



Reglas fiscales y términos de intercambio

JUAN PABLO CÓRDOVA Y YOUEL ROJAS*

Este trabajo evalúa el desempeño de reglas fiscales en una economía pequeña y abierta sujeta a choques de términos de intercambio. Para ello se utiliza un modelo microfundamentado, calibrado para la economía peruana, y se evalúan los efectos de las reglas fiscales en el bienestar de las familias. Los resultados muestran que las preferencias entre reglas fiscales más contracíclicas o procíclicas están ligadas al grado de desarrollo del sistema financiero. En presencia de agentes sin acceso al mercado financiero una regla más contracíclica resulta mejor en términos de bienestar, debido a que el gobierno toma el rol de ahorrador de activos que no pueden cumplir dichas familias. Por el contrario, en una economía con agentes sin restricciones a los mercados financieros una regla fiscal convencional puede ser más conveniente pues fomenta el ahorro por motivo precaución de los individuos.

Palabras Clave : Reglas fiscales, términos de intercambio, bienestar.

Clasificación JEL : E32, E61, E62, E63, H30.

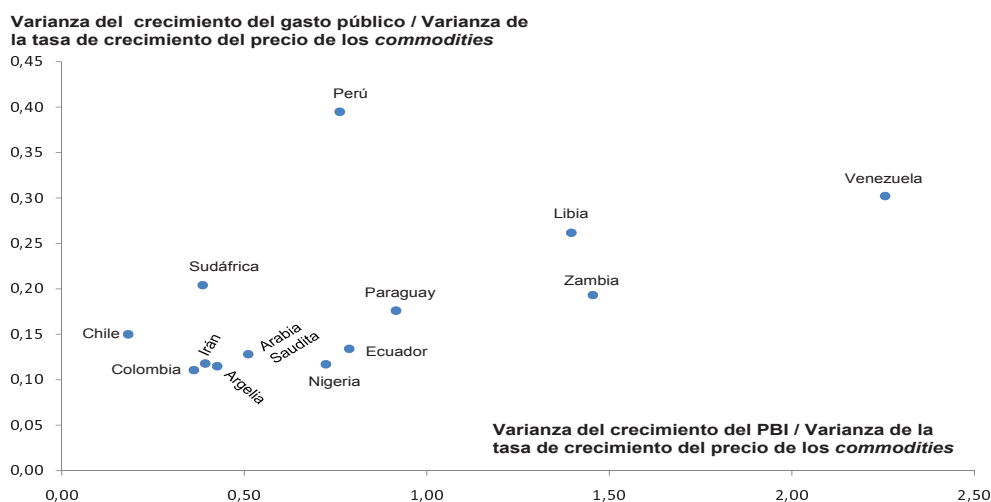
Como muestran Talvi y Végh (2000) la evidencia empírica sugiere que, en economías en vías de desarrollo, la política fiscal es procíclica: el consumo del gobierno crece durante las expansiones, y decae durante las recesiones.¹ Además, en países cuyas exportaciones están fuertemente concentradas en pocos recursos primarios (*commodities*), el gasto del gobierno sigue de cerca el precio mundial de dichos productos, comportamiento que se acentúa conforme mayor dependencia exista de éstos. Esta correlación es ilustrada en el Gráfico 1 (p. 8) donde tanto el consumo público como el PBI fueron normalizados por la volatilidad del precio de los *commodities*. Se aprecia que para países exportadores de recursos primarios, las altas volatilidades del gasto público y del crecimiento económico están asociadas con la volatilidad de sus términos de intercambio. En este sentido, Talvi y Végh muestran que en episodios de *boom* de *commodities*, cuando los ingresos fiscales son elevados, la propensión marginal del gobierno a gastar los ingresos extraordinarios es alta, y va desde 0.77 en Venezuela hasta 0.99 en Nigeria.

Mendoza (1995) menciona que los choques de términos de intercambio son persistentes y que explicarían entre el 45 y 60 por ciento de la variabilidad del producto en economías emergentes. Para el caso particular del Perú la asociación positiva entre términos de intercambio, precio de *commodities* (sin combustibles), el gasto público y el crecimiento económico es evidente (ver Gráfico 2, p. 9). Para el

* Córdova: Banco de Crédito del Perú (e-mail: juancordoval@bcp.com.pe). Rojas: BCRP, Jr. Miró Quesada 441-445, Lima 1, Perú, Teléfono +511 613-2000 anexo 3990 (e-mail: youel.rojas@bcrp.gob.pe).

Este trabajo es una versión revisada y ampliada del trabajo de tesis presentado en la Maestría en Economía de la Universidad del Pacífico. Los autores agradecen de manera especial la ayuda y sugerencias de Paul Castillo y Carlos Montoro.

¹ Talvi y Végh encuentran que en los países del G7 la correlación entre gasto fiscal y PBI es cercano a cero. En contraste, para las economías emergentes esta correlación es positiva y alcanza un valor de 0.53.

GRÁFICO 1. Volatilidad de los *commodities* y gasto del gobierno

NOTAS: Los *commodities* predominantes por país son: oro (Perú, Sudáfrica), cobre (Chile, Zambia), gas natural (Irán) y petróleo (Venezuela y otros). Fuente: FMI y García y otros (2008).

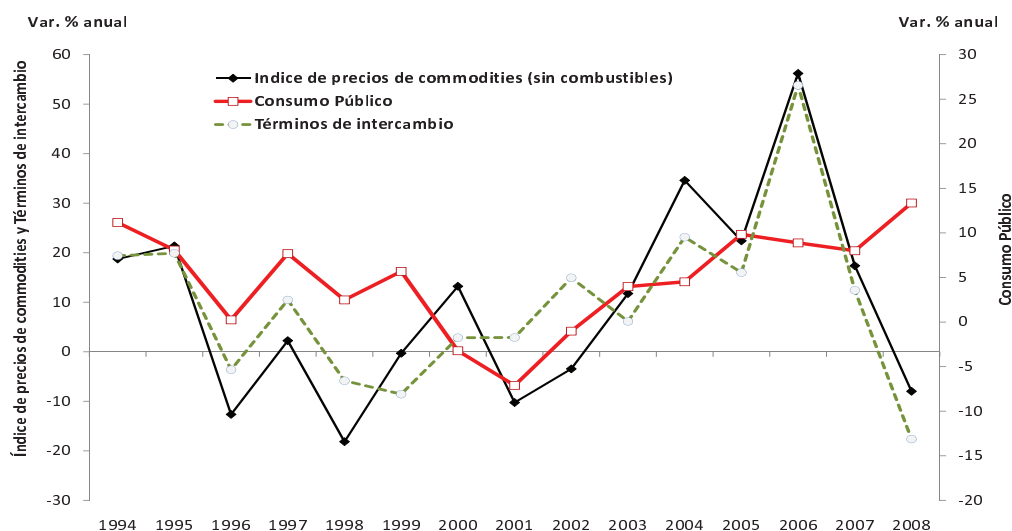
periodo de 1994 a 2008, la correlación entre el índice de precios de los *commodities* (sin combustibles) y el crecimiento del gasto público es de 0.40, mientras que la correlación entre el crecimiento del gasto público y el crecimiento del PBI es 0.8 por ciento. Castillo y otros (2006) encuentran que la correlación de los términos de intercambio con el producto pasó de -0.4 de 1980 a 1993 a 0.7 durante el periodo de 1995 a 2005, evidencia de la importancia de choques externos en la determinación del ciclo económico, ante la mayor apertura comercial registrada durante el último periodo.

Entre las teorías que buscan explicar el efecto de los términos de intercambio en los ciclos económicos domésticos, destaca el enfoque keynesiano de Harberger-Laursen-Metzler (HLM). Éste argumenta que un deterioro de los términos de intercambio declinaría las exportaciones netas y el ahorro debido al efecto sobre el ingreso del menor poder de compra de las exportaciones. Se predice pues una correlación positiva entre términos de intercambio y balanza comercial. No obstante, el enfoque Obstfeld (1982) y Svensson y Razin (1983) (OSR) muestra que, en un modelo de optimización dinámica de cuenta corriente con movilidad perfecta de capitales y mercados completos, los efectos en las exportaciones netas dependen de la persistencia de los choques de los términos de intercambio. Cuando éstos son transitorios los agentes pueden ahorrar y se verifica el efecto HLM. Sin embargo, cambios permanentes en los términos de intercambio inducirían a un déficit en la balanza comercial, ya que las familias esperarían que sus ingresos aumenten en el futuro asumiendo así una mayor deuda externa en sin sacrificar consumos futuros.²

Por otro lado, los modelos de equilibrio general de economía abierta, a diferencia de los de enfoque de equilibrio intertemporal parcial, consideran de modo más explícito los mecanismos de transmisión de choques externos en los ciclos económicos. Por ejemplo, Backus y Crucini (1998) evalúan el efecto de los choques de petróleo en los términos de intercambio y su efecto final en la economía. Posteriormente, la literatura ha incorporado los términos de intercambio en estos modelos de economías abiertas para explicar la volatilidad del tipo de cambio real, choques de productividad y reglas de política monetaria (véase Corsetti y Pesenti, 2001; Galí y Monacelli, 2005; De Paoli, 2009, entre otros). Asimismo, resalta el modelo de proyección y análisis de política de la economía canadiense (ToTEM, *Terms of Trade Economic Model*, desarrollado por el Banco Central de Canadá), que incorpora un sector productor de *commodities*.

² El supuesto de mercados completos otorga a las familias un acuerdo óptimo de riesgo compartido con el resto del mundo que permite transferir riqueza a los periodos futuros fácilmente, cubriéndose de cualquier tipo y tamaño de los choques.

GRÁFICO 2. Perú: Consumo público, términos de intercambio, precio de los commodities



NOTA: Datos del Banco Central de Reserva del Perú y del FMI.

Collier y Goderis (2007) y Brahmhatt y Canuto (2010) señalan que los efectos positivos o negativos de la dependencia de los *commodities* son condicionales al tipo de política fiscal que adopte cada país. Collier y Goderis concluyen que aquellos países que poseen un gobierno débil y no poseen reglas, expandirían su gasto público excesivamente durante los periodos de *boom*, generando en el largo plazo una pérdida de crecimiento y bienestar. Sin embargo, Brahmhatt y Canuto anotan que en periodos de *boom* incluso aquellos países que cuentan con gobiernos fuertes enfrentarían problemas e incertidumbre al momento diseñar políticas y reglas de gasto público para extender los efectos positivos de mayores precios de los *commodities*. En el mismo sentido, Spatafora y Tytell (2009) muestran que la posición fiscal, y por tanto la regla de gasto público, que haya adoptado cada país durante el reciente periodo de *boom* de *commodities* (entre el 2006 y parte del 2008) se refleja en el crecimiento económico.

En este contexto, en un mundo con volatilidad de términos de intercambio, la política fiscal afectaría el bienestar de los agentes económicos al extender los efectos positivos de estos choques en el tiempo. A partir de ello, la literatura se ha preocupado por estudiar qué tipo de patrón o regla fiscal debería seguir un gobierno ante esta situación de volatilidad. Por ejemplo, García y otros (2008) estudian el caso del cobre en Chile. Generalmente se propone un tipo de regla estructural, en la cual el gobierno ahorra los ingresos transitorios producto de un *boom* exportador, para gastarlos cuando éstos disminuyan. A su vez, suele sugerirse establecer impuestos a las sobreganancias, es decir elevar la tasa tributaria cuando los términos de intercambio se expanden por encima de niveles de largo plazo.

Para Perú, Montoro y Moreno (2007) estudian reglas fiscales convencionales y estructurales a través de un modelo de equilibrio general para una economía cerrada. Concluyen que una regla estructural, que aísla los ingresos temporales fiscales de los permanentes o de largo plazo, conlleva a una menor volatilidad del producto que una regla convencional. Sin embargo, no se ha realizado para el caso peruano un análisis de bienestar que permita concluir qué tipo de reglas fiscales son preferibles en el contexto de economía pequeña y abierta sujeta a choques de términos de intercambio. El presente trabajo analiza una batería de reglas fiscales que tienen en común conseguir un ratio deuda/producto constante, en su versión convencional y estructural (cuando el producto está corregido por el efecto de los términos de intercambio). Para ello, se plantea un modelo de equilibrio general microfundamentado que captura la dinámica que genera un choque en los términos de intercambio sobre las demás variables de la economía. En particular, se emplea un modelo con un único sector económico productor de *commodities*, una prima

por riesgo endógena que depende de la posesión de activos (deuda) de los agentes económicos, diversos tipos de reglas fiscales (con impuestos de tasa fija e impuestos a las sobreganancias, con objetivos de ratio deuda/producto convencional y estructural), costos de ajuste de capital, y choques tecnológicos, de tasa de interés externa y de términos de intercambio.

A su vez, el trabajo elabora un ranking de bienestar entre las reglas fiscales propuestas, utilizando principalmente la medida de bienestar planteada por Lucas (1987), que mide cuánto consumo se estaría dispuesto a renunciar con tal de evitar la reducción de bienestar que la volatilidad de los choques genera. Se encuentra que la superioridad entre reglas fiscales estaría ligada al grado de desarrollo del sistema financiero. En términos de bienestar, bajo el supuesto de que todos los agentes tienen libre acceso al mercado financiero, es preferible tener una regla fiscal con un objetivo deuda/producto convencional y una tasa de impuesto fija, por más que ésta genere una mayor volatilidad que una regla estructural. Ello se debe al incentivo que los agentes económicos perciben de incrementar su ahorro por motivo precaución, lo que les permite alcanzar un nivel mayor de consumo medio. Por el contrario, una regla convencional puede resultar mejor conforme aumente la persistencia del choque de términos de intercambio, ya que las familias al esperar que sus ingresos continúen altos se endeudarían y acumularían menos activos, sin riesgo a sacrificar consumos futuros. Sin embargo, para el importante caso en que una proporción de familias no acceda al crédito las ventajas de una regla estructural se ponen de manifiesto. Ello se debe a que las reglas estructurales conllevan a que el gobierno cumpla el rol ahorrador en épocas de *boom*, asegurando consumos futuros a este grupo de familias.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección 1 introduce el modelo base de economía abierta y una serie de reglas fiscales. La sección 2 propone dos alternativas de medidas de bienestar. La sección 3 calibra el modelo para la economía peruana y analiza los principales resultados. La sección 4 desarrolla una ampliación del modelo base y la regla estructural para incorporar la presencia de agentes no ricardianos en la evaluación de las reglas fiscales. Finalmente, la sección 5 concluye.

1 MODELO DE PEQUEÑA ECONOMÍA ABIERTA

Para estudiar las consecuencias macroeconómicas que pueden tener diversos tipos de política fiscal, se procede a construir una versión del modelo de ciclos económicos reales para una economía pequeña y abierta, a la cual se efectuarán variantes en las reglas fiscales que determinan el gasto público.

1.1 SECTOR PRIVADO

La economía está poblada por un continuo de familias idénticas que consumen únicamente bienes importados, ofertan trabajo y ahorran utilizando un activo financiero externo; empresas productoras de bienes exportables y no consumibles; y empresas productoras de capital que utilizan insumos importados.

Familias

Las familias tienen preferencias sobre consumo C_t y el trabajo L_t que ofrecen. Dichas preferencias se resumen en la siguiente función de utilidad

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \{ \beta^t U(C_t, L_t) \}, \quad (1)$$

donde E_0 denota la esperanza matemática condicional a la información disponible en el periodo 0, $\beta \in (0, 1)$ es el factor de descuento subjetivo, y $U(\cdot, \cdot)$ representa la utilidad instantánea, que es estrictamente

creciente en el consumo C_t , estrictamente decreciente en el trabajo L_t y estrictamente cóncava en ambos argumentos. En particular, se asume la forma funcional

$$U(C_t, L_t) = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L_t^{1+\eta}}{1+\eta}, \quad (2)$$

donde $\sigma > 0$ y $\eta > 0$ son las inversas de las elasticidades intertemporales de sustitución y de trabajo, respectivamente. Las familias buscan maximizar (1) sujeta a la restricción presupuestaria

$$C_t + B_t^f = W_t L_t + R_t B_{t-1}^f + T_t + \Pi_t. \quad (3)$$

Todas las variables están expresadas en términos del precio del bien importable, P_m . Cada periodo las familias financian sus decisiones de consumo (C_t) y compra de activos externos (B_t^f), con el salario real que reciben por trabajar (W_t), los intereses que reciben por poseer activos (R_t), los beneficios de las empresas que poseen (Π_t) y las transferencias que reciben del gobierno (T_t). La tasa de interés bruta subyacente a los activos externos, R_t , depende tanto de la tasa de interés externa, R_t^* , como de una prima por riesgo en función del nivel de activos agregado, $\Psi(B_t)$,

$$R_t = \Psi(B_t) R_t^*, \quad (4)$$

donde $\Psi(B_t) = \exp(\Psi_B(\bar{B} - B_t))$, siendo \bar{B} el nivel activos agregado de la economía en estado estacionario.³ La tasa de interés bruta externa sigue un proceso autorregresivo de la forma

$$\ln R_t^* = (1 - \rho_{R^*}) \ln R^* + \rho_{R^*} \ln R_{t-1}^* + \varsigma_{R^*} \quad (5)$$

donde $\varsigma_{R^*} \sim N(0, \sigma_{R^*}^2)$.

La condición de optimalidad es el resultado usual de la ecuación de Euler, por la que la utilidad marginal del consumo presente debe ser igual a la utilidad marginal de consumir mañana, traído a valor presente (ello induce a las familias a intentar suavizar su consumo),

$$(C_t)^{-\sigma} = \beta E_t \{ (C_{t+1})^{-\sigma} R_{t+1} \}. \quad (6)$$

Por otro lado, la condición de optimalidad intratemporal para la oferta de trabajo implica igualar la utilidad marginal de consumir con la desutilidad marginal de trabajar,

$$L_t^\eta = C_t^{-\sigma} W_t. \quad (7)$$

Aquí también puede observarse el resultado usual de una economía cerrada, en la cual el ratio de utilidades marginales entre consumir y trabajar debe ser igual al ratio de dichos precios relativos.

Firmas

Las familias son propietarias de las firmas que producen un único bien, exportable y no consumible, Y_t , que es transado a un precio de exportación, P_x . P_m representa el índice de precios a las importaciones, y

³ Siguiendo a Schmitt-Grohé y Uribe (2003), se introduce una prima por riesgo decreciente en la posición de activos externos netos para inducir a la estacionariedad de estos activos.

se toma como numerario, por lo que los términos de intercambio vendrán dados por $TI_t = P_{xt}/P_{mt}$, y se asume que, para $\zeta_{TI} \sim N(0, \sigma_{TI}^2)$, evolucionan de acuerdo con el proceso autorregresivo

$$\ln TI_t = \rho_{TI} \ln TI_{t-1} + \zeta_{TI}. \quad (8)$$

El bien exportable es producido mediante una función Cobb-Douglas

$$Y_t = A_t K_{t-1}^\alpha L_t^{1-\alpha}, \quad (9)$$

donde α es la participación del nivel de capital en la producción, y A_t representa el nivel de tecnología, el cual sigue el siguiente proceso autorregresivo

$$\ln A_t = \rho_A \ln A_{t-1} + \zeta_A, \quad (10)$$

con $\zeta_A \sim N(0, \sigma_A^2)$.

Además, las empresas enfrentan una tasa impositiva τ_t aplicada a los ingresos obtenidos de producir el bien de exportación ($P_{xt} Y_t$). Las empresas toman la decisión de cuánto trabajo L_t contratar y del nivel de inversión I_t que realizarán en cada periodo, donde el capital nuevo es comprado a un precio Q_t a las empresas productoras de capital. Las condiciones de optimalidad conllevan a igualar las productividades marginales de cada factor con sus respectivas retribuciones

$$W_t = (1 - \alpha)(1 - \tau_t) TI_t \frac{Y_t}{L_t}, \quad (11)$$

$$Q_t = E_t \left\{ \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left[\alpha(1 - \tau_t) TI_t \frac{Y_{t+1}}{K_t} + (1 - \delta) Q_{t+1} \right] \right\}. \quad (12)$$

En una economía abierta, un choque en los términos de intercambio tiene el efecto inmediato de incrementar los pagos a los factores al elevar sus productividades marginales (en principio, la misma implicancia que un choque tecnológico). Esta influencia se propagará de manera indirecta hasta las decisiones de consumir y trabajar.

Empresas productoras de capital

Las empresas productoras de capital operan bajo competencia perfecta y construyen nuevos bienes de capital para venderlos a las empresas productoras del bien de exportación a un precio Q_t . Esta actividad de construcción del nuevo capital requiere como insumo un bien de inversión I_t , el cual es transformado en nuevo capital mediante la siguiente función de producción con retornos constantes a escala

$$X_t^K = \phi \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} \right) K_{t-1}, \quad \text{en donde} \quad \phi \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} \right) = \frac{I_t}{K_{t-1}} - \frac{\psi_K}{2} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \right)^2. \quad (13)$$

Entonces, la condición de optimalidad para los productores de capital exige que $Q_t \phi'(\cdot) = 1$. Dado que este proceso de construcción de nuevo capital están sujetos a costos de ajuste el proceso de acumulación de capital de la economía será

$$K_t = \phi \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} \right) K_{t-1} + (1 - \delta) K_{t-1}. \quad (14)$$

Agregación

Del total de ingresos que obtiene la economía en términos de los bienes importables, las familias destinan parte al consumo C_t , e inversión I_t , y parte lo consume el gobierno G_t (cuya dinámica se explica más adelante), constituyendo esta diferencia la balanza comercial. La balanza comercial tiene como contraparte la acumulación de activos totales de la economía, B_t . Así,

$$TI_t Y_t - C_t - I_t - G_t = B_t - \Psi(B_t) R_{t-1}^* B_{t-1}. \quad (15)$$

1.2 GOBIERNO

El gobierno recibe ingresos de la recaudación de impuestos, tiene una dinámica de gasto dada por una regla fiscal, y está sujeto a la restricción de presupuesto

$$\tau_t Y_t^f - G_t - T_t = D_t - R_{t-1} D_{t-1}, \quad (16)$$

donde, por brevedad $Y_t^f = TI_t Y_t$, y D_t representa el nivel de activos netos mantenidos por el gobierno.

Una regla fiscal, definida por Kopits y Symansky (1998) como una restricción permanente en la política fiscal y expresada como el cumplimiento de un objetivo que generalmente puede ser medido a través de un indicador de desempeño fiscal, tiene como objetivo limitar el sesgo del gobierno al gasto y la acumulación de deuda de forma que garantice la sostenibilidad fiscal. Usualmente estas reglas fijan objetivos de déficit fiscal o ratios de deuda pública.

A continuación, se definen diversos tipos de reglas fiscales, a través de las cuales el gobierno intervendrá en la economía. Estas reglas se resumen en el Cuadro 1 (p. 14). El principal supuesto detrás de estos esquemas es que dicho gasto no tiene utilidad alguna más que financiar su propia demanda.⁴ Además, dentro de cada regla se asume que las transferencias, T_t , son proporciones fijas del producto libre de los efectos de los términos de intercambio, $T_t = \theta_T Y_t$ con $0 < \theta_T < 1$.

Regla Fiscal I: Regla convencional

Bajo esta regla el gobierno establece una tasa impositiva fija, $\tau_t = \tau$, al producto multiplicado por los términos de intercambio Y_t^f . Aquí, el gobierno tiene como restricción mantener un ratio deuda/producto convencional constante $D_t = \bar{d} Y_t^f$. Conviene notar que este ratio se define sobre el nivel de producto real, el cual toma en cuenta los efectos del choque de términos de intercambio. Dado que D_t representa activos propiamente dichos, \bar{d} se asumirá negativo implicando una posición deudora en estado estacionario. Bajo esta regla, el gobierno no puede incrementar su nivel de deuda más allá del objetivo que la regla fiscal convencional establece.

En períodos de *boom* en los términos de intercambio, el gobierno estará obligado a acumular más activos (o deuda) para mantenerse en línea con la regla impuesta. De este modo, la evolución de dicha acumulación de activos estará dada por

$$\tau Y_t^f - G_t - T_t = D_t - R_{t-1} D_{t-1}, \quad (17)$$

lo cual implica que el cambio en la posición de activos del gobierno será igual al resultado fiscal de cada

⁴ Otros enfoques consideran una utilidad mayor al gasto del gobierno, implementándolo en la función de producción, o afectando el bienestar de las familias (por ejemplo, bienes públicos).

CUADRO 1. Resumen de reglas fiscales

I	II	III	IV
$D_t = \bar{d}Y^f$	$D_t = \bar{d}Y$	$D_t = \bar{d}Y^f$	$D_t = \bar{d}Y^f$
$\tau_t = \tau$	$\tau_t = \tau$	$\tau_t = \tau(TI_t/TI)^\omega$	$\tau_t = \tau(TI_t/TI)^\omega$
$G_t = \tau Y_t^f - (D_t - D_{t-1}R_t) + T_t$			

periodo más el interés generado por los activos en el periodo anterior.

Bajo la regla impuesta, la ecuación (17) se reduce a

$$\tau Y_t^f - G_t - T_t = D_t \left(1 - R_{t-1} \frac{Y_{t-1}^f}{Y_t^f} \right). \quad (18)$$

Regla Fiscal II: Regla estructural

En esta extensión del modelo base, la recolección de tributos sigue teniendo la misma dinámica. Sin embargo, el gobierno esta vez tiene como restricción mantener un ratio deuda/producto estructural constante, $D_t = \bar{d}Y_t$. El nivel de producto estructural es definido como el nivel de producto que no toma en cuenta el efecto de los choques de términos de intercambio.

En períodos de *boom* en los términos de intercambio, el gobierno no estará obligado a acumular más activos (deuda) de la misma forma que en el modelo anterior, lo cual convertirá a la dinámica del gobierno en más estable en primera instancia. De este modo, la evolución de dicha acumulación de activos (17) se simplifica a

$$\tau Y_t^f - G_t - T_t = D_t \left(1 - R_{t-1} \frac{Y_{t-1}}{Y_t} \right). \quad (19)$$

Regla Fiscal III: Regla convencional e impuesto variable

En esta ocasión, la recolección de tributos cambia de dinámica. Aquí se propone que la tasa impositiva τ sea variable, y en función a la evolución de la brecha de los términos de intercambio,

$$\tau_t = \tau \left(\frac{TI_t}{TI} \right)^\omega \quad (20)$$

donde $TI = 1$ es el nivel de estado estacionario de los términos de intercambio y ω es la elasticidad del nivel de impuestos con respecto a los términos de intercambio.

De esta manera, ante una expansión de los términos de intercambio, la proporción de ingreso gravable es cada vez mayor, intentando de este modo frenar el aumento del ingreso disponible al sector privado, reduciendo su volatilidad. Este esquema se asemeja al de uno con impuestos a las sobreganancias, en donde la tasa impositiva crece si los términos de intercambio van más allá de su nivel de largo plazo. El gobierno tiene como única restricción mantener un ratio deuda/producto convencional constante $D_t = \bar{d}Y_t^f$. Las condiciones que caracterizan al gobierno bajo esta regla se derivan de forma similar al de la Regla I, ecuación (18).

Regla Fiscal IV: Regla estructural e impuesto variable

Finalmente, se considera el caso en donde la recolección de tributos sigue la misma dinámica de la ecuación (20) modelo anterior, pero volviendo a la regla de mantener constante el ratio estructural entre deuda del gobierno y el producto, $D_t = \bar{d}Y_t$. El gobierno se caracteriza de forma similar a lo descrito en la Regla II, ecuación (19).

2 MEDIDAS DE BIENESTAR

Diversas medidas de bienestar son propuestas en la literatura económica para medir los impactos de política. Algunos optan por construir funciones de pérdida *ad hoc* (por ejemplo, Céspedes y otros, 2004) mientras que otros, basados en microfundamentos, realizan análisis de bienestar pero sin tomar en cuenta los efectos que tiene el riesgo sobre la conducta de los agentes económicos (véase Devereux y otros, 2004). En aquellos modelos, las consecuencias de la incertidumbre sobre el bienestar son difíciles de cuantificar de manera rigurosa, debido a que se tiende a realizar aproximaciones lineales alrededor de un estado estacionario a los modelos propuestos, ignorando el efecto de momentos de orden superior (Elekdag y Tchakarov, 2004).

Bajo un modelo aproximado linealmente, la equivalencia de incertidumbre se mantiene siempre por que la volatilidad no juega algún rol en las decisiones de los agentes. Debido a esto, modelos que utilizan dichas aproximaciones generarían rankings de bienestar espurios pues solo toman en cuenta sus efectos negativos. Bajo el análisis que se presenta a continuación, se utiliza una aproximación de segundo orden del modelo de tal forma que los ranking de bienestar son más exactos.⁵

Aproximación cuadrática de la función de bienestar

Siguiendo a Elekdag y Tchakarov (2004), una expansión de Taylor de segundo orden alrededor del estado estacionario de la función de utilidad resulta en

$$E(U_t) = U + C^{1-\sigma} E(\hat{C}_t) - \frac{1}{2} \sigma C^{1-\sigma} \text{var}(\hat{C}_t) - L^{1+\eta} E(\hat{L}_t) - \frac{1}{2} \eta L^{1+\eta} \text{var}(\hat{L}_t). \quad (21)$$

Para medir las implicancias en bienestar de distintas políticas fiscales, los autores siguen el enfoque de Lucas (1987), en el sentido de que dicha medida se representa como un cambio permanente en el estado estacionario del consumo a fin de alcanzar la misma utilidad esperada. Esto es, se intenta medir cuánto consumo de estado estacionario las familias estarían dispuestas a sacrificar con tal de evitar el efecto de los choques en su bienestar. Estos choques importan porque tienen un impacto en el valor esperado de las variables y por las consecuencias sobre sus varianzas. Mientras que los impactos en dichas varianzas pueden ser recogidos mediante una aproximación lineal del modelo, los impactos en media solo pueden recogerse a través de una expansión de segundo orden.

Sea ξ^{media} el cambio permanente en el estado estacionario del consumo que otorga la misma utilidad esperada por efecto de medias. Haciendo uso de esta igualdad se tiene que

$$U((1 + \xi^{media})C, L) = \frac{((1 + \xi^{media})C)^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L^{1+\eta}}{1+\eta} = U + C^{1-\sigma} E(\hat{C}_t) - L^{1+\eta} E(\hat{L}_t). \quad (22)$$

⁵ Dada la calibración que se propondrá más adelante, se asume que los agentes presentan un coeficiente de prudencia $-CU_{ccc}/U_{cc} = 3$ (donde U_{cc} y U_{ccc} son la segunda y tercera derivadas de $U(\cdot, \cdot)$ respecto al consumo) lo cual genera ahorro por motivo precaución. Así, cuanto mayor sea la volatilidad del consumo mayor será el ahorro de los agentes.

Resolviendo para ξ^{media} se consigue

$$\xi^{media} = \left[1 + (1 - \sigma)E(\hat{C}_t) - \frac{(1 - \sigma)L^{1+\eta}E(\hat{L}_t)}{C^{1-\sigma}} \right]^{1/(1-\sigma)} - 1. \quad (23)$$

De manera similar, se puede calcular el valor de $\xi^{varianza}$, el cual denota al cambio permanente en el consumo de estado estacionario asociado al efecto de los choques sobre las varianzas de las variables:

$$U((1 + \xi^{varianza})C, L) = \frac{((1 + \xi^{varianza})C)^{1-\sigma}}{1 - \sigma} - \frac{L^{1+\eta}}{1 + \eta} = -\frac{1}{2}\sigma C^{1-\sigma} \text{var}(\hat{C}_t) - \frac{1}{2}\eta L^{1+\eta} \text{var}(\hat{L}_t), \quad (24)$$

por lo que

$$\xi^{varianza} = \left[1 - \frac{1}{2}\sigma(1 - \sigma)\text{var}(\hat{C}_t) - \frac{1}{2}\frac{\eta(1 - \sigma)L^{1+\eta}\text{var}(\hat{L}_t)}{C^{1-\sigma}} \right]^{1/(1-\sigma)} - 1. \quad (25)$$

Bajo una aproximación lineal, $\xi^{media} = 0$ pues las varianzas no forman parte de las decisiones ya que en este caso $E(\hat{C}_t) = E(\hat{L}_t) = 0$. Sin embargo, bajo la aproximación cuadrática, las medias están afectadas por la incertidumbre. Nótese que, dado que la pérdida de bienestar está expresada en porcentajes, la pérdida total ξ^{Total} será, aproximadamente, la suma de $\xi^{media} + \xi^{varianza}$.

Promedio de la función de valor

Bajo este criterio lo que se busca es evaluar la evolución de la función de valor y medir la diferencia entre su promedio y el valor de estado estacionario. Si bien se espera que esta metodología otorgue el mismo ranking de bienestar que la anterior, se le toma sólo como referencia pues no permite hacer un análisis más profundo como el de equivalencia de incertidumbre.

La función de valor, para cada periodo se encuentra implícita la ecuación de Bellman que deben resolver las familias al momento de tomar sus decisiones de consumo e inversión

$$V_t = \max \{ U(C_t, L_t) + \beta E_t \{ V_{t+1} \} \}. \quad (26)$$

Esta función alcanza un valor de estado estacionario de

$$\bar{V} = \frac{1}{1 - \beta} \left(\frac{C^{1-\sigma}}{1 - \sigma} - \frac{L^{1+\eta}}{1 + \eta} \right). \quad (27)$$

La medida de bienestar propuesta bajo esta medida es el desvío esperado respecto a \bar{V} , $\hat{V}_t = E(V_t) - \bar{V}$.

3 RESULTADOS

Para analizar los efectos de distintas reglas fiscales sobre la economía peruana, se ha considerado una calibración utilizando el modelo base y la Regla Fiscal I, con el fin de intentar replicar la composición promedio de la demanda agregada de Perú así como las correlaciones y volatilidades de sus componentes. La calibración utilizada se presenta en el Cuadro 2 (p. 17).

Por su parte, el Cuadro 3 (p. 17) muestra los resultados de la calibración en términos de momentos

CUADRO 2. Calibración

A. Preferencias	$\beta = 0.985$	Implica una tasa de interés real de 6,1% anual, valor adecuado para países emergentes.
	$\sigma = 2, \eta = 1$	Estándar en la literatura.
B. Función de Producción	$\alpha = 1/3$	Estándar en la literatura.
	$\delta = 0.025$	Implica una tasa de depreciación anual de 10%.
C. Productores de Capital	$\psi_k = 16.4$	Valor que replica la volatilidad de la inversión con una elasticidad de Q_t - ratio I/K de 0.41.
D. Gobierno	$\tau = 0.18$	Presión tributaria (Montoro y Moreno, 2007).
E. Agregación	$\psi_B = 0.007$	Estimado (Schmitt-Grohé y Uribe, 2003).
	$B/Y = -0.3 \times 4$	Promedio Perú de 2000 a 2008.
F. Choques	$\rho_a = 0.9500$	Estimaciones con datos trimestrales de 1980 a 2008.
	$\sigma_a = 0.0105$	
	$\rho_{TI} = 0.9100$	
	$\sigma_{TI} = 0.0221$	
	$\rho_{R^*} = 0.9100$	
	$\sigma_{R^*} = 0.0689$	
F. Reglas Fiscales	$\bar{d} = -0.24 \times 4$	Promedio Perú de 2004 a 2008.
	$\omega = 1$	Variable.

generados por el modelo para las principales variables macroeconómicas. Además se muestra los momentos de los datos, calculados en base a la información disponible del periodo de 1980.I a 2009.III, usando el filtro Hodrick y Prescott.

El modelo puede replicar la composición de la demanda agregada observada en los datos así como las volatilidades relativas del consumo e inversión. Tanto consumo como inversión se acercan a los datos en términos de volatilidades relativas pero existe una mayor diferencia en términos de correlaciones. Lo contrario ocurre con el gasto público. Así, la volatilidad relativa del consumo e inversión en los datos son 0.97 y 2.97 y en el modelo 1.04 y 2.96, en tanto que la volatilidad del gasto público en los datos es 1.83 mientras que en el modelo es mayor y asciende a 2.25.

CUADRO 3. Estado estacionario y momentos empíricos

		Datos	Modelo
A. Estado Estacionario	C/Y	0.678	0.656
	I/Y	0.164	0.170
	G/Y	0.153	0.155
B. Ratio de Volatilidades	σ_C/σ_Y	0.97	1.04
	σ_I/σ_Y	2.97	2.96
	σ_G/σ_Y	1.83	2.25
B. Correlaciones	$\sigma_{C,Y}$	0.92	0.61
	$\sigma_{I,Y}$	0.81	0.51
	$\sigma_{G,Y}$	0.55	0.60

3.1 EFECTOS DE UN AUMENTO DE LOS TÉRMINOS DE INTERCAMBIO

Con el propósito de ilustrar los efectos de los términos de intercambio en un modelo de economía abierta consideremos un gasto de gobierno exógeno, modelado mediante un proceso autorregresivo. Como se aprecia en el Gráfico 3, ante un aumento de los términos de intercambio, por su similitud con un choque de productividad, la producción responde positivamente. Asimismo, este choque genera un aumento en las productividades marginales del capital y el trabajo y, por tanto, en sus retribuciones. Esto conduce a un aumento en la inversión y en el salario real. Por su parte, tanto el aumento del consumo como la reducción del trabajo se explican por el efecto riqueza generado por los mayores términos de intercambio, cuyo efecto también se traduce en una acumulación de activos externos, una reducción de la prima por riesgo y la consecuente una caída de la tasa de interés.

Por otro lado, para tener en cuenta la dinámica del modelo frente a choques de términos de intercambio cuando se usan reglas fiscales, el Gráfico 4 (p. 19) presenta las funciones de impulso respuesta ante un choque en los términos de intercambio bajo la Regla Fiscal I. En circunstancias normales, la expansión de los términos de intercambio debería permitir a la economía en conjunto acumular activos y tener una prima por riesgo menor, lo que implicaría una menor tasa de interés. Sin embargo, bajo la regla fiscal propuesta el gobierno adquiere un nivel de deuda mayor, hecho que explica la fuerte expansión en su gasto. Este aumento en la deuda más que compensa a la acumulación de activos externos del sector privado, lo que ocasiona que la economía resulte más endeudada, elevando la prima por riesgo y la tasa de interés.

Por su parte, el aumento en el consumo sigue obedeciendo a un efecto riqueza positivo. No obstante, el aumento en la tasa de interés provoca que el consumo no se expanda demasiado. Asimismo, la dinámica en el trabajo es producto de dos efectos contrarios: el efecto sustitución que incentiva a una mayor oferta laboral dado el aumento en el precio del ocio, y el efecto riqueza que incentiva a trabajar menos. El efecto riqueza resulta en este caso mayor al efecto sustitución por lo que se observa una caída en el trabajo en respuesta al choque externo.

GRÁFICO 3. *Respuestas ante un choque de términos de intercambio con gasto público exógeno*

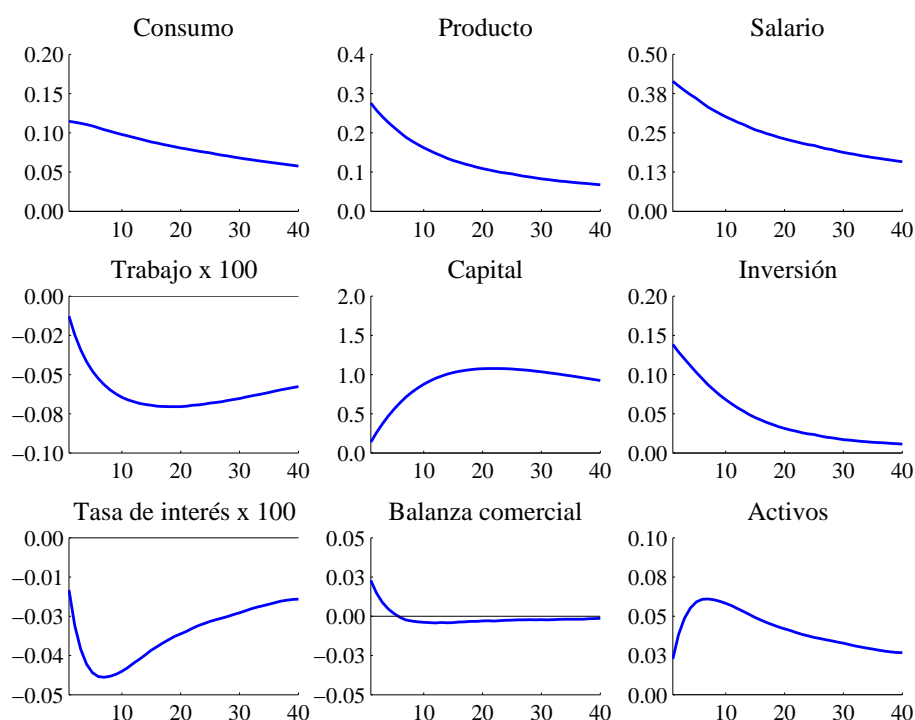
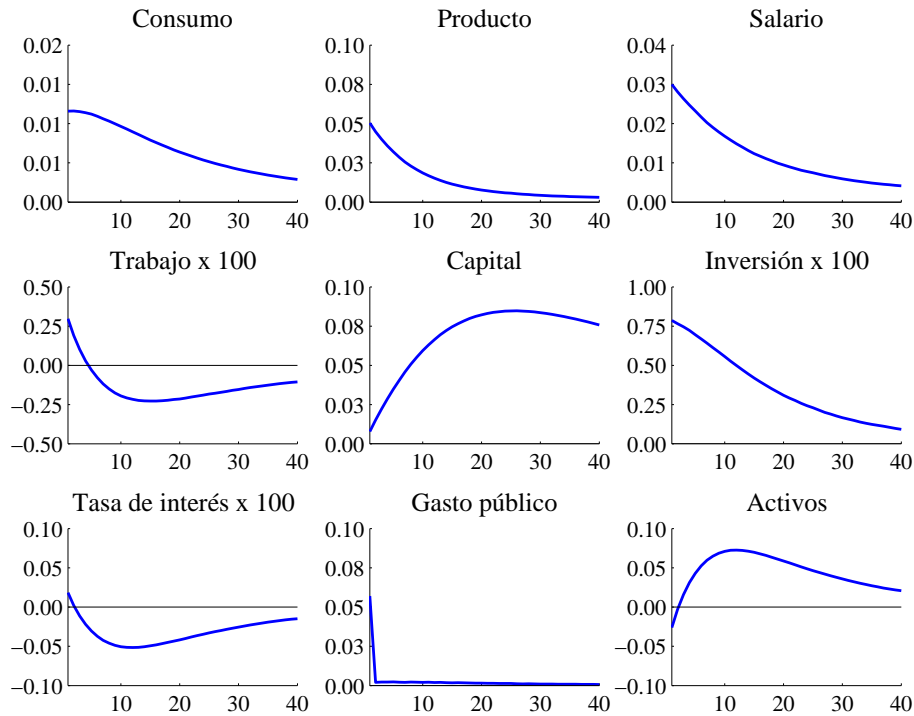


GRÁFICO 4. Respuestas ante un choque de términos de intercambio bajo la Regla Fiscal I

3.2 REGLAS FISCALES Y VOLATILIDAD DE LOS TÉRMINOS DE INTERCAMBIO

Los resultados de medidas de bienestar para cada modelo se presentan en el Cuadro 4. En este y los cuadros que continúan las medidas de pérdida de bienestar están expresadas en unidades porcentuales. Se aprecia que la Regla Fiscal I, es decir estableciendo una tasa impositiva fija y manteniendo un ratio de deuda/producto convencional constante, es elegida como la mejor forma de intervenir en la economía. La regla induce a que las familias estén dispuestas a renunciar al 0.0577 por ciento de su consumo de estado estacionario según los cálculos bajo la primera medida. Ambas medidas de bienestar también califican a la Regla Fiscal II como el segundo mejor modelo: mantener constante el ratio deuda/producto estructural. Sin embargo, la diferencia numérica en términos de bienestar es pequeña (0.0577 vs 0.0607 por ciento).⁶

Cuando la tasa impositiva sigue una dinámica de impuesto a las sobreganancias (Reglas III y IV), la preferencia por D/Y^f se mantiene sobre D/Y aunque las pérdidas de bienestar se incrementan en cerca de 1.5 veces en comparación con la tasa impositiva fija. Las preferencias entre las tasas impositivas fija y variable se mantienen bajo la medida de bienestar alternativa.

CUADRO 4. Bienestar en el modelo base

	Aproximación de 2do orden			Promedio de la función de valor
	ξ^{media}	$\xi^{varianza}$	ξ^{Total}	$E(V_t) - \bar{V}$
Regla Fiscal I ($\bar{\tau}, D/Y^f$)	0.1557	-0.2127	-0.0577	-0.0282
Regla Fiscal II ($\bar{\tau}, D/Y$)	0.1518	-0.2118	-0.0607	-0.0297
Regla Fiscal III ($\tau_t, D/Y^f$)	0.0725	-0.1599	-0.0876	-0.0430
Regla Fiscal IV ($\tau_t, D/Y$)	0.0686	-0.1592	-0.0907	-0.0446

⁶ En el análisis de sensibilidad presentado más adelante, la preferencia de la regla convencional sobre la estructural se mantiene.

CUADRO 5. Pérdida de bienestar asociada con los términos de intercambio

	Aproximación de 2do orden			Promedio de la función de valor
	ξ_{TI}^{media}	$\xi_{TI}^{varianza}$	ξ_{TI}^{Total}	$E(V_t) - \bar{V}$
Regla Fiscal I ($\bar{\tau}, D/Y^f$)	0.0856	-0.1356	-0.0501	-0.0246
Regla Fiscal II ($\bar{\tau}, D/Y$)	0.0817	-0.1347	-0.0531	-0.0260
Regla Fiscal III ($\tau_t, D/Y^f$)	0.0026	-0.0827	-0.0802	-0.0393
Regla Fiscal IV ($\tau_t, D/Y$)	-0.0013	-0.0820	-0.0833	-0.0409

Las pérdidas de bienestar reportadas anteriormente corresponden a una mezcla entre choques a los términos de intercambio, a la tasa de interés y a la productividad. Para tener en cuenta cuánto del consumo de estado estacionario están dispuestas las familias a renunciar con tal de amortiguar los exclusivamente efectos de los choques a los términos de intercambio, es necesario imponer una varianza nula a los otros dos choques. Los resultados de dicha simulación se presentan en el Cuadro 5.

Como puede observarse, los resultados de pérdida de bienestar son menores a los reportados inicialmente. Estas magnitudes deben ser tomadas en cuenta si el objetivo es evaluar los impactos de los términos de intercambio en bienestar de las familias e indican que, si se siguiese la Regla Fiscal I, los individuos estarían dispuestos a aceptar un impuesto al consumo de 0.0501 por ciento adicional. Sin embargo, si únicamente tomamos en cuenta los efectos negativos de la volatilidad de los términos de intercambio, esto es $\xi_{TI}^{varianza}$, los individuos estarían dispuestos a aceptar una reducción del 0.1356 por ciento en el consumo con tal de evitar los choques de términos de intercambio. Estos resultados muestran que aún si solo tomásemos los choques de términos de intercambio la regla convencional resulta ser mejor en términos de bienestar que una regla estructural más contracíclica.

Regla convencional (Regla Fiscal I) vs. Regla estructural (Regla Fiscal II)

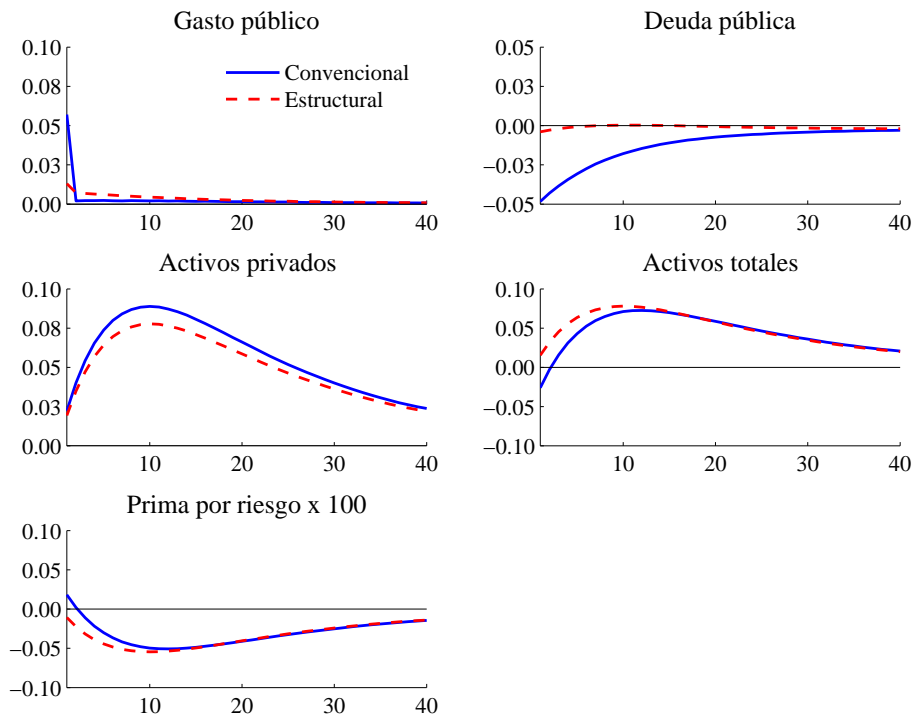
Las medidas de bienestar sugieren que, para una tasa impositiva fija, mantener constante el ratio D/Y^f otorga mayor bienestar que mantener un ratio D/Y . Es decir, la regla convencional resulta preferible a una regla estructural. ¿A qué puede deberse ello?

Ante una expansión en los términos de intercambio, una regla convencional de la forma D/Y^f , como se muestra en el Gráfico 5 (p.21), origina que el gobierno expanda su gasto en mayor medida que bajo la regla estructural, lo cual lo convierte en más volátil. Es decir, la regla estructural provoca una conducta del gasto público más contracíclica que la regla convencional. La variabilidad del consumo bajo este gasto de gobierno más acíclico se reduce.

Sin embargo, la medias del consumo y ocio logran alcanzar un nivel mayor bajo la regla convencional según los resultados mostrados. Esto refleja diferentes montos de ahorro y acumulación de activos entre reglas: bajo una regla fiscal más procíclica (D/Y^f) los agentes privados ahorran más inicialmente, lo cual les permite disfrutar un nivel de consumo mayor más adelante. Algo contrario ocurre bajo la regla fiscal estructural (D/Y): la excesiva acumulación de activos por parte del gobierno (ingresos fiscales mayores a los gastos en comparación con la regla convencional) disminuye la deuda externa de la economía y provoca un descenso en la tasa de interés (producto de una menor prima por riesgo). Esto resulta ser suficiente para que los agentes privados escojan ahorrar menos. Su nivel de activos cae y consumen menos en promedio.

Este último resultado va en línea con el ahorro por motivo precaución introducido al resolver el modelo mediante una aproximación cuadrática. Las familias consideran, dentro de sus decisiones óptimas, la variabilidad de los términos de intercambio que estimula la acumulación de activos cuando la

GRÁFICO 5. Regla convencional (Regla Fiscal I) vs. Regla estructural (Regla Fiscal II)



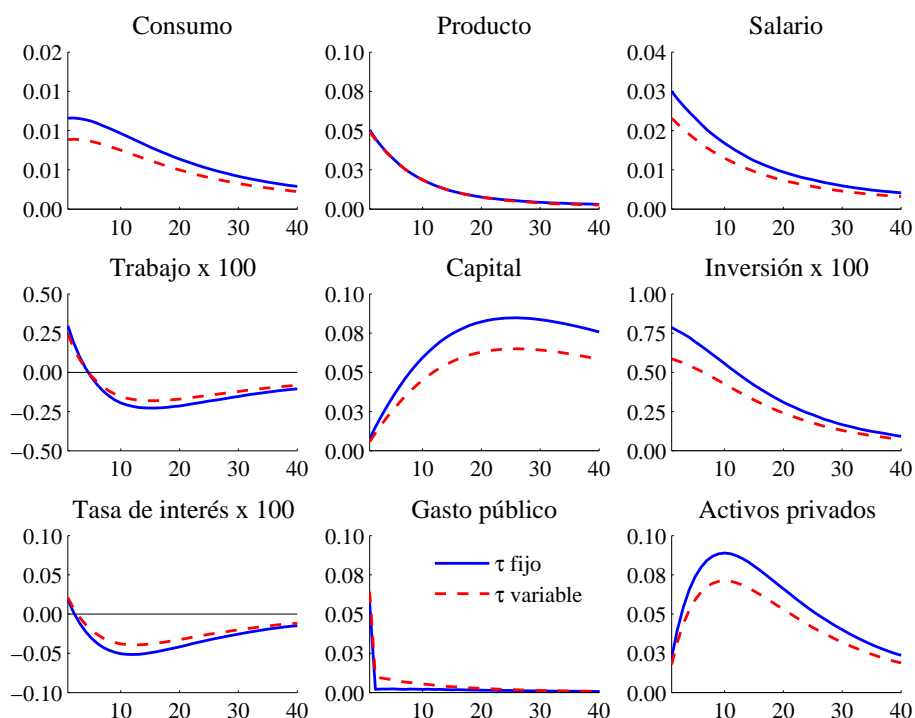
incertidumbre es alta. Cuando el gobierno se comporta de manera más contracíclica, los agentes reducen su ahorro debido a la menor volatilidad que enfrentan. Además, la regla estructural incentiva al gobierno a acumular más activos (relativo a la regla convencional) de lo que sería óptimo para las familias. Así, como resultado de esta estabilización del choque, los agentes escogen (óptimamente) ahorrar menos, lo cual les lleva a alcanzar niveles de consumo menores en periodos posteriores. Este resultado es similar al encontrado por García y otros (2008) para la economía chilena.

Sin embargo, uno de los supuestos detrás de los resultados obtenidos es que los agentes son ricardianos (es decir, no tienen problemas en acceder a fuentes de financiamiento en el exterior para suavizar su senda de consumo en el tiempo). Las reglas fiscales estructurales pueden resultar mejores en el caso de la existencia de familias no ricardianas, como se detalla más adelante en la sección 4. En ésta se muestra que cuando el gobierno tiene una conducta más contracíclica, actúa como si fuese un agente con ahorro por motivo precaución: acumula activos de manera prudencial lo que le permitirá gastar más en el futuro. Esto resulta en una externalidad positiva para los agentes que no cuentan con acceso al financiamiento externo (el gobierno hace lo que las familias ricardianas harían por su propia cuenta). Por ello la regla estructural sería mejor en términos de bienestar que aquella donde hay una regla fiscal convencional y agentes ricardianos.

Regla convencional con tasa fija (Regla Fiscal I) vs. tasa variable (Regla Fiscal III)

Las medidas de bienestar sugieren que, para mantener fijo el ratio D/Y^f , la tasa impositiva fija proporciona mayor bienestar que un impuesto a las sobreganancias. ¿A qué puede deberse ello? A continuación se presenta un análisis de impulso respuesta para ilustrar por qué puede ser erróneo realizar un análisis de bienestar considerando únicamente las varianzas.

El Gráfico 6 (p. 22) muestra cómo es que, optando por una tasa variable en función de los términos de intercambio, las variables que definen el bienestar (consumo y ocio) logran suavizarse más que bajo el esquema de una tasa impositiva fija. La intuición detrás de este resultado es que, ante una expansión de

GRÁFICO 6. Regla convencional tasa fija (Regla Fiscal I) vs. tasa variable (Regla Fiscal III)

los términos de intercambio, el gobierno decide cobrar más a los agentes para que éstos no expandan su consumo de manera drástica, producto del menor ingreso disponible.

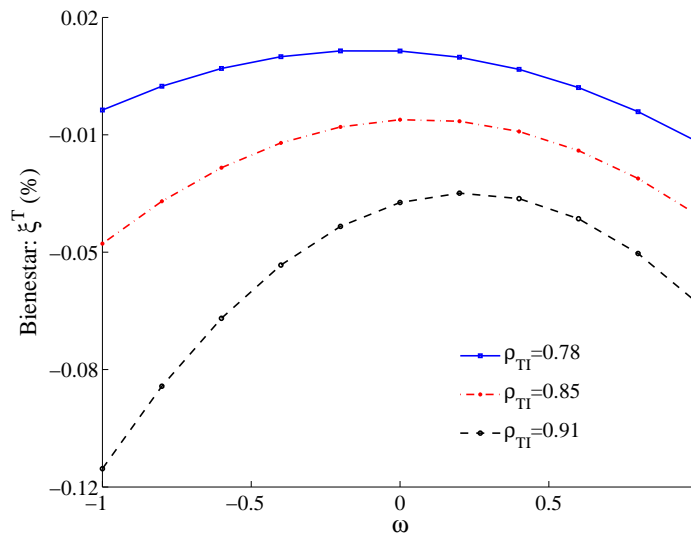
Debido a que dicho producto presenta una expansión menor, los pagos a los factores también experimentan una evolución más suave, logrando estabilizar de este modo la caída en el trabajo y el aumento en el consumo. Sin embargo, al igual que el caso anterior, los agentes ven disminuida la incertidumbre que genera la volatilidad de los términos de intercambio. Esto les incentiva a tomar una posición menor de activos, lo cual conlleva a niveles de consumo menores en el futuro. Finalmente, bajo la regla convencional, el hacedor de política evitaría pagar el costo (no modelado) de estimar en qué momento los términos de intercambio se encuentran alejados de su valor de largo plazo.

3.3 ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD

Elasticidad tributaria óptima

El análisis realizado previamente podría sugerir modificar la calibración de ω con tal de recuperar parte de la pérdida de bienestar en media que trae el imponer una tasa en función de los términos de intercambio. ¿Cuál valor de ω sería el óptimo? El Gráfico 7 (p. 23) brinda la respuesta. Cabe mencionar que éste y los gráficos que siguen, el eje de ordenadas denominado “Bienestar $\xi^T(\%)$ ” se refiere a ξ^{Total} .

El Gráfico 7 sugiere que conforme el choque de términos de intercambio sea menos persistente no es posible recuperar la pérdida, en términos comparativos, que se genera en la media de las variables bajo un esquema de impuesto a las sobreganancias. Así sugiere valores de la elasticidad de los impuestos a los términos de intercambio cercanos a cero, incluso cero, por lo que una regla con tasa de impuesto fijo o uno que se desvíe menos de su nivel de su nivel fijo resultará mejor que una de tasa de impuesto que sea muy variable. Ahora bien, la elasticidad tributaria será diferente y mayor que cero conforme mayor sea la persistencia del choque de términos de intercambio. Por ejemplo, para una persistencia del choque de términos de intercambio de 0.91, el valor de ω de 0.22 produce la menor pérdida de bienestar.

GRÁFICO 7. Sensibilidad del bienestar ante la elasticidad tributaria

Pero si la persistencia fuera de 0.85, la tasa impositiva no debería cambiar en absoluto ($\omega = 0$). Esta última discusión muestra que conforme mayor sea la persistencia de los términos de intercambio, y por tanto exista un mayor efecto riqueza futuro, los impuestos también deberían crecer, aunque en menor magnitud, en respuesta al choque de términos de intercambio. Esto debido a que las familias acumularán menos activos y se endeudaran más ante un choque más persistente, por lo que una regla que reduzca este efecto resultaría más adecuada. Salta a la vista la importancia de estimar adecuadamente el valor de la persistencia de los términos de intercambio, una discusión que se presenta en más adelante.

Cabe señalar que incluso bajo este cambio en los valores de ω el orden de preferencias, en términos de bienestar, por la regla fiscal convencional se mantiene, y ésta aún supera a la regla estructural. Esto se puede observar en el Cuadro 6 donde para un choque de términos de intercambio con una persistencia $\rho_{TI} = 0.91$ existe un valor de $\omega = 0.2$ que permite que haya menor pérdida de bienestar bajo una regla convencional en relación a una estructural (donde ambas poseen una tasa impositiva variable). Ello, como se señaló antes, para garantizar que las familias acumulen niveles de activos que aseguren un nivel consumo mayor en promedio.

Sensibilidad ante persistencia en los términos de intercambio

Seguidamente, se revisa la robustez del ranking de reglas fiscales ante cambios en el parámetro de persistencia de los choques a los términos de intercambio. Este análisis de sensibilidad es sumamente útil pues este choque explica, por lo menos, la mitad de las varianzas tanto del consumo como del trabajo.

Como puede observarse en el Cuadro 7, ante diferentes cambios en la persistencia de los términos de

CUADRO 6. Ranking de bienestar con una elasticidad tributaria de $\omega = 0.2$

	ξ^{media}	$\xi^{varianza}$	ξ^{Total}	$E(V_t) - \bar{V}$
Regla Fiscal I ($\bar{\tau}, D/Y^f$)	0.1557	-0.2127	-0.0577	-0.0283
Regla Fiscal II ($\bar{\tau}, D/Y$)	0.1518	-0.2118	-0.0607	-0.0297
Regla Fiscal III ($\tau_t, D/Y^f$)	0.1453	-0.1996	-0.0548	-0.0269
Regla Fiscal IV ($\tau_t, D/Y$)	0.1414	-0.1987	-0.0578	-0.0283

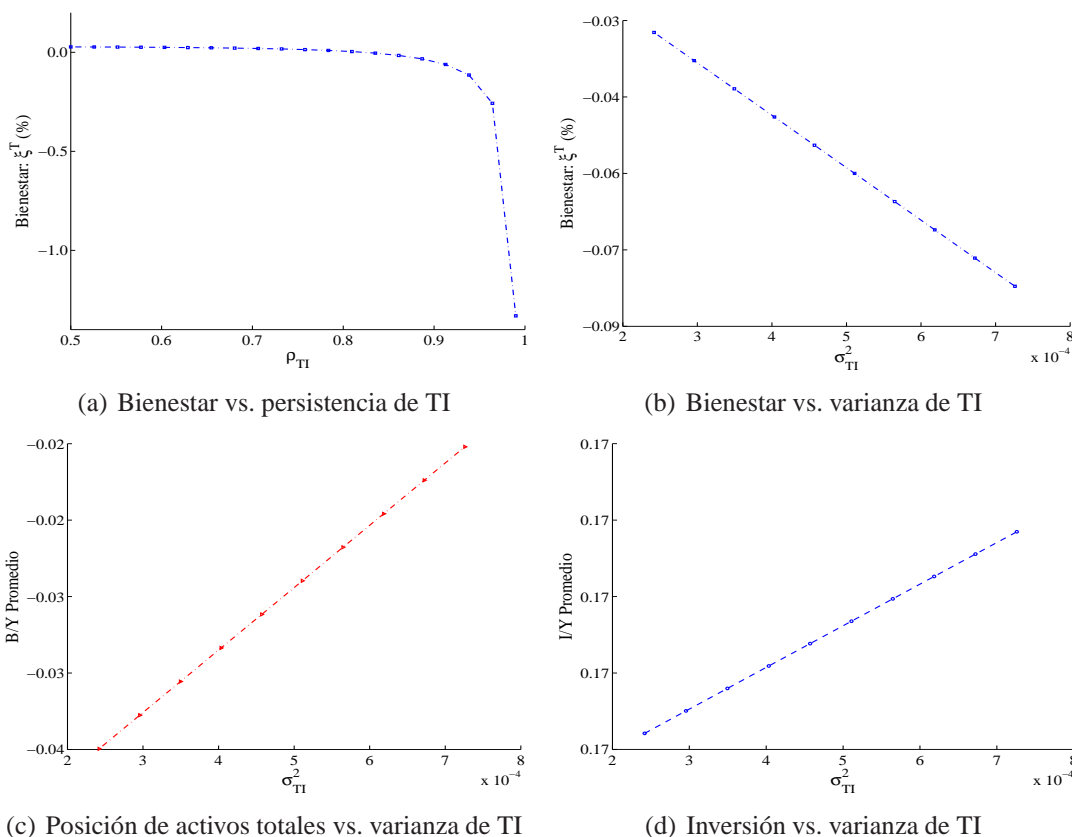
CUADRO 7. Bienestar y persistencia en los términos de intercambio

	ξ^{Total}			$E(V_t) - \bar{V}$		
	$\rho_{TI} = 0.78$	$\rho_{TI} = 0.85$	$\rho_{TI} = 0.95$	$\rho_{TI} = 0.78$	$\rho_{TI} = 0.85$	$\rho_{TI} = 0.95$
Regla Fiscal I ($\bar{\tau}, D/Y^f$)	0.0097	-0.0105	-0.1232	0.0049	-0.0051	-0.0604
Regla Fiscal II ($\bar{\tau}, D/Y$)	0.0067	-0.0142	-0.1234	0.0034	-0.0069	-0.0605
Regla Fiscal III ($\tau_t, D/Y^f$)	-0.0173	-0.0389	-0.1540	0.0083	-0.0191	-0.0756
Regla Fiscal IV ($\tau_t, D/Y$)	-0.0201	-0.0423	-0.1552	-0.0097	-0.0207	-0.0762

intercambio, las preferencias por cada tipo de regla fiscal se mantienen, donde la Regla I sigue siendo superior en términos de bienestar. Nótese además que la diferencia entre las Reglas I y II se hace más pequeña conforme mayor sea la persistencia de los términos de intercambio, debido al efecto Obstfeld-Svensson-Razin. Sin embargo, dada la regla estructural, donde el gobierno acumula activos, las familias, que bajo esta regla consumen menos, se endeudan menos y acumulan más activos. Esto permite que la Regla Fiscal II (regla estructural) se acerque en términos de bienestar a la regla fiscal convencional, donde la mayor volatilidad induce al ahorro por precaución.

Una particularidad adicional que puede notarse para cada regla es que mientras más persistentes son los choques, las pérdidas de bienestar son cada vez mayores y crecen muy rápidamente, como se muestra en el Gráfico 8(a). Esto se debe a que mientras menos persistentes sean los choques más rápido vuelve la economía a su estado estacionario, por lo que el bienestar corriente y la aproximación de segundo orden tienden a parecerse muy rápidamente. Existen diferentes filtros estadísticos que brindan distintos

GRÁFICO 8. Sensibilidad ante la persistencia y volatilidad de los términos de intercambio



CUADRO 8. Sensibilidad ante σ_{TI} y σ

Sensibilidad ante la volatilidad de los choques de términos de intercambio						
	ξ^{Total}			$E(V_t) - \bar{V}$		
	$0.5\sigma_{TI}$	σ_{TI}	$1.2\sigma_{TI}$	$0.5\sigma_{TI}$	σ_{TI}	$1.2\sigma_{TI}$
Regla Fiscal I ($\bar{\tau}, D/Y^f$)	-0.0326	-0.0577	-0.0828	-0.0159	-0.0282	-0.0406
Regla Fiscal II ($\bar{\tau}, D/Y$)	-0.0341	-0.0607	-0.0873	-0.0166	-0.0297	-0.0428
Regla Fiscal III ($\tau_t, D/Y^f$)	-0.0476	-0.0876	-0.1277	-0.0233	-0.0430	-0.0650
Regla Fiscal IV ($\tau_t, D/Y$)	-0.0491	-0.0907	-0.1323	-0.0241	-0.0446	-0.0627

Sensibilidad ante el coeficiente de aversión relativo al riesgo						
	ξ^{Total}			$E(V_t) - \bar{V}$		
	$\sigma = 1,5$	$\sigma = 2$	$\sigma = 2,5$	$\sigma = 1,5$	$\sigma = 2$	$\sigma = 2,5$
Regla Fiscal I ($\bar{\tau}, D/Y^f$)	-0.0086	-0.0577	-0.0913	-0.0046	-0.0282	-0.0410
Regla Fiscal II ($\bar{\tau}, D/Y$)	-0.0127	-0.0607	-0.0934	-0.0069	-0.0297	-0.0420
Regla Fiscal III ($\tau_t, D/Y^f$)	-0.0526	-0.0876	-0.1116	-0.0292	-0.0430	-0.0502
Regla Fiscal IV ($\tau_t, D/Y$)	-0.0566	-0.0907	-0.1140	-0.0314	-0.0446	-0.0513

grados de persistencia a los términos de intercambio, por lo que las ventajas y desventajas de cada uno deben ser cuidadosamente analizadas, pues de ello depende que la pérdida de bienestar estimada pueda ser (equivocadamente) muy grande o muy pequeña.

Finalmente, es bueno anotar que un cambio en los parámetros de volatilidad del choque de términos de intercambio y del coeficiente de aversión relativo al riesgo, que afectan el grado de ahorro de las familias, tampoco cambian las preferencias por la regla fiscal convencional (ver Cuadro 8).

Sensibilidad ante la volatilidad de los términos de intercambio

Resulta interesante, a su vez, analizar la pérdida de bienestar ante diferentes volatilidades de los términos de intercambio. Este ejercicio resulta relevante pues, ante un escenario de incertidumbre en los mercados internacionales, la varianza en el precio de los *commodities* puede mostrar una tendencia creciente, por lo que podría incrementarse el deseo de los agentes por renunciar a parte de su consumo con tal de evitar que el efecto de dichos choques pueda crecer.

Como se aprecia en el Gráfico 8(b), una mayor volatilidad en los términos de intercambio induce a los agentes a una pérdida cada vez mayor de bienestar, en términos de consumo y ocio. Dichos agentes intentan contrarrestar parte de este aumento en la volatilidad incrementando su ahorro por motivo precaución. En los Gráficos 8(c) y 8(d) puede observarse que el principal destino del ahorro es la acumulación de activos externos más que la inversión en capital.

4 REGLAS FISCALES Y FAMILIAS NO RICARDIANAS (*Rule of thumb*)

En esta sección se relaja el supuesto de que todos los agentes son ricardianos, es decir, no tienen barreras para acceder a fuentes de financiamiento por lo que pueden fácilmente trasladar riqueza entre periodos. No obstante, el caso más relevante para el Perú sería uno en el cual existen un grupo considerable de familias que no tienen acceso al crédito. Por ello, se amplía el modelo base y Regla Fiscal II para estudiar los

efectos de la presencia de estas familias.⁷ En esta sección solo se derivan las condiciones que caracterizan a las familias no ricardianas y las condiciones de agregación adicionales al modelo. Las ecuaciones que determinan las decisiones de las familias ricardianas son iguales a las obtenidas en el modelo base.

Considere que una proporción λ de familias no posee acceso al mercado financiero de modo que sus decisiones de consumo y trabajo son tales que resuelvan un problema de optimización estático en cada momento t . Se asume que la forma funcional de la función de utilidad de las familias no ricardianas es idéntica a la de las familias ricardianas, por lo que las familias no ricardianas maximizan $U(C_t^r, L_t^r)$ sujeto a que cada periodo debe cumplirse la restricción presupuestaria $C_t^r = W_t L_t^r + T_t$. Resolviendo este problema, las condiciones que caracterizan las decisiones de las familias no ricardianas en cada momento son

$$\text{Trabajo: } (L_t^r)^\nu = W_t (C_t^r)^{-\sigma}, \quad \text{Consumo: } C_t^r = W_t L_t^r + T_t. \quad (28)$$

Condiciones de agregación

La economía está habitada por una proporción λ de familias no ricardianas que consumen C_t^r , y una proporción $1 - \lambda$ de familias ricardianas que consumen C_t^o . Luego, el consumo agregado es

$$C_t = \lambda C_t^r + (1 - \lambda) C_t^o. \quad (29)$$

Análogamente la agregación del trabajo conlleva a

$$L_t = \lambda L_t^r + (1 - \lambda) L_t^o, \quad (30)$$

mientras que las condiciones de agregación de capital e inversión son

$$K_t = (1 - \lambda) K_t^o \quad \text{y} \quad I_t = (1 - \lambda) I_t^o. \quad (31)$$

Por último la condición de los activos totales de la economía equivale a

$$B_t = D_t + (1 - \lambda) B_t^o. \quad (32)$$

Adicionalmente, suponemos que transferencias totales del gobierno son proporcionales a cada tipo de familias.

Reglas fiscales en presencia de familias no ricardianas

El Cuadro 9 (p. 27) muestra el ranking de las reglas fiscales junto con la regla fiscal estructural (Regla Fiscal II) con agentes no ricardianos. Para este último se asume que existen una proporción $\lambda = 0.5$ de familias que no tienen acceso al mercado financiero, valor estándar en la literatura (ver Galí y otros, 2007).

Los resultados muestran que cuando existen un conjunto de familias que no pueden acceder a fuentes de financiamiento, y que por tanto no pueden suavizar su consumo en el tiempo, *una regla fiscal estructural resulta superior en términos de bienestar a una regla convencional*. Ello debido a que el gobierno al tener una conducta más contracíclica acumula más activos de forma prudencial, tomando así un rol de ahorrador y permitiendo que las familias no ricardianas puedan consumir más en el futuro. Sin embargo, estas ganancias en media se disiparían conforme mayor proporción de agentes sean no ricardianos, ya que el gobierno sería el único agente capaz de acumular activos y de propiciar el suavizamiento del consumo futuro.

⁷ Esta sección se desarrolla tomando como base Galí y otros (2007).

CUADRO 9. Bienestar ante presencia de familias no ricardianas, $\lambda = 0.5$

	Aproximación de 2do orden			Promedio de la función de valor
	ξ^{media}	$\xi^{varianza}$	ξ^{Total}	$E(V_t) - \bar{V}$
Regla Fiscal I ($\bar{\tau}, D/Y^f$)	0.1557	-0.2127	-0.0577	-0.0282
Regla Fiscal II ($\bar{\tau}, D/Y$)	0.1518	-0.2118	-0.0607	-0.0297
Regla Fiscal II ($\bar{\tau}, D/Y$) (No ricardianos)	0.1532	-0.2081	-0.0555	-0.0270
Regla Fiscal III ($\tau_t, D/Y^f$)	0.0725	-0.1599	-0.0876	-0.0430
Regla Fiscal IV ($\tau_t, D/Y$)	0.0686	-0.1592	-0.0907	-0.0446

Por otro lado, el efecto varianza en el bienestar en una economía con agentes no ricardianos y una regla estructural es menor debido a que los agentes pueden gozar de un consumo más estable y por tanto de un efecto riqueza, que no tendrían si hubiera una regla convencional o más procíclica. Esta idea se ilustra en el Gráfico 9, donde el gobierno acumula más activos que las familias, en el agregado, debido a las restricciones de financiamiento que enfrentan las familias no ricardianas. Ello garantiza niveles mayores de consumo futuro en promedio para estas familias.

Este resultado brinda una lección importante a la hora de decidir entre reglas fiscales más procíclicas o contracíclicas: el grado de desarrollo financiero dentro de una economía puede resultar de suma importancia para medir los costos y beneficios de las mismas. Ello muestra que cuando se propone la creación de fondos de estabilización fiscales para atenuar los efectos de choques externos, los hacedores de política deben también fijar medidas acerca de cómo promover un mejor desarrollo del mercado de capitales, tal que las mismas familias puedan mitigar los riesgos por su propia cuenta de manera óptima. Así a medida que una mayor proporción de familias no tenga acceso a fuentes de financiamiento, los beneficios de reglas estructurales resultarían mayores en términos de bienestar. Este punto se hace evidente en el Gráfico 10 (p. 28), en el que se muestra que conforme mayor sea λ el bienestar de la economía mejora

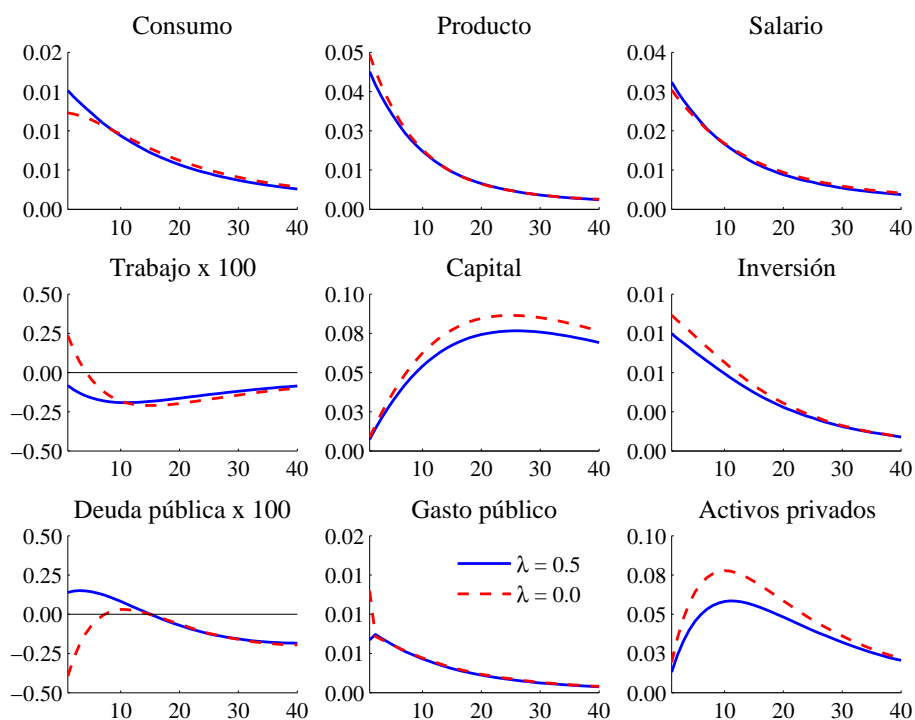
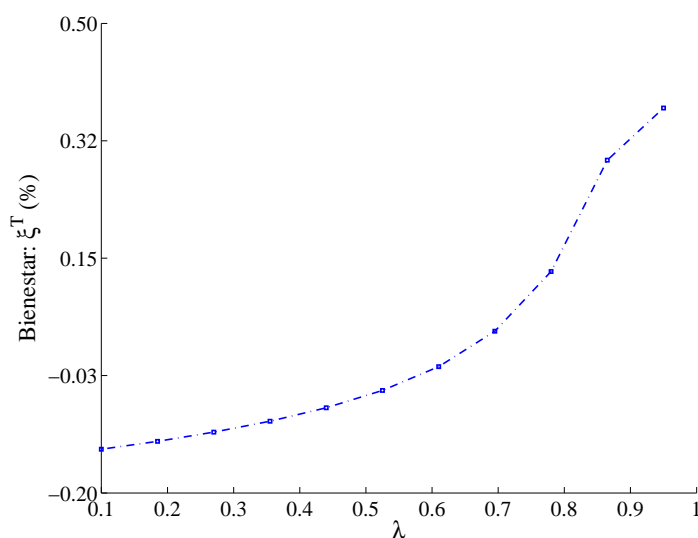
GRÁFICO 9. Respuestas ante un choque de términos de intercambio bajo la Regla Fiscal II

GRÁFICO 10. Bienestar del uso de la regla estructural y proporción de familias no ricardianas

cuando hay una regla estructural (Regla Fiscal II).

5 CONCLUSIONES

El principal objetivo del presente trabajo fue caracterizar la mejor manera bajo la cual el gobierno puede llevar a cabo la política fiscal. Para ello se usó una medida de bienestar considerando una aproximación de segundo orden en las condiciones de optimalidad que caracterizan el modelo para así tomar en cuenta los efectos de la incertidumbre en las decisiones de los agentes. Se tienen las siguientes conclusiones.

En primer lugar, la preferencia entre reglas que conlleven a un gasto fiscal más procíclico o contracíclico debe estar ligada con el grado de desarrollo del sistema financiero, pues en una economía con agentes ricardianos, una regla fiscal estructural podría ser perjudicial. En contraste, en una economía con agentes sin acceso a mercados financieros, podría ser más adecuado elegir reglas con un gasto más contracíclico, pues el gobierno cumpliría el rol de ahorrador que no pueden cumplir las familias no ricardianas.

En segundo lugar, es importante realizar el análisis de bienestar de distintos tipos de reglas fiscales considerando no sólo el impacto sobre las volatilidades de las variables, sino también el impacto sobre sus medias. Así, para el caso en el que todos los agentes sean ricardianos, se favorece a una regla fiscal con tasa impositiva fija que mantenga un objetivo de ratio deuda/producto convencional estable. Si bien esta regla no estructural añade mayor volatilidad a las variables fundamentales, las ganancias por el incremento en media más que compensan esta caída en el bienestar. Este resultado se explica porque un gasto de gobierno más procíclico incentiva a los agentes privados a incrementar su ahorro por motivo precaución, lo cual les permite acceder a niveles de consumo promedio mayores. Esta conducta del gobierno genera una externalidad negativa sobre las decisiones de ahorro que los mismos agentes podrían tomar. Además, la preferencia por este tipo de regla es robusta ante cambios en varios parámetros del modelo, y tiene la ventaja adicional de no precisar la estimación de variables no observables (términos de intercambio de equilibrio, por ejemplo) para su implementación.

En tercer lugar, los impuestos a las sobreganancias no resultan del todo superiores a los impuestos de tasa fija. Ello se debe a que, si bien la tasa tributaria variable podría contribuir a un mayor suavizamiento del consumo y del ocio ante choques de términos de intercambio, el efecto negativo sobre las medias de

dichas variables siempre resulta mayor, por lo que una elasticidad tributaria de cero resulta una elección óptima. Sin embargo, conforme el choque de términos de intercambio sea mucho más persistente resulta adecuado una regla con impuesto a las sobreganancias, aunque con un valor de la elasticidad tributaria significativamente menor a uno.

Finalmente, la determinación del grado de persistencia de los términos de intercambio (ρ_{TI}) debe ser constantemente evaluada y medida con rigurosidad, pues el porcentaje de consumo al cual están dispuestas a renunciar las familias para evitar la existencia de los choques se incrementa de manera exponencial cuanto mayor resulte este parámetro. Asimismo este parámetro resulta fundamental a la hora de evaluar el tipo de reglas a escoger, debido a su efecto en la acumulación de activos.

El modelo estudiado deja de lado una serie de características que pueden ser implementadas en el futuro en aras de una mayor rigurosidad de los resultados expuestos. Entre las posibles extensiones se puede mencionar la inclusión del rol de la política monetaria (rigideces nominales), rigideces en el mercado laboral, funciones de preferencias alternativas (que incluyan, por ejemplo, bienes públicos) y una mayor gama de reglas fiscales.

ANEXO A ALGUNAS DERIVACIONES

Modelo Base: Las familias maximizan la función de utilidad intertemporal (1) sujetos a la restricción presupuestaria (3), que se cumple en cada periodo. Usando la regla de acumulación de capital (14), la restricción de las familias pasa a ser

$$C_t + B_t^f = W_t L_t + R_t B_{t-1}^f + \Pi_t + T_t.$$

Por tanto, el lagrangiano del problema de las familias es

$$\ell = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \left\{ \frac{(C_t)^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L_t^{1+\nu}}{1+\nu} + \lambda_t [W_t L_t + R_t^K K_{t-1} + R_t B_{t-1}^f + \Pi_t + T_t - C_t - B_t^f] \right\}.$$

Las condiciones de primer orden asociadas con las variables de elección de las familias son

$$C_t : \beta^t (C_t)^{-\sigma} = \lambda_t \quad (\text{A1})$$

$$L_t : \beta^t L_t^\nu = \lambda_t W_t \quad (\text{A2})$$

$$B_{t+1}^f : \lambda_t = E_t \{ \lambda_{t+1} R_{t+1} \}. \quad (\text{A3})$$

Reemplazar (A1) evaluada en t y $t+1$ en (A3) da como resultado la ecuación de Euler (6). Asimismo, de (A1) y (A2) se obtiene la condición de oferta de trabajo que iguala la tasa de sustitución entre consumo y trabajo con el salario real, (7).

Las empresas productoras de bienes exportables (que se asume son propiedad de las familias) operan en competencia perfecta y buscan maximizar el valor presente de los dividendos, descontados por la tasa de descuento relevante de las familias, escogiendo el nivel de inversión y de trabajo compatibles con este objetivo. Para ello, usan una función de producción tipo Cobb-Douglas, (9). Así, la función objetivo que las empresas que buscan maximizar será

$$V(K_{t-1}, A_t) = T I_t (1 - \tau) A_t K_{t-1}^\alpha L_t^{1-\alpha} - W_t L_t - Q_t (K_t + (1 - \delta) K_{t-1}) + E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} V(K_t, A_{t+1}) \right\}. \quad (\text{A4})$$

Las condiciones de primer orden son (11), para el trabajo, y

$$1 = \beta E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left[\frac{(1-\delta)Q_{t+1} + TI_t \alpha (1-\tau) Y_t / K_{t-1}}{Q_t} \right] \right\}. \quad (A5)$$

Las empresas productoras de bienes de capital operan también en competencia perfecta, y venden su producción a las empresas al precio Q_t . Cada periodo estas empresas resuelven el siguiente problema de optimización:

$$\max Q_t \left[\frac{I_t}{K_{t-1}} - \frac{\psi_k}{2} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \frac{I}{K} \right)^2 \right] K_{t-1} - I_t, \quad (A6)$$

cuya condición de primer orden respecto a la inversión es

$$Q_t \left[1 - \psi_k \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \frac{I}{K} \right) \right] = 1. \quad (A7)$$

Más aún, como estas empresas obtienen beneficios cero en cada periodo, se cumple que

$$Q_t \left[\frac{I_t}{K_{t-1}} - \frac{\psi_k}{2} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \frac{I}{K} \right)^2 \right] K_{t-1} = I_t. \quad (A8)$$

Respecto al equilibrio macroeconómico, de la restricción de las familias y usando ecuación (A4) se obtiene

$$C_t + I_t + B_t = W_t L_t + R_t^K K_{t-1} + R_t B_{t-1}^f + TI_t (1-\tau) Y_t - W_t L_t - R_t^K K_{t-1} + T_t \quad (A9)$$

$$C_t + I_t + B_t^f = R_t B_{t-1}^f + TI_t (1-\tau) Y_t + T_t. \quad (A10)$$

Reordenando términos y usando las ecuaciones (16) y (4) se consigue la ecuación (15).

Medidas de bienestar: Expandiendo la función de utilidad en segundo orden se obtiene

$$\begin{aligned} E(U_t) &\approx \left(\frac{C^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L^{1+\eta}}{1+\eta} \right) + C^{1-\sigma} E_t \left(\frac{C_t - C}{C} \right) - \frac{\sigma}{2} C^{1-\sigma} E_t \left(\frac{C_t - C}{C} \right)^2 \dots \\ &\dots - L^{1+\eta} E_t \left(\frac{L_t - L}{L} \right) - \frac{\eta}{2} L^{1+\eta} E_t \left(\frac{L_t - L}{L} \right)^2 \\ &= \left(\frac{C^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L^{1+\eta}}{1+\eta} \right) + C^{1-\sigma} E_t(\hat{C}_t) - \frac{\sigma}{2} C^{1-\sigma} \text{var}(\hat{C}_t) - L^{1+\eta} E_t(\hat{L}_t) - \frac{\eta}{2} L^{1+\eta} \text{var}(\hat{L}_t), \end{aligned} \quad (A11)$$

que es igual a (21). Se computa el bienestar como el cambio permanente requerido en el consumo para alcanzar el mismo nivel de utilidad esperada,

$$\frac{(1 + \xi^T) C^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L^{1+\eta}}{1+\eta} = E(U_t).$$

Con el fin de ver el efecto de la media y la varianza en el bienestar se divide ξ^T entre ξ^{media} y $\xi^{varianza}$. Así,

$$\begin{aligned} (1 + \xi^{media} + \xi^{varianza})^{(1-\sigma)} &\approx \left[1 + (1-\sigma) E_t(\hat{C}_t) - \frac{1-\sigma}{C^{1-\sigma}} L^{1+\eta} E_t(\hat{L}_t) \right] + \dots \\ &\dots + \left[1 - (1-\sigma) \frac{\sigma}{2} C^{1-\sigma} \text{var}(\hat{C}_t) - \frac{1-\sigma}{C^{1-\sigma}} \frac{\eta}{2} L^{1+\eta} \text{var}(\hat{L}_t) \right]. \end{aligned}$$

Utilizando una aproximación de esta expresión alrededor de $\xi^{media} = \xi^{varianza} = 0$, permite llegar a (23) y (25).

REFERENCIAS

- Backus, D. y M. Crucini (1998), "Oil prices and the terms of trade", NBER Working Paper 669.
- Baxter, M. y R. King (1993), "Fiscal policy in general equilibrium", *American Economic Review*, 83(3), 315-334.
- Brahmbhatt, M. y O. Canuto (2010), "Natural resources and development strategy after the crisis", *World Bank Economic Premise* 1.
- Castillo, P., C. Montoro y V. Tuesta (2006), "Hechos estilizados de la economía peruana", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 14, 33-75.
- Céspedes, L., R. Chang y A. Velasco (2004), "Balance sheet and exchange rate policy", *American Economic Review*, 94(4), 1183-1193.
- Collier, P. y B. Goderis (2007), "Commodity prices, growth and the natural resources curse: Reconciling a conundrum", Centre for the Study of African Economies Working Paper 276.
- Corsetti, G. y P. Pesenti (2001), "Welfare and macroeconomic interdependence", *Quarterly Journal of Economics*, 116(2), 421-445.
- De Paoli, B. (2009), "Monetary policy under alternative asset market structures: The case of a small open economy", Centre for Economic Performance Discussion Paper 923.
- Devereux, M., P. Lane y J. Xu (2004), "Exchange rates and monetary policy in emerging markets economies", IIS Discussion Paper 36.
- Elekdag, S. e I. Tchakarov (2004), "Balance sheets, exchange rate policy and welfare", IMF Working Paper 04/63.
- Galí, J. y T. Monacelli (2005), "Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy", *Review of Economic Studies*, 72(3), 707-734.
- Galí, J., J. Vallés y D. López-Salido (2007), "Understanding the effects of government spending on consumption", *Journal of the European Economic Association*, 5(1), 227-270.
- García, C., E. Tanner y J. Restrepo (2008), "Designing fiscal rules for commodity exporters", ILADES-Georgetown University Working Paper inv199.
- Kopits, G. y S. Symansky (1998), "Fiscal policy rules", IMF Occasional Paper 162.
- Lucas, R. (1987), *Models of business cycles*, Oxford: Basil Blackwell.
- Mendoza, E. (1995), "The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations", *International Economic Review*, 36(1), 101-137.
- Montoro, C. y E. Moreno (2007), "Reglas fiscales y volatilidad del producto", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 15, 65-92.
- Obstfeld, M. (1982), "Aggregate spending and the terms of trade: Is there a Laursen-Metzler effect?", *Quarterly Journal of Economics*, 97(2), 251-70.
- Schmitt-Grohé, S. y M. Uribe (2003), "Closing small open economy models", *Journal of International Economics*, 61(1), 163-185.
- Spatafora, N. e I. Tytell (2009), "Commodity terms of trade: The history of booms and busts", IMF Working Paper 09/205.

Svensson, L. y A. Razin (1983), "The terms of trade and the current account: The Harberger-Laursen-Metzler effect", *Journal of Political Economy*, 91(1), 97-125.

Talvi, E. y C. Végh (2000), "Tax variability and procyclical policy", NBER Working paper 7499.



Estimación de la Q de Tobin para la economía peruana

CARLOS MONTORO Y ALBERTO NAVARRO*

En este trabajo se estima la Q de Tobin para la economía peruana para el periodo que abarca desde el primer trimestre de 1999 hasta el primer trimestre de 2009, utilizando información desagregada de la base de datos Económica. Se propone una metodología de estimación de la Q de Tobin que resulta de combinaciones de metodologías ya establecidas en la literatura. Los resultados muestran que el cálculo de la Q de Tobin es robusto entre metodologías y que en promedio un incremento de un punto porcentual en el valor de la Q de Tobin incrementa el crecimiento de la inversión en alrededor de 0.08 por ciento.

Palabras Clave : Inversión, Q de Tobin, Perú.

Clasificación JEL : E22, G31

La Q de Tobin es un ratio financiero que refleja el valor que le atribuye el mercado a una empresa respecto a su costo de reposición. El valor atribuido por el mercado refleja, entre otras cosas, poder de monopolio, valoración de los intangibles y oportunidades de crecimiento (Tobin, 1969, 1978). De esta manera, un valor de la Q de Tobin mayor a la unidad indica que la inversión realizada ha permitido que la empresa incremente su valor, y sugiere que el beneficio marginal de nuevas inversiones sería positivo.

Existe una amplia literatura sobre el rol de la Q de Tobin como determinante de la inversión. Por ejemplo, Delgado y otros (2004) estudian el comportamiento de la inversión extranjera directa en países industrializados y en países en desarrollo, examinando empresas del Mercado de Valores Español. Gugles y otros (2003) analizan los movimientos de este indicador para identificar los efectos de restricciones de liquidez y de distintas formas de gobierno corporativo en el comportamiento de la inversión. Por su parte, Barnett y Sakellaris (1998) encuentran, mediante un modelo no lineal de regímenes cambiantes, que la inversión presenta diferentes patrones de comportamiento, encontrando regímenes bajo los cuales la inversión es insensible a la Q de Tobin. Véase, además, Caballero (1999).

El presente trabajo tiene como objetivo estimar la Q de Tobin para la economía peruana mediante una serie de metodologías y busca corroborar empíricamente su validez para explicar la inversión agregada.

* Montoro: BCRP y Bank for International Settlements (BIS). Oficina para las Américas, Torre Chapultepec - Rubén Darío 281 - 1703, Col. Bosque de Chapultepec 11580, México DF, México, Teléfono +52 55 9138 0294, Fax +52 55 9138 0299 (e-mail: carlos.montoro@bcrp.gob.pe). Navarro: Universidad Nacional de Ingeniería (e-mail: beto.navarro.c@gmail.com). Agradecemos a Alberto Humala y Gabriel Rodríguez por sus valiosos comentarios y sugerencias en la realización de este documento y a Carlos Serrano por su participación en la parte inicial de este proyecto. Asimismo, agradecemos también a los participantes del Seminario de Investigación realizado en setiembre del 2009 y del Encuentro de Economistas 2009 por sus comentarios y sugerencias. Los puntos de vista expresados en este documento corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición del BCRP ni del BIS. Todos los errores son de nuestra responsabilidad.

Para ello, se realiza una revisión de diversas metodologías de estimación de la Q . Luego, se utiliza información desagregada de la base de datos Económica entre los años 1999 y 2009, y se aplican cuatro enfoques diferentes para estudiar la robustez y la sensibilidad de las estimaciones. De esta manera, se calcula la Q de Tobin utilizando la metodología de Chung y Pruitt (1994), la cual utiliza exclusivamente información contable, y se propone un híbrido de las metodologías empleadas por Perfect y Wiles (1994) y de Delgado y otros (2004). Además, se estima una Q considerando únicamente las empresas que componen el Índice General de la Bolsa de Valores de Lima (IGBVL). Finalmente, se calcula una versión simple de la Q de Tobin dada por el ratio de la capitalización bursátil respecto al valor total de activos de la empresa.

Los resultados muestran que existe robustez entre las diversas metodologías empleadas, donde el efecto de un cambio de 1 por ciento en la Q sobre el crecimiento de la inversión se ubica alrededor de 0,08 por ciento. Adicionalmente, se encuentra que la versión simple de la Q se comporta de manera similar a la Q obtenida con la metodología más sofisticada de Chung y Pruitt (1994). Desde un punto de vista estadístico, ambas metodologías serían sustituibles, lo que permitiría a futuro que el proceso de medir la Q sea sencillo y directo.

El resto del trabajo está dividido de la siguiente manera: en la sección 1 se presenta el marco teórico detrás de la Q . En la sección 2 se presenta una revisión metodológica para estimar la Q de Tobin. Las secciones 3 y 4 realizan una descripción de la información utilizada y presentan los resultados obtenidos. Por último, en la sección 5 se presentan algunas conclusiones.

1 LA Q DE TOBIN Y LA INVERSIÓN

Para entender la relación entre la Q de Tobin y la inversión se presentan dos enfoques. El primero está ligado a un modelo dinámico de decisión de inversión óptima por parte de la firma y el segundo se basa en la evaluación de proyectos. En ambos enfoques la inversión aumenta cuando el valor presente de los beneficios marginales supera a los costos marginales provenientes de la inversión.

1.1 POLÍTICA DE INVERSIÓN ÓPTIMA

El modelo que se desarrolla para explicar el comportamiento de la inversión asume que los dueños de las firmas están preocupados por maximizar el valor de ésta, para lo cual toman decisiones sobre el nivel de inversión y capital en cada periodo, estando sujetos a pagar dividendos y enfrentando costos, los cuales son convexos. Considere una firma representativa que debe elegir la secuencia óptima de inversión y acumulación de capital $\{I_{t+i}, K_{t+1+i}\}_{i=0}^{\infty}$ tal que maximice el valor presente de sus dividendos

$$E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \frac{D_{t+i}}{R^i} \right\} \quad (1)$$

donde R es la tasa de interés y $D_t = \Pi(K_t, \theta_t) - I_t - C(I_t, K_t)$ es el valor de sus dividendos, el cual depende de los beneficios económicos $\Pi(K_t, \theta_t)$, del valor de su inversión I_t y del costo de instalar nuevo capital dado por la función $C(I_t, K_t)$. La función de beneficios depende del acervo de capital al inicio del periodo K_t y del nivel de tecnología θ_t que sigue un proceso aleatorio. Para excluir el caso de posible retornos crecientes a escala se asume que la función $\Pi(\cdot)$ es cóncava en K_t . Asimismo, como es estándar en la literatura de inversión (Caballero, 1999), se asume que los costos de ajuste son una función creciente y convexa, y que depende del nivel de inversión y de la escala de la firma capturado por el nivel de capital. Particularmente, la función de costos de ajuste $C(\cdot)$ es creciente y convexa en el ratio I_t/K_t . Además, el

stock de capital evoluciona según la ecuación de acumulación $K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t$, donde δ es la tasa de depreciación del capital.

Tomando K_t como dado, la función de valor de la firma es

$$V(K_t, \theta_t) = \max_{I_t, K_{t+1}} \left\{ \Pi(K_t, \theta_t) - I_t - C(I_t, K_t) + R^{-1} E_t \{V(K_{t+1}, \theta_{t+1})\} \right\} . \quad (2)$$

Al reemplazar la ecuación de acumulación de capital en (3) se obtiene

$$V(K_t, \theta_t) = \max_{I_t} \left\{ \Pi(K_t, \theta_t) - I_t - C(I_t, K_t) + R^{-1} E_t \{V(I_t + (1 - \delta)K_t, \theta_{t+1})\} \right\} , \quad (3)$$

de donde se deriva la condición de primer orden

$$1 + C_I(I_t, K_t) = Q_t . \quad (4)$$

Esta condición iguala el costo de reemplazo de capital, que es igual a uno más el costo marginal de ajuste $C_I(I_t, K_t) = \partial C(\cdot)/\partial I_t$ con la Q de Tobin, que es el precio sombra del capital. Éste equivale a

$$Q_t = R^{-1} E_t \{V_K(K_{t+1}, \theta_{t+1})\} ,$$

es decir, el valor marginal esperado para la firma de una unidad adicional de capital descontado por la tasa de interés. La condición de optimalidad vincula la inversión con la Q de Tobin. Dada la convexidad de la función de costos de ajustes, $C_I(\cdot)$ es creciente en la inversión por lo que si Q_t aumenta, la inversión se incrementa también. Asimismo, si Q_t tiene un mayor valor a uno, es óptimo para las firmas seguir aumentando el capital, hasta que Q_t sea igual a la unidad.

Utilizando el teorema de la envolvente se tiene que

$$V_K(K_t, \theta_t) = \frac{\partial V(K_t, \theta_t)}{\partial K_t} + \frac{\partial V(K_t, \theta_t)}{\partial I_t} \frac{\partial I_t}{\partial K_t} = \Pi_K(K_t, \theta_t) - C_K(I_t, K_t) + \left(\frac{1 - \delta}{R} \right) E_t \{V_K(K_{t+1}, \theta_{t+1})\} . \quad (5)$$

Adelantando un período, tomando expectativas condicionales al período t y utilizando la ley de expectativas iteradas se consigue

$$E_t \{V_K(K_{t+1}, \theta_{t+1})\} = \Pi_K(K_{t+1}, \theta_{t+1}) - C_K(I_{t+1}, K_{t+1}) + (1 - \delta)R^{-1} E_t \{V_K(K_{t+2}, \theta_{t+2})\} . \quad (6)$$

Tras reemplazar esta expresión en (6) repetidamente, se encuentra que la Q de Tobin tiene la siguiente forma funcional

$$Q_t = R^{-1} E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1 - \delta}{R} \right)^i [\Pi_K(K_{t+i}, \theta_{t+i}) - C_K(I_{t+i}, K_{t+i})] \right\} . \quad (7)$$

Así, la Q de Tobin es igual al valor presente de los beneficios marginales menos el impacto de los costos de ajuste, descontados a un factor de $(1 - \delta)/R$. Cuando la tasa de depreciación o la tasa de interés son menores, el efecto de las variables futuras sobre la Q de Tobin es mayor. Adicionalmente, un incremento en la tasa de interés reduce la Q de Tobin y consecuentemente también la inversión.

Es ilustrativo considerar una función de costos cuadrática del tipo

$$C(I_t, K_t) = \frac{\beta}{2} \left(\frac{I_t}{K_t} - \mu \right)^2 K_t , \quad (8)$$

donde $\beta > 0$ y $\mu > 0$ determinan la pendiente y el intercepto de la función de costos de ajuste. En este caso se puede apreciar claramente el rol que Q_t tiene sobre el ratio inversión a capital. De las condiciones de optimalidad de la firma se deduce que una función como (9) implica

$$\frac{I_t}{K_t} = \mu + \frac{Q_t - 1}{\beta}, \quad (9)$$

estableciéndose cómo la estrategia de inversión óptima depende del valor que toma Q_t respecto a 1. Un valor de Q_t mayor (menor) a 1 implica que el ratio de inversión/capital aumenta (disminuye) respecto a μ . Así, la Q de Tobin, al recoger toda la información necesaria sobre los futuros beneficios que obtendría la empresa de realizar un proyecto, es una variable relevante en explicar el comportamiento de la inversión.

1.2 LA Q DE TOBIN Y LA EVALUACIÓN DE PROYECTOS

Otro enfoque para entender la relación entre la Q de Tobin y la inversión es el de evaluación de proyectos. Al respecto, se considera que las empresas toman sus decisiones de inversión bajo la perspectiva de un proyecto, lo cual implica un costo y un flujo de utilidades futuras. De esta manera, los inversionistas irán ajustando sus niveles de inversión conforme perciban que los proyectos que emprenden rinden beneficios futuros. Un proyecto se considera rentable si la suma de los beneficios futuros, ajustados a un factor de descuento por el valor del dinero en el tiempo, resulta ser mayor que el costo del capital invertido. Formalmente, el proyecto es rentable si

$$Q = \frac{V(z)}{P_K} \geq 1. \quad (10)$$

donde el costo de realizar un proyecto está dado por P_K , el cual genera utilidades z que en valor presente son iguales a $V(z)$.

Al estimar la Q de Tobin se utiliza el valor de mercado de la empresa, porque esta variable captura las expectativas sobre las utilidades futuras de los proyectos, dando así una señal sobre la calidad que se percibe de los proyectos de inversión. Por ejemplo, es común observar que ante un hallazgo de un pozo petrolero o de un nuevo yacimiento minero en la fase de exploración, la cotización de las acciones de la empresa que explotaría el recurso se incrementa posteriormente a la difusión de esta noticia. Entonces, como plantea la teoría, el hecho de que el valor de la empresa sea mayor al costo de reposición es una señal de invertir en el proyecto.

2 METODOLOGÍAS DE ESTIMACIÓN DE LA Q DE TOBIN

Considerando los dos enfoques presentados en la sección anterior, para estimar la Q de Tobin la podemos definir como el ratio entre el valor de mercado de los activos de una empresa y su costo de reposición. Este ratio considera el valor que el mercado le asigna a todos los activos de la empresa, que incluye activos intangibles. Estos intangibles pueden ser poder de mercado, oportunidades de crecimiento, calidad de gerencia, entre otros factores. De este modo, si la Q de Tobin resulta ser mayor a la unidad, esto estimula que las compañías inviertan más en capital ya que el mercado le está asignando a la empresa un valor mayor al costo en el que se incurrió en su creación. Sin embargo, la construcción de la Q de Tobin no es exacta, por lo que a continuación se presentan una serie de metodologías existentes para luego proponer alternativas para el caso de Perú.

2.1 LINDENBERG Y ROSS (1981) Y PERFECT Y WILES (1994)

La Q de Tobin puede ser definida como

$$Q = \frac{\text{Valor de mercado de la empresa}}{\text{Valor de reemplazo de los activos de la empresa}} = \frac{\text{VM}(\text{Patrimonio} + \text{Deuda} + \text{Acciones Preferenciales})}{\text{VR}(\text{Maquinaria y Equipos} + \text{Inventarios})}, \quad (11)$$

donde, en adelante, VM(X) denota valor de mercado, VR(X) valor de reposición y VL(X) valor en libros de la variable X, respectivamente.

Lindenberg y Ross (1981) proponen la siguiente implementación de (11)

$$Q = \frac{\text{VM}(\text{AC} + \text{AP} + \text{DLP}) + \text{VL}(\text{DCP})}{\text{VL}(\text{TA}) + \text{VR}(\text{ME}) - \text{VL}(\text{ME}) + \text{VR}(\text{INV}) - \text{VL}(\text{INV})}, \quad (12)$$

donde AC es el valor de las acciones comunes (precio por acción multiplicado por el número de acciones emitidas), AP es el valor de las acciones preferentes (que reciben mayores dividendos y lo hacen antes que las acciones comunes), DLP es el valor de la deuda de largo plazo, DCP es el valor de la deuda a corto plazo, TA es el valor del total de activos, ME es el valor de maquinaria y equipos e INV es el valor de los inventarios.

Lindenberg y Ross proponen, además, una metodología para el cálculo de los valores que conforman (12). Esta resulta ser apropiada conceptualmente, al plantear de forma precisa el cálculo del valor de mercado de las acciones preferenciales y de la deuda a largo plazo. En particular, el valor de las acciones preferenciales se obtiene a través del ratio de los dividendos de la empresa y el índice de rendimiento de las acciones preferenciales de Standard & Poor's, mientras que el valor de mercado de la deuda a largo plazo es calculado a través de la generación de un cronograma de flujos de la deuda, actualizado con el rendimiento de los bonos acorde con la deuda. El valor de reposición de los activos (el denominador) se calcula como la suma del valor en libros del total de activos, el valor de reposición de maquinarias y el valor de reposición de los inventarios sustraído del valor en libros de la maquinaria más el valor en libros de los inventarios. Estos cálculos incluyen un ajuste por progreso técnico.

Sin embargo estimar la Q de Tobin de esta forma es costoso en términos de disponibilidad de información. Perfect y Wiles (1994) proponen un método alternativo que no precisa de información de costo de reposición de los activos reportados por las empresas (emplea solo información contable), y que simplifica el cómputo del valor de la deuda de largo plazo. El cálculo de cada una de las variables de la ecuación (12) según la metodología de Perfect y Wiles se detalla a continuación.

Valor de mercado de las acciones: En el caso de las acciones comunes, VM(AC), estas se calculan como el producto del número de acciones por el precio de mercado. Por otro lado, la aproximación del cálculo del valor de las acciones preferentes se realiza a través de la valorización de los dividendos respecto al rendimiento que éstos han tenido durante el periodo,

$$\text{VM}(\text{AP}) = \frac{\text{Dividendo anual de la empresa}}{\text{Rendimiento de la acción preferente}}. \quad (13)$$

Valor de mercado de la deuda: El cálculo de la deuda a largo plazo VM(DLP) propuesto por Perfect y Wiles es una modificación del cálculo propuesto por Lindenberg y Ross. La diferencia radica en generar un cronograma de flujos, el cual actualizan con el rendimiento promedio de los bonos de tipo A.

Costo de reposición: El costo de reposición se puede definir como la cantidad de dinero necesario para que la empresa tenga la misma capacidad productiva al mínimo costo y con la tecnología más moderna disponible. Bajo esta definición, el costo de reposición depende de tres componentes: i) el total de activos, ii) maquinarias y equipos e iii) inventarios.

Perfect y Wiles (1994) realizan una variación del método planteado por Lindenberg y Ross (1981), sin considerar el progreso tecnológico. Dicho cálculo se plantea según el numerador de la ecuación (12) en el cual considera el valor en libros para los activos totales que no son maquinaria y equipos ni inventarios. Debe notarse que en el periodo inicial el costo de reposición estará dado por el total de activos ya que $VR(ME)_0 = VL(ME)_0$ y $VR(INV)_0 = VL(INV)_0$. Luego, el valor de reposición de la maquinaria y equipo $VR(ME)$ se calcula de acuerdo con la ecuación

$$VR(ME)_t = VR(ME)_{t-1} \left(\frac{1 + \phi_t}{1 + \delta_t} \right) + INV_t, \quad (14)$$

para $t > 0$, donde $\delta_t = VL(\text{Depreciación})_t / VL(ME)_{t-1}$ y $\phi_t = (IME_t - IME_{t-1}) / IME_{t-1}$ es la variación del índice de precios de maquinaria y equipo. En el cálculo del $VR(ME)$, el factor $1 + \phi_t$ valoriza la maquinaria y equipo a precios de mercado y el factor $(1 + \delta_t)^{-1}$ introduce un ajuste por depreciación que reduce el valor del activo. Al valor ajustado del valor de reposición de la maquinaria y equipo del periodo anterior se le suma el monto de la inversión en inventarios de cada periodo.

Por su parte, en el cálculo del valor de reposición de los inventarios se pueden considerar diferentes métodos de valorización. En el Método UEPS (últimas en entrar primeras en salir) se le da salida a los productos que se compraron recientemente, con el objetivo de que en el inventario final queden aquellos productos que se compraron primero. Por su parte, el método PEPS (Primeras en entrar primeras en salir) se le da salida del inventario a aquellos productos que se adquirieron primero, por lo que en los inventarios quedarán aquellos productos comprados más recientemente. Bajo el método de costo promedio, el valor de reposición en el periodo t se considera a un promedio de los precios en $t - 1$ y t . De este modo, se tiene que

$$VR(INV)_t = \begin{cases} VR(INV)_{t-1} \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) - (VL(INV)_t + VL(INV)_{t-1}) \left(\frac{P_t + P_{t-1}}{2P_{t-1}} \right), & \text{bajo UEPS,} \\ VL(INV)_t, & \text{bajo PEPS,} \\ VL(INV)_t \left(\frac{2P_t}{P_t + P_{t-1}} \right) & \text{bajo el promedio,} \end{cases}$$

donde P_t es el índice de precios asociados a los inventarios.

2.2 DELGADO, ESPITIA Y RAMIREZ (2004)

Delgado y otros (2004) analizan las características por las que las inversiones directas españolas se ven erosionadas de países industriales hacia países en desarrollo y proponen calcular la Q de Tobin de la siguiente manera

$$Q_{DER} = \frac{VM(A + D)}{AFNRC + EPR + AMN}, \quad (15)$$

donde el valor de mercado de los activos $VM(A)$ es igual al número de acciones multiplicadas por el precio de mercado, y el valor de mercado de la deuda con costo directo $VM(D)$ es un promedio del valor teórico y el valor en libros. $AFNRC$ es el costo reposición del activo fijo neto, EPR es el costo de reposición de

las existencias y AMN son los activos monetarios netos.

Valor de mercado de la deuda: se estima como el promedio entre el valor teórico (VT) y el valor en libros de la deuda de largo plazo. Para el valor teórico se asume que los gastos financieros son a perpetuidad, por lo que su valor actual se convierte en el ratio de este con la tasa de interés. La razón por la que se calcula el promedio se debe a que los gastos financieros incluyen gastos que no son directamente provenientes de la deuda que aparece en el balance, por lo que para reducir el tamaño del error que pudiera haber se toma un promedio de éste con la deuda a largo plazo. De este modo,

$$VM(D) = \frac{VT + VL(DLP)}{2} = \frac{1}{2} \left(\frac{\text{Gastos financieros}}{\text{Tasa de interés promedio}} + VL(DLP) \right). \quad (16)$$

Costo de reposición: El costo de reposición del activo fijo neto (AFNCR) se calcula como

$$AFNCR_t = AFNCR_{t-1} \frac{(1 + \psi_t)}{(1 + \delta_t)(1 + \Theta_t)} + INV_t, \quad (17)$$

donde ψ_t es el deflactor de la formación bruta del capital, Θ_t es la tasa de progreso técnico sectorial y δ_t es la tasa de depreciación del equipo. El cálculo del costo de reposición por Delgado y otros (2004) es similar al planteado de Lindenberg y Ross (1981), el cual introduce el progreso técnico.

Por su parte, el costo de reposición de las existencias (EPR) es calculado a través del promedio

$$EPR_t = EVC_t \left(\frac{2DFI_t}{DFI_t + DFI_{t-1}} \right), \quad (18)$$

donde EVC son las existencias valoradas contablemente y DFI es el deflactor del precio de las existencias. Para los Activos Monetarios Netos (AMN) se utiliza la valoración contable de esta variable.

La ventaja de este método es que el cálculo de la valorización de la deuda a largo plazo es sencillo. Por otro lado en el cálculo del costo de reposición del activo fijo neto se toma en cuenta el desarrollo tecnológico sectorial, información que puede ser compleja de calcular, o que no pudiera obtenerse en el momento requerido para realizar el cálculo.

2.3 CHUNG Y PRUITT (1994)

Un método más simple para el cálculo de la Q de Tobin, propuesto por Chung y Pruitt (1994), aproxima este ratio como

$$Q_{CP} = \frac{VM(AC) + VL(PS) + \text{Deuda}}{VL(TA)}, \quad (19)$$

donde VMA es el precio de las acciones comunes por el número de acciones emitidas, PS es el valor de liquidación de las acciones preferentes emitidas y TA es el valor en libros del total de activos de la empresa. El cálculo de la deuda se obtiene de la siguiente forma

$$\text{Deuda} = VL(DLP + INV + DCP - ACP), \quad (20)$$

es decir, la suma del valor en libros de las obligaciones de corto plazo (DCP) netas de los activos de corto plazo (ACP) más el valor en libros de la deuda de largo plazo (DLP) y de los inventarios.

Sin duda, la aproximación (19) es considerablemente más simple que las discutidas en secciones previas. A pesar de ello, Chung y Pruitt (1994) encuentran que esta medida explica, para el caso de los EEUU, más del 95% de la variabilidad de la Q propuesta por Lindenberg y Ross (1981).

3 LA Q DE TOBIN EN EL CASO PERUANO

A continuación, se proponen diversos enfoques para el cálculo de la Q de Tobin para el caso peruano, y se estudia su desempeño empírico. Los criterios para preferir una metodología sobre otra son básicamente simplicidad de cálculo y disponibilidad de información.

En primer lugar, se propone el uso de Q_{CP} , la Q de Chung y Pruitt. En segundo lugar, se utiliza una medida más sencilla aún, dada por el ratio de la capitalización bursátil respecto al total de activos de la empresa:

$$Q_{SIMPLE} = \frac{VM(AC)}{VL(TA)}, \quad (21)$$

donde VM(AC) es el valor de mercado de la cotización de las acciones por el número de acciones comunes y TA es el total de activos de la empresa.

Por su parte, considerando la disponibilidad de información, se propone calcular

$$Q_{PROP} = \frac{VM(AC + DLP) + VL(DCP)}{VL(TA) + VR(AFN) - VL(AFN) + VR(INV) - VL(INV)} \quad (22)$$

basándose en un híbrido de las metodologías descritas en la sección anterior. En (22), AC es la cotización bursátil de las acciones ordinarias, DLP es la deuda de largo plazo (igual a la suma de préstamos, cuentas por pagar, otras obligaciones y otras cuentas por pagar de largo plazo), DCP es la deuda de corto plazo, TA es el total de activos, AFN es el monto del activo fijo neto e INV son los inventarios.

El valor de mercado de las acciones comunes VM(AC) puede ser calculado multiplicando la mediana del precio de estas por el número de acciones.¹ El cálculo del valor de mercado de la deuda de largo plazo VM(DLP) sigue a Delgado y otros (2004), mientras que los cálculos de tanto el costo de reposición del capital VR(AFN) como del valor de reposición de inventarios VR(INV) siguen la metodología propuesta por Perfect y Wiles (1994) utilizando la valoración promedio de los inventarios.

Se realiza el cálculo de una Q promedio para una muestra de empresas representativas del aparato productivo peruano, ya que ha sido agregada por sectores tomando como ponderación fija el PBI real de 1994. Siguiendo la misma metodología se calculó un cuarto indicador Q_{IGBVL} , que toma en cuenta únicamente a aquellas empresas que pertenecen al Índice General de la Bolsa de Valores de Lima.

3.1 DATOS

Para el cálculo de la Q de Tobin con las metodologías mencionadas se utilizaron las cotizaciones y los estados financieros disponibles en Economática. Se trabaja con datos trimestrales dentro del período que abarca desde el primer trimestre de 1999 hasta el primer trimestre de 2009. En el caso de las cotizaciones se utilizó la mediana de los precios para el cálculo del valor de mercado de las acciones comunes. La tasa de interés utilizada para el cálculo del valor de mercado de la deuda es el promedio de las tasas de interés activa y pasiva mensuales en soles tomadas del BCRP. El índice de precios de maquinaria y equipo

¹ Sólo se trabajó con acciones comunes ya que no se reportan las acciones preferentes.

CUADRO 1. Empresas incluídas en el cálculo de la Q de Tobin

Sector	#	Empresas
Agropecuario	10	Paramonga, Pucalá, Cartavio, Casa Grande*, Andahuasi, San Juan, Laredo, Pomalca*, San Jacinto, Tumán*
Comercio	2	Ferreyros, Saga Falabella
Construcción	5	Cementos Lima*, Cementos Pacasmayo*, Inversiones Centenario, Graña*, Cemento Andino*
Electricidad y Agua	5	Edelgel*, Edelnor, Empresa eléctrica de Piura, Enersur, Hidrandina
Manufactura	8	Universal Textil, JR Lindley*, Aceros Arequipa*, EXSA, Quimpac, Textiles San Cristóbal, Textiles Piura, Alicorp*
Minería e Hidrocarburos	11	Atacocha*, Poderosa, Condestable, Brocal*, La Cima*, Milpo*, La Pampilla*, SiderPeru*, Cerro Verde*, Corona, Volcan*
Pesca	1	Austral*
Servicios	7	Rímac, Telefónica*, Telefónica Móvil, BBVA, BCP, Continental*, Interbank

NOTAS: Las empresas listadas fueron utilizadas para el cálculo de Q_{PROP} , Q_{SIMPLE} y Q_{CP} . Las empresas marcadas con un asterisco (*) fueron empleadas en el cálculo de la Q_{IGBVL} , junto con las siguientes empresas adicionales: Minsur, La Cima II, Cementos Lima II, Morococha, Panoro, Candente, Vena Resources, y Credicorp. Con ello, la Q_{IGBVL} considera 31 empresas del total de 37 que están consideradas para el cálculo del IGBVL.

utilizado para el cálculo del valor de reposición de esta variable ha sido calculado como el promedio de los índices mensuales, los cuales fueron tomados del INEI. El deflactor de la formación bruta de capital para la estimación del costo de reposición del activo fijo neto fue calculado con información disponible del PBI nominal y real publicado por el BCRP.

Los cálculos fueron realizados sobre la base de las 49 empresas reportadas en el Cuadro 1, con excepción de Q_{IGBVL} que considera únicamente 31 empresas de las 37 que componen IGBVL, al no contar con los estados financieros actualizados de todas estas empresas.

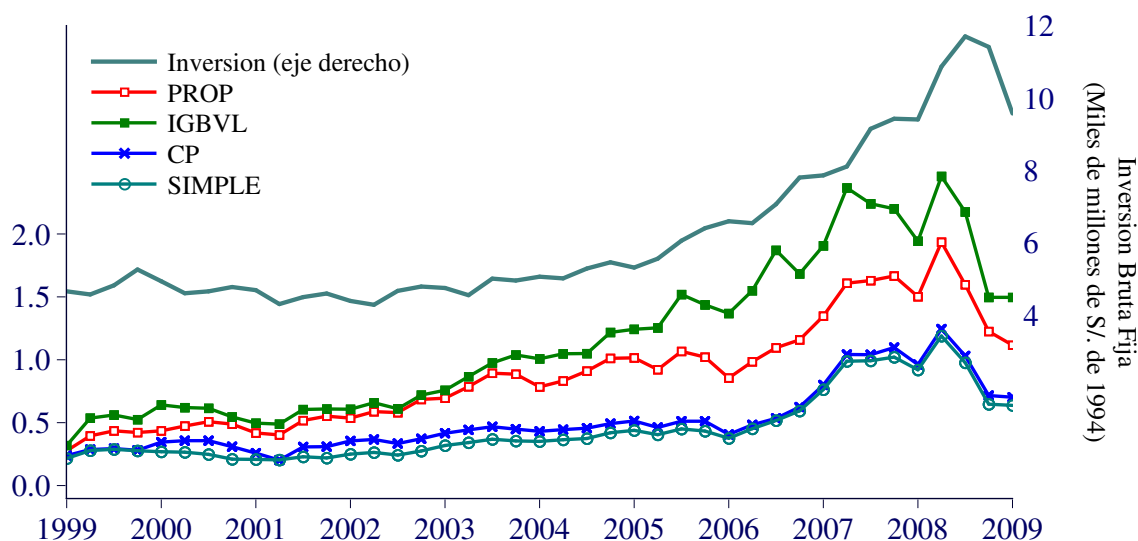
3.2 RESULTADOS

El Gráfico 1 (p. 42) muestra la evolución de las distintas estimaciones de la Q de Tobin y la inversión privada agregada. Estas variables presentan un comportamiento similar, lo que indica que las Qs podrían ser buenos indicadores del comportamiento de la inversión. Además de ello, los indicadores reflejan el auge económico entre los años 2007 y 2008, así como también se puede reflejar la caída de los indicadores y la inversión en el primer trimestre del 2009.

Como se puede apreciar en el gráfico, existe una alta correlación entre las distintas estimaciones de la Q de Tobin. Esta correlación se debe, por supuesto, a que las metodologías empleadas utilizan variables similares. Asimismo, se observa que Q_{SIMPLE} y Q_{CP} presentan comportamientos similares, con medias y varianzas más bajas en comparación con las otras estimaciones. En el Cuadro 2 (p. 42) se verifica que no existe diferencia significativa, en término de estadísticas descriptivas, entre Q_{SIMPLE} y Q_{CP} . Ello tiene implicancias prácticas, ya que para el cálculo de la Q_{SIMPLE} solo es necesario contar con la cotización de las acciones y el total de activos.

Finalmente, se realizó un ejercicio de correlación dinámica para los ciclos (obtenidos por el filtro de Hodrick y Prescott) de las variables PBI, la inversión y la Q de Tobin. Los resultados en el Gráfico 2 (p. 43) muestran que existe una correlación alta entre la Q de Tobin estimada y los valores futuros de la inversión y el PBI, indicando que la Q se adelanta a la inversión. El comportamiento de la Q de Tobin

GRÁFICO 1. Inversión y estimaciones de la Q de Tobin



NOTAS: Datos del BCRP y de Economática. Elaboración propia.

estimada por las cuatro metodologías es similar y se observa el mismo patrón de comportamiento con el PBI. De este ejercicio se puede concluir que la Q podría ser utilizada como un buen indicador adelantado de la inversión.

4 ESTIMACIÓN DE LA CURVA DE INVERSIÓN

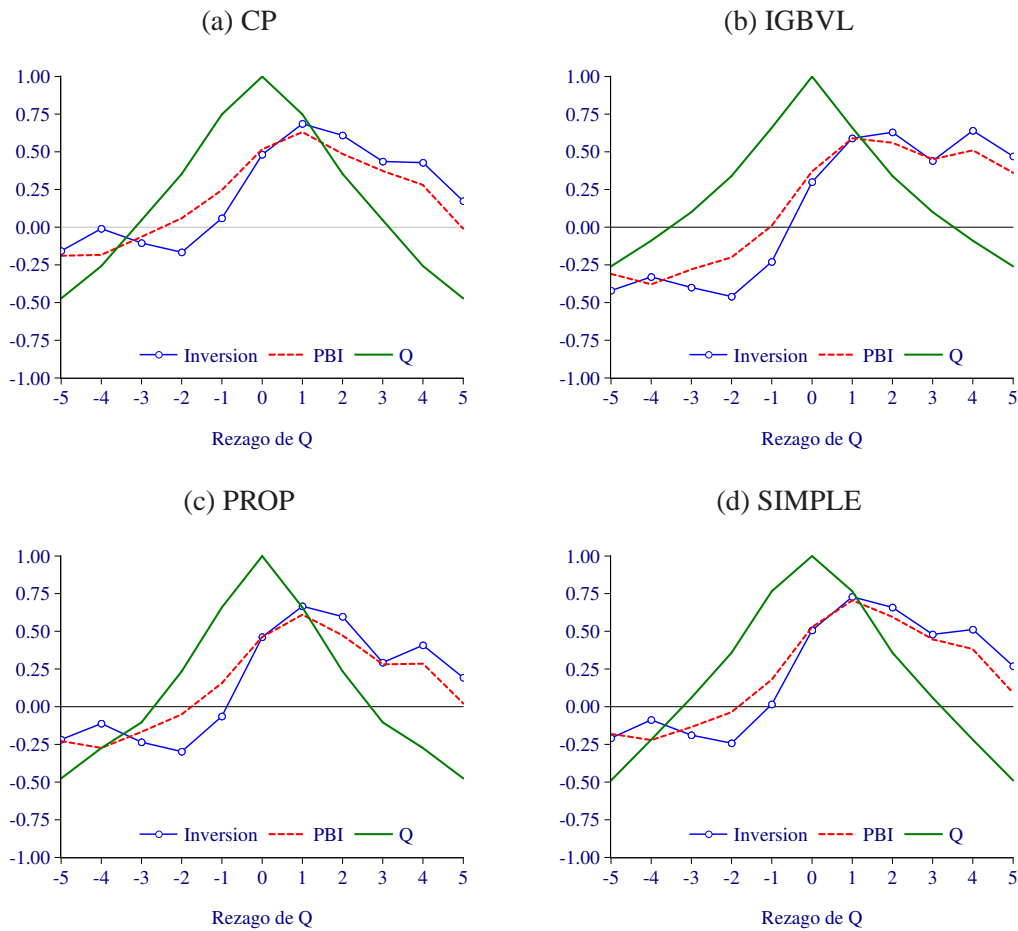
Siguiendo a Kim y Rousseau (2008) se procedió a estimar una curva de inversión que considera un componente inercial y la Q de Tobin como variables explicativas. Debido a que la economía peruana es una economía abierta primario exportadora cuyas fluctuaciones de inversión podrían depender de la cotización internacional del precio de *commodities*, se incluye como un factor explicativo adicional a los términos de intercambio (TI).

CUADRO 2. Pruebas de hipótesis H_0 : medias, medianas y varianzas son iguales

	Medias			Medianas			Varianzas		
	IGBVL	PROP	SIMPLE	IGBVL	PROP	SIMPLE	IGBVL	PROP	SIMPLE
CP	37.223 (0.000)	22.202 (0.000)	1.161 (0.285)	31.902 (0.000)	18.978 (0.000)	3.714 (0.054)	5.334 (0.000)	2.516 (0.004)	1.034 (0.917)
IGBVL		5.416 (0.023)	44.806 (0.000)		5.354 (0.021)	35.330 (0.000)		2.120 (0.020)	5.159 (0.000)
PROP			30.304 (0.000)			26.737 (0.000)			2.433 (0.006)

NOTAS: Para el caso de la media y la varianzas se reporta el estadístico F de la hipótesis nula de igualdad y su probabilidad asociada en paréntesis. En el caso de la mediana el estadístico χ^2 corresponde a la prueba de Van der Waerden y su probabilidad asociada se reporta en paréntesis. En todos los casos valores de la probabilidad mayores a 5% no permiten rechazar la hipótesis de igualdad de estadísticos.

GRÁFICO 2. Correlaciones dinámicas



Se estima la ecuación

$$\Delta I_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta I_{t-1} + \beta_2 \Delta Q_{t-1} + \beta_3 \Delta TI_{t-1} + \text{error}_t, \quad (23)$$

por el método generalizado de momentos, debido a la sospecha de que existen relaciones endógenas entre las variables. Por ejemplo, si la economía entra en recesión los agentes esperarían menos ventas y utilidades por parte de las empresas que cotizan en bolsa, con lo cual la Q de Tobin se encontraría en niveles inferiores y el volumen transado de las inversiones sería menor. Como variables instrumentales se utilizaron los cuatro primeros rezagos de la inversión, de la Q de Tobin en análisis, de los términos de intercambio y del PBI. Se debe mencionar que se realizó una serie de estimaciones, encontrándose que la Q como única variable para explicar el comportamiento de la inversión no era suficiente. De una serie de ecuaciones estimadas, el Cuadro 3 (p. 44) presenta el mejor grupo de modelos (resultados estadísticamente significativos y que presentan signos esperados).

Los resultados muestran que la inversión tiene un alto componente inercial, lo cual podría indicar que los desembolsos en la inversión son realizadas de manera gradual y persistente. Este resultado podría haber sido influenciado porque dentro de la muestra se examina el sector minero, eléctrico y de manufactura, los cuales desarrollan grandes proyectos de inversión y se realizan en periodos de tiempo relativamente largos. Debe observarse además que los términos de intercambio sería la variable más importante para explicar el comportamiento de la inversión. Esto vendría a explicar el impacto que tiene el precio real de las *commodities* en la economía peruana, donde términos de intercambio al alza favorecerían el

CUADRO 3. Curva de inversión

	CP		IGBVL		PROP		SIMPLE	
	Coef	Prob	Coef	Prob	Coef	Prob	Coef	Prob
Constante	0.0079	0.00	0.0079	0.00	0.0046	0.02	0.0057	0.01
ΔI_{t-1}	0.2924	0.00	0.4961	0.00	0.3942	0.00	0.3286	0.00
ΔQ_{t-1}	0.0863	0.00	0.0917	0.00	0.0771	0.00	0.0827	0.00
ΔTI_{t-1}	0.6071	0.00	0.5658	0.00	0.6297	0.00	0.5706	0.00
R^2	0.2852		0.2656		0.2793		0.3064	
R^2 ajustado	0.2182		0.1968		0.2118		0.2414	
Durbin-Watson	2.0053		2.2677		2.1305		2.1281	
Prob. estadístico J	0.7959		0.8879		0.8081		0.7962	

NOTAS: La probabilidad del estadístico J es el valor χ^2 bajo la hipótesis nula de que los instrumentos utilizados son ortogonales con los residuos.

financiamiento de una mayor cantidad de proyectos en el sector primario.

La Q de Tobin presenta un coeficiente estimado relativamente bajo para explicar el comportamiento de la inversión, ubicándose en alrededor de 0.08. Además, de este resultado puede rescatarse que se estaría demostrando empíricamente que Q_{CP} y Q_{SIMPLE} serían metodologías que podrían ser sustituibles, ya que no sólo presentan comportamientos estadísticamente similares, sino que se obtienen resultados similares para la elasticidad Q -inversión. Es bueno recalcar que la Q de Tobin es estadísticamente significativa a pesar de la inclusión de otras variables para explicar el comportamiento de la inversión.

Diversos estudios obtienen resultados similares. Por ejemplo, Cummins y otros (1996), quienes analizan el caso para 14 países desarrollados, encuentran que el coeficiente asociado a la Q de Tobin varía entre 0.03 y 0.10, rango en el cual se encuentra el coeficiente asociado a nuestras estimaciones. Otro estudio realizado por Kim y Rousseau (2008), quienes analizan el comportamiento de la inversión para Korea después de la crisis financiera de 1997, encuentran que en el periodo de post-crisis (1997 a 2001) el coeficiente de la Q de Tobin para empresas con pocos años de antigüedad fluctúa de 0.055 a 0.074. En otro ejercicio realizado por estos autores con un menor número de empresas (excluyendo a aquellas empresas que son calificadas como Chaebol) encuentran que los valores del coeficiente asociado a la Q de Tobin fluctúan entre 0.052 y 0.069. Asimismo, la literatura atribuye una serie de razones por las cuales el coeficiente de la Q de Tobin en la ecuación de inversión presenta un valor bajo. En especial, Fazzari y otros (1987) sostienen que por restricciones en los mercados de capitales, existen otras variables que pueden influir en el comportamiento de la inversión, como el flujo de caja y la hoja de balance de las empresas, ya que estos constituyen un modo de financiamiento interno de los proyectos sin recurrir a terceros.

5 CONCLUSIONES

Para el caso del Perú, se encuentra que tanto la Q de Tobin como otras variables, como por ejemplo los términos de intercambio, ayudan a explicar el comportamiento de la inversión. Además, dentro de los resultados más resaltantes se tiene que, para diversas metodologías del cálculo de la Q de Tobin, los valores del coeficiente de esta variable en la curva de inversión se encuentran alrededor de 0.08. Otro resultado de interés es que tanto la Q de Tobin estimada por la metodología de Chung y Pruitt (1994) y aquella que considera el ratio de capitalización bursátil respecto al total de activos de la empresa (SIMPLE) no

presentan diferencias significativas, por lo que se sugiere que la Q_{SIMPLE} podría ser utilizada como una buena aproximación de la Q de Tobin para futuras investigaciones.

Entre otros temas de interés que podrían complementar este trabajo tenemos el análisis sectorial: ¿cómo varía la Q de Tobin por sectores económicos?, ¿qué factores explican la inversión en cada sector? y ¿son otras variables importantes?, como por ejemplo acceso al mercado financiero.

REFERENCIAS

- Caballero, R. (1999), "Aggregate investment", en Taylor, J. y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics* 1(B), 813 - 862.
- Chung, K. y S. Pruitt (1994), "A simple approximation of Tobin's Q", *Financial Management*, 23(3), 70 - 74.
- Cummins, J., K. Hassett y R. Hubbard (1996), "Tax reforms and investment: A cross-country comparison", *Journal of Public Economics*, 62(1-2), 237-273.
- Delgado, J., M. Espitia y M. Ramírez (2004), "Destino de las inversiones españolas: países industriales versus países en desarrollo", *Revista de Economía Aplicada*, 12(34), 127-140.
- Fazzari, S., R. Hubbard y B. Petersen (1987), "Financing constraints and corporate investment", NBER Working Paper 2387.
- Gugler, K., D. Mueller y B. Yurtoglu (2003), "The impact of corporate governance on investment returns in developed and developing countries", *Economic Journal*, 113(491), F511-F539.
- Kim, J. y P. Rousseau (2008), "A flight to Q? Firm investment and financing in Korea before and after the 1997 financial crisis", *Journal of Banking and Finance* 32, 1416-1429.
- Lee, D. y J. Tompkins (1999), "A modified version of the Lewelien and Badrinath measure of Tobin's Q", *Financial Management*, 28(1), 20-31.
- Lindenberg, E. y S. Ross (1981), "Tobin's Q ratio and industrial organization", *Journal of Business*, 54(1), 1-32.
- Lustgarten, S. y S. Thomadakis (1987), "Mobility barriers and Tobin's Q", *Journal of Business*, 60(4), 519-537.
- Perfect, S. y K. Wiles (1994), "Alternative constructions of Tobin's Q: an empirical comparison", *Journal of Empirical Finance*, 1(1-2), 313-341.
- Barnett, S. A. y P. Sakellaris (1998), "Nonlinear response of firm investment to Q: Testing a model of convex and non-convex adjustment costs", *Journal of Monetary Economics*, 42(2), 261 - 288.
- Tobin, J. (1969), "A general equilibrium approach to monetary theory", *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15-29.
- Tobin, J. (1978), "Monetary policies and the economy: The transmission mechanism", *Southern Economic Journal*, 44(3), 421 - 431.

Página en blanco



Estimación de capital por riesgo de precio: Evaluando metodologías para el caso peruano

CARLOS DEL CARPIO Y MAURICIO ZEVALLOS*

Recientemente la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP publicó el reglamento sobre requerimientos de capital por riesgo de mercado con el objetivo de adecuar la legislación peruana a los estándares recomendados por el Comité de Supervisión Bancaria de Basilea. Esta disposición exige que las instituciones del sistema financiero calculen capital a través de uno de dos tipos de métodos: el Método Estándar provisto por el ente regulador, o modelos internos para la estimación del Valor en Riesgo desarrollados por estas instituciones. En el presente trabajo, se evalúan tres métodos para el cálculo de capital: el Método Estándar y dos alternativas de modelos internos, una basada en el método Riskmetrics™ y otra basada en el método CAViaR. Se compara la suficiencia de capital lograda por cada método sobre una serie de portafolios de control conformados por acciones peruanas, construidos en base a distintos rangos de capitalización bursátil y volumen negociado. En particular, se evalúa la eficacia de cada método considerando el periodo de estrés desatado a fines de 2008 tras la quiebra del banco Lehman Brothers.

Palabras Clave : Valor en riesgo (VaR), volatilidad, Riskmetrics™, CAViaR.

Clasificación JEL : C22, C53, G01, G15, G21, G32.

Las operaciones de las instituciones financieras se encuentran fuertemente expuestas al *riesgo de mercado*, es decir a la variabilidad observada en los precios de activos, precios de *commodities*, tasas de interés y tipo de cambio. Por ese motivo, y especialmente durante las últimas dos décadas, las instituciones han incrementado significativamente el uso de métodos cuantitativos para gestionar éste y otros riesgos inherentes a sus operaciones, aumentando con ello la atención de los reguladores financieros sobre el uso de estos métodos.

Una buena muestra de la preocupación regulatoria es la enmienda realizada por el Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (CSBB) para incorporar el riesgo de mercado al Acuerdo de Capital de

* Del Carpio: Center for International Development, Harvard University, 79 JFK St., Mailbox 34, Cambridge, MA 02138, USA (e-mail: carlos.delcarpio@efinlab.com). Zevallos: Statistics Department, University of Campinas, CEP 13083-859, Campinas, SP, Brasil (e-mail: amadeus@ime.unicamp.br).

Los autores agradecen los valiosos comentarios y sugerencias tanto de José Carlos Sánchez y Jorge Zambrano durante la etapa inicial del trabajo, como de los participantes del XXVII Encuentro de Economistas del Banco Central de Reserva del Perú. Así también, agradecen al editor y a un dictaminador anónimo. Este trabajo contó con el apoyo financiero de FAEPEX y FAPESP. Cualquier error u omisión, así como los puntos de vista expresados, corresponden exclusivamente a los autores y no reflejan necesariamente la posición de las instituciones a las que pertenecen.

Basilea. Emitida originalmente en 1996 y actualizada en el 2005, esta enmienda requiere que los bancos aprovisionen capital para cubrir las exposiciones de riesgo de mercado generadas por sus operaciones. Según lo estipulado en dicho documento, el cálculo de este capital se debe realizar utilizando: i) el enfoque de modelos internos, en el cual el capital se obtiene mediante la estimación de *Valor en Riesgo* (VaR) a través de modelos desarrollados internamente; ó ii) el enfoque de Método Estándar, en el cual el capital se obtiene mediante la aplicación de un conjunto de disposiciones determinadas por el regulador.

Siguiendo las recomendaciones del Acuerdo de Basilea, el 20 de junio de 2009 la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP del Perú (SBS) publicó el reglamento sobre requerimientos de capital de riesgo de mercado (Resolución SBS N° 6328). Esta disposición, que entró en vigencia a partir del 1 de julio de 2009, sigue los lineamientos de la enmienda de la CSBB y exige que las instituciones calculen el capital a través de uno de dos métodos: el Método Estándar definido en la Resolución SBS N° 6328; o modelos internos desarrollados por las instituciones, pero sujetos a la aprobación de la SBS.

Obtener una estimación precisa del capital necesario para cubrir la exposición al riesgo de mercado es de primera importancia para la solvencia y el negocio de las instituciones financieras. Por un lado, si la medida es muy riesgosa, podría llevar a la institución a una situación de insolvencia. Por otro lado, si la medida es muy conservadora, ésta demandará niveles muy altos de capital que podrían ser utilizados en actividades más rentables.

El objetivo del presente trabajo es evaluar el Método Estándar propuesto por la SBS, así como dos modelos internos: RiskmetricsTM y CAViaR de Engle y Manganelli (2004), en términos de la estimación de capital suficiente por riesgo de precio y a través del análisis de portafolios de control. Los portafolios considerados están conformados por acciones peruanas y han sido construidos en base a distintos niveles de capitalización bursátil y volumen negociado. En particular, se evalúa la eficacia de los tres métodos: Método Estándar, RiskmetricsTM y CAViaR, considerando el periodo de estrés desatado entre septiembre y diciembre del 2008, tras la quiebra del banco Lehman Brothers.

Para calcular el capital de riesgo, el VaR es la medida más difundida debido en gran parte a su simplicidad. El VaR indica cuánto dinero podría perderse dentro de un determinado horizonte de tiempo dado un nivel de confianza específico. La literatura sobre métodos para la estimación de VaR, así como comparaciones entre los varios métodos propuestos, es extensa.¹ Para este trabajo, el método RiskmetricsTM fue elegido por ser uno de los métodos más utilizadas por los administradores de riesgo. Al igual que el VaR, RiskmetricsTM fue propuesto a comienzos de la década de los 90 por el banco J. P. Morgan y se convirtió en una referencia debido a su simplicidad conceptual y economía computacional necesaria para el cálculo. Por otro lado, se eligió el método CAViaR como una alternativa más sofisticada para el cálculo del VaR, debido a que, y tal como ha sido ilustrado por (Engle y Manganelli, 2004), este método supera en desempeño a varios métodos alternativos propuestos en la literatura.

La literatura sobre medición de riesgo accionario en el Perú es reciente y escasa. Así, Martin (2005) estima VaR mediante RiskmetricsTM y *Conditional VaR* sobre portafolios de dos y tres acciones; Chávez-Bedoya y Rosales (2007) emplean procesos de Poisson y movimiento browniano para modelar la serie de una acción y a partir de ello estimar el VaR; Alonso y Arcos (2005) usan modelos GARCH, TGARCH, EWMA y métodos de simulación histórica sobre índices de bolsas latinoamericanas, entre ellos el Índice

¹ De acuerdo con Kuester y otros (2006), los enfoques utilizados para estimar VaR pueden clasificarse en cuatro grandes familias: *simulación histórica*, cuando se utilizan cuantiles empíricos basados en datos pasados; *modelos paramétricos*, cuando se describe el total de la distribución de los retornos y/o se incluyen alguna dinámica de volatilidad; *teoría del valor extremo* cuando se modela únicamente la cola de la distribución de retornos; y finalmente, *regresión cuantílica* cuando se modela directamente un cuantil específico en vez de modelar la distribución completa de los retornos. Ver también McNeil y otros (2005), Lee y otros (2006) y Lima y Neri (2006).

General de la Bolsa de Valores de Lima (IGBVL); y Zevallos (2008) emplea los métodos RiskmetricsTM y CAViaR simétrico para la estimación del VaR en el IGBVL. En este sentido, el presente trabajo pretende contribuir con la literatura previa realizando estimaciones de capital: (i) considerando por primera vez portafolios de control conformados por acciones representativas del mercado peruano y ordenados sobre la base de características relevantes como capitalización y volumen; y (ii) evaluando los métodos durante un periodo de estrés relevante. De esta manera, se realiza una evaluación empírica de la eficacia del Método Estándar propuesto en la norma recientemente publicada, así como la conveniencia de utilizar dos métodos específicos de modelos internos.

Es necesario enfatizar que este trabajo se ocupa solamente de la estimación de capital por *riesgo de precio*, el cual es uno de los cuatro componentes del riesgo de mercado señalados por la SBS. Los otros componentes: riesgo de tasas de interés, riesgo cambiario y riesgo de *commodities*, son riesgos que afrontan usualmente las instituciones financieras y por lo tanto es imprescindible que sean considerados en la gestión de riesgo. En este sentido, queda como estudio posterior hacer un análisis similar al realizado en este artículo incorporando todas las componentes de riesgo.

La organización del resto del artículo es la siguiente. En la sección 1 se presentan los portafolios considerados para el análisis, así como los criterios utilizados para su diseño y construcción. En la sección 2 se describen brevemente los métodos propuestos para el cálculo de capital: el Método Estándar propuesto por la SBS y dos métodos de modelos internos: RiskmetricsTM y CAViaR. Estos tres métodos son comparados en la sección 3 y finalmente en la sección 4 se consignan algunas conclusiones.

1 CONSTRUCCIÓN DE PORTAFOLIOS

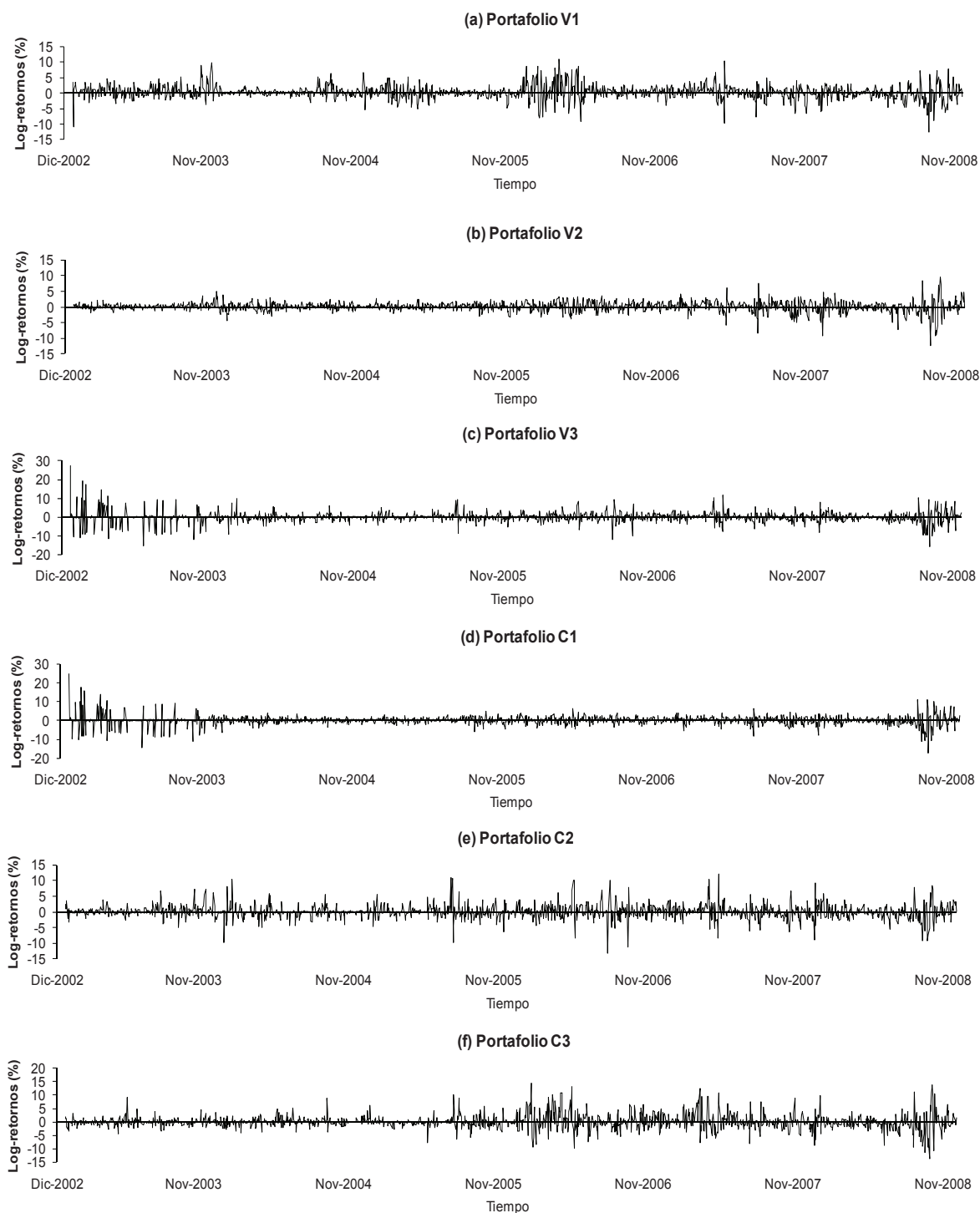
Los datos utilizados para la construcción de los portafolios se obtuvieron de *Bloomberg Professional*² y corresponden al periodo comprendido entre enero de 2003 y diciembre de 2008. Se construyeron 6 portafolios de control, los cuales tienen una composición variante en el tiempo³ y han sido diseñados según dos criterios: capitalización bursátil y volumen negociado. A continuación, se describe el procedimiento seguido para la construcción de los mismos:

- (1) Del conjunto inicial de 33 acciones listadas en el IGBVL, se eligieron aquellas acciones que tuvieran registros para el rango completo del periodo definido. En total, sólo 20 acciones de las 33 listadas en la composición vigente del IGBVL al 13 de Julio del 2009 cumplieron este criterio (ver Cuadro 1, p. 51).
- (2) Se calcularon el volumen diario negociado promedio y la capitalización bursátil promedio de cada acción para cada semestre del periodo de análisis.
- (3) Se ordenaron los valores calculados para cada semestre en orden ascendente, y se agruparon las acciones en portafolios distintos según su pertenencia al cuartil inferior, al cuartil superior, o al rango intercuartílico del rango total de valores, según cada criterio. En todos los casos se le dio el mismo peso a cada acción dentro de los portafolios.

De esta forma, se obtuvieron tres portafolios construidos en base a volumen: V1, V2, y V3; y tres portafolios construidos en base a capitalización: C1, C2, y C3. Los portafolios V1 y C1 agrupan las acciones de mayor volumen y mayor capitalización, respectivamente (valores entre el cuartil 3 y el máximo); V3 y C3 agrupan las acciones de menor volumen y menor capitalización respectivamente (valores entre el mínimo y el cuartil 1); y V2 y C2 agrupan las acciones con valores de volumen y

² Bloomberg Professional es una marca registrada de Bloomberg L. P. Los datos fueron accedidos el 13 de julio de 2009.

³ Decidimos que sean variantes en el tiempo por representatividad y como simulación de una estrategia de inversión que es habitual.

GRÁFICO 1. *Series de retornos*

capitalización en el rango intercuantílico.

La elección del número de portafolios así como el diseño de los mismos son ciertamente arbitrarias; sin embargo, presentan dos grandes ventajas: (i) permiten investigar la existencia de resultados diferenciados en portafolios con características extremas dentro de cada criterio (i.e. portafolios conformados solo por las acciones de menor/mayor volumen/capitalización), y (ii) al ser el rango intercuantílico una medida robusta de dispersión estadística, se pueden evaluar resultados mitigando los posibles efectos de valores

CUADRO 1. Acciones consideradas para la construcción de los portafolios de control

Nombre Empresa	Nemónico	Moneda	Sector	Fecha de registro más antiguo (periodo 2003-2009)
Alicorp SA	ALICORC1	S/.	Consumo Masivo	01/2003
Austral Group SA	AUSTRAC1	S/.	Consumo Masivo	01/2003
Banco Continental Peru	CONTINC1	S/.	Bancos y Seguros	01/2003
Cia de Minas Buenaventura SA	BVN	S/.	Mineras	01/2003
Casa Grande SA	CASAGRC1	S/.	AgroIndustriales	01/2003
Cementos Pacasmayo SAA	CPACASC1	S/.	Construcción y Bienes de capital	01/2003
Corp Aceros Arequipa SA	CORAREI1	S/.	Construcción y Bienes de capital	01/2003
Credicorp Ltd	BAP	USD	Bancos y Seguros	01/2003
Sociedad Minera El Brocal SA	BROCALC1	S/.	Mineras	01/2003
Empresa Agraria Azucarera Andahuasi S.A.	ANDAHUC1	S/.	AgroIndustriales	01/2003
Empresa Agroindustrial Pomalca	POMALCC1	S/.	AgroIndustriales	01/2003
Empresa Agroindustrial Tuman	TUMANC1	S/.	AgroIndustriales	01/2003
Ferreyros SA	FERREYC1	S/.	Construcción y Bienes de capital	01/2003
Grana y Montero SA	GRAMONC1	S/.	Construcción y Bienes de capital	01/2003
Luz del Sur SA	LUSURC1	S/.	Servicios Públicos	01/2003
Minsur SA	MINSURI1	S/.	Mineras	01/2003
Scotiabank Peru SA	SCOTIAC1	S/.	Bancos y Seguros	01/2003
Sociedad Minera Cerro Verde SA	CVERDEC1	USD	Mineras	01/2003
Southern Copper Corp	PCU/C	USD	Mineras	01/2003
Volcan Cia Minera SAA	VOLCABC1	S/.	Mineras	01/2003
Cia Minera Atacocha SA	ATACOAC1	S/.	Mineras	05/2003
Cia Minera Atacocha SA	ATACOBC1	S/.	Mineras	03/2007
Candente Resource Corp	DNT	USD	Mineras	02/2007
Cia Minera Milpo SAA	MILPOC1	S/.	Mineras	11/2003
Edegel SA	EDEGELC1	S/.	Servicios Públicos	02/2003
Gold Fields La Cima SA	LACIMAC1	S/.	Mineras	04/2004
Gold Fields La Cima SA	LACIMAI1	S/.	Mineras	08/2006
Intergroup Financial Services Corp	IFS	USD	Bancos y Seguros	06/2007
Maple Energy PLC	MPLC	S/.	Mineras	12/2007
Minera IRL Ltd	MIRL	S/.	Mineras	12/2007
Cia Minera San Ignacio de Morococha SA	MOROCOI1	S/.	Mineras	02/2003
Refinería La Pampilla SA Relapasa	RELAPAC1	S/.	Servicios Públicos	04/2004
Siderúrgica del Peru SA	SIDERC1	S/.	Mineras	03/2006

CUADRO 2. Composición de portafolios basados en volumen y capitalización (por semestres)

Portafolio	Ranking	2003		2004		2005		2006		2007		2008	
		I	II	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II
Volumen													
V1	1	VOLCABC1	VOLCABC1	VOLCABC1	VOLCABC1	VOLCABC1	VOLCABC1	VOLCABC1	VOLCABC1	VOLCABC1	VOLCABC1	VOLCABC1	AUSTRAC1
	2	AUSTRAC1	AUSTRAC1	AUSTRAC1	ALICORC1	AUSTRAC1	AUSTRAC1	AUSTRAC1	AUSTRAC1	AUSTRAC1	AUSTRAC1	AUSTRAC1	VOLCABC1
	3	GRAMONC1	ALICORC1	FERREYC1	GRAMONC1	GRAMONC1	GRAMONC1	GRAMONC1	GRAMONC1	GRAMONC1	POMALCC1	POMALCC1	GRAMONC1
	4	FERREYC1	GRAMONC1	GRAMONC1	AUSTRAC1	PCU	CPACASC1	FERREYC1	ALICORC1	FERREYC1	ALICORC1	FERREYC1	POMALCC1
	5	ALICORC1	CVERDEC1	LUSURC1	FERREYC1	ALICORC1	MINSURII	CASAGRC1	FERREYC1	ANDAHUC1	ANDAHUC1	CORAREII	MINSURII
V2	6	CPACASC1	FERREYC1	CORAREII	CORAREII	CORAREII	FERREYC1	CVERDEC1	CORAREII	CORAREII	GRAMONC1	MINSURII	CORAREII
	7	CORAREII	CORAREII	CVERDEC1	MINSURII	ANDAHUC1	ALICORC1	MINSURII	MINSURII	GRAMONC1	CORAREII	ALICORC1	ALICORC1
	8	MINSURII	MINSURII	MINSURII	POMALCC1	CVERDEC1	CORAREII	CORAREII	ANDAHUC1	CONTINC1	CVERDEC1	ANDAHUC1	ANDAHUC1
	9	CVERDEC1	ANDAHUC1	ANDAHUC1	CVERDEC1	POMALCC1	CASAGRC1	ALICORC1	CVERDEC1	MINSURII	MINSURII	GRAMONC1	FERREYC1
	10	CONTINC1	PCU	ALICORC1	ANDAHUC1	MINSURII	ANDAHUC1	POMALCC1	CONTINC1	ALICORC1	FERREYC1	CONTINC1	CONTINC1
	11	ANDAHUC1	BAP	POMALCC1	CONTINC1	FERREYC1	POMALCC1	CPACASC1	LUSURC1	CPACASC1	CONTINC1	CVERDEC1	CPACASC1
	12	PCU	POMALCC1	BAP	CPACASC1	BAP	CVERDEC1	CONTINC1	POMALCC1	CVERDEC1	PCU	PCU	SCOTIAC1
	13	BAP	CPACASC1	PCU	CASAGRC1	CASAGRC1	PCU	ANDAHUC1	PCU	CASAGRC1	CPACASC1	CPACASC1	LUSURC1
	14	LUSURC1	LUSURC1	TUMANC1	PCU	CPACASC1	CONTINC1	PCU	CASAGRC1	LUSURC1	CASAGRC1	CASAGRC1	CASAGRC1
	15	TUMANC1	CONTINC1	CPACASC1	BAP	CONTINC1	LUSURC1	LUSURC1	CPACASC1	BAP	LUSURC1	TUMANC1	CVERDEC1
V3	16	POMALCC1	BROCALC1	CASAGRC1	LUSURC1	BROCALC1	BAP	BROCALC1	BAP	PCU	TUMANC1	LUSURC1	TUMANC1
	17	CASAGRC1	TUMANC1	CONTINC1	TUMANC1	BVN	BVN	BROCALC1	BROCALC1	BROCALC1	BAP	BAP	PCU
	18	BROCALC1	CASAGRC1	BROCALC1	BROCALC1	LUSURC1	BROCALC1	BVN	BVN	TUMANC1	BVN	BROCALC1	BROCALC1
	19	BVN	BVN	BVN	BVN	TUMANC1	TUMANC1	TUMANC1	TUMANC1	BVN	BROCALC1	BVN	BVN
	20	SCOTIAC1	SCOTIAC1	SCOTIAC1	SCOTIAC1	SCOTIAC1	SCOTIAC1	SCOTIAC1	SCOTIAC1	SCOTIAC1	SCOTIAC1	SCOTIAC1	BAP
Capitalización													
C1	1	BAP	BAP	MINSURII	MINSURII	PCU	PCU	PCU	PCU	PCU	PCU	PCU	PCU
	2	MINSURII	MINSURII	BAP	BAP	MINSURII	BAP	BAP	CVERDEC1	CVERDEC1	CVERDEC1	CVERDEC1	CVERDEC1
	3	SCOTIAC1	BVN	BVN	BVN	BAP	CONTINC1	MINSURII	BAP	VOLCABC1	BAP	BAP	BAP
	4	BVN	LUSURC1	CVERDEC1	CVERDEC1	CVERDEC1	MINSURII	CONTINC1	VOLCABC1	BAP	VOLCABC1	VOLCABC1	CONTINC1
	5	LUSURC1	SCOTIAC1	LUSURC1	CONTINC1	BVN	BVN	CVERDEC1	MINSURII	MINSURII	MINSURII	MINSURII	VOLCABC1
C2	6	CONTINC1	CONTINC1	PCU	LUSURC1	CONTINC1	CVERDEC1	BVN	CONTINC1	SCOTIAC1	SCOTIAC1	BVN	MINSURII
	7	PCU	PCU	CONTINC1	PCU	LUSURC1	SCOTIAC1	VOLCABC1	SCOTIAC1	CONTINC1	CONTINC1	CONTINC1	BVN
	8	CPACASC1	CVERDEC1	SCOTIAC1	SCOTIAC1	SCOTIAC1	LUSURC1	SCOTIAC1	BVN	BROCALC1	BVN	SCOTIAC1	SCOTIAC1
	9	ALICORC1	CPACASC1	BROCALC1	VOLCABC1	ALICORC1	ALICORC1	LUSURC1	BROCALC1	BVN	BROCALC1	BROCALC1	BROCALC1
	10	BROCALC1	BROCALC1	VOLCABC1	ALICORC1	VOLCABC1	VOLCABC1	ALICORC1	CPACASC1	ALICORC1	CORAREII	CORAREII	CORAREII
	11	CVERDEC1	ALICORC1	CPACASC1	CPACASC1	CPACASC1	CPACASC1	CPACASC1	LUSURC1	CPACASC1	CPACASC1	GRAMONC1	GRAMONC1
	12	VOLCABC1	VOLCABC1	ALICORC1	BROCALC1	BROCALC1	BROCALC1	BROCALC1	ALICORC1	CORAREII	GRAMONC1	ALICORC1	LUSURC1
	13	CORAREII	CORAREII	CORAREII	CORAREII	CORAREII	CORAREII	CORAREII	LUSURC1	ALICORC1	CPACASC1	CPACASC1	ALICORC1
	14	FERREYC1	FERREYC1	FERREYC1	FERREYC1	FERREYC1	FERREYC1	GRAMONC1	GRAMONC1	GRAMONC1	LUSURC1	LUSURC1	CPACASC1
	15	GRAMONC1	GRAMONC1	GRAMONC1	GRAMONC1	GRAMONC1	GRAMONC1	FERREYC1	FERREYC1	FERREYC1	FERREYC1	FERREYC1	FERREYC1
C3	16	CASAGRC1	CASAGRC1	CASAGRC1	CASAGRC1	CASAGRC1	AUSTRAC1	CASAGRC1	AUSTRAC1	AUSTRAC1	AUSTRAC1	AUSTRAC1	AUSTRAC1
	17	AUSTRAC1	AUSTRAC1	AUSTRAC1	ANDAHUC1	ANDAHUC1	CASAGRC1	AUSTRAC1	AUSTRAC1	CASAGRC1	CASAGRC1	CASAGRC1	CASAGRC1
	18	ANDAHUC1	TUMANC1	ANDAHUC1	TUMANC1	AUSTRAC1	ANDAHUC1	ANDAHUC1	ANDAHUC1	ANDAHUC1	ANDAHUC1	POMALCC1	POMALCC1
	19	TUMANC1	ANDAHUC1	TUMANC1	AUSTRAC1	TUMANC1	TUMANC1	TUMANC1	TUMANC1	POMALCC1	POMALCC1	ANDAHUC1	ANDAHUC1
	20	POMALCC1	POMALCC1	POMALCC1	POMALCC1	POMALCC1	POMALCC1	POMALCC1	POMALCC1	TUMANC1	TUMANC1	TUMANC1	TUMANC1

CUADRO 3. Estadísticas descriptivas de los retornos

Portafolio	Min	Max	P_5	P_{50}	P_{95}	Media	D.E	Sim	Curt
C1	-17.13	17.84	-3.38	0.09	2.96	0.07	2.44	-0.14	13.10
C2	-13.29	12.21	-3.07	0.01	3.47	0.08	2.22	0.25	8.93
C3	-13.59	14.57	-3.64	0.00	4.45	0.08	2.62	0.69	8.41
V1	-12.58	10.79	-3.30	0.00	3.75	0.21	2.21	0.01	7.04
V2	-12.27	9.59	-2.39	0.14	2.37	0.10	1.60	-0.83	11.32
V3	-15.49	19.26	-3.92	0.00	3.64	0.02	2.74	0.20	11.04

NOTA: Min es el mínimo, Max el máximo, P_5 , P_{50} y P_{95} son los percentiles 5%, 50% y 95%, respectivamente. D.E es la desviación estándar, Sim es el coeficiente de simetría y Curt es la curtosis.

atípicos de volumen negociado y/o capitalización bursátil. El detalle de las acciones que componen los portafolios en cada momento del tiempo puede verse en el Cuadro 2 (p. 52).

Para cada portafolio fueron calculados los log-retornos, denominados simplemente como retornos, en porcentaje, como

$$R_t = 100(\ln(p_t) - \ln(p_{t-1})), \quad (1)$$

donde p_t es el precio en el instante t y \ln es el logaritmo natural. En el Gráfico 1 se muestran las series de retornos diarios de los portafolios considerados. En estas podemos observar la existencia de conglomerados de volatilidad, es decir, grupos de observaciones pequeñas seguidos de grupos de observaciones grandes. En particular, para los portafolios V1 y C3 se puede notar un periodo de alta volatilidad que comienza al final del año 2005, ocasionado por la incertidumbre sobre el resultado de las elecciones presidenciales de Abril de 2006. Lo mismo se puede observar hacia el final de todas las series en las fechas que prosiguen a la quiebra del banco Lehman Brothers.⁴

En el Cuadro 3 se presentan algunas estadísticas descriptivas de las series de retornos para el periodo completo considerado. Como es frecuente en series financieras de este tipo, se observan medias próximas a cero, leve asimetría y exceso de curtosis, evidenciando colas pesadas en las distribuciones de los retornos. Además, aunque no mostradas, las funciones de correlación de los retornos evidencian en su mayoría correlación significativa en el primer rezago indicando reversión a la media y las funciones de autocorrelación de los cuadrados de los retornos muestran que existe estructura de dependencia, una vez retirada la correlación en el nivel de las series.

En resumen, las series de retornos presentan varios de los denominados *hechos estilizados*: (i) conglomerados de volatilidad, (ii) muy poca o ausencia de autocorrelación en los retornos, pero (iii) dependencia entre los cuadrados de los retornos, (iv) distribuciones de retornos con cola pesada, (v) colas de ganancias diferentes de las colas de pérdidas, entre otras. Estas características se presentan, por ejemplo, cuando el proceso generador de datos tiene distribuciones condicionales que cambian en el tiempo, en particular en la volatilidad.

⁴ La alta volatilidad observada en los portafolios C1 y V3 para el primer semestre es consecuencia del comportamiento de una sola acción, WIESEC1 del Banco Wiese, denominado actualmente SCOTIAC1.

2 MÉTODOS

En esta sección se presentan de forma sucinta los métodos empleados para calcular el capital requerido por riesgo de precio (en términos regulatorios, este capital también se denomina *patrimonio efectivo*). En primer lugar presentaremos el Método Estándar propuesto por la SBS. En segundo lugar, como propuestas de modelos internos se consideran dos métodos alternativos para estimar el VaR: el método RiskmetricsTM y el método CAViaR de Engle y Manganelli (2004).

2.1 MÉTODO ESTÁNDAR

La metodología que debe aplicarse, así como los requisitos que deben cumplirse para efectuar el cálculo del requerimiento de patrimonio efectivo por riesgo de mercado bajo el Método Estándar, se obtuvieron del capítulo III de la Resolución SBS N° 6328. Al igual que muchas medidas regulatorias alrededor del mundo, esta resolución es una adaptación de la enmienda de riesgo de mercado al Acuerdo de Basilea. A continuación, se resumen las especificaciones esenciales de la resolución consideradas para el desarrollo del presente trabajo.⁵

En el artículo N°3 de la resolución, se define *riesgo de mercado* como “la posibilidad de pérdidas en posiciones dentro y fuera de balance derivadas de fluctuaciones de los precios de mercado”, y se le subdivide en cuatro tipos de riesgo: (a) riesgo de tasa de interés, (b) riesgo de precio, (c) riesgo cambiario y (d) riesgo de *commodities*. En este trabajo, el interés por la estimación de capital para portafolios de acciones se circunscribe al riesgo de precio, el cual es definido como la “posibilidad de pérdidas derivadas de fluctuaciones de los precios de los valores representativos de capital”. Una vez dentro del riesgo de precio, la norma define dos fuentes de riesgo para las cuales se requiere calcular el patrimonio efectivo:

Riesgo específico. Requerimiento diseñado para cubrir la posibilidad de pérdidas derivadas de fluctuaciones en el precio de un determinado valor debido a factores relacionados con su emisor. Se calcula sumando los siguientes importes:⁶

- El $0.25 \cdot k\%$ de la posición neta en índices adecuadamente diversificados.
- El $0.5 \cdot k\%$ de la posición bruta en valores líquidos.
- El $k\%$ de la posición bruta en otros valores.

Riesgo general. Requerimiento diseñado para cubrir la posibilidad de pérdidas derivadas de fluctuaciones de los precios de mercado. Se calcula sumando los siguientes importes:⁷

- El $k\%$ de la suma de los valores absolutos de las posiciones netas.
- El 100% del impacto *gamma* de la cartera de negociación.
- El 100% del impacto *vega* de la cartera de negociación.

Siendo $k\%$ el límite global que establece la Ley General en el artículo N° 199 y en su Vigésima Cuarta Disposición Transitoria, y estando actualmente dicho límite definido en 10%. La relación de ponderadores utilizados en el cálculo del patrimonio efectivo por riesgo de precio para cada portafolio se puede apreciar en el diagrama del Gráfico 2.

⁵ Al final del documento se adjunta un glosario de términos técnicos referidos en esta sección. El total de las normas que rigen el riesgo de precio se puede revisar en el subcapítulo II del capítulo III de la Resolución, en particular los artículos del N° 25 al N° 35. Asimismo, las notas metodológicas correspondientes se pueden encontrar en el Reporte N° 2-B1 Anexo 2.

⁶ Para los fines de este trabajo sólo se consideran posiciones largas. Por lo tanto, las posiciones brutas y netas son equivalentes.

⁷ En este trabajo las posiciones largas sólo consideran derechos actuales sobre las acciones de las empresas. Al no considerarse derechos opcionales ni futuros, no es necesario realizar cálculos de impacto *gamma* y *vega* de la cartera de negociación.

Siguiendo lo señalado anteriormente, el patrimonio efectivo para el total de cada portafolio se obtuvo sumando el patrimonio efectivo calculado para cada acción y el patrimonio efectivo para cada acción se obtuvo multiplicando los ponderadores correspondientes a la clasificación de la acción (en nuestro caso, “valor líquido” u “otros valores”) por el valor razonable de la posición nominal de la misma. Los cálculos se realizaron al inicio de cada mes sobre la base de los valores de cierre del mes anterior y se mantuvieron como vigentes para todo el mes correspondiente al cálculo.

2.2 MODELOS INTERNOS

En el enfoque de modelos internos, el capital se obtiene mediante la estimación de Valor en Riesgo (VaR). Sean r_1, \dots, r_n las pérdidas, definidas como los valores negativos de los retornos (1). El VaR de confianza α es simplemente el cuantil- α de la distribución de pérdidas, de manera que el VaR satisface $\Pr(r_t < \text{VaR}) = \alpha$. Sin embargo, como la distribución de pérdidas cambia en el tiempo, es necesario calcular un VaR dependiente en el tiempo. Así, si VaR_t es el valor en riesgo del instante t dada la información disponible al instante $t-1$, I_{t-1} , entonces $\Pr(r_t < \text{VaR}_t | I_{t-1}) = \alpha$. Por lo tanto, para calcular el VaR_t se necesita información histórica.⁸

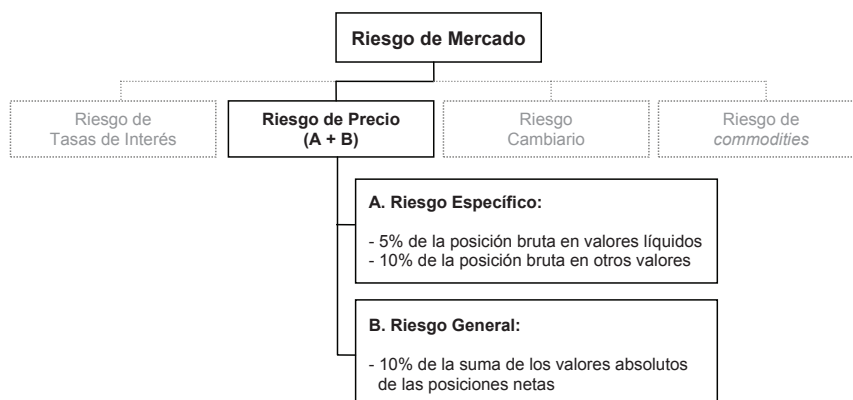
A continuación se describen brevemente los dos métodos utilizados para calcular capital mediante el VaR, de acuerdo a lo estipulado bajo el enfoque de modelos internos. El contenido de esta subsección sigue en gran medida lo presentado en Zevallos (2008).

RiskmetricsTM

En 1994, el equipo del banco J. P. Morgan hizo público un método para el cálculo del VaR llamado RiskmetricsTM. El objetivo de este método consistía en tener una fórmula simple y fácil de implementar, pero que respete las características estilizadas de la volatilidad de series financieras. Para explicar la esencia de esta fórmula, se utilizará el contexto de los modelos de varianza condicional heteroscedástica, originalmente propuestos por Engle (1982), los cuales han resultado muy exitosos en el modelamiento de retornos de series financieras (ver por ejemplo, Bollerslev y otros, 1994).

Sea $\{r_t\}$ el proceso estocástico que genera la serie de pérdidas r_1, \dots, r_n . Entre los modelos simples, uno de los más exitosos para reproducir la dinámica de una serie de retornos, tanto en el nivel como en la

GRÁFICO 2. *Descomposición del riesgo de mercado*



⁸ Para fines regulatorios, el nivel de confianza suele fijarse en $\alpha = 99\%$. Sin embargo, para fines de gestión se pueden adoptar valores diferentes, estando los más usuales entre 95% y 99.9%.

volatilidad, es el AR(1)-GARCH(1,1) dado por

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (2a)$$

$$\mu_t = c + \phi r_{t-1} \quad (2b)$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t \eta_t \quad (2c)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \gamma(r_{t-1} - \mu_{t-1})^2 + \beta\sigma_{t-1}^2, \quad (2d)$$

donde η_t es un proceso *iid* con valor esperado cero y varianza uno. Por tanto, si I_t es la información disponible hasta el instante t , entonces $E(r_t | I_{t-1}) = \mu_t$ y $E(\varepsilon_t^2 | I_{t-1}) = \sigma_t^2$. Además, suponiendo que $\eta_t \sim N(0, 1)$, entonces la distribución de la pérdida en el instante t condicional en el pasado es

$$r_t | I_{t-1} \sim N(\mu_t, \sigma_t^2), \quad (3)$$

de modo que el VaR $\alpha\%$ del instante t está dado por

$$\text{VaR}_t(\alpha) = \mu_t + z_\alpha \sigma_t, \quad (4)$$

donde z_α es el cuantil α de la distribución normal estándar, el cual es igual a 1.65 para el VaR 95% y a 2.33 para el VaR 99%.

Suponiendo que μ_t es una constante (es decir $\phi = 0$), la cual es estimada como el promedio de las pérdidas y asumiendo que $\omega = 0$, $\gamma = \lambda \in (0, 1)$ y $\beta = 1 - \lambda$, se obtiene

$$\sigma_t^2 = \lambda\sigma_{t-1}^2 + (1 - \lambda)\varepsilon_{t-1}^2, \quad (5)$$

de forma que

$$\sigma_t^2 = \lambda^m \sigma_{t-m}^2 + (1 - \lambda) \sum_{j=1}^m \lambda^{j-1} \varepsilon_{t-j}^2. \quad (6)$$

Como $\lambda \in (0, 1)$, entonces para m suficientemente grande

$$\sigma_t^2 \simeq (1 - \lambda) \sum_{j=1}^m \lambda^{j-1} \varepsilon_{t-j}^2. \quad (7)$$

En aplicaciones con datos diarios se recomienda utilizar $m = 75$ y valores para λ en el intervalo (0.94, 0.97).

Para series de pérdidas en las cuales la media condicional evoluciona en el tiempo como en (2b), se puede utilizar el siguiente procedimiento para calcular el VaR:

- Estimar μ_t y calcular los residuos $e_t = r_t - \hat{c} - \hat{\phi}r_{t-1}$.
- Estimar σ_t a través de (7) ó utilizar (5) especificando un valor para la varianza en el instante cero.
- Sustituir en (4) μ_t y σ_t obtenidos en (a) y (b).

CAViaR

En lugar de estimar indirectamente el VaR a través del cálculo de la volatilidad (σ_t) como en RiskmetricsTM, se pueden modelar directamente los cuantiles. En este sentido, Engle y Manganelli (2004) propusieron los *Valores en Riesgo Condicionales Autoregresivos* (CAViaR, por sus siglas en ingles),

basados en los principios del método de regresión cuantílica propuestos por Koenker y Bassett (1978) para modelos de regresión estáticos y Koenker y Zhao (1996) para modelos Cuantil-ARCH. Dado que se está modelando directamente los cuantiles, se espera que el método CAViaR sea robusto a especificaciones del proceso de retornos, especialmente a cambios de régimen.

El método CAViaR consiste en lo siguiente: considere que $r_t = \mu_t + \varepsilon_t$ y sea $Q_t(\alpha)$ el α -cuantil correspondiente a la distribución condicional de ε_t dado el pasado, es decir I_{t-1} . Si la distribución condicional $r_t | I_{t-1}$ pertenece a la familia localización (Casella y Berger, 1990), entonces el VaR puede ser calculado como

$$\text{VaR}_t(\alpha) = \mu_t + Q_t(\alpha). \quad (8)$$

Para describir la evolución de $Q_t(\alpha)$, una especificación indicada por Engle y Manganelli (2004) es

$$Q_t(\alpha) = \beta_1 + \beta_2 Q_{t-1}(\alpha) + \beta_3 \max\{\varepsilon_{t-1}, 0\} + \beta_4 \max\{-\varepsilon_{t-1}, 0\}. \quad (9)$$

En este caso, el cuantil evoluciona como un modelo autoregresivo de primer orden (el cuantil del instante t depende del cuantil del periodo anterior), pero además depende también de las *noticias* del día previo, es decir ε_{t-1} . Nótese que esta configuración considera la característica estilizada de *leverage*, es decir, del efecto diferenciado de buenas y malas noticias, representados por los coeficientes β_3 y β_4 . Por este motivo, se dice que el modelo (9) es *asimétrico*. Y en el caso de que no exista *leverage* se podría trabajar con el proceso simétrico $Q_t(\alpha) = \beta_1 + \beta_2 Q_{t-1}(\alpha) + \beta_3 |\varepsilon_{t-1}|$.

Los parámetros de μ_t y los coeficientes β se estiman minimizando la siguiente expresión

$$\sum_t [\alpha - \mathbf{1}(r_t < \text{VaR}_t)] \cdot \mathbf{1}(r_t < \text{VaR}_t), \quad (10)$$

donde la función $\mathbf{1}(A)$ asume valor 1 si se cumple A , y es cero en otro caso. Engle y Manganelli (2004) muestran que los estimadores obtenidos tienen distribución asintótica normal.

3 RESULTADOS

En esta sección se ilustrará el cálculo de capital (patrimonio efectivo) mediante los tres métodos descritos en la sección anterior. Para los modelos internos el capital fue calculado como el VaR 99% para un día. En el Método Estándar el capital es expresado en unidades monetarias. Por este motivo, y con el objetivo de comparar los capitales de los tres métodos, se definió una medida de capital para el Método Estándar: la *Cobertura Método Estándar*. Los cálculos de capital fueron realizados en las series de pérdidas de seis portafolios construidos según lo descrito en la sección 1 y correspondientes al periodo 2008-II (ver el Cuadro 2 donde se detalla la composición de cada portafolio). Este periodo fue escogido por ser un periodo de estrés intenso luego de la quiebra del banco Lehman Brothers. Específicamente, fue calculado el capital en cada uno de los días del período comprendido entre el 1 de septiembre de 2008 y el 31 de diciembre de 2008 (82 días).⁹

El Método Estándar fue implementado de la siguiente manera. En primer lugar, se calcularon las series de patrimonio efectivo por riesgo de precio correspondientes a cada portafolio según lo descrito en la sección 2.1. En segundo lugar, con el fin de obtener un indicador comparable al VaR de los modelos

⁹ Note que para la aplicación del Método Estándar no se necesita información histórica anterior al período considerado, 2008-II. Sin embargo, la información histórica es necesaria para aplicar los modelos internos. En particular, para estimar adecuadamente el VaR con el método CAViaR se necesita información histórica considerable.

internos, se calculó la variable *cobertura método estándar* dividiendo el patrimonio efectivo vigente en el periodo t , obtenido en el paso anterior, entre el valor del portafolio al cierre del periodo $t-1$. De esta forma, la variable construida se puede interpretar como la máxima pérdida diaria (medida como porcentaje del último valor del portafolio) posible de ser cubierta con patrimonio efectivo calculado a través del Método Estándar.¹⁰

En el caso de los modelos internos, el método RiskmetricsTM fue implementado según lo descrito en la sección 2.2, pasos (a)-(c) considerando como valor inicial para la varianza condicional la varianza de las 20 observaciones anteriores al periodo de análisis. Para el método CAViaR se consideraron las ecuaciones (8) y (9). La muestra de 22 de enero de 2003 a 29 de agosto de 2008 fue utilizada para la estimación de los parámetros. Con estos parámetros estimados calculamos los VaR para el periodo de interés: 1 de septiembre a 31 de diciembre de 2008.

Los resultados en términos del número de veces que la pérdida observada fue mayor al VaR estimado, denominados número de *violaciones*, se muestran en el Cuadro 4. Como se puede apreciar, el Método Estándar fue capaz de cubrir todas las pérdidas y el método CAViaR presentó resultados satisfactorios. Comparado con este último, el desempeño del método RiskmetricsTM es peor, con porcentajes de violaciones mucho mayores al esperado, 1%, para varios portafolios.

En el Gráfico 3 (p. 60) se muestran las pérdidas en valores positivos y las ganancias en valores negativos, así como el cálculo de capital obtenido para cada método (cobertura en el caso del Método Estándar y los VaR para modelos internos). En este gráfico se puede apreciar que el patrimonio efectivo calculado por el Método Estándar es capaz de cubrir todas las pérdidas observadas en todos los portafolios a lo largo de todo el periodo analizado. En el caso de los modelos internos, se puede observar que la cobertura del método CAViaR es buena, y la de RiskmetricsTM razonable en periodos tranquilos. Además, se puede notar que en la mayoría de casos, el VaR de los modelos internos se encuentra por debajo de la cobertura del Método Estándar, soliendo resultar próximos en periodos tranquilos pero presentando diferencias importantes en varios periodos, especialmente de alta volatilidad.

Por otro lado, algo que también se puede notar en el Gráfico 3 (p. 60) es que, especialmente en los portafolios de regular y alto volumen (V1, V2) y de baja capitalización (C3), el VaR estimado a través del método CAViaR muestra mejor comportamiento que el VaR del método RiskmetricsTM, en el sentido de aumentar en periodos de mayor volatilidad y disminuir rápidamente en periodos relativamente tranquilos. En menor grado, esto sucede también en el caso de portafolios de bajo volumen (V3) y de alta y regular capitalización bursátil (C1, C2). Además, cabe destacar que en los casos de pérdidas extremas, el método

CUADRO 4. Evaluación de los métodos: Número de violaciones

Método	C1	C2	C3	V1	V2	V3
Método Estándar	0 (0.00%)	0 (0.00%)	0 (0.00%)	0 (0.00%)	0 (0.00%)	0 (0.00%)
Riskmetrics TM	4 (4.88%)	3 (3.66%)	3 (3.66%)	2 (2.44%)	4 (4.88%)	5 (6.10%)
CAViaR	0 (0.00%)	2 (2.44%)	0 (0.00%)	2 (2.44%)	1 (1.22%)	2 (4.40%)

NOTA: Entre paréntesis se presenta el número de violaciones como porcentaje del total de observaciones.

¹⁰ Por ejemplo, considere un portafolio de valores líquidos, cuyo valor razonable de posición nocial es 100 unidades monetarias (um) al cierre del mes de enero. El patrimonio efectivo por riesgo de precio para el mes de febrero será 10% de la suma de los valores absolutos de las posiciones (10 um), más $0.5 \cdot 10\%$ de la posición (5 um). Así, la cobertura del Método Estándar para el primer día de febrero es de $15 \text{ um} / 100 \text{ um} = 15\%$. Si al cierre del primer día de febrero, el valor del portafolio decrece a 95 um, en otras palabras experimenta una pérdida diaria de 5%, la cobertura del Método Estándar para el segundo día de febrero será $(15 \text{ um} / 95 \text{ um}) = 15.8\%$.

CAViaR muestra una cobertura más adecuada que el método Riskmetrics™, incluso durante periodos de pérdidas sucesivas. Ver, por ejemplo, la primera semana de octubre en V1, la tercera semana de octubre en V2, y la tercera semana de septiembre en C3. Ello, sumado a la mayor flexibilidad señalada en el párrafo anterior, sugiere que el método CAViaR es superior en desempeño frente al método Riskmetrics™.

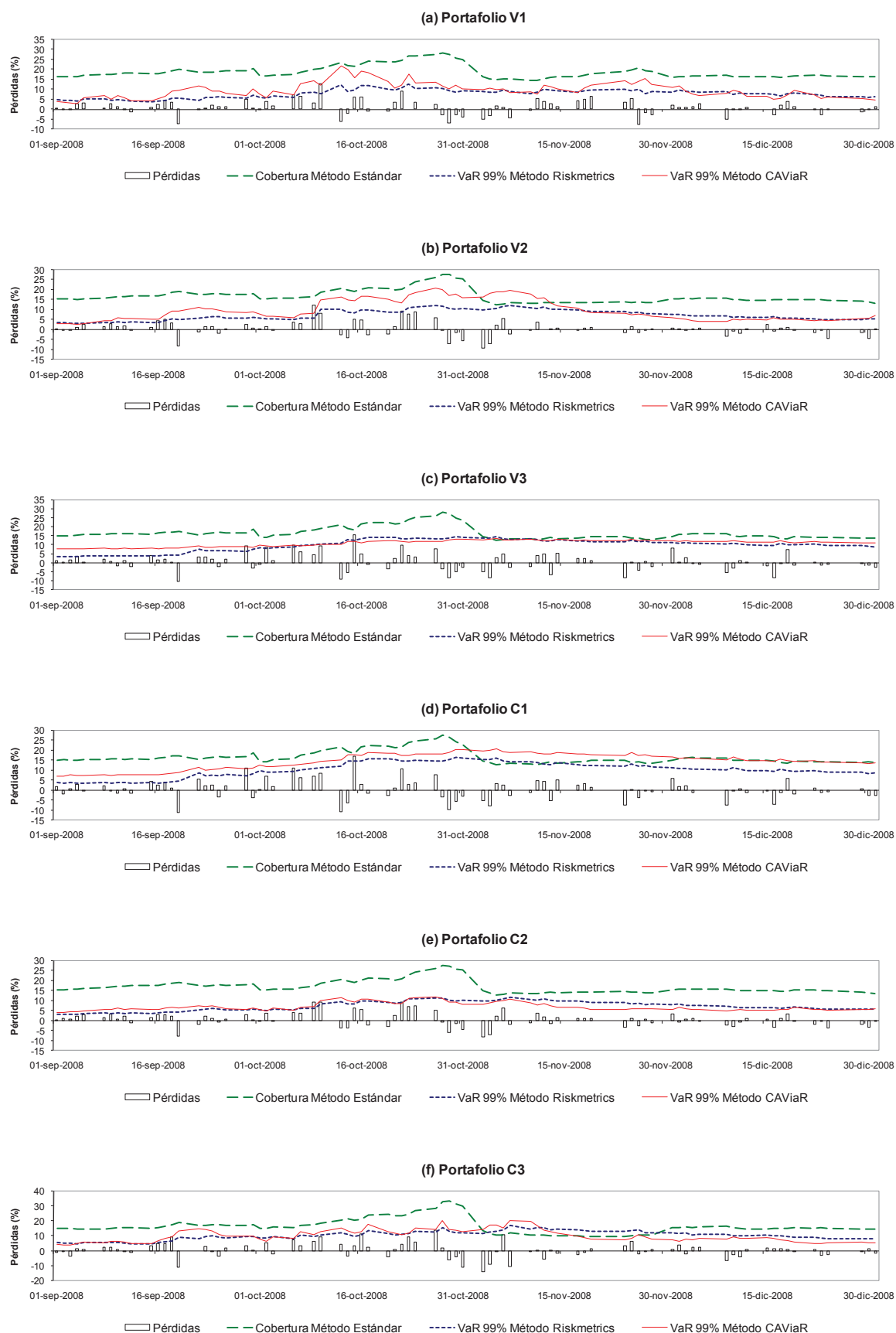
4 CONCLUSIONES

La estimación del capital para cubrir la exposición al riesgo de precio es una tarea de vital importancia para la solvencia y negocio de las instituciones financieras. En el presente trabajo se han evaluado y comparado tres métodos para el cálculo de este capital: el método Riskmetrics™, el método CAViaR de Engle y Manganelli (2004) y el método propuesto por la SBS denominado Método Estándar.

A partir de los resultados obtenidos, se pueden consignar las siguientes conclusiones. En primer lugar, el capital calculado utilizando el Método Estándar es capaz de cubrir las pérdidas más extremas, incluso durante periodos de estrés. En este sentido, este método cumple el papel principal para el cual fue diseñado. En segundo lugar, el VaR estimado a través del método CAViaR es muy flexible para acompañar los movimientos de pérdidas y ganancias. En los periodos de mayor estrés, inclusive con varias pérdidas sucesivas, este método se ha mostrado capaz de cubrir pérdidas satisfactoriamente (aunque no todas). Al mismo tiempo, en periodos de ganancias, el VaR estimado es menor comparado con el obtenido en los periodos de pérdidas. En tercer lugar, el VaR estimado mediante el método Riskmetrics™ presenta un desempeño razonable en varios periodos pero no es capaz de cubrir pérdidas extremas. Otra desventaja es que el VaR obtenido por este método aumenta innecesariamente en periodos de fuertes ganancias, lo cual es inherente al método. No obstante, durante periodos tranquilos, el método estima niveles de VaR adecuados, los cuales pueden llegar a ser inclusive menores que los producidos por CAViaR para varios portafolios. En cuarto lugar, para los portafolios considerados en este trabajo, se observan resultados diferentes en términos de capital requerido para varios periodos, con diferencias palpables entre el Método Estándar y los dos métodos de modelos internos. Esto hace patente la naturaleza de los métodos. Así, mientras que el cálculo de capital a través del Método Estándar se realiza ponderando las posiciones mantenidas por las instituciones utilizando una serie de parámetros previamente fijados por el ente supervisor (los cuales varían según el tipo de posición), en el caso de los métodos CAViaR y Riskmetrics™ en cambio, el capital se calcula directamente mediante la estimación del VaR utilizando técnicas estadísticas. De forma particular, el método Riskmetrics™ estima el VaR de manera indirecta a través de la modelación de la volatilidad mientras que el método CAViaR estima el VaR de manera directa mediante la modelación del percentil de interés.

Por otro lado, el Gráfico 3 muestra que el enfoque de modelos internos sugiere la posibilidad de calcular niveles de capital más bajos que los calculados por el Método Estándar para algunos portafolios y en periodos tranquilos, reduciendo así el costo de oportunidad de los requerimientos regulatorios. Sin embargo, antes de adoptar un determinado método, es necesario tener en cuenta lo siguiente. En primer lugar, es necesario investigar el desempeño de los VaR para diversos horizontes, por ejemplo, 10 días. En segundo lugar, el riesgo de precio es solo un componente del riesgo de mercado. Por lo tanto, para una adecuada gestión de riesgo es imprescindible calcular también el capital correspondiente a riesgo de tasas de interés, riesgo cambiario y riesgo de *commodities*. En este sentido, queda como estudio posterior hacer un análisis similar al realizado en este artículo incorporando todos los componentes de riesgo.

Finalmente, con relación a la implementación del método CAViaR, se enfatiza que para una estimación adecuada del VaR son necesarias varios cientos de observaciones. Además, es conveniente restimar los parámetros frecuentemente, por ejemplo cada 40 observaciones. Esto permitiría una actualización frecuente de la distribución de pérdidas.

GRÁFICO 3. Resultados para portafolios ordenados por volumen y capitalización

GLOSARIO

1. **Delta de una opción:** Sensibilidad en el valor razonable de una opción respecto a la variación en una unidad de valor razonable del activo subyacente.
2. **Gamma de una opción:** Variación del Delta de una opción respecto a la variación en una unidad del valor razonable del activo subyacente.
3. **Índices adecuadamente diversificados:** Índices especificados en el Anexo N° 6 de la Resolución. Para el caso peruano, solo se considera como índice adecuadamente diversificado al INCATRACK, el cual está asociado al Índice Nacional de Capitalización (INCA).
4. **Ley General:** Ley General del Sistema Financiero y del Sistema de Seguros y Orgánica de la Superintendencia de Banca y Seguros, Ley N° 26702 y sus modificatorias.
5. **Posición larga:** Posición que representa un derecho actual, futuro u opcional para la empresa.
6. **Posición corta:** Posición que representa una obligación actual, futura u opcional para la empresa.
7. **Posición bruta:** Suma de todas las posiciones largas y de todas las posiciones cortas.
8. **Posición neta:** Diferencia entre el total de posiciones largas y el total de posiciones cortas.
9. **Valores Líquidos:** Valores representativos de capital que individualmente formen parte de algún índice adecuadamente diversificado, de acuerdo con la lista señalada en el Anexo N° 6 de la Resolución.
10. **Valor razonable de una posición nocial en una acción:** Valor correspondiente a la cantidad de acciones poseídas multiplicado por su correspondiente precio de mercado.
11. **Valores representativos de capital:** Acciones que formen parte del Índice General de la Bolsa de Valores de Lima, y/o cuotas de participación en esquemas colectivos de inversión abiertos, cuyo fondo esté invertido por lo menos en un 70%, en valores representativos de capital.
12. **Vega de una opción:** Sensibilidad del precio de una opción ante variaciones en la volatilidad del precio del activo subyacente.
13. **Otros Valores:** Valores representativos de capital que individualmente no pertenezcan a algún índice adecuadamente diversificado, de acuerdo con la lista señalada en el Anexo N° 6 de la Resolución.

REFERENCIAS

- Alonso, J. C. y M. A. Arcos (2005), “Valor en riesgo: Evaluación del desempeño de diferentes metodologías para 7 países latinoamericanos”, Universidad Icesi, Colombia, mimeo.
- Bollerslev, T., R. F. Engle y D. B. Nelson (1994), “ARCH models”, en R. F. Engle y D. McFadden (eds.), *Handbook of Econometrics*, 4, Elsevier Science.
- Casella, G. y R. L. Berger (1990), *Statistical Inference*, Brooks/Cole Publishing Company.
- Chávez-Bedoya, L. y L. Rosales (2007), “Un enfoque no Gaussiano para el cálculo del valor en riesgo (VaR) en mercados ilíquidos”, *Revista de Temas Financieros*, 4 (1), SBS.
- Engle, R. F. (1982), “Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of the United Kingdom inflation”, *Econometrica*, 50(4), 987-1007.

- Engle, R. F. y S. Manganelli (2004), “CAViaR: Conditional autoregressive Value at Risk by regression quantiles”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 22(4), 367-381.
- Koenker, R. y G. Bassett (1978), “Regression quantiles”, *Econometrica*, 46(1), 33-50.
- Koenker, R. y Q. Zhao (1996), “Conditional quantile estimation and inference for ARCH models”, *Econometric Theory*, 12(5), 793-813.
- Kuester, K., S. Mittnik y M. Paolella (2006), “Value-at-Risk prediction: A comparison of alternative strategies”, *Journal of Financial Econometrics*, 4(1), 53-89.
- Lee, T., Y. Bao y B. Saltogu (2006), “Evaluating predictive performance of Value-at-Risk models in emerging markets: A reality check”, *Journal of Forecasting*, 25(2), 101-128.
- Lima, L. y B. Neri (2006), “Comparing Value-at-Risk methodologies”, *Brazilian Review of Econometrics*, 27(1), 1-25.
- Martin, M. (2005), “El Conditional Value at Risk en la gestión de carteras latinoamericanas”, *Revista de Temas Financieros*, 2(2), SBS.
- McNeil, A. J., R. Frey y P. Embrechts (2005), *Quantitative risk management: Concepts, techniques and tools*, Princeton University Press.
- Zevallos, M. (2008), “Estimación del riesgo bursátil peruano”, *Revista Economía PUCP*, 31(62), 109-126.