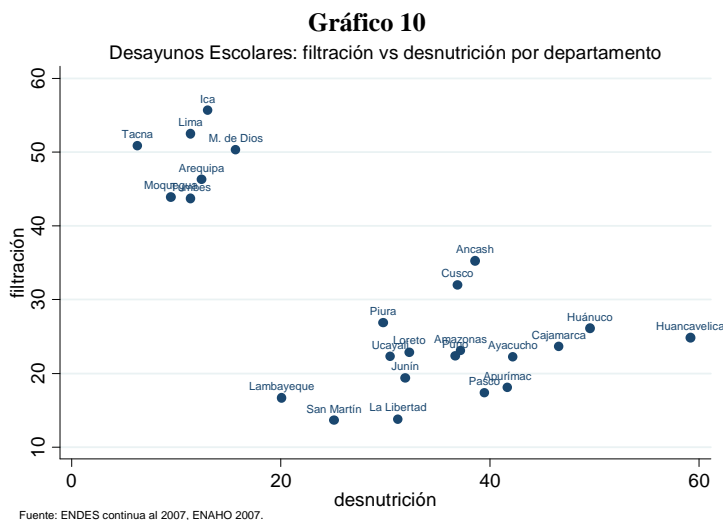
Fuente: ENAHO 2007.

### 3.2.4 Niveles de filtración y desnutrición en Vaso de Leche y Desayunos Escolares

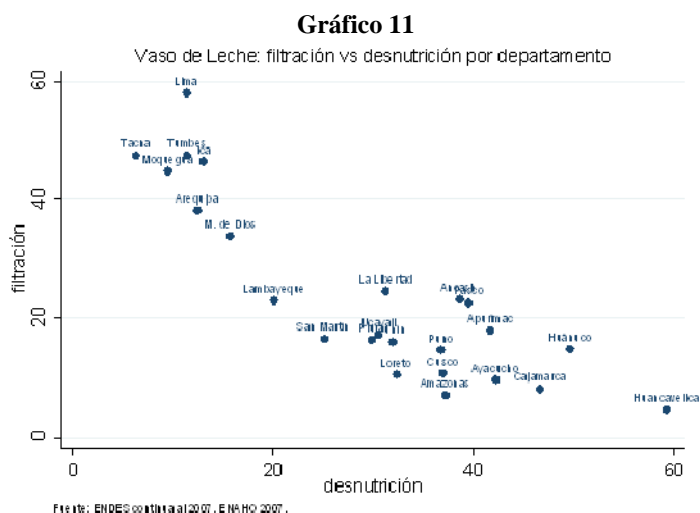
Una medición alternativa de los niveles de pobreza es el déficit calórico o desnutrición, que representa el porcentaje de individuos que han adquirido una cantidad inferior a los



requerimientos calóricos individuales según sexo y edad<sup>11</sup>. Un programa de alimentos muestra una mejor focalización en la medida que las áreas con mayor desnutrición o déficit calórico registren los menores niveles de filtración de recursos. En el caso de los Desayunos Escolares la relación negativa entre desnutrición y filtración no es tan clara.



En el caso de Vaso de Leche los departamentos con mayor desnutrición crónica infantil, como Huancavelica, Cajamarca, Cusco y Ayacucho, presentan niveles de filtración bastante bajos (menores a 11 por ciento) comparado con el promedio nacional (28,6 por ciento). En cambio Lima, Tumbes, Tacna, Madre de Dios e Ica, áreas de menor desnutrición crónica, presentan altos niveles de filtración y por ende una pérdida considerable de los recursos.



<sup>11</sup> Alcázar (2007).



### 3.2.5. Balance de las pérdidas por los niveles de filtración

En general, las filtraciones han conducido a una pérdida considerable de recursos. Para el año 2007, las pérdidas ascienden a S/. 387 millones o S/ 222 millones según se considere la primera o segunda definición de pobreza monetaria, respectivamente.

Sin embargo, del análisis de filtración se desprende que no es adecuado considerar un único criterio de población objetivo para toda la población. Específicamente, en las zonas urbanas las filtraciones para ambas definiciones de población objetivo son similares ya que las condiciones de vivienda consideradas son satisfechas en gran medida. Así, las filtraciones relevantes son las que consideran la pobreza monetaria. Por el contrario, la población rural carece en mayor medida de estas condiciones, ubicándolas en desventaja frente a la población urbana. Por tanto, la población rural con condiciones precarias de vivienda debería ser incluida en la población objetivo, por lo que las filtraciones relevantes serían las que toman en cuenta la segunda definición de pobreza. Así, el Cuadro 8, muestra la pérdida de recursos por área geográfica, tomando en cuenta la definición de pobreza 1 para Lima Metropolitana y áreas urbanas, y la definición de pobreza 2 para áreas rurales.

**Cuadro 8**  
**Balance de pérdidas en el 2007**  
(Presupuesto y pérdidas en millones de nuevos soles)

	Receptores	Presupuesto	Pérdida de recursos 1/								Adicionales beneficiarios
			Lima	Costa urbana	Costa rural	Sierra urbana	Sierra rural	Selva urbana	Selva rural	Total	
Desayuno Escolar	1 758 280	173	4,2	7,6	1,7	8,2	22,7	4,5	4,0	52,9	536 244
Vaso de Leche	2 654 708	363	57,6	19,4	6,2	11,8	14,4	5,4	3,5	118,3	865 427
Comedores Populares	489 899	128	21,2	9,3	1,2	3,8	2,0	1,1	1,3	39,8	152 379
Seguro Integral de Salud	5 217 798	321	15,3	18,6	2,5	9,1	3,3	8,1	1,4	58,3	949 318
<b>Total</b>		<b>985</b>	<b>98,2</b>	<b>54,9</b>	<b>11,5</b>	<b>32,9</b>	<b>42,4</b>	<b>19,0</b>	<b>10,3</b>	<b>269,3</b>	<b>2 503 368</b>

1/ Las pérdidas consideran la definición de pobreza 1 para Lima y las áreas urbanas, y la definición de pobreza 2 para las áreas rurales.

Fuente: MEF, INEI, ENAHO 2007.

Así, las pérdidas de estos programas ascenderían en total a S/. 269 millones, de las cuales 36,5 por ciento ocurren en Lima Metropolitana y 43,9 por ciento corresponden al Vaso de Leche. Estas pérdidas permitirían extender los beneficios a 865 mil personas en el Vaso de Leche, 536 mil niños en los Desayunos Escolares, 152 mil personas en los Comedores Populares, y cerca de 1 millón de personas en el Seguro Integral de Salud. Ello reduciría los índices de subcobertura de 72,7 a 51,7 por ciento en el Vaso de Leche; de 54,7 a 23,1 por ciento en los Desayunos Escolares; de 97,6 a 95,6 por ciento en los Comedores Populares; y de 67,6 a 53,1 por ciento en el Seguro Integral de Salud.



### 3.2.6. Niveles de subcobertura por área urbana y rural.

Las mayores subcoberturas se encuentran en los programas de Comedores Populares y el Vaso de Leche tanto a nivel urbano como rural utilizando la definición de pobreza monetaria<sup>12</sup>. En cambio el Desayuno Escolar tiene menor subcobertura en el área rural (43,2 por ciento) que en el área urbana (67,6 por ciento de beneficiarios). Asimismo, el Seguro Integral de Salud tiene menos problemas de subcobertura en el área rural.

**Cuadro 9**  
**Niveles de subcobertura 2007**  
(En porcentajes)

	Total	Urbano	Rural
Vaso de Leche	72,7	74,5	71,1
Comedores Populares	97,6	97,3	97,9
Desayuno Escolar	54,7	67,6	43,2
Seguro Integral de Salud	67,6	76,0	59,4

1/ La definición de población objetivo incluye condición de pobreza.

Fuente: ENAHO 2007

Además de conocer qué parte de la población objetivo se beneficia del programa, resulta importante estimar en qué medida se favorece a la población objetivo perteneciente a los estratos económicos más bajos<sup>13</sup>. Así, el Programa de Desayunos Escolares y el Seguro Integral de Salud son los más eficaces en tanto que 46 y 40 por ciento de sus beneficiarios, respectivamente, se encuentran en los dos deciles de más bajos ingresos.

**Cuadro 10**  
**Cobertura por deciles de ingreso 2007**  
(En porcentajes)

	Vaso de Leche	Comedor Popular	Desayuno Escolar	Seguro Integral de Salud
<b>I y II decil</b>	<b>31,4</b>	<b>19,5</b>	<b>46,0</b>	<b>40,0</b>
I	16,2	6,7	24,8	20,9
II	15,3	12,7	21,2	19,2
III	13,4	13,9	15,6	15,3
IV	11,9	11,6	12,4	12,7
V	9,7	11,1	8,7	10,3
VI	9,8	16,9	6,7	8,5
VII	9,6	9,5	4,9	5,9
VIII	7,4	10,5	3,3	3,9
XIX	4,9	5,2	1,8	2,7
X	1,9	2,0	0,5	0,7

Fuente: ENAHO 2007

<sup>12</sup> Esta sección muestra la subcobertura obtenida con la definición de pobreza monetaria. Como se vio al principio, ésta es muy similar a la obtenida con la segunda definición de pobreza por lo que el análisis sería el mismo.

<sup>13</sup> Chacaltana (2001).



La cobertura del Seguro Integral de Salud es mejor que la de los otros programas. Aunque en el ámbito nacional presenta una subcobertura de 67,6 por ciento, en la zona rural es cercana al 60 por ciento, lo que implica que un 41 por ciento de la población pobre de la sierra rural está afiliada al programa<sup>14</sup>. Según nivel de ingresos, 40 por ciento de los afiliados a este programa se encuentran en los 2 deciles más bajos de ingresos, mientras que un 21,7 por ciento de sus afiliados se encuentra entre los 5 deciles superiores.

### 3.3 Reflexiones

La condición de pobreza monetaria no puede considerarse como único factor para definir la población objetivo, especialmente en las áreas donde el nivel de precariedad de los hogares es elevado. Por tanto, resulta aconsejable tener en cuenta otras condiciones de vida que efectivamente afectan la salud y el desarrollo físico de las personas, y que por tanto las hace merecedoras de ayuda social.

El análisis de focalización individual muestra que entre los años 2005 y 2007 hubo un aumento de las filtraciones en casi todos los programas considerados para ambas definiciones de pobreza. Este aumento se explica parcialmente por la desactualización de los padrones de beneficiarios, en un contexto en que la pobreza se viene reduciendo. No obstante este incremento, se registra una mejora relativa de la cobertura en los programas de Desayuno Escolar y el Seguro Integral de Salud; mientras que en los Comedores Populares y el Vaso de Leche la subcobertura se mantiene relativamente constante.

Con la definición de pobreza 1 la filtración es elevada: entre 41 y 46 por ciento de perceptores de los programas de asistencia alimentaria no debería recibirlos. La mayor filtración se da en los Comedores Populares (46,2 por ciento). En cambio en el Seguro Integral de Salud los “no pobres” representan un 30,9 por ciento de sus beneficiarios, sin embargo es una filtración significativa con relación a sus 5,2 millones de beneficiarios.

Con la definición de pobreza 2 el nivel de filtraciones se reduce pasando de un promedio de 43 por ciento a menos de 30 por ciento en los programas de asistencia alimentaria. En el caso del Seguro Integral de Salud se pasa de un nivel de 30,9 por ciento a 12,5 por ciento de “no pobres” infiltrados (18,3 puntos porcentuales).

---

<sup>14</sup> Asimismo, el plan B del Seguro Integral de Salud que incluye al 53,9 por ciento de los afiliados, presenta un índice de subcobertura menor al promedio estando afiliados un 54,6 de los niños entre 5 y 17 años.



Considerando la segunda definición de pobreza, la población objetivo, en términos absolutos, crecería entre 30 y 40 por ciento respecto de la definición de pobreza monetaria. Sin embargo, no se observan diferencias significativas en la subcobertura de los programas de asistencia alimentaria. No así en el caso del Seguro Integral de Salud donde la subcobertura pasa de 67 por ciento a 71 por ciento con la segunda definición.

En términos relativos, las mayores filtraciones en todos los programas se observan en Lima Metropolitana, la costa urbana y la costa rural; con índices superiores al 40 por ciento, para ambas definiciones de población objetivo. En cambio la sierra rural muestra las menores filtraciones.

Asimismo, existe un sesgo urbano pronunciado en el programa de Comedores Populares, el cual se centraliza en Lima Metropolitana aún cuando la pobreza se concentra en la sierra rural. En cambio en el programa de Desayunos Escolares y el Vaso de Leche el 53,1 y 37,2 por ciento de sus beneficiarios, respectivamente, se encuentra en la sierra rural.

En cuanto al Seguro Integral de Salud su focalización es relativamente eficiente si se compara con los programas de asistencia alimentaria, pero no del todo eficaz dado sus amplios niveles de subcobertura. Sin embargo, en los últimos 3 años ha mostrado avances en su cobertura, pasando de cubrir 22,9 por ciento de la población pobre en 2005, a cubrir 32,4 por ciento en 2007. Esto se debe a que su presupuesto viene aumentando progresivamente, concentrando sus esfuerzos en la zona de sierra rural.

Sin embargo, el progresivo aumento de los niveles de filtración en el Seguro Integral de Salud, constituye un indicador de alerta en el cual se deben enfocar los esfuerzos de focalización. Es necesario hacer un esfuerzo para evitar las pérdidas de recursos que en el año 2007 se estimaron en S/. 58 millones, lo que habría permitido aumentar la cobertura a casi un millón de beneficiarios.



## Referencias Bibliográficas

- Alcázar, L., López Calis, J. y E. Wachtenheim (2003). “Las pérdidas en el camino; fugas en el gasto público: transferencias municipales, vaso de leche y sector educación”. Instituto Apoyo.
- Alcázar, L. (2007). “¿Porqué no funcionan los programa alimentarios en el Perú? Riesgos y oportunidades para su reforma”. Investigación, políticas y desarrollo en el Perú. GRADE, p. 185-234.
- Chacaltana, J. (2001). “Más allá de la focalización: riesgos de lucha contra la pobreza en el Perú”. CIES y GRADE.
- Escobal, J., Torero M. y C. Ponce (2001). “Focalización Geográfica del Gasto Social: Mapas de Pobreza”. Red CIES de Pobreza, GRADE y APOYO  
En: [www.cies.org.pe/files/active/0/mapas.pdf](http://www.cies.org.pe/files/active/0/mapas.pdf)
- Francke P. y J. Guabloche (1995). “Focalización: Identificando a los pobres según características socioeconómicas de los hogares”, Lima, Banco Central de Reserva. Departamento del Sector Social. Documento N° 4.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (2009). “Mapa de Pobreza Provincial y Distrital 2007. El enfoque de la pobreza monetaria”. Lima. Sistema de Consulta de Datos.



**Anexo 1**  
**DISTRIBUCIÓN DE PROGRAMAS SEGÚN POBREZA 2007**  
(En porcentajes)

	Vaso de Leche	Comedores Populares	Desayuno Escolar	Seguro Integral
Reciben				
	100,0	100,0	100,3	100,0
<b>Pobre total</b>	<b>56,7</b>	<b>44,9</b>	<b>72,4</b>	<b>63,9</b>
Pobre extremo	21,1	12,6	32,8	28,0
Pobre no extremc	35,6	32,3	39,6	35,9
No pobre	43,3	55,1	27,8	36,1
Reciben sin cumplir los requisitos (Infiltrados)				
	100,0	100,0	100,0	100,0
<b>Pobre total</b>	<b>42,1</b>	<b>0,0</b>	<b>72,2</b>	<b>0,0</b>
Pobre extremo	8,5	0,0	34,8	0,0
Pobre Total	33,7	0,0	37,4	0,0
No pobre	57,9	100,0	27,8	100,0
Reciben y cumplen los requisitos (no infiltrados)				
	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>
Pobre total	<b>59,1</b>	<b>100,0</b>	<b>72,2</b>	<b>100,0</b>
Pobre extremo	23,1	28,0	32,4	43,8
Pobre Total	35,9	72,0	39,8	56,2
No pobre	41,0	0,0	27,9	0,0

1/ Pobre extremo y no extremo.

Fuente: ENAHO 2007.

**POBLACIÓN QUE NO RECIBE EL PROGRAMA SEGÚN POBREZA 2007**  
(En porcentajes)

	Vaso de Leche	Comedores Populares	Desayuno Escolar	Seguro Integral
	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>
Pobre total	<b>30,6</b>	<b>32,6</b>	<b>30,8</b>	<b>27,3</b>
Pobre extremo	9,8	10,7	9,6	7,7
Pobre Total	20,8	21,9	21,2	19,6
No pobre	69,4	67,4	69,2	72,7

1/ Pobre extremo y no extremo.

Fuente: ENAHO 2007.