

Una aproximación a la demanda de los principales agregados monetarios en el Perú: junio 1991 - mayo 1997

Por: Zenón Quispe Misaico^{1/}

Para un adecuado diseño de la política monetaria, el Banco Central de Reserva requiere “información” sobre el comportamiento de los principales agentes económicos, con relación a su decisión de mantener saldos monetarios reales. La identificación de una demanda de dinero estable proporcionaría una valiosa guía para la programación monetaria, al permitir el establecimiento de metas intermedias y/o indicadores básicos para la evaluación de la política monetaria. El uso de los instrumentos de política monetaria para alcanzar las metas intermedias permitiría a su vez lograr la meta última de un Banco Central, cual es, la estabilidad de precios.

De allí la importancia para un Banco Central de identificar la demanda por dinero y evaluar la capacidad predictiva de esta demanda para la inflación. El objetivo del presente trabajo se centra en la primera parte, es decir la de identificar y evaluar la estabilidad de la demanda de los principales agregados monetarios en el Perú. Sin embargo, es ampliamente reconocido que la identificación de una demanda de dinero estable en un contexto de reformas estructurales y luego de haber experimentado un proceso hiperinflacionario, es una tarea especialmente difícil.

El presente artículo resume los resultados de la estimación de la demanda por los principales agregados monetarios en el Perú en el período comprendido entre junio 1991 y mayo 1997. Luego de un examen exhaus-

tivo de especificaciones alternativas para agregados monetarios de distintos grados de liquidez y para varios períodos muestrales se ha podido identificar al menos una relación de equilibrio de largo plazo para cada agregado monetario con relación a: el producto bruto interno (PBI), la tasa de interés de corto plazo, la inflación esperada y la devaluación real. Sin embargo, se observa inestabilidad de los coeficientes estimados, lo cual fue evaluado, en primer lugar, mediante especificaciones distintas para los indicadores del costo de oportunidad; y, en segundo lugar, mediante la búsqueda de algún punto de quiebre; como posibles causantes de la inestabilidad. Se ha podido identificar un punto de quiebre importante en julio 1994, que se debería a la profundización del proceso de remonetización de la economía durante 1994 en un contexto de reducción importante de la inflación desde 39 por ciento en 1993 a 15 por ciento en 1994. Las estimaciones corregidas por el punto de quiebre reducen la volatilidad de los errores. Los errores estimados se encuentran, a partir de 1995, dentro del rango de estabilidad, con excepción de la demanda por liquidez total, siendo los parámetros estimados de la demanda por circulante los que muestran la menor volatilidad respecto a los agregados monetarios más amplios. Ello sugiere la posibilidad del uso de este agregado como un buen indicador que facilitaría el diseño de la política monetaria y, en caso de tener buena capacidad predictiva para la inflación, podría constituirse en un objetivo intermedio de la política monetaria.

1/ Departamento de Análisis Macroeconómico. Las opiniones vertidas en este artículo no necesariamente representan la opinión del BCRP.

En la primera sección del trabajo se presenta los fundamentos de la política monetaria peruana implementada desde mediados de 1990, enfatizando los objetivos, los instrumentos y los indicadores de política monetaria. En la segunda sección se discute la especificación y estimación de la demanda por dinero de largo plazo, evaluando los efectos de la hiperinflación y de las reformas estructurales en la estabilidad de las funciones de demanda y la necesidad de elegir un período de análisis que evite dichos efectos. Dentro del período relevante de estudio, junio de 1991 a mayo de 1997, se analiza la estabilidad de distintas especificaciones de la demanda por dinero y se evalúa la posible existencia de puntos de quiebre. La tercera sección está dedicada a la dinámica de corto plazo de la demanda por dinero. La última sección presenta las principales conclusiones del trabajo.

I. Fundamentos de la política monetaria

A partir de 1990, las autoridades peruanas iniciaron un amplio programa de reformas económicas conducentes a alcanzar la estabilidad macroeconómica, condición necesaria para el crecimiento sostenido. En este contexto el diseño de la política monetaria fue modificado estableciendo como único objetivo la estabilidad de precios. El objetivo único fue incorporado en la Constitución de 1993 que también consagra la autonomía del Banco Central dentro del marco de su Ley Orgánica.

Este marco institucional ha permitido a la autoridad monetaria una mayor independencia en el uso de ins-

trumentos y ha facilitado el reemplazo de los instrumentos directos de control monetario por instrumentos indirectos, esto es, aquellos que afectan a todo el mercado y no generan incentivos o desincentivos a actividades económicas específicas. El manejo monetario de instrumentos indirectos se ha realizado en un contexto en que el mercado de dinero se ha visto influido por la liberalización del mercado financiero, la apertura de la cuenta de capitales, la libre tenencia de moneda extranjera y un proceso de innovación financiera que se ha acentuado los últimos años.

Para lograr la meta antiinflacionaria, pueden optarse mecanismos como la del anuncio explícito de la inflación objetivo, que dotado de un componente de credibilidad de los agentes económicos puede otorgar un margen de discrecionalidad a la política monetaria en el manejo de sus instrumentos operativos. Otro mecanismo puede ser el establecimiento de una variable económica como objetivo intermedio que pueda ser influenciada por el Banco Central a través de sus instrumentos operativos y que guarde estrecha relación con el objetivo final a través del gasto nominal de la economía. Finalmente, en caso de cierta inestabilidad de la variable identificada como objetivo intermedio, es importante el uso de indicadores que permitan anticipar los movimientos de dicha variable y rediseñar el manejo de los instrumentos operativos para alcanzar el objetivo final de estabilidad de precios^{2/ 3/}.

Control monetario en una economía dolarizada

El nivel de dolarización de los pasivos del sistema financiero peruano es significativo, alcanzando un nivel,

2/ Los instrumentos indirectos (compra de moneda extranjera en el mercado cambiario como mecanismo de inyección monetaria, operaciones de mercado abierto colocando certificados de depósito del Banco Central en el sistema financiero como mecanismo de retiros de excesos de dinero, operaciones REPO y operaciones SWAP como mecanismos que otorgan mayor liquidez a los certificados del Banco Central y a la posición de cambio de las entidades financieras, operaciones de redescuento como préstamos de última instancia) permitirían a través del mercado y con la ayuda de indicadores de posición de la política monetaria, alcanzar la meta intermedia o alcanzar alguna meta explícita de inflación, con la finalidad de cumplir con el objetivo final de estabilidad de precios.

3/ Los indicadores de la política monetaria permiten evaluar la posición de la política monetaria y, dada dicha posición, efectuar predicciones sobre la inflación que de alejarse del objetivo inicial permitan al Banco Central corregir el desvío. Los indicadores pueden ser los distintos agregados monetarios, variables de crédito, índices de producción industrial, tasas de interés, los precios al por mayor, precios de combustibles, entre otros.

a febrero de este año, de 64 por ciento. La primera interrogante que surge es respecto a la capacidad del Banco Central de controlar el gasto nominal de la economía cuando 2/3 de la liquidez está en dólares. La segunda inquietud es por qué se utiliza como objetivo intermedio un agregado monetario en moneda nacional en lugar de un agregado que incluya la moneda extranjera (como la liquidez total).

Al respecto, para responder a la pregunta de que si el Banco tiene la capacidad de afectar el gasto nominal de la economía a través de los agregados monetarios que controla e influye (esto es, los denominados en soles), es importante evaluar las velocidades de rotación (monto “cargado” a las cuentas bancarias sobre el saldo promedio mensual mantenido) relativas de las dos monedas. Así, por ejemplo si el dólar fuese sustituto del sol es de esperar que sus velocidades de circulación sean parecidas. Sin embargo, la evidencia muestra que los depósitos en moneda nacional rotan tres veces más que los depósitos en moneda extranjera ^{4/}. Ello se explicaría por las diferentes funciones que tendrían los agregados en moneda nacional (para transacciones) en relación a los agregados en moneda extranjera (como depósito de valor) y respaldaría el uso de agregados monetarios en soles como objetivo intermedio.

Otro tema relacionado a la elección de agregados en soles es que el objetivo intermedio debe poder ser influenciado por los instrumentos de la autoridad monetaria. No puede tomarse como objetivos intermedios a variables que no puedan ser controladas por el Banco Central. En el caso de los agregados en soles es evidente que a través de las operaciones de mercado abierto (OMA) se puede monitorear la oferta de moneda nacional. Sin embargo, el Banco no puede hacer OMAs en dólares debido a que la política monetaria se desarrolla en un contexto de libre movilidad de capitales. Los instrumentos que el Banco utiliza para tratar de controlar la oferta de dólares son los que afectan el encaje: la tasa marginal y la remunera-

ción al encaje adicional. Sin embargo no existen objetivos cuantitativos a la expansión de los depósitos en dólares.

Así el diseño de la política monetaria, tal como se mostraba anteriormente, parte en primer lugar de la definición de un objetivo de inflación. Dado este objetivo se estima el nivel de circulante consistente con este fin. Del objetivo intermedio a la emisión primaria se llega a través de estimaciones de la preferencia por circulante y del exceso de encaje estimado para los bancos. Las tasas de crecimiento de la emisión primaria así obtenidos sirven como punto de referencia para las operaciones del Banco. Un punto crucial de este mecanismo de transmisión es la estabilidad de la demanda del agregado monetario considerado como objetivo intermedio.

Las siguientes secciones del trabajo están dedicadas a la estimación de la demanda por dinero, en sus distintas definiciones, con el objetivo de identificar algún agregado monetario que podría ser utilizado como objetivo intermedio en el diseño de la política monetaria.

II. Demanda de largo plazo

La presente sección tiene dos objetivos principales:

- i. Evaluar la hipótesis de que el período hiperinflacionario y las reformas estructurales en el Perú han incorporado elementos de inestabilidad en la demanda por los principales agregados monetarios.
- ii. Estimar funciones de demanda por dinero evitando períodos en las que la evolución de la economía incorpora altos grados de inestabilidad. La estimación de funciones estables de demanda por dinero permitiría conocer elementos importantes para la implementación de la política monetaria actual.

4/ La diferencia se acentúa si se toma agregados monetarios en soles más estrechos. Así, los depósitos a la vista en moneda nacional tienen una velocidad de rotación 8 veces mayor a los depósitos en dólares.

Hiperinflación y Reformas Estructurales: Implicancias

Teóricamente se plantea la hipótesis de que tanto un proceso hiperinflacionario como de reformas estructurales que involucran al sistema financiero generan inestabilidad de la demanda por dinero. Un proceso hiperinflacionario es acompañado por alta variabilidad de los precios relativos, enviando señales erráticas a los agentes económicos en el proceso de toma de decisiones de mantener saldos monetarios reales. Adicionalmente, experiencias recientes de hiperinflación influyen sobre las expectativas inflacionarias del público sobreestimándola -una mayor inflación esperada implica mantener menores saldos monetarios para el período correspondiente-, la revisión de las expectativas sobre la base de tales discrepancias incorpora inestabilidad en la demanda por dinero.

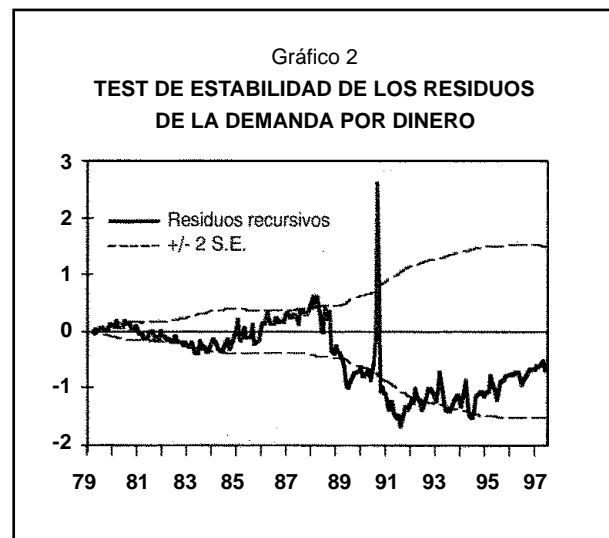
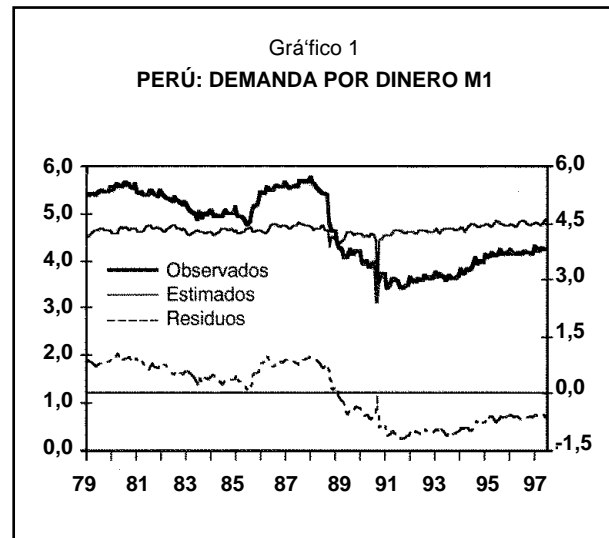
Las reformas estructurales, que involucran modificaciones de régimen cambiario, desmantelamiento de los controles cambiarios, financieros, y de capitales, permiten que los agentes económicos interactúen mediante mecanismos de libre mercado. Sin embargo, estas reformas implican un período de adecuación en cuyo proceso los agentes económicos toman decisiones influidos tanto por el régimen anterior como por el nuevo régimen, incorporando inestabilidad en la demanda por dinero.

Para identificar los efectos de períodos de hiperinflación y reformas estructurales sobre la demanda por dinero se considera el período enero 1979-mayo 1997. Sin embargo no existe información confiable de tasas de interés para dicho período, debido a restricciones en el sistema financiero, controles de tasas de interés, coeficientes de colocaciones intersectoriales, entre otros. Por ello, se considera a la inflación como la variable que represente el costo de oportunidad de mantener saldos monetarios.

$$\text{Log}(m_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{log}(PBIr_t) + \alpha_2 \pi_t + \epsilon_t \quad (1)$$

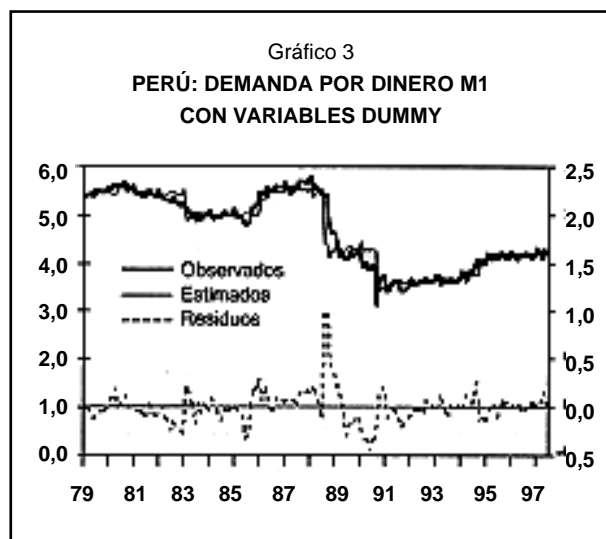
- m_t : Cantidad nominal deseada del agregado monetario,
- $PBIr_t$: Nivel del producto bruto interno real (PBI real a precios de 1979),
- π_t : Tasa de inflación.

La información utilizada es M1 (circulante + depósitos vista). Los datos mensuales son fin de período desde enero 1979. Las variables explicativas son el PBI real y la tasa de inflación.



En el gráfico 1, la demanda por M1 estimada muestra, con relación a los datos observados, una desviación negativa persistente entre 1979 y 1988 y positiva desde 1989 a la fecha. Este resultado inicial implicaría, entre otros, problemas de estabilidad del modelo. El gráfico 2 resume el test de estabilidad de residuos recursivos. Desde inicios de 1988 los residuos son muy volátiles y se encuentran fuera del rango de estabilidad. El test identifica el inicio del proceso de

estabilización económica en agosto de 1990 con un pico muy pronunciado, y en adelante se mantiene la volatilidad de los residuos y su permanencia fuera del rango aceptable.



La mayor volatilidad de los residuos y su permanencia fuera del rango aceptable de estabilidad coincide con períodos como la crisis de la deuda (1979-81), Controles rigurosos en el sistema financiero (1985-1990), hiperinflación (1988-1990) y del proceso de reformas estructurales en la economía peruana (1991- a la fecha). Una forma de verificar si estos factores han influido sobre la demanda por dinero es incorporar variables dummy (variables cualitativas para cada evento), que asigna la unidad para los meses correspondientes al desarrollo de los eventos que generan las distorsiones y ceros al resto del período muestral, para cada caso. En el gráfico 3 la demanda por dinero estimada con la incorporación de las variables dummy muestra menor sesgo de estimación. Este resultado sugiere que tanto el proceso hiperinflacionario como el proceso de reformas estructurales incorporan elementos de inestabilidad a la demanda por dinero.

Demanda de los Principales Agregados Monetarios: 1991-1997

Una condición inicial para identificar una demanda por dinero estable es la de encontrar relaciones de equilibrio de largo plazo entre el agregado monetario y las variables tanto de escala como de costo de oportunidad. Esta búsqueda puede efectuarse, tratando de evitar los elementos de inestabilidad que puedan incorporar los períodos de crisis de la deuda externa (1979-1981), controles rigurosos en el sistema financiero (1985-1990), hiperinflación (1988-1990) y reformas estructurales. Otro elemento importante a considerar es la disponibilidad de información mensual promedio para efectuar las estimaciones. En tal sentido, elegimos el período junio 1991-mayo 1997, por ser posterior al período hiperinflacionario y al inicio de la mayor parte de las reformas estructurales, principalmente en el ámbito financiero ^{5/}. La desregulación del sistema financiero y la adopción de un régimen cambiario flexible permiten, para este período, contar con información confiable sobre las tasas de interés tanto en moneda nacional cuanto en moneda extranjera y de la devaluación. Adicionalmente, en este período, el Banco Central ha mejorado sustancialmente la recopilación diaria de información de los principales agregados monetarios lo cual permite contar con datos promedios mensuales.

La necesidad de evaluar en forma permanente la implementación de la política monetaria a través del seguimiento mensual de la programación monetaria exige una periodicidad mensual en la evaluación de las variables involucradas en la estimación de la demanda por dinero. Asimismo, se consideran los promedios del período de las variables involucradas en las estimaciones debido a que creemos que reflejan mejor el comportamiento promedio de los agentes económicos y por tanto se esperaría una conexión más estrecha

5/ En este período de análisis se acude a un proceso de incorporación y generalización de innovaciones financieras iniciados a mediados de los años 80 con la introducción de los primeros cajeros automáticos y mayores ofertas de tarjetas de crédito. Este proceso continúa, tal es el caso de las innovaciones en el sistema de pagos durante los últimos dos años por la generalización del depósito de las remuneraciones en cuentas bancarias. Es evidente que este proceso podría incorporar elementos adicionales de inestabilidad en la demanda por dinero. En el presente trabajo asumimos que este proceso se desarrolla en forma regular en todo el período de análisis lo cual nos permitiría evaluar otras posibles fuentes de inestabilidad.

entre éstas y otras variables macroeconómicas como la demanda agregada y la inflación.

Orden de integración de las variables

Es necesario que las variables involucradas en las estimaciones tengan un comportamiento estable y que las irregularidades transitorias se ajusten a su media. En tal sentido, usando los tests Augmented Dickey-Fuller y Phillips-Perron se identifica el orden de integración de las variables. Los resultados muestran que todos los agregados monetarios y el PBI real son integrados de grado uno y estacionarios en primeras diferencias, lo cual permitiría buscar relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables involucradas en las estimaciones en forma no restringida. Por otro lado, todos los

indicadores de costo de oportunidad del dinero (tasas de interés pasiva en moneda nacional y en moneda extranjera, variación del IPC próximos 12 meses -indicador de la inflación esperada-) son estacionarias. Sin embargo, la tasa de devaluación esperada tiene raíz unitaria y es estacionaria en primeras diferencias.

La identificación de relaciones de equilibrio de largo plazo entre la oferta de los distintos agregados monetarios y las principales variables que identifican su demanda se efectúa mediante el análisis de cointegración. El método utilizado para el análisis de cointegración es el de Johansen, teniendo cuidado en utilizar el rezago óptimo para efectos de aplicación del test ^{6/}. El análisis de cointegración se ha efectuado entre el logaritmo de

Cuadro 1
TEST DE RAIZ UNITARIA

Variable	Niveles		Primeras diferencias	
	Dickey-Fuller	Phillips-Perron	Dickey-Fuller	Phillips-Perron
Log(CIRR)(i)	-1,517793	-1,108544	-6,021081	-11,14190
Log(DINR)(i)	-1,245076	-0,527585	-4,967635	-9,919507
Log(LMNR)(i)	-0,512992	-0,438526	-3,789800	-7,605107
Log(LIQTR)(i)	-1,380523	-0,834167	-5,445002	-5,371990
Log(PBIr)(i)	-0,643430	-0,988791	-6,543158	-7,306945
TIPMN(i)		-6,215446	-10,70469	
TIPMEX(i)	-2,924850	-3,652878		
TIPMNRA(t,i)	-3,434815	-6,339792		
TIPMEXn(i)	-4,617895	-5,394344		
TIPMEXnr(i)	-5,748139	-6,109917		
INFA(i)	-3,307425	-4,998010		
INFAE(i)	(2r) -2,715029	-4,829693		
DEVAE(i)	-2,123238	-1,076506	-3,600623	-4,730271
Valores críticos	1%	-3,528100	-3,529700	-3,525300
	5%	-2,904200	-2,902300	-2,902900
	10%	-2,589200	-2,588200	-2,588600

6/ El rezago óptimo se obtuvo a través de iteraciones desde uno hasta doce rezagos para cada grupo de variables evaluadas, observando los criterios de Akaike y de Schwarz. Es necesario precisar que el criterio de Schwarz busca optimizar el número de rezagos con el menor número de variables explicativas posibles, mientras que el criterio de Akaike busca optimizar la capacidad predictiva del modelo a través de la identificación de un rezago óptimo sin preocuparle el número de variables explicativas. No se ha podido determinar un rezago óptimo para el análisis de cointegración entre los distintos agregados monetarios y las variables de escala e indicadores de costo de oportunidad debido al reducido tamaño muestral. Los criterios de Akaike y Schwarz, anexo 6, identificaban más de un vector de cointegración para cada rezago utilizado e indicaban que los vectores cointegrantes mejoraban al ampliarse la muestra, la búsqueda se interrumpió al evaluar el rezago 12 debido a la falta de grados de libertad. Por consiguiente hemos elegido un rezago de 12 meses para esta evaluación. (circulante, dinero, liquidez en moneda nacional y liquidez total).

los distintos agregados monetarios reales, el logaritmo del producto bruto interno real, y los distintos indicadores de costo de oportunidad y la inflación.

Especificación

Comúnmente se señala que los agentes económicos mantienen saldos monetarios para efectuar sus transacciones, para acumular riqueza, como activo líquido para aprovechar oportunidades rentables inmediatas, entre otras razones. En el presente trabajo se considera al PBI real como variable de escala indicador de las transacciones y la riqueza de los agentes económicos, y a la tasa de interés o rendimiento de un activo cuyo grado de liquidez se aproxime al del agregado monetario en estudio, como indicador del costo de oportunidad del dinero. La tasa de interés nominal contiene información tanto de la inflación esperada de los agentes económicos, cuanto del rendimiento real de los activos ^{7/}.

$$\text{Log}(m_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Log}(PBIr_t) + \alpha_2 i_t + \epsilon_t \quad (2)$$

i_t : Tasa de interés nominal.

Estimaciones

Las tres primeras columnas de los anexos 1 (I), 2 (V), 3 (IX) y 4 (XIII) muestran los resultados de las estima-

ciones de la demanda por saldos reales de los principales agregados monetarios (circulante, dinero M1, liquidez en moneda nacional y liquidez en moneda extranjera) de acuerdo a la especificación definida en la ecuación (2) para tres tamaños muestrales distintos. Una primera observación es que si bien para los períodos de estimación desde junio 1991 y desde junio 1992 el PBI real y la TIPMN explican aproximadamente el 80 por ciento del valor estimado de los distintos agregados monetarios, sin embargo, para el período de estimación desde enero 1994 este porcentaje se reduce en promedio al 35 por ciento.

Los parámetros estimados muestran signos que ratifican la relación positiva de la demanda por dinero con el nivel de ingreso real, y la relación negativa con la tasa de interés, con excepción de la liquidez total en el período enero 1994-mayo 1997. Asimismo, se observa que la elasticidad ingreso de la demanda es relativamente mayor cuando el agregado monetario es más amplio. En algunos casos dicha elasticidad es mayor que uno, resultado común en economías que acuden a un proceso de remonetización.

Otra observación importante es que si bien la elasticidad ingreso de la demanda por los saldos reales de los principales agregados monetarios fluctúa en promedio alrededor de la unidad, sin embargo, la variabilidad es muy alta. De otro lado, el comportamiento de la semielasticidad tasa de interés es mucho más volátil

Cuadro 2						
ELASTICIDADES DE LA DEMANDA POR DINERO						
	Elasticidad ingreso			Semielasticidad tasa de interés		
	91:06-97:05	92:06-97:05	94:01-97:05	91:06-97:05	92:06-97:05	94:01-97:05
Circulante	1,1648	0,8539	0,8335	-0,6405	-1,9602	n.s.
Dinero M1	1,4945	0,9231	0,8919	-0,7164	-2,9898	n.s.
Liquidez MN	1,9235	1,0032	0,9604	-0,6241	-4,1092	n.s.
Liquidez total	1,8283	1,2668	1,3375	-1,0500	-3,1300	0,8900
n.s.: no significativo.						

7/ En el anexo 7 se formula la derivación de la demanda por dinero de un agente representativo que maximiza su utilidad intertemporal.

para todos los casos, sin una tendencia promedio. Sólo en el caso del período de análisis más amplio (junio 1991-mayo 1997) la semielasticidad tasa de interés promedio fluctúa alrededor de 0,5.

De acuerdo a las pruebas de estabilidad por el método de residuos recursivos, todas las estimaciones de largo plazo de las demandas por los principales agregados monetarios tienen rangos que se ubican fuera del margen aceptable de estabilidad y los coeficientes estimados son muy volátiles. Para distintos tamaños de muestra y/o especificaciones, el criterio de estabilidad exige que los parámetros estimados tengan un mínimo grado de variabilidad entre ellos. Esta condición no se cumple para un parámetro fundamental como es la elasticidad ingreso de la demanda por dinero. La variabilidad de los coeficientes estimados serían indicios de errores de especificación o existencia de puntos de quiebre dentro del período de estudio.

¿Errores de especificación?

Para evaluar si son errores de especificación los que incorporan inestabilidad a los parámetros estimados de la demanda por los principales agregados monetarios se modifican las ecuaciones estimadas mediante la desagregación de la tasa de interés nominal en sus componentes de rendimiento real de los activos financieros e inflación esperada, o mediante la incorporación de nuevos indicadores de costo de oportunidad que incorporen la posibilidad de manejo de portafolio en distintas unidades monetarias.

Es importante incorporar la tasa de inflación esperada como un indicador de costo de oportunidad de mantener saldos monetarios. Sin embargo, existe un comportamiento lineal paralelo entre la tasa de interés y la tasa de inflación, por lo que para evitar esta colinealidad se considera la tasa de interés en términos reales y la tasa

EL COSTO DE OPORTUNIDAD DE MANTENER SALDOS MONETARIOS

El indicador de costo de oportunidad de mantener saldos monetarios reales puede variar de acuerdo al agregado monetario analizado. Así, mantener saldos reales de circulante o de dinero M1 (circulante más depósitos a la vista) tendría como costo de oportunidad a la tasa de interés del ahorro en moneda nacional, ahorro cuyo grado de liquidez es cercano al de dichos agregados monetarios. En el caso de la demanda por la liquidez en moneda nacional los posibles indicadores del costo de oportunidad podrían ser: el rendimiento de los activos financieros denominados en moneda nacional no incluidos en este concepto de liquidez, el diferencial entre la tasa de interés pasiva en moneda extranjera (TIPMEX) ajustada por la devaluación corriente con respecto a la tasa de interés pasiva en moneda nacional (TIPMN), el rendimiento de títulos y valores con igual grado de liquidez, entre otros.

Cabe señalar que la TIPMN podría no ser un buen indicador del costo de oportunidad de la liquidez en moneda nacional, debido a que pueden conducir a resultados ambiguos en cuanto a su interrelación, con parámetros cuyos signos dependerán de la importancia relativa de los efectos ingreso y sustitución tanto entre los agregados que forman parte de la liquidez en moneda nacional cuanto con respecto a los agregados monetarios no incluidos. Así, un aumento en la TIPMN, manteniéndose inalterada la TIPMEX ajustada por la devaluación, podría inducir a los agentes económicos a trasladar depósitos en moneda extranjera hacia depósitos en moneda nacional, lo cual implicaría una relación positiva entre la liquidez en moneda nacional y la TIPMN. Por otro lado, al elevarse la TIPMN, los agentes podrían trasladar, luego de evaluar sus costos transaccionales, circulante y/o depósitos a la vista en moneda nacional hacia depósitos de ahorro y/o depósitos a plazo en moneda nacional, esta operación no sería, en el agregado, una simple recomposición de portafolio debido a la diferencia en las velocidades de rotación respectivas y al perfil temporal del efecto multiplicador del incremento de los depósitos.

de inflación esperada como indicadores del costo de oportunidad.

$$\text{Log}(m_t)\beta_0 + \beta_1 \log(PBIR_t) + \beta_2 \frac{1+i_t}{1+\pi^e} + \beta_3 \pi^e + \epsilon_t \quad (3)$$

En una economía dolarizada, la demanda por dinero en moneda nacional tendría como costo de oportunidad adicional a la tasa de devaluación, debido a que los agentes económicos tendrían la opción de elegir entre mantener saldos monetarios en moneda nacional o en moneda extranjera. Así:

$$\begin{aligned} \text{Log}(m_t) = & \beta_0 + \beta_1 \log(PBIR_t) \\ & + \beta_2 \frac{1+i_t}{1+\pi^e} + \beta_3 \frac{1+e_t}{1+\pi^e} + \beta_4 \pi^e + \epsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

Finalmente, la tasa de interés de depósitos en moneda extranjera, ajustada por la tasa de devaluación y deducida la tasa de interés en moneda nacional debe formar parte del costo de oportunidad de mantener saldos monetarios o depósitos en moneda nacional, principalmente cuando se está estimando la demanda por la liquidez en moneda nacional. Cabe precisar que cuando se estima la demanda por liquidez total, la variable que mantendría el carácter de costo de oportunidad sería la tasa de inflación esperada, mientras que los otros indicadores son rendimientos de activos que forman parte de la liquidez total, por lo que los signos esperados de los parámetros estimados correspondientes serían ambiguos. Las estimaciones en base a estas especificacio-

nes, columnas 7, 8 y 9 de los anexos 1 (III), 2 (VII), 3 (XI) y 4 (XV), muestran persistencia de inestabilidad de los parámetros.

$$\begin{aligned} \text{Log}(m_t)\beta_0 + \beta_1 \log(PBIR_t) + \beta_2 \frac{1+i_t}{1+\pi^e} \\ + \beta_3 \frac{1+e_t}{1+\pi^e} + \beta_4 \frac{(1+i_t^*) * (1+e_t)}{1+i_t} + \beta_5 \pi^e + \epsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

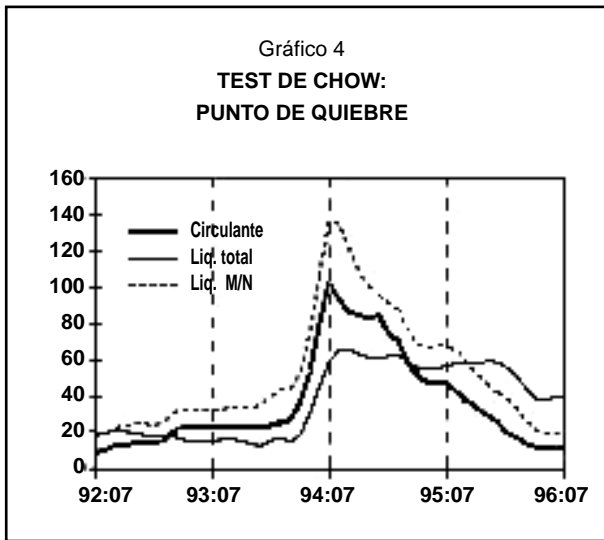
Punto de quiebre

En la subsección anterior, para evaluar el posible problema de especificación se han incorporado variables adicionales, principalmente de costo de oportunidad, sin embargo hay persistencia de inestabilidad de los parámetros estimados de la demanda por saldos reales de los principales agregados monetario. Además, la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo (cointegración) entre la oferta monetaria y los principales determinantes de la demanda de dinero sugiere que no habrían problemas de especificación o éstos no serían la causa de la inestabilidad de los parámetros. Es, pues, necesario evaluar la hipótesis de algún punto de quiebre importante en la tendencia de los agregados monetarios.

Para verificar la posibilidad de la existencia de puntos de quiebre se ha implementado el Test de Chow. Este mecanismo consiste en la aplicación de la prueba esta-

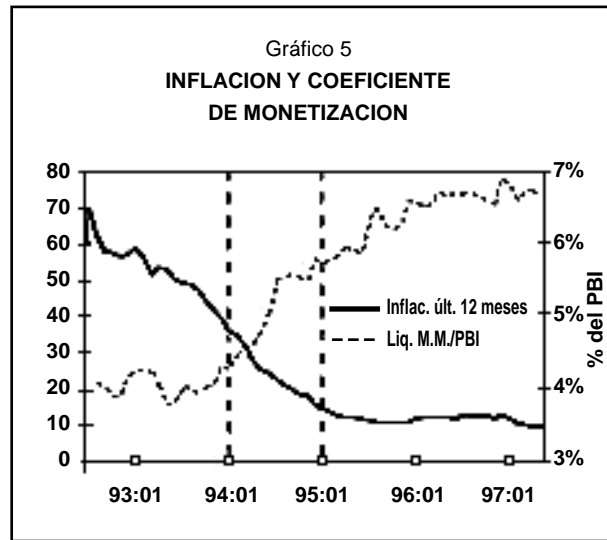
Cuadro 3									
ELASTICIDADES DE LA DEMANDA POR DINERO									
	Elasticidad ingreso			Semielasticidad tasa de interés real			Semielasticidad inflación		
	91:06-97:05	92:06-97:05	94:01-97:05	91:06-97:05	92:06-97:05	94:01-97:05	91:06-97:05	92:06-97:05	94:01-97:05
Circulante	1,1566	0,8368	0,4156	n.s.	n.s.	0,0406	-0,2175	-0,4058	-2,5619
Dinero M1	1,4959	0,9190	0,5367	n.s.	n.s.	0,0341	-0,2332	-1,1253	-2,2090
Liquidez MN	1,8490	1,4931	0,9705	n.s.	n.s.	n.s.	-0,2529	-0,6342	-3,3008
Liquidez total	1,5923	1,3980	0,9879	n.s.	n.s.	0,0607	-0,4500	-0,6200	n.s.

n.s.: no significativo



dística F para cada punto de análisis entre julio de 1992 y julio de 1996 y la estimación del ratio de máxima verosimilitud para cada caso. En el gráfico 4 se puede observar que desde abril de 1994 hay indicios de puntos de quiebre en los saldos reales mantenidos como circulante por parte del público, en julio de 1994 la evidencia estadística muestra un significativo punto de quiebre. Del mismo modo, la liquidez en moneda nacional muestra también el quiebre más importante en julio de 1994. Sin embargo, en el caso de la liquidez total el quiebre ocurre en setiembre de 1994. El ratio de máxima verosimilitud para el caso de la liquidez total mantiene, en promedio, la magnitud alcanzada entre julio y setiembre de 1994 hasta julio de 1995. Este comportamiento sería consecuencia del alto incremento de la liquidez en moneda extranjera, acompañado de alta variabilidad, durante este período.

Una posible explicación a este quiebre (positivo) de la demanda por saldos reales de circulante es el proceso de remonetización de la economía que en 1994 se habría profundizado. Esta evolución puede observarse en el gráfico 5 en el cual el coeficiente de monetización, medido por el ratio entre la liquidez en moneda nacional y el PBI, muestra a partir de 1994 una clara tendencia creciente. Esta mayor preferencia del público por mantener más dinero como proporción de sus volúmenes transados puede ser explicado por la estabilidad macroeconómica que alcanzaba el Perú y que se manifestó claramente durante 1994, como puede apreciarse



en la clara tendencia decreciente de la tasa de inflación.

Punto de quiebre e inestabilidad de los parámetros de la demanda por dinero

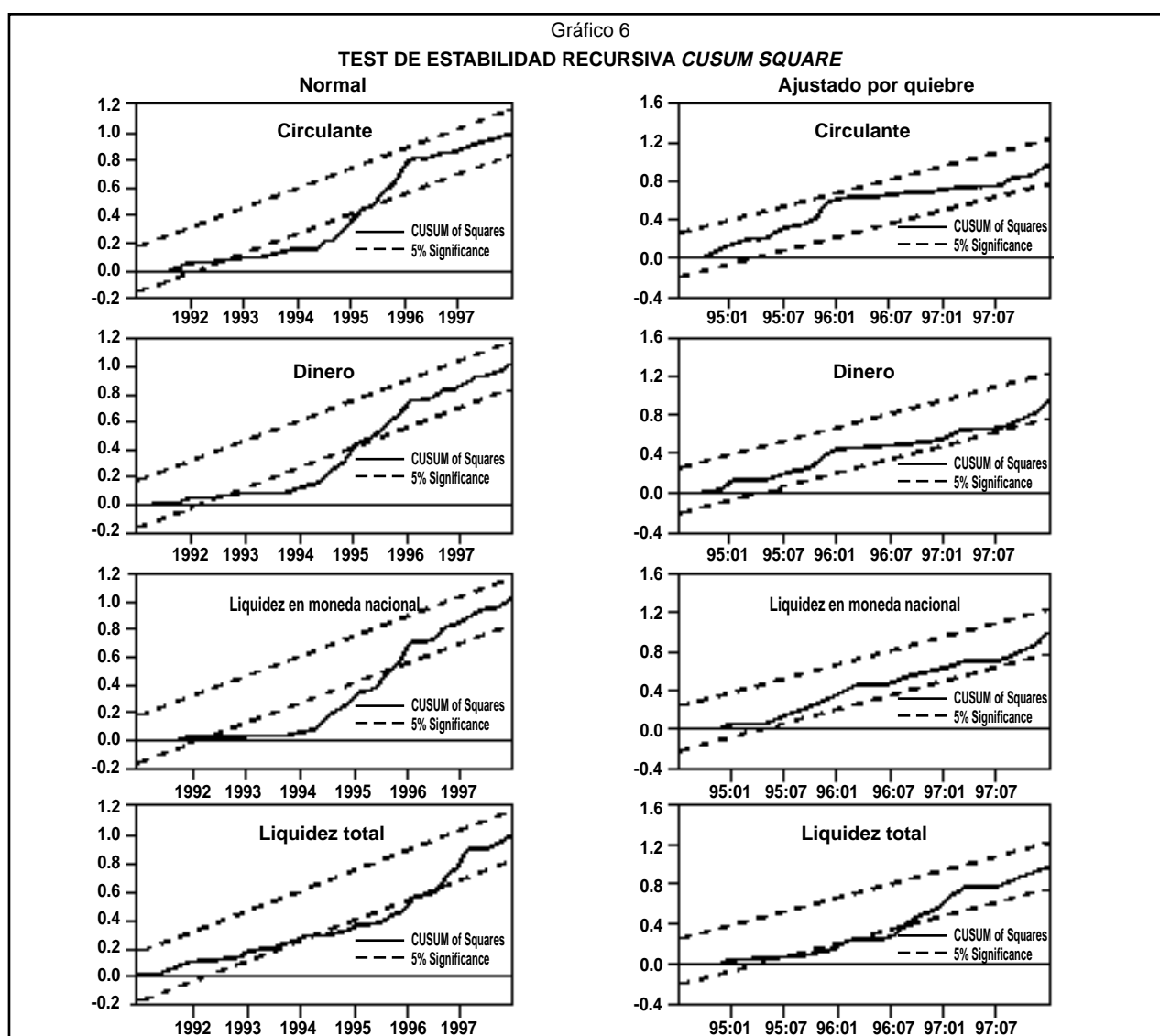
El quiebre en la tendencia de los agregados monetarios sería el principal factor que genera inestabilidad de los parámetros estimados de la demanda por dinero. Una forma de verificar esta hipótesis sería la de incorporar una variable dummy, evaluando el carácter del mismo. Es decir, ¿es permanente el incremento en el saldo real de los principales agregados monetarios a partir de julio de 1994?, luego del quiebre positivo, ¿se mantiene la tendencia inicial de los agregados monetarios o hay también un cambio de tendencia?

Una primera prueba es la de incorporar la variable dummy desde julio de 1994 hasta el final del período de análisis, lo cual, en teoría, implica que se asume que el quiebre es permanente sin cambio de tendencia. Las columnas 4, 5 y 6 para el caso de la especificación de la ecuación (2) y las columnas 10, 11 y 12 para el caso de la ecuación (5), de los anexos 1, 2, 3 y 4 muestran los resultados de las estimaciones para los distintos agregados monetarios con la inclusión de variables dummy que identifican el punto de quiebre (dum4), la estacionalidad del mes de julio (dum1) y del mes de diciembre (dum2).

El grado de adecuación de los datos a la especificación de los modelos estimados de demanda por dinero mejora en forma sustancial, principalmente por la incorporación de la variable dummy que identifica el punto de quiebre sin cambio de tendencia. En promedio, el coeficiente de determinación pasa de un 65 por ciento al 91 por ciento. Asimismo las estimaciones para distintos períodos muestrales reproducen parámetros cuyo rango de variabilidad es mucho menor y podrían considerarse como no discrepantes entre ellas, principalmente en el caso de la elasticidad ingreso de la demanda por dinero.

Otro resultado interesante de la incorporación de la variable dummy que identifica el punto de quiebre es la reducción de la elasticidad ingreso de la demanda

por dinero a un promedio aproximado de 0,9. Este resultado sería razonable cuando el quiebre resulta de un proceso de remonetización de la economía. La mejoría en la estabilidad de la demanda por los principales agregados monetarios estimada y corregida por el quiebre puede visualizarse en el gráfico 6: la primera columna de gráficos muestra que el error estimado de la demanda de todos los agregados monetarios se encuentra fuera del rango de estabilidad (al 5 por ciento de confiabilidad), esta tendencia se corrige al incorporar el ajuste por el quiebre (segunda columna de gráficos), pudiendo observarse que los errores estimados se encuentran a partir de 1995 dentro del rango de estabilidad con excepción de la demanda por liquidez total en el que persiste la inestabilidad.



Cuadro 4
COEFICIENTE DE VARIABILIDAD

	Sistema		Elast. Ingreso		Semi-elast.tasa de interés	
	normal	quiebre corregido	normal	quiebre corregido	normal	quiebre corregido
Circulante	0,2792	0,1482	0,6441	0,0433	0,2032	0,0177
Dinero M1	0,3353	0,1647	0,5881	0,0438	0,2599	0,0071
Liquidez MN	0,5943	0,3937	0,9550	0,0250	0,3567	0,0340
Liquidez total	0,3727	0,2125	0,7065	0,0427	0,3320	0,0171

La identificación del punto de quiebre en julio de 1994 y su corrección mediante la incorporación de una variable dummy nos permite encontrar funciones de demanda por dinero menos inestables para los distintos agregados monetarios. En el siguiente cuadro se puede observar que el coeficiente de variabilidad de los errores estándar es menor, para cada caso analizado, cuando se incorpora la variable dummy de ajuste por el quiebre de la demanda por los distintos agregados monetarios. Particularmente, la demanda por circulante en moneda nacional tiene mejores estadísticos que indican menor inestabilidad en comparación con los otros agregados monetarios.

El coeficiente de variabilidad de los errores estándar estimados mediante el método de residuos recursivos es menor, como sistema integral, en el caso de la demanda por circulante en comparación con los mayores agregados monetarios tanto para el sistema sin corrección por el quiebre como para el sistema con corrección mediante la incorporación de una variable dummy.

III. Dinámica de corto plazo

Es importante distinguir el largo plazo del corto plazo al estimar la demanda por dinero, principalmente en economías en las que si bien existen mercados con perfecta flexibilidad de precios y tasas de interés, la información es imperfecta. Así, la demanda por dinero de corto plazo representaría el proceso de ajuste de los

agentes económicos hacia el equilibrio de largo plazo, en respuesta a shocks o perturbaciones de corto plazo que no pudieron ser corregidos inmediatamente.

En el presente trabajo, para la identificación de la demanda por dinero tanto de largo plazo como de corto plazo se aplican técnicas econométricas que permitan identificar relaciones de equilibrio de largo plazo entre la oferta monetaria y la demanda por los agregados monetarios identificada por sus variables explicativas (cointegración) y una especificación dinámica en la cual una proporción de la desviación de los saldos monetarios que los agentes mantienen en un período con respecto a la relación de largo plazo se corrige en el período siguiente (corrección de errores).

La especificación de la relación de equilibrio de largo plazo entre la oferta y la demanda por dinero sería:

$$\text{Log}(m_t^s) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Log}(PBIr_t) + \alpha_2 i_t + \epsilon_t \quad (1)$$

La especificación de corto plazo sería:

$$\begin{aligned} \Delta \log(m_t^s) = & \beta + \beta_1 u_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_{2j} \Delta \log(m_{t-j}^s) \\ & + \sum_{j=1}^n \beta_{3j} \Delta \log(PBI_{t-j}) + \sum_{j=1}^p \beta_{4j} \Delta(i_{t-j}) + \epsilon_t \quad (2) \end{aligned}$$

Esto implica que en un principio se estime la relación de largo plazo entre la oferta y la demanda por dinero y, en una segunda etapa, se estima la dinámica de corto plazo por corrección de errores considerando los tér-

minos de perturbación de la estimación de largo plazo como variable explicativa. En general, la especificación de la demanda por dinero de corto plazo por el método de corrección de errores es presentada de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \Delta \log(m_t^s) = & \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} \Delta \log(m_{t-j}^s) \\ & + \sum_{j=1}^n \beta_{2j} \Delta \log(PBIR_{t-j}) + \sum_{j=1}^p \beta_{3j} \Delta(i_{t-j}) \\ & + \Gamma[\log(m_{t-1}^s) - \delta \log(PBIR_{t-1}) - \phi i_{t-1}] + \rho_t \quad (3) \end{aligned}$$

La expresión $\Gamma[\log(m_{t-1}^s) - \delta \log(PBIR_{t-1}) - \phi i_{t-1}]$, con $\Gamma < 0$ para la estabilidad dinámica, refleja el ajuste en el período t de la proporción Γ de las desviaciones de la relación de largo plazo en el período $t-1$.

El sistema de ecuaciones simultáneas

Es importante señalar que los desequilibrios en el mercado monetario (i.e. exceso de oferta) no solamente se corrigen por ajustes en los saldos monetarios mantenidos, sino también por ajustes en la demanda debido a un mayor producto o menores tasas de interés. En tal sentido todas las variables involucradas en el sistema son endógenas en conjunto por lo que se requiere una especificación de ecuaciones simultáneas para la estimación de la demanda de corto plazo. Por ello, se efectúan regresiones bajo el sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas para las estimaciones de corto plazo. El sistema de ecuaciones simultáneas a ser estimado es:

$$\begin{aligned} \Delta \log(m_t^s) = & \beta_0 + \beta_1 u_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_{2j} \Delta \log(m_{t-j}^s) \\ & + \sum_{j=0}^n \beta_{3j} \Delta \log(PBIR_{t-j}) + \sum_{j=0}^p \beta_{4j} \Delta(i_{t-j}) + \epsilon_t \quad (4) \\ \Delta \log(PBIR_t) = & \rho_0 + \rho_1 u_{t-1} + \sum_{j=0}^n \rho_{2j} \Delta \log(m_{t-j}^s) \\ & + \sum_{j=1}^k \rho_{3j} \Delta \log(PBIR_{t-j}) + \sum_{j=0}^p \rho_{4j} \Delta(i_{t-j}) + \eta_t \quad (5) \\ \Delta i_t = & \delta_0 + \delta_1 u_{t-1} + \sum_{j=0}^p \delta_{2j} \Delta \log(m_{t-j}^s) \end{aligned}$$

$$+ \sum_{j=1} \delta_{3j} \Delta \log(PBIR_{t-j}) + \sum_{j=1} \beta_{4j} \Delta \log(i_{t-j}) + v_t \quad (6)$$

En las estimaciones de la demanda de dinero de corto plazo (anexo 5), el reducido tamaño de la muestra y la necesidad de trabajar en base a variaciones y con rezagos han generado problemas de grados de libertad disminuyendo la precisión de las estimaciones. Este problema se agudiza cuando se hacen las estimaciones utilizando el método de ecuaciones simultáneas que implica un mayor número de variables explicativas. Sin embargo, debido a que casi todos los indicadores de costo de oportunidad de la demanda por dinero y la tasa de inflación son estacionarios, estos pueden ser incorporados en las estimaciones por corrección de errores como variables exógenas no siendo necesaria su diferenciación.

Las estimaciones de corto plazo permite cuantificar la dinámica de ajuste de los desequilibrios de corto plazo al equilibrio de largo plazo. En el siguiente cuadro, la dinámica de corto plazo muestra que los agentes económicos ajustan el 85 por ciento de la desviación del equilibrio de largo plazo de su demanda por saldos reales de circulante en el período siguiente al del desequilibrio. El porcentaje de ajuste se va reduciendo a medida que se evalúa un agregado monetario mayor, consistente con el mayor grado de liquidez de estos últimos. El porcentaje de ajuste para el caso de la liquidez total es del 4 por ciento.

Una deducción interesante de estos resultados es que los desequilibrios entre la oferta y demanda por saldos reales del circulante se ajustan al equilibrio de largo plazo en aproximadamente un mes, mientras que en el caso de la liquidez real total el ajuste es en aproximadamente dos años. Estos resultados pueden ser interpretados como el reflejo del manejo de portafolio de los agentes económicos en función al grado de liquidez de los activos financieros utilizados tanto para sus transacciones corrientes cuanto como reserva de valor. Esto es, un desequilibrio en el mercado de los activos más líquidos son ajustados más rápidamente para evitar los costos sean de iliquidez o de mantener excesos no remunera-

Cuadro 5
AJUSTE DE LOS DESEQUILIBRIOS MONETARIOS

	Porcentaje de ajuste en t+1	R2	R2 ajustado	Log Likelihood
Circulante	85,4 %	97,1 %	93,3 %	335,2
Dinero (M1)	63,0 %	92,9 %	84,7 %	311,2
Liquidez en moneda nacional	31,6 %	92,0 %	79,0 %	345,9
Liquidez total	4,0 %	61,5 %	46,9 %	328,5

dos.

IV. Conclusiones

1. En el presente trabajo se han podido identificar más de una relación de equilibrio de largo plazo entre los agregados monetarios y los principales determinantes de su demanda.
2. En las estimaciones normales de la demanda por dinero, para distintos períodos muestrales y sin considerar quiebres por cambios estructurales de ninguna índole, la elasticidad ingreso se aproxima, en promedio, a la unidad, y la semielasticidad de la tasa de interés se aproxima en promedio a 0,5. Sin embargo, dichos parámetros son muy sensibles a pequeños cambios de tamaño de muestra y de especificación.
3. El estudio muestra que la inestabilidad de los parámetros estimados de la demanda por saldos monetarios reales sería debido a un quiebre muy importante, sin cambio de tendencia, durante 1994 (especialmente en el mes de julio). Este quiebre sería consecuencia del proceso de remonetización de la economía que se habría profundizado durante 1994 debido, principalmente, a los bajos niveles de inflación y la consolidación de la estabilidad macroeconómica.
4. Ajustando por el punto de quiebre se observa que los errores estimados se encuentran, a partir de 1995, dentro del rango de estabilidad, con excepción de la demanda por liquidez total. La demanda por circulante en moneda nacional tiene mejores estadísticos que indican menor volatilidad de parámetros estimados en comparación con los otros agregados monetarios.
5. La variabilidad de los errores estándar tanto de las elasticidades ingreso cuanto de las semielasticidades tasa de interés de la demanda por los principales agregados monetarios se reducen significativamente al ajustar las estimaciones por el quiebre en 1994.
6. La dinámica de corto plazo es distinta de acuerdo al agregado monetario. Esto es, los desequilibrios en el mercado de los activos más líquidos se ajustan rápidamente a diferencia de los activos menos líquidos (un mes para el caso del circulante real y 24 meses para el caso de la liquidez total).
7. Los resultados del presente trabajo muestran que el circulante es el agregado monetario de menor volatilidad de parámetros, su uso como indicador facilita significativamente el diseño de la política monetaria. Para el posible uso de esta variable como objetivo intermedio de la política monetaria sólo quedaría evaluar su capacidad predictiva para

la inflación.

Bibliografía

Boughton, James. 1992. International Comparisons of Money Demand: A Review Essay. IMF Working Papers WP/92/7. IMF.

Herrera, O & R. Vergara. 1992. "Estabilidad de la Demanda de Dinero, Cointegración y Política Monetaria". *Cuadernos de Economía* 86. Chile.

Lucas, Robert Jr. 1988. "Money Demand in The United States: A Quantitative Review". Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy

29. North Holland.

McCallum, B.T. (1989). *Monetary economics: Theory and Policy*. New York. Macmillan.

Quiroz, Jorge. 1992. Una Demanda por Dinero Mensual para Chile enero 1983-agosto 1992. ILADES. Chile.

Taylor, M & K. Phylaktis. 1991. "The Demand for Money During High Inflation Episodes: Some Latin American Evidence on the Cagan Model". IMF Working Papers WP/91/48. IMF.

Anexos

Anexo 1												
ESTIMACIÓN DE LA DEMANDA POR CIRCULANTE REAL, JUNIO 1991- MAYO 1997												
	I			II			III			IV		
	91:06-97:05	92:06-97:05	94:01-97:05	91:06-97:05	92:06-97:05	94:01-97:05	91:06-97:05	92:06-97:05	94:01-97:05	91:06-97:05	92:06-97:05	94:01-97:05
C	-2,9849			4,5086	3,7962	4,4813	-2,9491			4,6512	3,7962	
	(-2,8253)			(5,2157)	(4,2268)	(4,6047)	(-2,6196)			(4,8776)	(4,2268)	
log(PBIr)	1,1648	0,8539	0,8335	0,3170	0,3876	0,2780	1,1566	0,8368	0,4156	0,6257	0,3876	0,2919
	(10,0831)	(180,5719)	(434,3254)	(3,2959)	(3,8658)	(2,5631)	(9,3667)	(333,7554)	(2,7542)	(3,3630)	(3,8658)	(3,2326)
tipmn	-0,6405	-1,9602		-0,5218		3,068						
	(-5,3228)	(-6,0106)		(-7,2983)		(3,7961)						
tipmnr									0,0406	-0,0056		0,0451
									(2,9151)	(-3,2717)		(2,4820)
diftipnx									0,0653			0,0285
									4,7446			(3,0525)
devar									-0,0686	-0,0003		-0,0294
									(-4,6301)	(-1,6278)		(-2,9384)
infa							-0,2175	-0,4058	-2,5619	0,3274		1,3722
							(-5,0202)	(-5,0870)	(-3,4081)	(-6,0514)		(2,6260)
dum1				0,0833	0,0696	0,1085				0,0793	0,0696	0,0972
				(3,0072)	(2,3203)	(3,3168)				(2,6887)	(2,3203)	(3,2376)
dum2				0,0780	0,0714	0,0999				0,3129	0,0714	0,1078
				(2,9710)	(2,4210)	(3,1018)				(11,6313)	(2,4210)	(3,2601)
dum4				0,2973	0,3146	0,3323				0,0621	0,3146	0,2601
				(12,0068)	(12,4185)	(11,2723)				(2,2002)	(12,4185)	(7,6570)
R2	0,7992	0,7378	0,3277	0,9388	0,9159	0,8714	0,7883	0,7058	0,6365	0,9338	0,9152	0,8840
R2 adj.	0,7933	0,7333	0,3277	0,9341	0,9081	0,8530	0,7822	0,7007	0,5961	0,9264	0,9091	0,8594

Anexo 2												
ESTIMACIÓN DE LA DEMANDA POR M1 REAL, JUNIO 1991-MAYO1997												
	V			VI			VII			VIII		
	91:06-97:05	92:06-97:05	94:01-97:05	91:06-97:05	92:06-97:05	94:01-97:05	91:06-97:05	92:06-97:05	94:01-97:05	91:06-97:05	92:06-97:05	94:01-97:05
C	-5,4685			2,6062	2,8592	3,9893	-5,5253			2,5863	2,4397	
	(-4,7010)			(2,7237)	(2,5583)	(4,2373)	(-3,0628)			(2,5295)	(2,2073)	
log(PBI894)	1,4945	0,9231	0,8919	0,5806	0,5609	0,3876	1,4959	0,9190	0,5367	0,6345	0,5966	0,4585
	(11,7450)	(189,8047)	(463,8709)	(5,4526)	(4,6275)	(3,6943)	(9,1156)	(67,1120)	(3,3469)	(5,4982)	(4,8975)	(5,8596)
tipmn	-0,7164	-2,9898		-0,5536	-0,9391	3,2687						
	(-5,4067)	(-8,9142)		(-6,9953)	(-2,3260)	(4,1805)						
tipmnra									0,0341	-0,0045		0,0340
									(2,3015)	(-2,3592)		(5,2339)
diftipnx									0,0069	0,0540	-0,0003	
									(1,8174)	(3,6917)	(-2,3450)	
devar									-0,0088	-0,0562		
									(-1,7992)	(-3,5694)		
infa							-0,2332	-1,1253	-2,2090	-0,3067	-0,1429	2,7627
							(-5,1413)	(-3,9235)	(-2,7654)	(-5,1684)	(-1,7611)	(5,2413)
dummy 1				0,0521		0,0744						0,0744
				(1,7002)		(2,3511)						(2,2448)
dummy 2				0,0490		0,0793						0,0787
				(1,6856)		(2,5438)						(2,4131)
dummy 4				0,3301	0,3018	0,3411				0,3288	0,3187	0,3246
				(12,0437)	(9,4510)	(11,9590)				(11,2069)	(10,4825)	(10,7530)
R2	0,8131	0,8132	0,3736	0,9486	0,9280	0,8882	0,8225	0,7815	0,6189	0,9420	0,9252	0,8777
R2 adj.	0,8098	0,8067	0,3736	0,9447	0,9242	0,8723	0,8173	0,7698	0,5765	0,9375	0,9212	0,8602

Anexo 3												
ESTIMACIÓN DE LA DEMANDA POR LIQUIDEZ REAL EN MONEDA NACIONAL, JUNIO 1991-MAYO 1997												
	IX			X			XI			XII		
	91:06-97:05	92:06-97:05	94:01-97:05	91:06-97:05	92:06-97:05	94:01-97:05	91:06-97:05	92:06-97:05	94:01-97:05	91:06-97:05	92:06-97:05	94:01-97:05
C	-8,7817						-8,1312	-4,8197				
	(-5,6638)						(-5,2126)	(-2,1998)				
log(PBI894)	1,9235	1,0032	0,9604	0,9259	0,9198	0,8612	1,8490	1,4931	0,9705	0,9249	0,9258	0,4605
	(11,3459)	(148,6992)	(354,7472)	(304,0635)	(446,5240)	(56,1486)	(10,8070)	(6,2613)	(3,5184)	(350,9616)	(207,8713)	(3,9700)
tipmn	-0,6241	-4,1092		-0,3296		5,4057						
	(-3,5335)	(-8,8317)		(-3,3595)		(4,5773)						
tipmnra												0,0391
												(4,0504)
diftipnx									0,0344			
									(2,2821)			
devar									-0,0337			
									(-2,1030)			
infa							-0,2529	-0,6342	-3,3008	-0,1328	-0,1462	3,0386
							(-4,2135)	(-3,8416)	(-2,6177)	(-3,89252)	(-1,5234)	(3,8940)
dummy 4				0,4043	0,4288	0,4434				0,3959	0,3889	0,4266
				(15,8360)	(17,2653)	(11,0855)				(15,1095)	(10,8359)	(9,4477)
R2	0,7960	0,7819	0,3405	0,9360	0,9167	0,8492	0,8063	0,7743	0,5377	0,9373	0,9200	0,8379
R2 adj.	0,7900	0,7782	0,3405	0,9341	0,9153	0,8412	0,8007	0,7664	0,5002	0,9351	0,9172	0,8247

Anexo 4												
ESTIMACIÓN DE LA DEMANDA POR LIQUIDEZ TOTAL REAL, JUNIO 1991 - MAYO 1997												
	XIII			XIV			XV			XVI		
	91:06-97:05	92:06-97:05	94:01-97:05	91:06-97:05	92:06-97:05	94:01-97:05	91:06-97:05	92:06-97:05	94:01-97:05	91:06-97:05	92:06-97:05	94:01-97:05
C	-6,7800	-1,4205	-2,4609	0,1495	1,4523	2,3740	-4,6084	-2,8650	-5,3902	1,1062	1,5580	-5,0993
	(-4,7008)	(-0,6650)	(-0,9354)	(0,0939)	(0,7686)	(1,4254)	(-2,7801)	(-1,4399)	(-1,6278)	(0,6671)	(0,8653)	(-2,2575)
log(PBI894)	1,8283	1,2668	1,3375	1,0434	0,9098	0,6994	1,5923	1,3980	0,9879	0,9414	0,8865	0,7156
	(11,5933)	(5,5597)	(4,7129)	(5,8929)	(4,4391)	(3,7820)	(8,8357)	(6,4553)	(3,4286)	(5,1251)	(4,4675)	(3,7030)
tipmn	-1,0500	-3,1300	0,8900	-0,8700	-1,4000	7,3700						
	(-6,3924)	(-4,4856)	(0,4530)	(-6,4735)	(-2,0530)	(5,2639)						
tipmnra									0,0607			0,0747
									(2,1381)			(5,3562)
diftipnx									0,0534			
									(1,9592)			
devar							-0,0006		-0,0548	-0,0007		
							(-1,9746)		(-1,8673)	(-2,1148)		
infa							-0,4500	-0,6200		-0,3400	-0,3400	6,0600
							(-6,5119)	(-4,1497)		(-6,8737)	(-2,5373)	(5,1360)
dummy 4				0,2949	0,2669	0,4247				0,2888	0,2743	0,3976
				(6,3035)	(4,9442)	(8,4059)				(6,0423)	(5,5384)	(7,7448)
R2	0,8439	0,7984	0,3696	0,9020	0,8597	0,7833	0,8479	0,7905	0,5070	0,9034	0,8647	0,7896
R2 adj.	0,8393	0,7913	0,3364	0,8976	0,8522	0,7658	0,8410	0,7832	0,4522	0,8976	0,8574	0,7662

Anexo 5
**ESTIMACIÓN DE CORTO PLAZO DE LA DEMANDA DE LOS AGREGADOS
 MONETARIOS POR CORRECCIÓN DE ERRORES, JUNIO 1991 - MAYO 1997**

Ec. de cointegración	Circulante		Dinero (M1)		Liquidez M/N		Liquidez total	
	Log(cirr(-1))		Log(dinr(-1))		Log(lmnr(-1))		Log(liqtr(-1))	
log(PBI894(-1))	1,1883	14,7915	1,8578	13,7673	1,1102	2,6563	3,7134	5,8594
C	-3,2780		-8,8518		-1,4865		-24,0035	
Corrección de errores	D(log(cirr))		D(log(dinr))		D(log(lmnr))		D(log(liqtr))	
CointEq1	-0,8540	-10,8344	-0,6298	-6,6025	-0,3157	-5,7666	-0,0398	-3,5138
D(log(am(-1)))	0,1254	1,4298	0,1475	1,6095	0,2227	2,0671	-0,0231	-0,1980
D(log(am(-2)))	0,1914	2,5565	-0,0740	-0,7821	-0,2963	-2,5034		
D(log(am(-3)))	0,1343	1,7196	0,3210	3,1796	0,4191	3,2837		
D(log(am(-4)))	-0,1567	-2,2769	-0,0820	-0,8202	0,0141	0,1128		
D(log(am(-5)))	-0,0986	-1,2255	-0,0504	-0,5226	-0,1214	-0,9266		
D(log(am(-6)))	-0,0522	-0,6559	0,1134	1,1898	-0,1872	-1,5221		
D(log(am(-7)))	0,1275	1,6823	0,0397	0,4254	0,3394	2,8902		
D(log(am(-8)))	0,1852	2,8575			-0,3401	-2,5850		
D(log(am(-9)))	0,4119	5,3426	0,2620	2,6736	0,1624	1,2923		
D(log(am(-10)))	0,4729	5,9857	0,1899	2,0325	0,1453	1,2844	0,0433	0,4818
D(log(am(-11)))			-0,2876	-3,3233	-0,3689	-2,9521		
D(log(am(-12)))	0,5470	7,1247	0,3917	4,5915	-0,0113	-0,1145	-0,2736	-2,5030
D(log(pbi894(-1)))	-0,7986	-5,7448	-0,9155	-5,8392	-0,3451	-3,0796	-0,1960	-5,2453
D(log(pbi894(-2)))	-1,0007	-7,1339	-0,9332	-5,4514	-0,2942	-2,4586		
D(log(pbi894(-3)))	-0,5558	-5,2106	-0,7566	-4,8312	-0,1060	-0,8820		
D(log(pbi894(-4)))	-0,6639	-5,0688	-0,5556	-4,1101	-0,1669	-1,3482		
D(log(pbi894(-5)))	-0,7065	-6,1684	-0,6512	-5,1962	-0,2690	-2,3177		
D(log(pbi894(-6)))	-0,4376	-4,4885	-0,4304	-4,0955	-0,2657	-2,1576		
D(log(pbi894(-7)))	-0,2780	-2,7979	-0,3025	-2,2838	-0,1775	-1,5180		
D(log(pbi894(-8)))	0,0918	0,9020			-0,0441	-0,3686		
D(log(pbi894(-9)))	-0,0895	-0,9446	-0,0923	-0,8526	-0,0832	-0,6579		
D(log(pbi894(-10)))	-0,1493	-1,4306	-0,2774	-2,7164	-0,3265	-3,1188	-0,0919	-3,0403
D(log(pbi894(-11)))			0,2011	2,1588	-0,0445	-0,4079		
D(log(pbi894(-12)))	0,0731	0,7187	0,0432	0,4486	-0,0225	-0,2299	0,0195	0,4943
tipmnra(-6)	0,0014	2,8537			0,0039	3,1453	0,0017	2,4730
tipmnra(-7)	0,0017	3,5306					0,0019	3,1059
tipmnra(-8)			0,0022	3,8596	0,0023	3,4469		
tipmnra(-9)					-0,0018	-3,0240	-0,0012	-3,9270
tipmnra(-11)	0,0028	5,9193						
devar(-1)			0,0006	4,1129	0,0004	3,2285	0,0001	2,2528
devar(-2)			-0,0006	-4,0360			-0,0002	-2,7372
devar(-3)					0,0002	2,3454		
devar(-4)	0,0003	3,6583						
devar(-9)	0,0002	2,2306						
devar(-10)			0,0010	2,3148				
devar(-12)	-0,0001	-2,0702	-0,0004	-5,0781	0,0010	1,7066		
diftipnx(-2)	-0,0002	-2,4402			-0,0003	-3,6206		
diftipnx(-6)	0,0002	2,9660						
diftipnx(-10)			-0,0009	-2,6781			-0,0001	-1,8426
diftipnx(-11)	-0,0001	-2,7194						
diftipnx(-12)					-0,0010	-2,1242		
infa(-1)					-0,0010	-3,4650		
infa(-8)	-0,0005	-2,6099						
infa(-6)					0,0010	1,7229	0,0009	2,6773
infa(-7)							0,0011	3,4793
infa(-12)					-0,0006	-2,7576	-0,0002	-2,8014
C			-0,1421	-2,5142	-0,3719	-2,5270	-0,2408	-3,4955
R2	0,9713		0,9287		0,9203		0,6154	
R2 adj.	0,9333		0,8469		0,7898		0,4689	

Anexo 6												
TEST DE COINTEGRACIÓN DE LOS AGREGADOS MONETARIOS CON RESPECTO AL PBI Y TIPMN												
	sin considerar el punto de quiebre						considerando el punto de quiebre (dummy)					
	Eigen value	Likeli-ratio	Log. Likelihood	Akaike IC	Schwarz criteria	ecuaciones de cointegración	Eigen value	Likelihood ratio	Log. Likelihood	Akaike IC	Schwarz criteria	ecuaciones de cointegración
Circulante	0,2737	26,8643	337,8605	-15,9226	-11,5531	2	0,5269	55,8775	337,5359	-16,1183	-11,9619	1
Dinero	0,2495	19,7820	317,0620	-15,2054	-10,8359	2	0,4153	38,9418	315,5763	-15,3611	-11,2047	1
liquidez MN	0,1819	15,4269	344,2422	-16,1427	-11,7731	2	0,4598	45,9235	343,8047	-16,3345	-12,1781	1
liquidez total	0,2298	15,1816	393,9241	-17,8558	-13,4863	2	0,2518	18,5024	401,6372	-18,1218	-13,7523	2
El número de rezagos es de 12 meses						Valores críticos para el Likelihood ratio			5%		1%	
									15,4100		20,0400	

Anexo 7
DERIVACION DE LA DEMANDA POR DINERO

De acuerdo al escenario intertemporal de decisión de los agentes económicos, siguiendo los esquemas planteados por McCallum (1989), Lucas (1988), etc.; y con el objetivo de simplificación, suponemos una economía monetaria en el cual los individuos viven dos períodos. Los ingresos reales (y_1) generados en el primer período son utilizados para el consumo real (c_1), para mantener saldos monetarios nominales en moneda nacional (M_1) y en moneda extranjera (M_1^*) y para adquirir un portafolio de activos financieros denominados en moneda nacional y en moneda extranjera (B_1 y B_1^*) cuyas tasas de interés son (R_1 y R_1^*). En el segundo período, la riqueza acumulada [conformada por el ingreso real generado en el segundo período (y_2) y los activos monetarios y financieros provenientes del primer período] son utilizados, totalmente, para el consumo real (c_2). (P_1) es el nivel de precios, (E_1) es el tipo de cambio nominal, (e_1) es la tasa de devaluación nominal, (ρ) es la participación del activo en moneda nacional en el portafolio de activos del individuo, donde ($0 < \rho < 1$), (β) es el factor subjetivo de actualización de la utilidad. Los individuos maximizan su utilidad intertemporal:

$$Max V = u[c_1, m_1, (E_1/P_1)M_1^*] + \beta u[c_2] \tag{1}$$

Sujeto a:

$$P_1 y_1 = P_1 c_1 + M_1 + E_1 M_1^* + B_1^\rho (E_1 B_1^*)^{(1-\rho)} \tag{2}$$

$$P_2 y_2 + M_1 + E_2 M_1^* + [B_1(1+R_1)]^\rho [E_2 B_1^*(1+R_1^*)]^{(1-\rho)} = P_2 c_2 \tag{3}$$

Como se puede observar en la ecuación (1), asumimos que los individuos obtienen utilidad del consumo y de mantener saldos monetarios reales en moneda nacional y en moneda extranjera. De (3):

$$B_1^\rho (E_1 B_1^*)^{(1-\rho)} = (1+R_1)^\rho [(E_2/E_1)(1+R_1^*)]^{(1-\rho)} [P_2(c_2 - y_2) - M_1 - E_2 M_1^*] \tag{4}$$

Reemplazando (4) en (2) y resolviendo tendremos:

$$0 = P_1(c_1 - y_1) + M_1 + E_1 M_1^* + (1+R_1)^\rho [(E_2/E_1)(1+R_1^*)]^{(1-\rho)} [P_2(c_2 - y_2) - M_1 - E_2 M_1^*] \tag{5}$$

La ecuación de Lagrange para la optimización será:

$$\mathcal{L} = u[c_1, m_1, (E_1/P_1)M_1^*] + \beta u[c_2] - \lambda \{ P_1(c_1 - y_1) + M_1 + E_1 M_1^* + (1+R_1)^\rho [(E_2/E_1)(1+R_1^*)]^{(1-\rho)} [P_2(c_2 - y_2) - M_1 - E_2 M_1^*] \} \tag{6}$$

Las condiciones de primer orden serán:

$$\partial \mathcal{L} / \partial c_1 = u_1[c_1, m_1, (E_1/P_1)M_1^*] - \lambda P_1 = 0 \tag{7}$$

$$\partial \mathcal{L} / \partial M_1 = u_2[c_1, m_1, (E_1/P_1)M_1^*] (1/P_1) - \lambda + \lambda (1+R_1)^\rho [(E_2/E_1)(1+R_1^*)]^{(1-\rho)} = 0 \tag{8}$$

$$\partial \mathcal{L} / \partial M_1^* = u_3[c_1, m_1, (E_1/P_1)M_1^*] (E_1/P_1) - \lambda E_1 + \lambda E_2 (1+R_1^*)^\rho [(E_2/E_1)(1+R_1^*)]^{(1-\rho)} = 0 \tag{9}$$

Finalmente una condición suficiente para la derivación de la demanda por dinero será:

$$u_2[c_1, m_1, (E_1/P_1)M_1^*]/u_1[c_1, m_1, (E_1/P_1)M_1^*] = \{1 - (1+R_1)^{-\rho}\} [(E_2/E_1)(1+R_1^*)]^{(\rho-1)} \quad (10)$$

Esto permitirá: $m^d = m^d(c, R, R^*, e)$ donde $\partial m/\partial c > 0$, $\partial m/\partial R < 0$, $\partial m/\partial R^* < 0$, $\partial m/\partial e < 0$

Ejemplo: Considerando una función de utilidad definida como:

$$u = c_1^\gamma m_1^\delta [(E_1/P_1)M_1^*]^{(1-\delta)} \quad (11)$$

$$\partial u/\partial c_1 = \gamma c_1^{\gamma-1} m_1^\delta [(E_1/P_1)M_1^*]^{(1-\delta)} \quad (12)$$

$$\partial u/\partial m_1 = \delta c_1^\gamma m_1^{\delta-1} [(E_1/P_1)M_1^*]^{(1-\delta)} \quad (13)$$

$$(\partial u/\partial m_1)/(\partial u/\partial c_1) = (\delta/\gamma) c_1 / m_1 \quad (14)$$

igualando (14) con (10) tendremos:

$$(\delta/\gamma) c_1 / m_1 = \{1 - (1+R_1)^{-\rho}\} [(E_2/E_1)(1+R_1^*)]^{(\rho-1)}$$

finalmente:

$$m_1^d = (\delta/\gamma) c_1 (1+R_1)^\rho [(E_2/E_1)(1+R_1^*)]^{(\rho-1)} / \{ (1+R_1)^\rho [(E_2/E_1)(1+R_1^*)]^{(\rho-1)} - 1 \} \quad (15)$$

Asumiendo, para la economía en conjunto, que hay una relación lineal entre el consumo y el ingreso nacional a través de la propensión marginal a consumir (a), $c_1 = ay_1$ tendremos:

$$m_1^d = (\delta/\gamma) ay_1 (1+R_1)^\rho [(1+e_2)(1+R_1^*)]^{(\rho-1)} / \{ (1+R_1)^\rho [(1+e_2)(1+R_1^*)]^{(\rho-1)} - 1 \} \quad (16)$$

Donde $\partial m/\partial y > 0$, $\partial m/\partial R < 0$, $\partial m/\partial R^* < 0$, $\partial m/\partial e < 0$

Aplicando logaritmos y efectuando transformaciones apropiadas en los indicadores de costo de oportunidad (la tasa de interés nominal contiene información sobre el rendimiento real de los activos y sobre la inflación esperada, y e_2 es la devaluación esperada para el segundo período) podemos llegar a la forma reducida de la demanda por dinero, ecuación (5) de la segunda sección del presente trabajo.

Para identificar la versión más general de la demanda por dinero, siguiendo la metodología de McCallum (1989), es suficiente asumir que en la economía opera sólo la moneda doméstica y que los activos en general están denominados en dicha moneda. El problema de optimización se resumiría a:

$$\text{Max } V = u[c_1, m_1] + \beta u[c_2] \quad (17)$$

Sujeto a:

$$P_1 y_1 = P_1 c_1 + M_1 + B_1 \quad (18)$$

$$P_2 y_2 + M_1 + B_1(1+R_1) = P_2 c_2 \quad (19)$$

La condición de primer orden resultante de la solución a este problema sería:

$$u_2[c_1, m_1]/u_1[c_1, m_1] = 1 - (1+R_1)^{-1} = R_1/(1+R_1) \quad (20)$$

Si definimos que:

$$u = c_1^\gamma m_1 \quad (21)$$

$$\partial u/\partial m_1 = c_1^\gamma \quad \text{y} \quad \partial u/\partial c_1 = \gamma c_1^{\gamma-1} m_1$$

$$(\partial u/\partial m_1)/(\partial u/\partial c_1) = c_1 \gamma^{-1} m_1^{-1}$$

$$c_1 \gamma^{-1} m_1^{-1} = R_1/(1+R_1) \quad (22)$$

finalmente:

$$m_1 = (1/\gamma) c_1 (1+R_1)/R_1$$

y dado que $c_1 = ay_1$

tendremos:

$$m_1^d = (1/\gamma) ay_1 [1 + 1/R_1] \quad (23)$$

Aplicando logaritmos a la ecuación (23) obtendríamos la forma reducida más general de la ecuación de demanda por dinero, con el ingreso como variable de escala y la tasa de interés nominal como indicador del costo de oportunidad, ecuación (2) de la segunda sección del presente trabajo.

Fundamentos y desalineamientos: el tipo de cambio real de equilibrio en el Perú.

Por : Marco Arena y Pedro Tuesta ¹

‘Unless very sophisticated indeed, Purchasing Power Parity (PPP) is a misleading, pretentious doctrine, promising what is rare in economics, detailed numerical prediction’ (Samuleson, 1964, p.53).

‘A menos que sea muy sofisticada, la Paridad de Poder de Compra (PPC) es una doctrina pretenciosa y engañosa, al prometer lo que es raro en economía, una predicción numérica detallada’.

El tipo de cambio real es una variable sumamente aludida en la discusión tanto académica como de política económica. La posible existencia de sobrevaluación o atraso cambiario es probablemente uno de los puntos en lo que hay mayor discusión. No obstante, consideramos que muchas de las diferencias de puntos de vista son en realidad diferencias de concepto². Con el fin de evaluar la existencia de un posible atraso cambiario, el presente trabajo estima una trayectoria del tipo de cambio real de equilibrio que abarca el período 1968-1996.

I. Marco general

Definición del tipo de cambio real

Empecemos por definir el tipo de cambio real. El tipo de cambio es un precio relativo, así, por ejemplo, el tipo de cambio nominal es el precio de una moneda en términos de otra moneda. Desde esta perspectiva el tipo de cambio real es el precio relativo de una canasta de bienes respecto a otra. ¿Qué bienes?. Aquí aparece una de las primeras diferencias de concepto asociadas a las teorías del tipo de cambio real. Las diferencias conceptuales difieren justamente en los componentes de dichas canastas, y en las conclusiones teóricas y de política que de ellas dependen en términos de competitividad internacional, rentabilidad relativa del sector transable, niveles de equilibrio, entre otros.

Aun cuando Harberger (1986) presenta hasta cuatro definiciones del tipo de cambio real (ver cuadro 1), básicamente, el tipo de cambio real adopta dos formas: (i) un tipo de cambio nominal ajustado por alguna relación de precios; (ii) el coeficiente de precios de bienes transables a no transables.

¹ Departamento de Análisis del Sector Externo. Las opiniones vertidas en este artículo no necesariamente representan la opinión del BCRP.

² Al respecto Frankel (1993) presenta hasta 6 definiciones de sobrevaluación, donde cada una depende del problema que se desee abordar.

Cuadro 1 DEFINICIONES Y MEDICIONES COMUNES DEL TIPO DE CAMBIO REAL	
a.	El coeficiente de precios transables a no transables (p_T/p_{NT}). Su evolución influye en las decisiones de consumo y producción entre ambos tipos de bienes.
b.	El tipo de cambio nominal deflactado por un índice general de precios doméstico (p_d). El uso de este indicador amplio permite tratar tanto el problema del efecto de la inflación doméstica sobre la rentabilidad del sector transable nacional, cuanto el manejo de instrumentos de política comercial (impuestos, subsidios y aranceles).
c.	El tipo de cambio nominal deflactado por un índice de precios doméstico (p_d) y uno externo (p_e). Enfoque asociado a la teoría de paridad del poder de compra (PPC), la cual sostiene que el tipo de cambio de equilibrio refleja la comparación de poderes de compra de dos monedas a través del coeficiente de los niveles de precios, respectivos. De este modo, el tipo de cambio real es constante en el equilibrio.
d.	El tipo de cambio deflactado por un índice de remuneraciones (p_w). Esta definición está vinculada a la noción que una devaluación real provoca una caída en remuneraciones reales.

Bienes transables y no transables

La versión más aceptada teóricamente es que las canastas de bienes corresponden a bienes transables y bienes no transables, por lo que es importante definir que es un bien transable. Se define un bien transable a aquel bien que puede ser comercializado internacionalmente para un nivel dado de tipo de cambio. Para aclarar este concepto recurramos a un ejemplo. Veamos el caso de un típico bien no transable: un corte de cabello, si éste fuera un bien transable sería posible que un consumidor común y corriente pueda escoger entre un corte de cabello por un peluquero residiendo en Lima y un corte de cabello por un peluquero residiendo Nueva York. Obviamente, si está en Lima deberá viajar a Nueva York para hacerse el corte de cabello o en su defecto hacer venir al peluquero, costo que deberá incluirse en el precio. Claramente, la decisión normal es que cortarse el cabello en Nueva York no sería una alternativa viable para un residente en Lima así como un corte de cabello en Lima no lo sería para un residente de Nueva York, por lo que se puede decir que el corte de cabello no es un bien transable.

En el ejemplo anterior, queda claro que el costo del transporte, relativo al valor del producto, es lo que hace un bien transable o no. No obstante, existen otras razones como prohibiciones al comercio, tarifas elevadas que pueden convertir un bien económicamente transable en uno no transable. Es evidente que los bienes transables y no transables tienen un mercado distinto por lo que su equilibrio corresponderá a dos precios distintos.

Como se ha señalado, en términos académicos la definición el tipo de cambio real como el coeficiente de precios transable a no transable es el más utilizado; sin embargo, existen limitaciones respecto a la información relevante para su cálculo. Dada esta restricción, el enfoque más utilizado para el cálculo dl tipo de cambio real es el de la Paridad de Poder de Compra (PPC), sobre el cual abundaremos a continuación.

La teoría de la paridad de poder de compra

La teoría de la Paridad de Poder de Compra (PPC) es una teoría de la determinación del tipo de cambio. Esta teoría señala que la variación del cambio del tipo de cambio entre dos países sobre cualquier periodo de tiempo está determinado por el cambio del nivel de precios relativos entre los dos países. Se distinguen dos versiones de esta teoría: la versión absoluta y la versión relativa.

Versión absoluta

La versión absoluta se basa en la ley de un único precio. Es decir, existe un precio único para todo bien en el marco de una economía integrada y competitiva. En este contexto, si se deja de lado de cualquier fricción como, los costos de transacción, el precio de un bien determinado será el mismo en cualquier lugar del planeta medido en términos de una moneda común (p.e. dólares). Es decir, el precio de un determinado bien (p_i) es igual al tipo de cambio (e) por el precio en dólares de dicho bien (p^*). Si generalizamos la ley de único precio a un conjunto de bienes, extendiéndola no sólo a bienes individuales sino también a niveles agregados de precios, tenemos que el tipo de cambio es igual al nivel de precios relativos de los países en cuestión:

$$e = P / P^* \quad (1)$$

Bajo este enfoque, ante una perturbación monetaria o real en la economía ocurrirá un arbitraje instantáneo y no costoso por el cual el precio de una canasta de bienes común a ambos países, medida en una moneda común será siempre el mismo en cualquier punto del tiempo. Es decir $P/e P^* = 1$.

Si bien teóricamente no hay objeción a (1), si las existen cuando es interpretada como una proposición empírica en la medida que existen costos de transportes, impedimentos u obstáculos al comercio (aranceles)³ que conllevarían a que los precios de cualquier bien expresados en una misma moneda no sean arbitrados o más aun cercanamente relacionados. En otras palabras no son igualados. De esta manera se limita la versión absoluta de la PPC.

Versión relativa

La versión débil o relativa reformula la teoría de la PPC en términos de cambios en el nivel de precios relativos y el tipo de cambio:

$$e = \theta P/P^* \quad (2)$$

Donde θ es una constante que refleja los obstáculos en el comercio. Si no existen estos obstáculos, un incremento en el nivel de precios doméstico relativo al de otro país implica una depreciación equiproporcional de la moneda doméstica. Por lo tanto, podemos representar las variaciones del tipo de cambio de la siguiente manera (3):

$$\hat{e} = \hat{P} - \hat{P}^*$$

Donde $\hat{}$ denota un cambio porcentual.

³

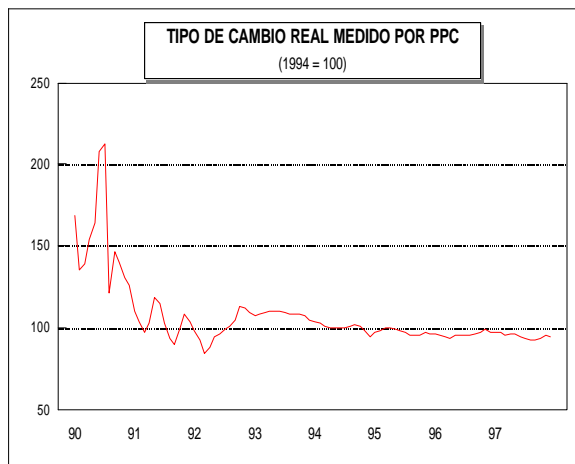
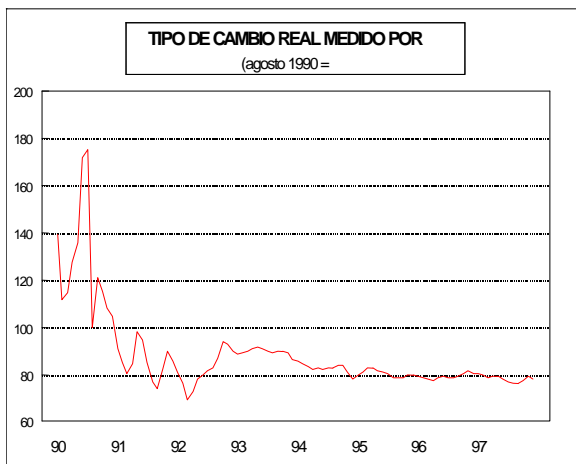
Más aun, cuando en la práctica se utilizan índices de precios que contienen diferentes bienes dentro de su canasta e inclusive contienen bienes no transables.

El tipo de cambio real de equilibrio

Cuando definimos el tipo de cambio real lo definimos como un precio relativo de dos canastas de bienes (pueden ser vistos como mercados). El tipo de cambio real de equilibrio refleja el coeficiente de los precios de equilibrio de dichos mercados. Así, si definimos el tipo de cambio real como el precio relativo de transables y no transables podemos decir que el nivel de equilibrio es aquel que refleja los precios de equilibrio de los dos mercados. Si consideramos que el mercado de bienes no transables refleja las condiciones internas y el de transables las externas entonces se puede argüir que existiría equilibrio en los mercados interno y externo. Si en cambio optamos por la definición de la Paridad de Poder de Compra, al considerar un mercado único, entonces si hay equilibrio único, entonces si hay equilibrio externo deberá existir equilibrio interno, por ello el tipo de cambio real de equilibrio debe reflejar una situación en la que existe equilibrio externo.

La PPC y el tipo de cambio real

De acuerdo a la PPC, en un mundo en que las variaciones de precios tuvieran una raíz básicamente monetaria, el tipo de cambio nominal de equilibrio sería aquel tipo de cambio nominal de mercado que regularmente refleje los cambios de precios internos y externos, de modo que se mantenga una paridad de poder de compra o un tipo de cambio real constante. Es decir, en la medida que el tipo de cambio nominal se ajusta a los cambios en el nivel de precios, el tipo de cambio real permanece constante. En este contexto, el atraso o el adelanto se medirá con relación a un periodo base, considerado como un periodo de estabilidad económica. Es claro, que dependiendo del periodo base que se utilice se encontrarán diferentes medidas ya sea de atraso o de adelanto:



De los cuadros adjuntos, observamos que si tomamos como periodo base agosto de 1990 se estimaría un atraso cambiario de cerca de 33 por ciento. Sin embargo, si tomamos el año de 1994 como periodo base, prácticamente no se registraría atraso de acuerdo a la metodología de la teoría de PPC. Estos resultados numéricos, cuestionan la utilización de este enfoque como una predicción numérica detallada, en la medida que dependerá del periodo base utilizado y el cual teóricamente se asume como un periodo de equilibrio o estabilidad económica.

Desviaciones del nivel establecido por PPC: La otra dimensión del problema.

Hasta mediados de los 80, la visión dominante con respecto al tipo de cambio real de equilibrio estuvo asociada a una concepción estática ligada a la PPC. Cualquier desvío de esta condición de equilibrio sería temporal y estaría asociada a choques transitorios especulativos. Sobre esta base se han realizado innumerables ejercicios que contrastan su validez sólo en el largo plazo y en la mayoría de casos su incumplimiento ^{4/}.

En un contexto de ausencia de fricciones en la economía como el planteado por la versión absoluta de la PPC, existe un arbitraje perfecto de tal manera que las perturbaciones monetarias y/o reales se corrigen inmediatamente. Sin embargo, en un contexto real las desviaciones del nivel de PPC pueden ser estructurales o transitorias. Estructurales en el sentido de que surgen sistemáticamente en respuesta a cambios nuevos y duraderos en los precios relativos de equilibrio. Transitorios, en la medida de que surgen como resultado de perturbaciones, ante las cuales la economía se ajusta a diferentes velocidades en el mercado de bienes y de activos, resultado por ejemplo de las rigideces de precios y salarios. Lo anteriormente dicho implicaría que aun la forma débil de la PPC no se mantendría.

En particular, cuando hacemos referencia a las desviaciones estructurales se toman en consideración la evolución de variables consideradas como fundamentos del tipo de cambio real en el largo plazo, tales como productividad relativa entre el país doméstico y el foráneo (o sus socios comerciales), términos de intercambio, flujos de capital, posición o balance fiscal, política arancelaria y la reestructuración de la demanda interna.

La evolución y variación de los fundamentos introducen no sólo amplias desviaciones del nivel de PPC sino también desviaciones permanentes, tal como lo señala Keynes:

“Si de otro lado, estos supuestos no se cumplen y los cambios que tienen lugar en la “ecuación de cambio”, como lo llaman los economistas, entre los bienes y servicios de un país y los de otro, sea debido a movimientos de capital, o pagos de reparación, o cambios en la productividad relativa del trabajo o cambios en la demanda mundial por productos especiales de dicho país, o algo parecido, entonces el punto de equilibrio entre la paridad del poder de compra y la tasa de cambio pueden modificarse permanentemente”.⁵ (Keynes, 1923, p.80).

Lo anterior pone a tela de juicio la utilización del tipo de cambio real a partir de PPC como una guía de paridad, en la medida que si por ejemplo un país enfrenta bajas tasas de inflación interna y externa en el corto plazo, pero que a lo largo de una década acumula un diferencial de inflación de 50 por ciento, asumiendo tipo de cambio flotante y que no se han enfrentado problemas de balanza de pagos. ¿Podríamos decir que el tipo de cambio de

^{4/} Dos ejemplos clásicos de ambos resultados son los de Frenkel (1970) para tipos de cambio de países industrializados en la década del 20 y Frenkel (1980) para la década de los 70, respectivamente.

^{5/} Traducción libre del siguiente párrafo: “If the other hand these assumptions are not fulfilled and changes are taking place in the ‘equation of exchange’, as economist call it, between the services and products of one country and those of another, either on account of movements of capital, or reparation payments, or changes in the relative efficiency of labour, or changes in the urgency of the world’s demand for that country’s special products, or like, then the equilibrium point between purchasing power parity and the rate of exchange rate may be modified permanently”.

ese país es irreal? En este contexto, al contrario deberíamos preguntarnos ¿cuánta de esa ‘apreciación’ representa un movimiento del valor de equilibrio en los fundamentos?

Desde fines de los 80 surge el enfoque de “fundamentos” del tipo de cambio real que cuestiona la constancia del tipo de cambio real de equilibrio dada la existencia de perturbaciones, internas y externas, que modifican estructuralmente a la economía y que determinan los niveles de equilibrio dinámico del tipo de cambio real ^{6/}.

"El tipo de cambio real de equilibrio es aquel precio relativo de transables a no transables que, para unos valores sostenibles dados (de equilibrio) de otras variables relevantes - tales como impuestos, precios internacionales y tecnología- produzca simultáneamente el equilibrio interno y externo. El equilibrio interno significa que el mercado de bienes no transables se limpia en el periodo en curso y se espera que se mantenga equilibrado en periodos futuros. En esta definición del tipo de cambio real de equilibrio está implícito que el equilibrio ocurre en su nivel natural. El equilibrio externo se alcanza cuando se cumple la restricción presupuestaria intertemporal, según la cual la suma descontada de la cuenta corriente de un país tiene que ser igual a cero. En otras palabras, el equilibrio externo significa que los saldos en cuenta corriente (actuales y futuros) son congruentes con los flujos de capital sostenibles a largo plazo." (Edwards, 1989, pág. 16)

Este enfoque descarta la determinación del tipo de cambio de equilibrio a través de reglas fijas de corrección de tipos de cambio de nominal en un periodo particular por un diferencial de precios en el tiempo que mantenga un tipo de cambio real constante. Así, el presente trabajo se enmarca en el reciente enfoque de fundamentos que determinan una trayectoria de equilibrio del tipo de cambio real al incluir variables que afectan estructuralmente a la economía y modifican el nivel de equilibrio de largo plazo del tipo de cambio real en el tiempo.

De esta manera, una medición de atraso o adelanto del tipo de cambio real basándose únicamente en el enfoque de la PPC implicaría que los movimientos de los fundamentos son desdeñables. Lo cual resultaría, en el caso del Perú, no creíble en la medida que se ha iniciado un proceso de reformas estructurales que han afectado los valores de equilibrio de los fundamentos en la década reciente. En este contexto analítico, procedemos a realizar una descomposición del tipo de cambio real (TCR) definido por PPC con la finalidad de identificar las variables fundamentales que introducen tendencias sistemáticas que alejan al tipo de cambio de su nivel de PPC, y a partir de dicha identificación estimar una senda de equilibrio dinámica del TCR para evaluar la existencia o no de desalineamientos.

II. ¿Qué determina el tipo de cambio real?

A partir del periodo de flotación de las monedas internacionales, después del rompimiento del acuerdo implícito de Bretton Woods, numerosos estudios han establecido que la forma

^{6/} Por ejemplo, un nuevo entorno macroeconómico asociado a cambios en productividad, términos de intercambio, reformas comerciales, financieras y fiscales, choques en tasas de interés, entre otros. Este enfoque es desarrollado por Edwards (1989), Aghevli, Khan y Montiel (1991), Williamson (1994) y Clark, Bartolini y Symansky (1994), MacDonald (1997) y Loazya, et al. (1997).

débil de la PPC se cumple, aunque el ajuste es realmente muy lento, pero que la forma fuerte (absoluta) ^{7/} no se cumple. Sólo cuando se utiliza series muy largas de tipo de cambio se puede obtener resultados para la forma fuerte de la PPC con ajustes relativamente rápidos.

La clave para entender estos resultados es la comprensión de las fuerzas que mantienen el tipo de cambio nominal lejos del equilibrio que le corresponde de acuerdo a la teoría de la PPC. Un elemento se relaciona a los precios rígidos cuando existen choques nominales mientras que los demás se relacionan a los impactos de los perturbaciones reales.

En términos de discusión de política, con relación al tipo de cambio real de equilibrio, se ha enfatizado mucho en el concepto de un tipo de cambio de equilibrio fundamental, que se basa en el concepto de balance interno y externo. Dada la complejidad de determinar tal tipo de cambio en la medida que se necesita un modelo estructural especificado en su totalidad, procedemos a utilizar métodos de comportamiento de las series de tiempo para analizar el tipo de cambio real, por la relativa facilidad con la que se puede calcular y el hecho que permite observar las “ligazones” con los fundamentos ó determinantes en los que se basan.

Descomposición del tipo de cambio real ^{8/}

Analicemos las posibles fuentes de variación del tipo de cambio real (TCR) en su versión amplia a partir de una descomposición del mismo, para motivar las pruebas empíricas. El TCR, definido en relación al nivel de precios general de la economía, está dado por:

$$q_t = s_t - p_t^* + p_t \quad (1)$$

donde q_t es el TCR, s_t es el tipo de cambio nominal (dólares por soles ^{9/}), p_t es el nivel de precios y el asterisco indica una variable externa. Todo expresado en logaritmos.

En este contexto, *una caída en q implica una depreciación del tipo de cambio real*. Considerando una versión del TCR “restringida” únicamente para los bienes transables tenemos:

$$q_t^T = s_t - p_t^{T*} + p_t^T \quad (2)$$

donde T indica que la variable es para bienes transables. Dado que los precios son en realidad un promedio de precios, si se asume que cada uno de los bienes que entran en p_t^T tiene una contrapartida en p_t^{T*} y que los pesos son los mismos, se puede decir que q_t^T es constante.

Los precios generales de (1) pueden ser descompuestos en sus componentes t transables y

^{7/} La forma débil de la PPC es aquella que considera que la variación porcentual del tipo de cambio real es igual a la suma de las variaciones del tipo de cambio nominal mas las variaciones de la inflación externa menos la variación de la inflación interna. En cambio, la forma fuerte asume que el nivel del tipo de cambio real es igual al tipo de cambio nominal multiplicado por el precio externo y dividido por el precio interno.

^{8/} Esta sección se basa principalmente en MacDonald (1997)

^{9/} Esta definición es mas usada por los organismos internacionales. Esto es al revés de lo que normalmente se expresa en el país, donde se utiliza la denominación soles por dólares.

no transables:

$$\begin{aligned} p_t &= (1 - \alpha_t) p_t^T + \alpha_t p_t^{NT} \\ p_t^* &= (1 - \alpha_t^*) p_t^{T*} + \alpha_t^* p_t^{NT*} \end{aligned} \quad (3)$$

donde α_t es la participación de los bienes no transables en la economía, que varía en el tiempo, y NT es un bien no transable. Substituyendo (3) en (2) y (1) se puede obtener:

$$\bar{q}_t \equiv q_t^T + \alpha_t^* (p_t^{T*} - p_t^{NT*}) - \alpha_t (p_t^T - p_t^{NT}) \quad (4)$$

La ecuación (4) es interesante ya que revela tres potenciales fuentes de variabilidad de largo plazo en el TCR:

- Que el tipo de cambio real para los bienes transables no es constante, lo que nace de la existencia de sustitutos imperfectos y de factores que causan variabilidad sistemática en q_t^T ;
- Que existen movimientos en los precios relativos entre transables y no transables tanto en el país como en el extranjero, debido a diferencias de productividad entre los sectores transables y no transables; y,
- Que las ponderaciones usadas para el cálculo de los precios generales varían en el tiempo tanto en el país como en el extranjero como entre sí.

A continuación revisemos estas fuentes de variabilidad en detalle.

Fuentes de tendencias en el tipo de cambio real de largo plazo

El coeficiente de transables/no transables:

$$(p_t^{T*} - p_t^{NT*}) - (p_t^T - p_t^{NT})$$

a. *El efecto Balassa - Samuelson*

Diferencias en productividad en la producción de bienes transables entre los países pueden introducir una desviación del tipo de cambio real en su versión amplia (es decir, utilizando el índice general de precios) desde que los avances de productividad tienden a concentrarse en el sector transable^{10/}. Si los precios de los transables y no transables se ligan a los salarios, estos a la productividad y asumiendo que tienden a igualarse a través de toda la industria, entonces los precios relativos de los bienes transables tenderán a subir menos en los países con relativamente alta productividad en el sector transable. El tipo de cambio real calculado usando índices generales, se apreciaría para países con alto crecimiento. Es decir, si el país doméstico es el de mayor crecimiento relativo frente a sus socios, por

^{10/} Tal vez el ejemplo más usado es el de la productividad de los cortes de cabello, cuya productividad no ha variado sustancialmente en siglos.

mejoras en productividad, la diferencia $(p_t^{T*} - p_t^{NT*}) - (p_t^T - p_t^{NT})$ será positiva, implicando una apreciación real.

b. *La demanda y los bienes no transables*

La presencia de bienes no transables puede generar un sesgo por el lado de la demanda la cual presionaría al tipo de cambio real a desviarse su nivel dado por la PPC y definido únicamente para bienes transables. Genberg (1978), asumiendo un crecimiento de la productividad no sesgado, demostró que si la elasticidad ingreso de los bienes no transables es mayor a la unidad, el precio relativo de los bienes no transables aumentará cuando los ingresos crezcan (i.e. cuando los ingresos de las familias crezcan se aumentará el gasto en servicios)^{11/}.

De acuerdo a ambos efectos, se puede postular la siguiente relación funcional:

$$(p_t^{T*} - p_t^{NT*}) - (p_t^T - p_t^{NT}) = g\left(PROD^+, DEM^+ \right) \quad (5)$$

Donde PROD sería una medida del sesgo de productividad y DEM el sesgo de la demanda. Una alza de cualquiera de ellos, *ceteris paribus*, apreciará el tipo de cambio real en su versión amplia; es decir se alejará de su nivel de PPC.

Sustitución imperfecta de los precios de bienes transables (q^T no es constante)

a. *El ahorro e inversión nacional y el tipo de cambio real*

La parte comercial (bienes y servicios no financieros) de la cuenta corriente se determina, en parte, por el precio relativo de los bienes transables q^T . A su vez, la cuenta corriente es determinada por el ahorro y la inversión, y desde que uno de los mayores determinantes del ahorro nacional es el balance fiscal, entonces se puede argumentar que el balance fiscal es un determinante del componente transable del TCR de equilibrio. El efecto de la política fiscal se discute en términos de si la mejora en las cuentas fiscales fortalecerá o debilitará el tipo de cambio nominal.

De acuerdo al modelo Mundell-Fleming con alta movilidad de capitales y tipo de cambio flexible, un incremento del superavit fiscal que incremente los ahorros nacionales, bajará la tasa doméstica de interés y generará una permanente depreciación real de la moneda lo que producirá un permanente superavit de cuenta corriente. La depreciación real ocurrirá también en el modelo de precios flexibles (Clark y Laxton (1995)). Lo que estamos recogiendo acá es el efecto desplazamiento, de demanda de transables a no transables, en la depreciación del tipo de cambio. La necesidad de la demanda agregada de igualar a la oferta agregada, fuerza este resultado cualquiera que sea el tipo de modelo.

Por otro lado, el modelo básico de Mundell-Fleming no toma en cuenta los efectos de las implicancias de stock-flujo de un desbalance inicial de cuenta corriente. En el contexto de

^{11/} Si el ingreso es transferido al gobierno a lo largo del tiempo, este efecto se reforzara si la proporción de no transables en el gasto del gobierno sea mayor que en el caso del sector privado.

los modelos de balance de portafolio, que toman en cuenta implicaciones de stock de un superávit fiscal inicial, el largo plazo es definido como un punto en el cual la cuenta corriente esté balanceada. Por lo tanto si la consolidación fiscal es permanente, esto implicará un incremento permanente en los activos en moneda extranjera y una apreciación del TCR de largo plazo. Asimismo el efecto de los ahorros privados sobre los activos externos afectará también la posición del TCR.

b. Términos de intercambio

Un choque transitorio en los términos de intercambio en el periodo actual (*i.e.* via un incremento en el precio relativo internacional de los bienes importables) genera dos efectos. **Primero**, un efecto ingreso dado que el incremento en el precio internacional de los importables origina una caída en el ingreso de los agentes, hecho que lleva a un menor consumo de todos los bienes, entre ellos, los no transables. Este efecto ingreso negativo genera una depreciación real de equilibrio. **Segundo**, un efecto sustitución intertemporal donde una elevación del costo de la canasta de consumo en el presente motiva el traslado de consumo al futuro, generando una depreciación real en el presente a cambio de una tendencia a la apreciación en el futuro. Este efecto indica que la elevación en el precio de los importables aprecia (deprecia) el tipo de cambio real en el presente si los bienes importables y no transables son sustitutos (complementarios) en el consumo.

De manera análoga, en el caso de choques permanentes en los términos de intercambio, su repercusión en la senda de equilibrio del tipo de cambio real dependerá de la suma del efecto sustitución y del efecto ingreso.

c. Aranceles

De acuerdo a una perspectiva tradicional , una reducción arancelaria en una economía pequeña “requerirá” una depreciación real de equilibrio para mantener el balance externo. Sin embargo, este argumento está basado en una interpretación de equilibrio parcial del enfoque de elasticidades y no toma en cuenta los efectos intertemporales ni el rol de los bienes no transables.

El efecto sustitución intertemporal que depende de la dirección del cambio en la tasa de interés real del consumo. Si la participación de los bienes importables en el gasto total es mayor (menor) en el presente que en el futuro, la tasa de interés relevante para las decisiones de consumo se elevará (disminuirá), trasladando consumo presente (futuro) hacia el futuro (presente) y generando una apreciación (depreciación) real de equilibrio en el futuro^{12/}. Por otro lado, si los bienes importables y no transables son sustitutos (complementarios), el efecto sustitución intratemporal generará una apreciación (depreciación) real de equilibrio en el presente y en el futuro.

Resumiendo podemos tener la siguiente relación:

$$q_t^T = f(FISC, AP, TOT, TARIF) \quad 6)$$

^{12/} Si la participación de los bienes importables en el gasto total se mantiene invariante en el tiempo, la tasa de interés no cambiará y no habrá efecto sustitución intertemporal.

Donde FISC captura el efecto los balances fiscales relativos sobre el tipo de cambio real de equilibrio, AP representa el ahorro privado, TOT representa los términos de intercambio y TARIF representa los aranceles.

De (5) y (6) tenemos que la función general para el tipo de cambio real de equilibrio con respecto a sus fundamentos sería :

$$\bar{q}_t = h \left(\begin{matrix} + & + & + & + & + / - \\ PROD, DEM, FISC, AP, TOT, TARIF \end{matrix} \right) \quad (7)$$

El ajuste del tipo de cambio real al equilibrio de largo plazo

En la última sección, se discutió los determinantes claves del tipo de cambio real de equilibrio. Esta sección tratará acerca de cómo el tipo de cambio “corriente” o de corto plazo se ajusta a su nivel de largo plazo. Para ligar el corto plazo con la perspectiva de largo plazo, primero recordemos la condición de la paridad de interés descubierta (PID):

$$E_t(\Delta s_{t+k}) = (i_t - i_t^*) \quad (8)$$

Donde i_t denota la tasa de interés nominal que reditúan los bonos con maduración k , Δ es el operador de rezago, E_t es el operador esperanza condicional a la información en el período t . (8) puede ser convertida a una relación real, si se sustrae el diferencial de inflación esperada ($E_t(\Delta P_{t+k} - \Delta P_{t+k}^*)$) a ambos lados de la ecuación:

$$\bar{q}_t = E_t(q_{t+k}) - (r_t - r_t^*) \quad (9)$$

Donde $r_t = i_t - E_t(\Delta P_{t+k})$ es la tasa de interés real ex-ante. (9) muestra el tipo de cambio de equilibrio “corriente” o de corto plazo como siendo determinado por dos componentes, el tipo de cambio real esperado en el período $t+k$ y el diferencial de interés con maduración $t+k$. Si asumimos que el TCR esperado no observable, $E_t(q_{t+k})$, es el tipo de cambio real de equilibrio definido en la sección previa, denominado \bar{q}_t ^{13/}:

$$\bar{q}_t = \bar{q}_t - (r_t - r_t^*) \quad (9')$$

En nuestro análisis, el tipo de cambio real de equilibrio “corriente” o de corto plazo dado por (9') corresponde a dos componentes: **el primero**, \bar{q}_t , explicado por fundamentos distintos al diferencial de tasas de interés (FDIT), **y el segundo**, explicado tanto por los fundamentos como por el diferencial de tasa de interés reales (DIT).

III. Cointegración y la hipótesis de equilibrio económico

En esta sección, siguiendo los lineamientos desarrollados por Broner (et. al. 1997), presentaremos una hipótesis que permita ligar el concepto de equilibrio económico al de

^{13/} Este supuesto ha sido desarrollado por MacDonald (1997) y por Meese y Rogoff (1988).

integración y cointegración en el marco del análisis econométrico de series de tiempo. Comencemos de la noción de equilibrio para el tipo de cambio real (TCRE) derivado de la teoría de la Paridad de Poder de Compra (PPC):

$$TCRE=m \quad (10)$$

Obviamente, en la práctica no debería esperar que el tipo de cambio real sea igual a su valor de equilibrio en cada punto del tiempo. El tipo de cambio real (TCR_t) debería ser dado por el siguiente modelo empírico:

$$TCR_t=m+u_t \quad (11)$$

donde el elemento v_t captura todas las propiedades estocásticas del tipo de cambio real en el momento t . Uno debería esperar que en promedio el tipo de cambio real sea igual a su valor de equilibrio μ , esto es:

$$E(TCR_t)=m \quad (12)$$

donde $E(\cdot)$ es el operador esperanza. Segundo, uno debería esperar que haya un límite a las desviaciones del TCR_t de su media μ , esto es:

$$\text{var}(TCR_t) = s^2 < \infty \quad (13)$$

Esta condición también asegura que cuando el TCR_t en un período dado se encuentra fuera de su valor de equilibrio μ debería haber una tendencia que permita revertir ese valor a su media en el siguiente período.

Aquí notamos que si v_t sigue un proceso estacionario, es decir $I(0)$, el TCR_t cumplirá las condiciones 12 y 13. Pudiendo considerar μ como el valor de equilibrio del TCR . Alternativamente, si v_t es descrito mejor por un proceso como el siguiente:

$$v_t = v_{t-1} + h_t \quad (14)$$

donde por simplicidad η_t es un proceso ruido blanco con media cero y varianza s_h^2 , luego es claro que aun cuando

$$E(TCR_t) = m \quad (15)$$

es también el caso que:

$$\text{var}(TCR_t) = ts_h^2 \quad (16)$$

De (16) se sigue que si t crece, la varianza del TCR_t se incrementa sin tener un determinado límite, lo que implica que el TCR_t puede desviarse de su valor medio sin un límite. En este caso, el TCR_t no es un proceso estacionario en niveles pero si lo es en primeras diferencias, es decir integrado de orden (I), cuya principal característica es la de no retornar a su valor de equilibrio o media. En otras palabras, con el variar del tiempo, cualquier valor del TCR_t sería factible, por lo que ni cabría lugar hablar de equilibrio.

Luego, una simple prueba sobre la validez de la teoría de la Paridad de Poder de Compra debería verificar si la serie TCR_t es representada mejor por un proceso $I(0)$ o por un proceso $I(1)$.

Asumiendo la hipótesis planteada para el tipo de cambio real de equilibrio:

$$TCRE_t = \overline{d_1 PROD_t} + \overline{d_2 TOT_t} + \overline{d_3 FISC_t} + \overline{d_4 AP_t} + \overline{d_5 TARIF_t} \quad (17)$$

donde la barra sobre las variables indica los valores de equilibrio de largo plazo de las variables fundamentales $PROD, TOT, FISC, AP$.^{14/}

Asumiendo también que aun cuando v_t es un proceso I(1), uno podría expresar esto como:

$$v_t = d_1 PROD_t + d_2 TOT_t + d_3 FISC_t + d_4 AP_t + d_5 TARIF_t + m_t \quad (18)$$

Al margen del término constante μ en (18), el tipo de cambio real en el período t estaría dado por:

$$TCR_t = d_1 PROD_t + d_2 TOT_t + d_3 FISC_t + d_4 AP_t + d_5 TARIF_t + m_t \quad (19)$$

Si m_t es un proceso estacionario, I(0), el TCR fluctuará alrededor de $d_1 PROD_t + d_2 TOT_t + d_3 FISC_t + d_4 AP_t + d_5 TARIF_t$, y podríamos aceptar como una hipótesis significativa que el tipo de cambio real de equilibrio es dado por $PROD, TOT, FISC, AP, y TARIF$. En este caso, podríamos decir que TCR, $PROD, TOT, FISC, AP, y TARIF$ están cointegradas con un vector de cointegración $[1 - d_1 - d_2 - d_3 - d_4 - d_5]$. De lo contrario, si m_t es un proceso I(1) el TCR quizás varíe sin algún límite de la combinación lineal dada por $PROD, TOT, FISC, AP, y TARIF$. En este caso, deberíamos decir que las variables TCR, $PROD, TOT, FISC, AP, y TARIF$ no están cointegradas y que nuestra hipótesis de equilibrio no se cumple y debe ser reemplazada.

Un comentario adicional es acerca de la estimación empírica del $TCRE_t$. En la práctica los *policy makers* encuentran significativo evaluar la diferencia entre el valor de equilibrio del TCR, $TCRE_t$, y el valor observado, TCR_t . Para estimar la senda de equilibrio no se debería utilizar (19) directamente como en:

$$\hat{TCRE}_t = d_1 PROD_t + d_2 TOT_t + d_3 FISC_t + d_4 AP_t + d_5 TARIF_t \quad (20)$$

Porque este estimado del tipo de cambio real de equilibrio estaría basado el supuesto que los valores observados de las variables $PROD, TOT, FISC, y AP$ son los valores de largo plazo $\overline{PROD_t}, \overline{TOT_t}, \overline{FISC_t}, y \overline{AP_t}$ algo no muy aceptable desde un punto de vista empírico. Un supuesto más plausible es que:

$$PROD_t = \overline{PROD_t} + CPROD_t$$

^{14/} La variable *TARIF* que captura el efecto de la política comercial en el caso de aranceles, aún cuando es un fundamento del tipo de cambio real, por su propia naturaleza no tiene un valor de equilibrio de largo plazo.

$$\begin{aligned}
TOT_t &= \overline{TOT}_t + CTOT_t \\
AP_t &= \overline{AP}_t + CAP_t \\
FISC_t &= \overline{FISC}_t + CFISC_t
\end{aligned}
\tag{21}$$

Donde $CPROD_t, CTOT_t, CFISC_t$ y CAP_t son procesos I(0), por lo que podríamos asumir que las variables $PROD_t, TOT_t, FISC_t$ y AP_t deberían fluctuar alrededor de sus valores de largo plazo y no considerar o forzar a las mismas a ser los valores de largo plazo permanentemente. De (20) y (21) obtenemos:

$$\begin{aligned}
\hat{TCRE}_t &= d_1 PROD_t + d_2 TOT_t + d_3 FISC_t + d_4 AP_t + d_5 TARIF_t \\
&= d_1 CPROD_t + d_2 CTOT_t + d_3 CAP_t + d_4 CFISC_t + \\
&\quad d_1 PROD_t + d_2 TOT_t + d_3 AP_t + d_4 FISC_t + d_5 TARIF_t \\
TCRE_t &= TCRE_t + CTCR_t
\end{aligned}
\tag{22}$$

Donde

$$CTCR_t = d_1 CPROD_t + d_2 CTOT_t + d_3 CAP_t + d_4 CFISC_t
\tag{23}$$

En otras palabras, uno debería obtener un estimado del tipo de cambio real de equilibrio alrededor del cual debería fluctuar valor actual del TCR. Claramente, la evaluación del grado de desalineamiento podría ser engañoso si se usa (20).

Por otro lado, en cuanto a la interpretación de los resultados se debe de tener en cuenta lo siguiente: Si por ejemplo la teoría de la Paridad de Poder de Compra se cumple y se encuentra que el tipo de cambio real se encuentra sobrevaluado (p.e. 10 por ciento), se debería esperar que el tipo de cambio real baje en futuro cercano en 10 por ciento. En el marco de un equilibrio dinámico en el tiempo, se adiciona el problema de desarrollos futuros de los determinantes o fundamentos del TCRE (en nuestro modelo $PROD, TOT, AP, FISC, TARIF$). Por ejemplo, si en el momento t la moneda local se encuentra subvaluada, por lo que uno esperaría que se aprecie, en el período $t+1$ el tipo de cambio real observado puede mantenerse sin cambio con respecto al período t y encontrar aun que con respecto al tipo de cambio real de equilibrio en período $t+1$ se encuentra sobrevaluado. Este hallazgo se explicaría por cambios en los fundamentales.

En este contexto, con un equilibrio variante en el tiempo uno debería inferir no sólo la probabilidad de un movimiento debido al desalineamiento del período t , sino también la posibilidad de cambios en los valores de equilibrio de largo plazo de los fundamentales en el período $t+1$. En consecuencia el grado de desalineamiento en un momento dado puede dar sólo información relativa acerca del desalineamiento del próximo período.

IV. Resultados

Datos y definiciones

El período muestral abarca desde 1968 hasta 1996 con frecuencia anual. En este trabajo se utiliza como medida del tipo de cambio real, el tipo de cambio real multilateral calculado bajo la metodología de PPC, tomando como base el año 1990.

Dentro del conjunto de variables que capturan la influencia de los fundamentos incorporados en FDIT, tomamos como *proxy* de productividad el logaritmo del *ratio* entre el PBI per cápita del Perú y el PBI per cápita ponderado -por su estructura de comercio- de los principales socios comerciales (*LPROD*), porque si tomamos únicamente un índice de producto total o manufacturero tendríamos un problema de crecimiento de factores (p.e. mano de obra) que nos llevarían a generar conclusiones erróneas sobre la productividad.

El efecto de los déficit fiscales se captura a través de la siguiente variable *proxy*: *FAB*, que es el déficit primario como proporción del PBI. En este caso, no tomamos una medida relativa (un *ratio* entre el déficit primario del Perú y el déficit ponderado de los principales socios comerciales como proporción del PBI) porque el impacto de los déficits foráneos es significativo en el caso de economías globalizadas como por ejemplo EE.UU. y los países de la ASEAN.

Factores asociados con el ahorro del sector privado así como también con el efecto de la política fiscal sobre el tipo de cambio real es capturado en la variable *ANFRAT*, que representa los pasivos externos netos como proporción del PBI.

El efecto de los *shocks* sobre los *commodities* es capturado a través del logaritmo del índice de términos de intercambio (*LTOT*). Se construye como el cociente del *ratio* del índice de precios de exportación (sobre los de importación del Perú) entre el *ratio* del índice ponderado del valor unitario de exportaciones sobre el de importaciones de los principales socios comerciales.

Para medir el diferencial de tasas de interés reales, *DIFLI3*, la tasa de interés Libor a 3 meses real y la tasa de interés activa real para préstamos hasta 360 días. En este caso utilizamos tasas de interés de corto plazo por no contar con una medida relevante de tasas de interés de largo plazo para el Perú en toda la muestra a utilizar, que permita generar un diferencial de tasas de interés de largo plazo.

Finalmente, en términos de la política comercial, para el cálculo de la variable *TARIF* se ha procedido a calcular los índices de protección arancelaria a partir de los niveles arancelarios promedios.

Reescribiendo la ecuación 7 en términos de las variables *proxy* :

$$q_t = TCRE_t = f(LPROD_t, LTOT_t, ANFRAT_t, FAB_t, TARIF_t) \quad (24)$$

Constituyéndose en la relación funcional a estimar en términos de los fundamentos exclusivamente.

Pruebas de raíz unitaria

A continuación desarrollamos las pruebas de raíz unitaria correspondientes a las variables utilizadas en el modelo, consistentes en la aplicación de la prueba de Dickey-Fuller aumentado y la de Phillips-Perron.

Cuadro 2 PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA				
VARIABLES	NIVELES		PRIMERAS DIFERENCIAS	
	ADF	P-PERRON	ADF	P-PERRON
TCR	-1.380	-1.307	-3.634*	-3.946*
LPROD	-2.418	-1.983	-4.216*	-3.468*
LTOT	-2.372	-1.980	-4.659*	-4.137*
ANFRAT	-2.911	-3.242	-5.350*	-6.205*
FAB	-2.602	-2.576	-4.684*	-3.738*
DIFLI3	-1.967	-2.326	-3.454*	-6.129*

*Significativo al 5 por ciento.

De acuerdo a los resultados, las variables son estacionarias en primeras diferencias; es decir son integradas de orden uno, I(1). Como mencionamos, al rechazar la hipótesis de que el tipo de cambio real observado sigue un proceso estacionario, I(0), implicaría no cumplir la Paridad de Poder de Compra, pero sin negar la existencia de un valor de equilibrio para el tipo de cambio real.

El tipo de cambio real y sus fundamentos

A continuación, presentamos los resultados del análisis de cointegración de la ecuación (24), que relaciona el tipo de cambio real con sus fundamentos:

Cuadro 3 PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN						
HIPÓTESIS NULA	L-MAX TEST	V.C.	HIPÓTESIS NULA	TRACE-TEST	V.C.	
r = 0 vs. r = 1	43.29*	22.76	r = 0	104.68*	78.30	
r = 1 vs. r = 2	28.44*	18.96	r ≤ 1	61.18*	55.54	
r = 2 vs. r = 3	19.04*	15.00	r ≤ 2	32.74*	36.58	
r = 3 vs. r = 4	7.83	11.23	r ≤ 3	13.70	21.58	
r = 4 vs. r = 5	5.84	7.37	r ≤ 4	5.87	10.35	
r = 5 vs. r = 6	0.03	2.98	r ≤ 5	0.03	2.98	

r es el número de vectores de cointegración .
*Significativo al 10 por ciento.

De acuerdo a la prueba del L-Max y de la Traza se verificaría la presencia de 3 vectores de cointegración. El vector con sentido económico es el siguiente:

$$TCR_t = 1.68LPROD_t - 1.23LTOT_t + 0.57ANFRAT_t + 0.10FAB_t + 0.57TARIF_t$$

Así mismo, se verifica a través de las pruebas de exclusión y de estacionariedad la significancia estadística de las variables utilizadas y los resultados ya obtenidos en las pruebas de raíz unitaria:

Cuadro 4 PRUEBAS DE ESTACIONARIEDAD								
R	g. de l.	$\chi^2(r)$	TCR	LPRODPC	LTOT	ANFRAT	FAB	TARIF
2	2	9.49	27.52	26.88	26.97	27.21	15.17	27.74

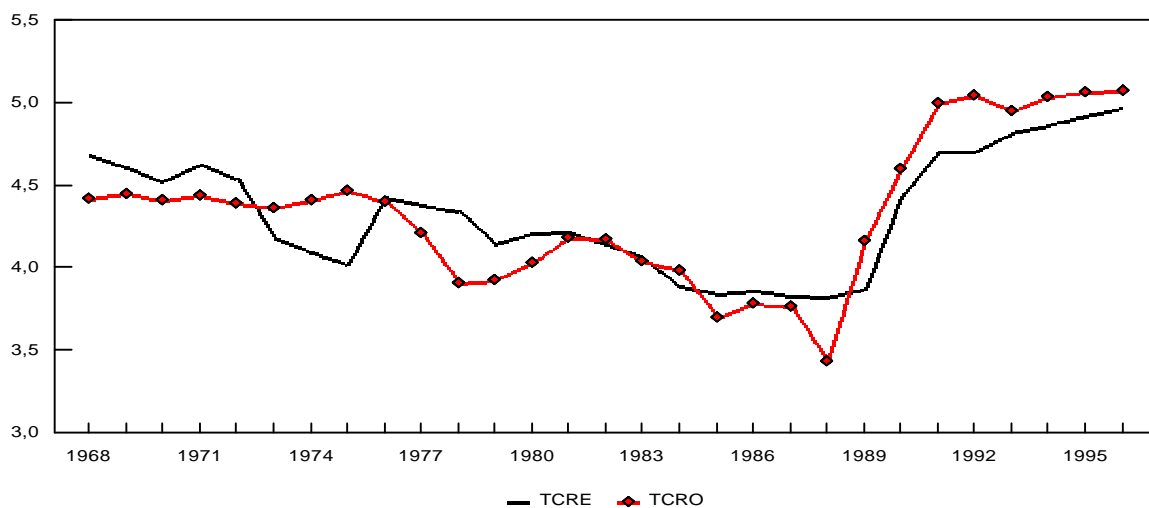
r es el número de vectores de cointegración.

Cuadro 5 PRUEBAS DE EXCLUSIÓN								
R	g. de l.	$\chi^2(r)$	TCR	LPRODPC	LTOT	ANFRAT	FAB	TARIF
2	2	5.99	12.05	14.29	17.42	7.97	15.61	18.06

r es el número de vectores de cointegración.

El cálculo del tipo del cambio real de equilibrio se realiza sobre los componentes permanentes de los fundamentos, los cuales son calculados utilizando el filtro de Hodrick-Prescott. A continuación presentamos la gráfica del tipo de cambio real de equilibrio y el observado::

Gráfico 1
TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO Y OBSERVADO
BASE 1990=100



Por encima de cero implica apreciación

En términos del TCRE se nota claramente un cambio en la tendencia. Luego de la tendencia a una depreciación de equilibrio ente 1968 y 1988, el tipo de cambio real muestra una tendencia de equilibrio hacia la apreciación.

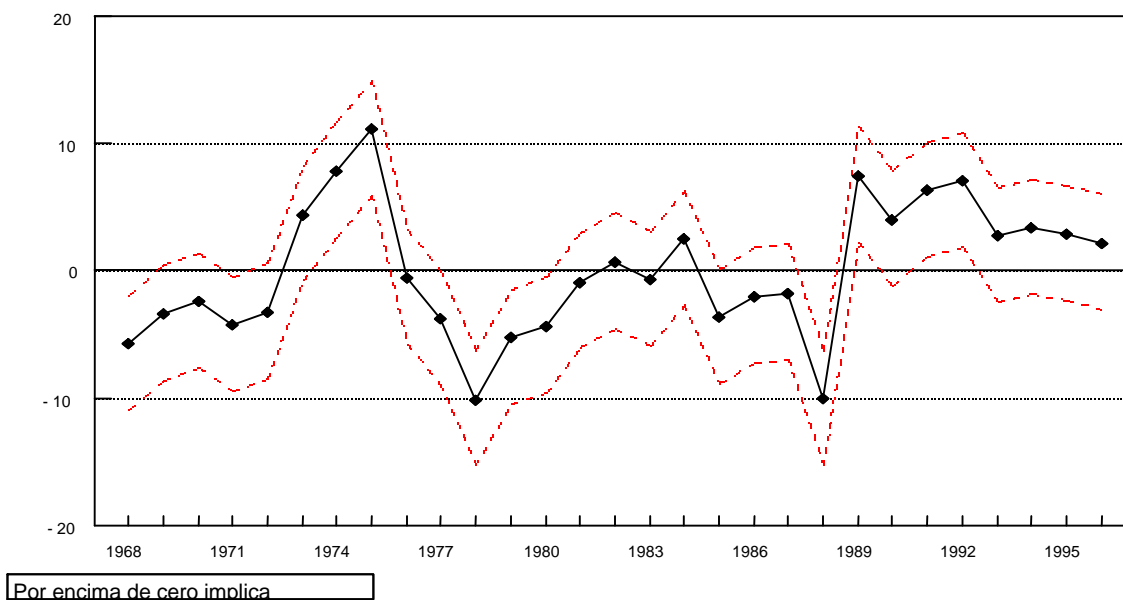
En el caso del tramo entre 1968-1988, los fundamentos que explicarían la depreciación de equilibrio estarían asociados a shocks positivos en los términos de intercambio (1978-1980), una disminución de los activos externos netos (1979-1981 y 1986-1987), y a graves desbalances fiscales (1969-1976, 1980-1983 y 1986-1987).

Por otro lado, la tendencia apreciatoria de equilibrio puede ser marcada por etapas totalmente diferentes:

- a) Entre los años 1989-1991: La apreciación cambiaria entre 1990 y 1991 se explicaría por la aplicación del programa de estabilización.
- b) Entre los años 1992-1996: la tendencia apreciatoria estaría atribuida a una mejora en la productividad, en el déficit fiscal primario, a una evolución más estable de los pasivos externos netos. Estos hechos, como producto de los programas de estabilización y reformas estructurales que permiten asegurar el desenvolvimiento de las actividades económicas bajo un “clima” de estabilidad; así como también el intento del gobierno de dar señales de compromiso de mantener una política de saneamiento fiscal y ahorro público.

A continuación, presentamos los desalineamientos con respecto al nivel de equilibrio:

Gráfico 2
DESVIACIONES CON RESPECTO AL EQUILIBRIO
(EN PORCENTAJES)



En términos de brechas porcentuales:

Cuadro 6 DESVIACIONES CON RESPECTO AL EQUILIBRIO			
Año	BRECHA	Año	BRECHA
1968	-5.74	1983	-0.68
1969	-3.38	1984	2.53
1970	-2.44	1985	-3.67
1971	-4.25	1986	-2.02
1972	-3.24	1987	-1.77
1973	4.42	1988	-10.11
1974	7.84	1989	7.49
1975	11.16	1990	4.02
1976	-0.56	1991	6.33
1977	-3.82	1992	7.07
1978	-10.12	1993	2.74
1979	-5.26	1994	3.36
1980	-4.36	1995	2.90
1981	-0.88	1996	2.16
1982	0.69		

Con respecto a las desviaciones del nivel de equilibrio, se observan períodos de apreciación entre los años 1973-1977, 1981-1984 y 1989-1996.

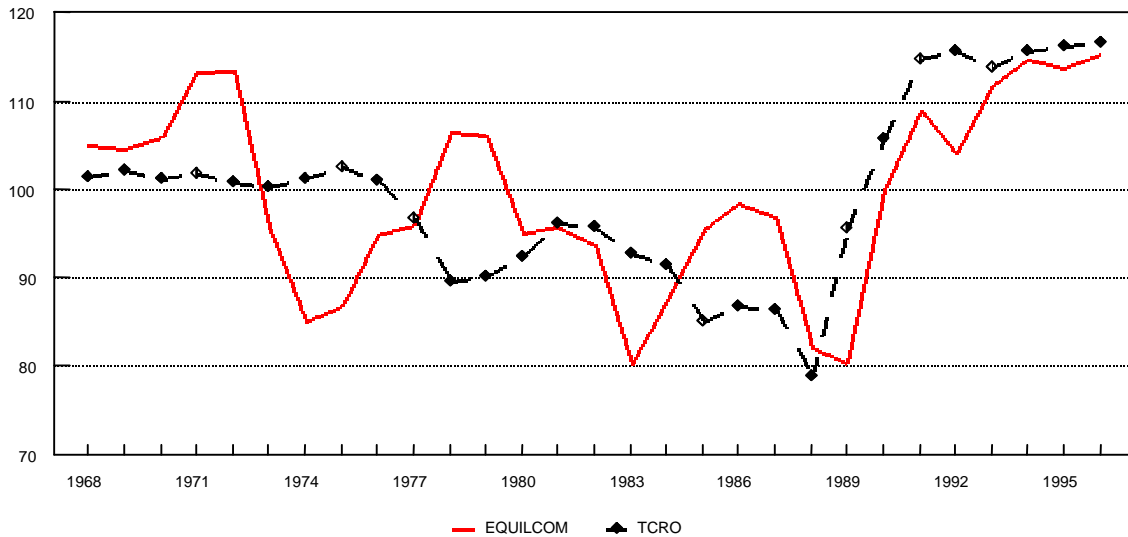
Entre los años 1973-1977, la apreciación con respecto al nivel de equilibrio se explicaría por la fijación del tipo de cambio nominal. Para el período entre los años 1981-1984, la apreciación se explicaría por la caída en los términos de intercambio que contrapesó y superó los efectos de la liberalización comercial iniciada a comienzos de los ochenta. La apreciación con respecto al nivel de equilibrio entre los años 1989-1996 tendría tres sub-períodos: en 1989 se explicaría en la medida que se diluyó el *shock* efectuado en 1988; entre 1990 y 1991 se explicaría por la aplicación del programa de estabilización económica; y entre 1992 y 1996 se explicaría por el mayor influjo de capitales. Sin embargo es interesante notar que las reformas de la economía así como su estabilización reducen paulatinamente la apreciación cambiaria respecto al equilibrio .

Por otro lado, entre los años 1968-1969 y entre 1977-1979 se observa una depreciación con respecto al nivel de equilibrio, en el primer caso se explicaría por los efectos de la devaluación en 1967, los cuales se fueron diluyendo en los dos años siguientes; en el segundo caso se explicaría principalmente por *shocks* positivos en los términos de intercambio (1978-1980), por la disminución de la protección arancelaria. una disminución de los activos externos netos (1979-1981 y 1986-1987) y por desbalances fiscales (1969-1976, 1980-1983 y 1986-1987).

Tal como se señaló en la sección metodológica, el cálculo del tipo de cambio real de equilibrio se realiza sobre los componentes permanentes de los fundamentos, entendiendo dichos componentes como los valores de largo plazo de los fundamentos. Sin embargo, presentamos adicionalmente los cálculos del tipo de cambio real de equilibrio tomando los valores actuales de los fundamentos, los cuales incorporan no sólo los componentes

permanentes, sino también los transitorios. Esto con la finalidad de hacer nota el mayor grado de volatilidad de la trayectoria de equilibrio basándose en este último cálculo.

Gráfico 3
ANÁLISIS DEL TCRO Y DE LA SENDA DE EQUILIBRIO
COMPONENTES TOTALES

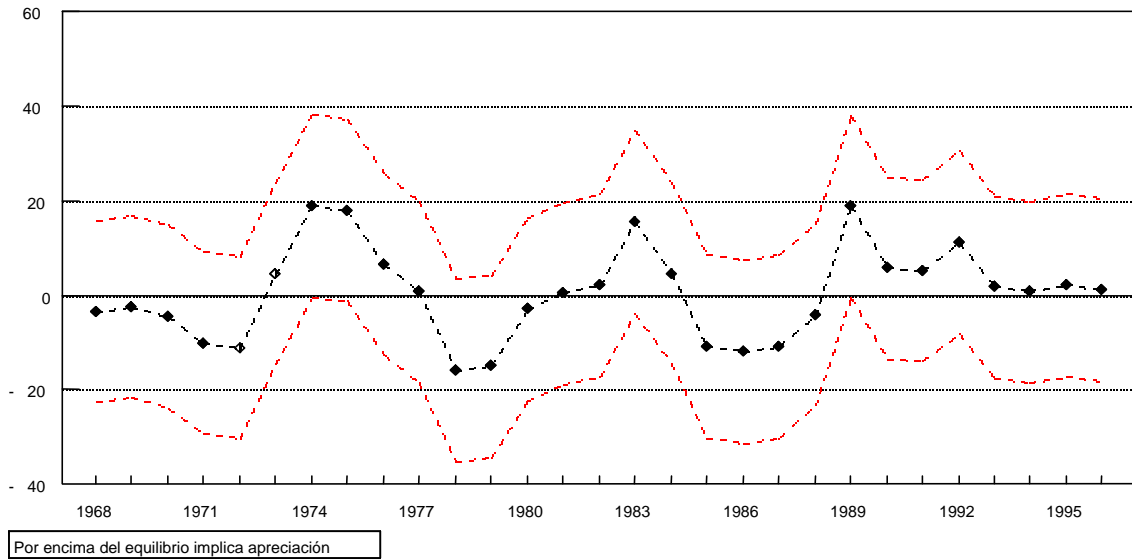


Por encima del equilibrio implica

En términos de brechas porcentuales:

Cuadro 7 DESVIACIONES CON RESPECTO AL EQUILIBRIO COMPONENTES TOTALES			
Año	BRECHA	Año	BRECHA
1968	-3.34	1983	15.65
1969	-2.36	1984	4.71
1970	-4.47	1985	-10.85
1971	-10.06	1986	-11.90
1972	-11.07	1987	-10.83
1973	4.69	1988	-4.00
1974	19.02	1989	18.83
1975	18.03	1990	5.79
1976	6.68	1991	5.33
1977	0.70	1992	11.24
1979	-14.95	1994	0.78
1980	-2.77	1995	2.16
1981	0.37	1996	1.19
1982	2.22		

Gráfico 4
DESVIACIONES CON RESPECTO AL EQUILIBRIO
COMPONENTES TOTALES



De acuerdo a los resultados, observamos que la trayectoria de equilibrio basada en los componentes totales (permanentes más transitorios) muestra un comportamiento con mayor volatilidad que la trayectoria basada en los componentes permanentes; Sin embargo, se puede identificar la tendencia seguida por la trayectoria, la cual muestra el mismo sentido que la trayectoria basada en los componentes permanentes. A continuación, mostramos un gráfico comparativo de las trayectorias de equilibrio:

Gráfico 5
ANÁLISIS COMPARATIVO DE LAS TRAYECTORIAS DE EQUILIBRIO

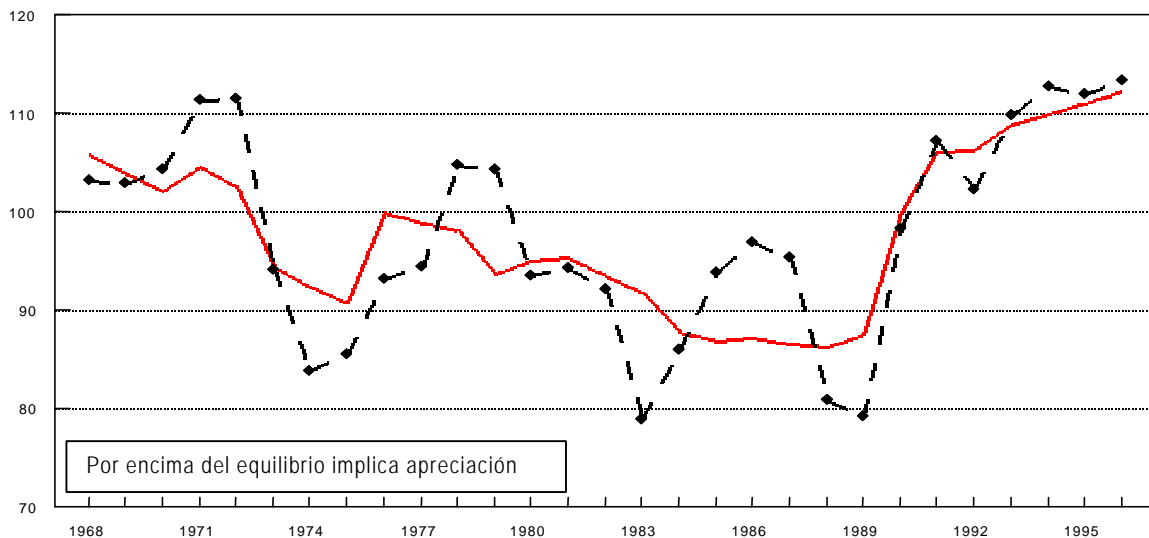
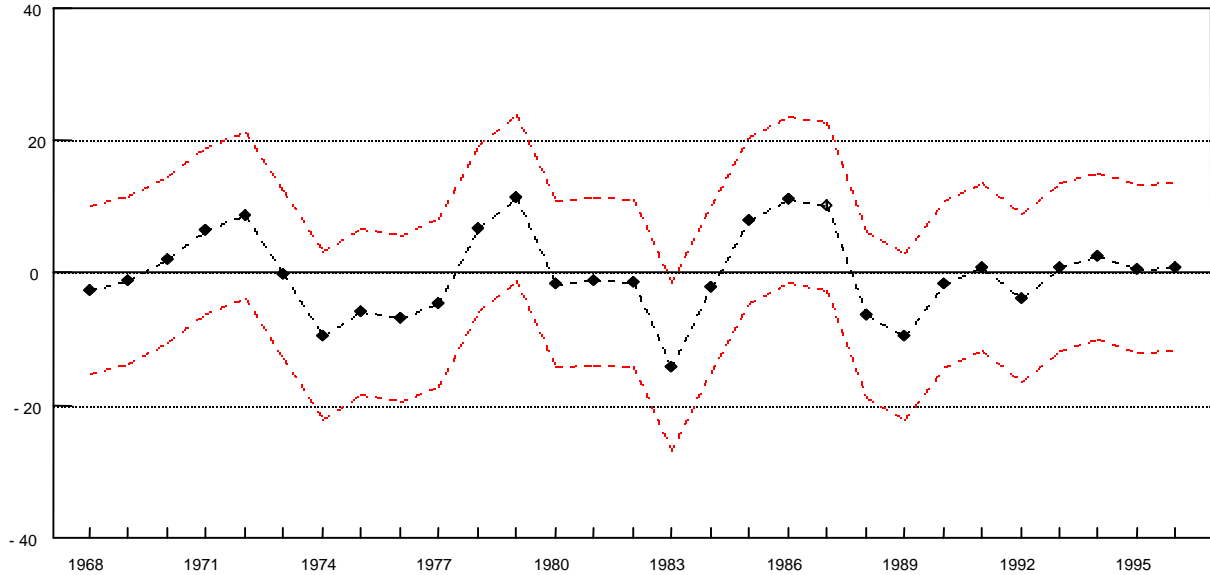


Gráfico 6
DIFERENCIAS ENTRE LAS TRAYECTORIAS DE EQUILIBRIO
VARIACIONES PORCENTUALES



La conexión entre el tipo de cambio real y el diferencial de tasas de interés

En este contexto, desarrollaremos o mejor dicho procederemos a la estimación del modelo ampliado el en cual el tipo de cambio real de equilibrio es variante el tiempo y asumido a ser una función de las variables contenidas en el vector FDIT y en DIT. Los resultados de la prueba de cointegración son los siguientes:

Cuadro 8					
7PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN					
HIPÓTESIS NULA	L-MAX TEST	V.C.	HIPÓTESIS NULA	TRACE-TEST	V.C.
$r = 0$ vs. $r = 1$	56.23*	26.63	$r = 0$	151.23*	104.93
$r = 1$ vs. $r = 2$	35.63*	22.76	$r \leq 1$	95.00*	78.30
$r = 2$ vs. $r = 3$	23.99*	18.96	$r \leq 2$	59.37*	55.54
$r = 3$ vs. $r = 4$	17.51*	15.00	$r \leq 3$	35.38	36.58
$r = 4$ vs. $r = 5$	11.08	11.23	$r \leq 5$	17.88	21.58
$r = 5$ vs. $r = 6$	5.51	7.37	$r \leq 6$	6.39	10.35
$r = 6$ vs. $r = 7$	0.89	2.98	$r \leq 7$	0.89	2.98

*Significativos al 10 por ciento.

De acuerdo a la prueba del L-Max habrían 4 vectores de cointegración y de acuerdo a la prueba de la Traza se verificaría la presencia de 3 vectores de cointegración respectivamente. El vector con sentido económico es el siguiente:

$$TCR_t = 0.90LPROD_t - 0.48LTOT_t + 0.25ANFRAT_t + 0.05FAB_t + 0.17TARIF_t + 1.52DIFLI3_t$$

Así mismo, se verifica a través de las pruebas de exclusión y de estacionariedad la significancia estadística de las variables utilizadas y los resultados ya obtenidos en las pruebas de raíz unitaria:

Cuadro 9 PRUEBAS DE ESTACIONARIEDAD									
R	g. de l.	$\chi^2(r)$	TCR	LPRODPC	LTOT	ANFRAT	FAB	TARIF	DIFLI3
2	2	9.49	21.64	20.96	21.00	19.78	11.21	33.55	21.32

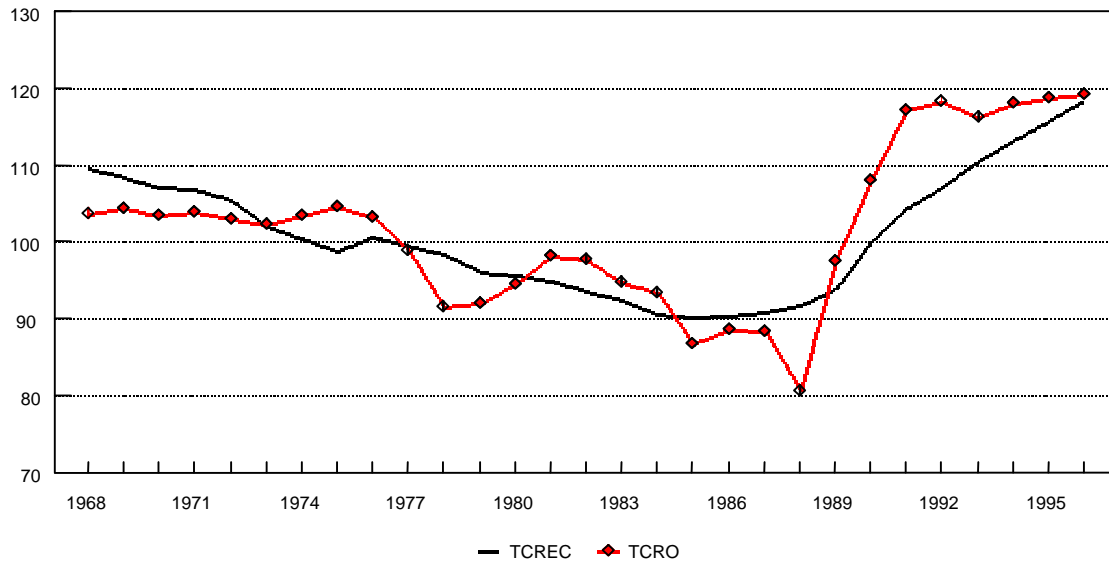
r es el número de vectores de cointegración.

Cuadro 10 PRUEBAS DE EXCLUSIÓN									
R	g. de l.	$\chi^2(r)$	TCR	LPRODPC	LTOT	ANFRAT	FAB	TARIF	DIFLI3
2	2	5.99	29.80	24.49	13.37	10.92	22.56	23.95	33.52

r es el número de vectores de cointegración.

Al igual que en el caso inicial, el cálculo del tipo del cambio real de equilibrio se realiza sobre los componentes permanentes de los fundamentos:

Gráfico 7
TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO CORRIENTE Y OBSERVADO
BASE 1990=100



Por encima del equilibrio implica apreciación

En términos de brechas porcentuales:

Cuadro 11			
DESVIACIONES ENTRE EL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO CORRIENTE Y OBSERVADO			
AÑO	BRECHA	AÑO	BRECHA
1968	-5.52	1983	2.51
1969	-3.73	1984	2.99
1970	-3.36	1985	-3.81
1971	-2.77	1986	-2.08
1972	-2.29	1987	-2.86
1973	0.33	1988	-12.34
1974	3.05	1989	3.94
1975	5.83	1990	8.06
1976	2.44	1991	12.24
1977	-0.76	1992	10.32
1978	-6.96	1993	5.12
1979	-4.15	1994	4.26
1980	-1.28	1995	2.48
1981	3.46	1996	0.56
1982	4.57		

De acuerdo a los resultados, con respecto al tipo de cambio real de equilibrio ajustado por el diferencial de tasas de interés, se observa una convergencia del tipo de cambio real observado al nivel de equilibrio, registrando en 1996 una apreciación de 0,56 por ciento.^{15/}

V. Dinámica de corto plazo

En las gráficas, presentadas en el anexo I, se muestra la respuesta del logaritmo del tipo de cambio real con respecto a *shocks* ortogonales en cada uno fundamentos subyacentes siguiendo la metodología de Lutkepohl (1992). En cada gráfica, los impulsos respuestas son limitados por bandas equivalentes a dos desviaciones estándar. El ordenamiento de las variables en el sistema VAR en el contexto de la dinámica de corto plazo es el siguiente: DIFLI3, FAB, LTOT, ANFRAT, LPROD y TCR.

Los resultados del análisis impulso respuesta indican lo siguiente: un *shock* ortogonal en la variable de productividad produce una apreciación del tipo de cambio real hasta el tercer año, para luego mostrar una depreciación hasta el sexto año. Un *shock* ortogonal sobre la variable términos de intercambio genera un resultado mixto una apreciación del tipo de cambio real hasta el segundo año y luego una depreciación hasta el quinto año. Ante un *shock* en la variable de pasivos externos netos, se produce una apreciación del tipo de cambio real hasta el segundo año y una depreciación hasta el cuarto año. En el caso de la variable de déficit fiscal primario su efecto sobre el tipo de cambio real es primero el de una apreciación hasta el tercer año y luego una depreciación hasta el quinto año. Finalmente, un *shock* ortogonal en la variable del diferencial de tasa de interés genera una apreciación hasta el tercer año y luego una depreciación hasta el sexto año.

En líneas generales, el impacto de un *shock* generalmente tiene una duración relativamente larga y estadísticamente significativa; así como, las respuestas en los primeros períodos es consistente con los signos hallados en el vector de cointegración. Siendo la vida media de dichas respuestas entre dos y dos años y medio. En este sentido, una importante característica de los resultados obtenidos en el análisis impulso respuesta es que dichos

^{15/} Es importante señalar que dado que se han utilizado datos con frecuencia anual, pueden existir alteraciones en los resultados estadísticos debido a un problema de grados de libertad. Por otro lado, se debe de abordar un posterior análisis estadístico con respecto a la existencia de simultaneidad y exogeneidad en las variables utilizadas como fundamentos.

resultados brindan una idea del tiempo de ajuste del tipo de cambio real ante *shocks* en los fundamentos.

VI. Conclusiones

En el presente trabajo se examinan los determinantes de largo plazo (fundamentos) del tipo de cambio real a partir de un análisis de las fuentes de tendencias del tipo de cambio real. A partir de dicho análisis se consideraron como fundamentos, la productividad, los términos de intercambio, el balance fiscal, el nivel de activos externos netos y el nivel de arancel.

Utilizando el enfoque de cointegración y la metodología de Johansen, se verificó la existencia de relaciones de cointegración entre el tipo de cambio real y sus fundamentos (productividad, términos de intercambio, balances fiscales, activos externos netos y aranceles). Así mismo, el análisis de cointegración se extendió para evaluar la existencia de vectores de cointegración incorporando el diferencial de las tasas de interés además de los fundamentos como una manera de evaluar el ajuste del tipo de cambio real observado a su nivel de equilibrio de largo plazo. En ambos casos se obtienen resultados significativos tanto desde el punto de vista de la teoría económica cuanto a la teoría estadística.

La trayectoria del tipo de cambio real de equilibrio basado en sus fundamentos es coherente con los hechos estilizados de la economía bajo el período bajo estudio. Es interesante notar que en los últimos años se observa una disminución paulatina de la diferencia entre el tipo de cambio real observado y el tipo de cambio real de equilibrio hallándose que el grado de apreciación del tipo de cambio real observado con respecto al nivel de equilibrio sería de 2 por ciento en 1996.

Es importante, sin embargo, señalar que esta estimación no se puede tomar como determinística en un punto, por lo que se presenta un intervalo de confianza alrededor del valor estimado, teniendo como límite superior un nivel de 5 por ciento. Este resultado, contrasta con el nivel dado a través de la teoría de la paridad de poder de compra el cual es superior al 40 por ciento. Por otro lado, de acuerdo a los resultados obtenidos, no se cumpliría la PPC en la medida que el tipo de cambio real observado, calculado bajo PPC, no es un proceso estacionario.

A partir de la relación cointegrante obtenida entre el tipo de cambio real observado y sus fundamentos, se procedió a evaluar la dinámica de corto plazo del tipo de cambio real observado en un contexto de vectores autorregresivos (VAR). Las respuestas del tipo de cambio real son coherentes económicamente dado los signos de los fundamentos; y adicionalmente son significativas estadísticamente. La vida media de dichas respuestas, lo que daría una idea del tiempo de ajuste del tipo de cambio real observado ante *shocks* en los fundamentos reales, es de entre dos y dos años y medio.

VII. Bibliografía

Bijan, Aghevli; Khan, Moshin y Montiel Peter. 1991. "Exchange Rate Policy in Developing Countries: some analytical issues" Ocasional Paper N° 78. IMF.

Blanchard, O. y Quah D. 1989. "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances" . *American Economic Review* . 79, 655-673.

Broner, F.; Loayza, N. y Lopez, J. 1997. "Misalignment and Fundamentals: Equilibrium Exchange Rates in Seven Latin American Countries", Nov. 1997. XV Encuentro Latinoamericano de la Sociedad Económica. Santiago de Chile, 1997.

Calderón, César; Ferreyra, Jesús e Illescas, Javier. 1995. "Tipo de Cambio Real de Equilibrio en el Perú." Mimeo. XII Encuentro de Economistas, BCRP.

Clark, Peter; Bartolini, Leonardo; Tamim Bayoumi y Steven Symansky 1994. "Exchange Rates and Economic Fundamentals: A framework for analysis" IMF Ocasional Paper, N° 115.

Clark, P.B. y Laxton, 1995. "Exchange Rate Effects of Fiscal Consolidation" World Economic Outlook, October

Edwards, Sebastian. 1989. "Real Exchange Rates, Devaluations and Adjustments". MIT, Press.

Feyzioglu, Tarhan. 1997. "Estimating the Equilibrium Real Exchange Rate: An Application to Finland" IMF Working Paper, Setiembre.

Frankel, Jeffrey A. 1993. "Six possible meanings of overvaluation", Capítulo 6. En Frankel Jeffrey: On Exchange Rates". MIT Press.

Frenkel, Jacob A. 1978. "A Monetary Approach to the exchange rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence". En Jacob Frenkel y Harry G. Johnson (eds.): *The Economics of the Exchange Rates*. Addison-Wesley Publishing Co., pp. 1-25.

Frenkel, Jacob A. 1981. . "The collapse of Purchasing Power Parity During the 1970's" *European Economic Review*. Vol 16, pp. 145-65.

Flynn Lippert, Alston; Janice Boucher Breuer. 1994. "Purchasing Power Parity and Real Factors". *Applied Economics*. Vol. 26, pp. 1029-1036

Harberger, Arnold. 1986. "Economic Adjustment and Real Exchange Rate". En Edwards y Ahamed: *Economic Adjustment and Exchange Rates in Developing Countries*, pp. 371-423. Chicago Press.

Johansen, Soren. 1988. "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254.

Johansen, Soren. 1991. "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models" *Econometrica*, Vol, 59, N° 6, pp. 1551-1580.

Johansen, Soren y Juselius, K. 1992. "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration- With Applications to the Demand for Money" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52 pp. 169-210.

Khan, Moshin. 1986. Comment. En Edwards y Ahamed (ed.): *Economic Adjustment and Exchange Rates in Developing Countries* . Editado por. Chicago, Press.

Keynes, J.M. 1923. A Tract on Monetary Reform. London and New York: Macmillan and St. Martin's Press for the Royal Economic Society, 1971.

Lutkepohl, H. 1992, Impulse Response Analysis of Cointegrated Systems. *Journal of Economic Dynamics and Control* 16, 53-78.

MacDonald, Ronald. 1997. "What Determines Real Exchanges Rates? The Long and the Short of It. IMF, Working Paper. N°21, Enero.

Meese, Richard y Kenneth Rogoff. 1988. Was it Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation over the Modern Floating-Rate Period, *The Journal of Finance*. Vol. XLIII, N° 4.

Moguillansky, Graciela.1995 Determinantes del Tipo de Cambio Real de Equilibrio en el Perú: 1980-1994. CEPAL.

Mujica, Patricio y Crespi, Gustavo. Determinantes del Tipo de Cambio Real: Un modelo de Vectores Autoregresivos para Chile XV Encuentro Latinoamericano de la Sociedad Econométrica, Santiago de Chile, Agosto 1997.

Repetto, Andrea 1992. Determinantes de Largo Plazo del Tipo de Cambio Real: Una aplicación al caso chileno 1960-1990. Colección Estudios CIEPLAN N° 36pp. 67-98. Diciembre.

Samuelson, P.A. 1964. Theoretical Notes on trade Problems. *Review of Economics and Statistics* 46, May, pp.145-54.

Stein, Jerome L. 1990. The Real Exchange Rate. *Journal of Banking and Finance*. Vol. 14, pp.1045-1078.

Willamson, John.1994 Estimating Equilibrium Exchanges Rates. Washington: Institution for International Economics.

Determinantes de la tasa de interés interbancaria y la importancia de la variabilidad para su estimación

Por: Paul Bringas y Vicente Tuesta ^{1/}

La tasa de interés interbancaria es una variable importante para la política monetaria en varios países. En algunos países es considerada una meta intermedia mientras que en otros es un indicador de la situación de liquidez del sistema.

En el Perú la tasa de interés interbancaria es un indicador de la situación de liquidez del mercado y el objetivo intermedio de la política monetaria es la oferta monetaria en soles, sin embargo, el Banco Central mantiene un seguimiento permanente de la evolución de la tasa de interés interbancaria. Actualmente existe un mercado interbancario que se forma principalmente a través de las cuentas corrientes que los bancos comerciales mantienen en el Banco Central de Reserva. El superávit o déficit de reservas en las cuentas de los bancos indicaría el exceso o falta de liquidez en el sistema.

Asimismo, el marcado patrón estacional de la liquidez durante el mes hace que la tasa de interés interbancaria tenga también un comportamiento estacional. En este sentido, es importante incluir en la estimación la volatilidad de la tasa como un determinante adicional que explica el comportamiento de la misma. Con una menor volatilidad,

la tasa de interés interbancaria podría convertirse en un mejor indicador de la política monetaria ^{2/}.

La presente investigación intenta encontrar una relación entre la volatilidad y la media de la tasa. Asimismo, se describe el comportamiento del mercado interbancario, su importancia para las instituciones del sistema financiero como una opción para obtener e invertir fondos alternativos a los depósitos bancarios y la relevancia de este mercado para el manejo diario de la política monetaria. La metodología que se empleará será la de series de tiempo utilizando modelos ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity). Ello en razón de que el objetivo del trabajo es encontrar los determinantes de la tasa de interés interbancaria considerando a su variabilidad en la estimación. Asimismo, se analizará la persistencia de la varianza ante un shock y se determinará la existencia de asimetría en la variabilidad de la serie.

A manera de conclusión se comprueba estadísticamente la necesidad de incluir la varianza de la tasa de interés interbancaria para explicar el comportamiento de la misma.

1/ Departamento de Intermediación Financiera Bancaria y Departamento de Análisis y Programación Financiera, respectivamente. Los comentarios vertidos en este trabajo no necesariamente representan la opinión del BCRP.

2/ En un trabajo previo encontramos como el mejor indicador de la política monetaria para el caso peruano al superávit de encaje, el cual presenta una clara relación inversa con la tasa de interés interbancaria.



En el trabajo se describe primero el funcionamiento del mercado interbancario junto con el rol del banco central en dicho mercado, explicándose la determinación de la tasa de interés interbancaria mediante un modelo simple de oferta y demanda. En la segunda parte se detalla la metodología usada en el análisis empírico; en la tercera sección los resultados econométricos y el análisis de los mismos. Finalmente, se exponen las conclusiones a la luz de los resultados obtenidos.

I. El Mercado Interbancario Peruano

Funcionamiento del mercado interbancario

Cuando un cliente abre una cuenta corriente en un banco comercial, el banco está tomando el compromiso de entregar fondos ante la demanda de los mismos. El cliente puede pedir fondos en la forma de retiro de efectivo o por la firma de un cheque que será transferido a otro banco. La última transferencia disminuye la cuenta corriente en el BCRP del banco que emitió el cheque y aumenta los depósitos del banco que recibe el cheque.

El mantenimiento de fondos por parte de los bancos (la suma del efectivo en la bóveda —caja— y la cuenta corriente en el Banco Central) son conocidos como reservas bancarias. El nivel de reservas que un banco mantiene está fluctuando constantemente, aumentando con los depósitos de efectivo de los agentes o por lo recibido de otros bancos, y disminuyendo con los retiros a favor de otros bancos o a favor del Tesoro Público.

Si la salida neta de fondos disminuye las reservas de un banco hasta dejarlo con un saldo deudor, éste puede obtener reservas pidiendo prestado en el mercado interbancario o recurriendo a la ventanilla de redescuento^{3/}. En el primer caso el banco prestamista entrega depósitos mantenidos en el BCRP y recibe al día siguiente el mismo depósito con un adicional correspondiente al interés ganado. El interés se paga conjuntamente con el monto del crédito, es decir, se abona en la cuenta corriente del prestamista tanto el principal cuanto los intereses^{4/}.

El mercado interbancario peruano se encuentra centralizado en Lima y en él intervienen sólo las entidades financieras que poseen una cuenta corriente en el Banco Central. Al cierre del día, luego de abonadas y cargadas todas las operaciones interbancarias ningún banco puede terminar con una cuenta corriente negativa en el Banco Central, para evitar esta posibilidad se recurre al mercado interbancario. En el caso que el mercado interbancario no logre satisfacer las necesidades de liquidez del sistema, el Banco Central interviene como prestamista de última instancia otorgando redescuentos.

Dada las regulaciones de encaje, los bancos deben mantener de manera obligatoria un porcentaje de sus depósitos como reservas. Sin embargo, dado que los bancos están en el negocio de entregar fondos, ellos mantienen reservas inclusive en la ausencia de alguna regulación o supervisión del Banco Central para atender posibles retiros significativos e inesperados de depósitos. Dado que el encaje no recibe remuneración^{5/}, los bancos mantendrán depósitos en el Banco Central sólo para cumplir con los requerimientos y si les queda un exce-

3/ La antigua ley de bancos permitía pedir redescuentos hasta por 180 días, durante un plazo de 360 días. La nueva ley que entró en vigencia en diciembre de 1996 recorta esta facultad a 90 días para el mismo plazo (Título V, artículo 95).

4/ En los Estados Unidos de América los bancos pueden obtener reservas alternativamente a estos mecanismos, vendiendo papeles (*Treasury bill*) con lo cual fondos provenientes de otros bancos sirven para cubrir la escasez de liquidez. En el Perú los bancos también podrían obtener reservas vendiendo CDBCRP en el mercado secundario, pero dado que, a la fecha, este mercado no está desarrollado, esta opción no es relevante como fuente de reservas para los bancos. Con la aparición de los repos en setiembre de 1997 se pretende darle una mayor estabilidad al mercado interbancario para solucionar las necesidades puntuales de liquidez del sistema.

5/ Es importante señalar que en el trabajo se hace referencia a operaciones en moneda nacional. El mercado interbancario en moneda extranjera tiene otra dinámica, resaltando el arbitraje con respecto a las tasas de interés internacionales y la poca influencia del BCRP que centra sus operaciones en moneda nacional.

dente lo utilizarán como reservas ante contingencias o para obtener beneficios prestando estos fondos a otros bancos. En este sentido, el mercado interbancario es importante porque permite asignar recursos ociosos de algunos bancos hacia otros con escasez de liquidez permitiéndoles a estos últimos mantener un saldo positivo en su cuenta corriente al cierre del día y cumplir con sus requerimientos de encaje.

Por otro lado, el mercado interbancario permite que los bancos prestamistas obtengan rendimiento por recursos que de otra forma no serían remunerados, aunque este rendimiento implica asumir un riesgo. El prestamista se enfrenta al riesgo generado por la alta volatilidad de la tasa de interés interbancaria que no está presente en la rentabilidad de otras alternativas de inversión, volatilidad que no es explicada totalmente por los excesos o los déficit de liquidez que se presentan en el comportamiento habitual del sistema. Es entonces la parte de la volatilidad que no es conocida ex-ante la que implica riesgo para el inversionista. Un funcionamiento eficiente del mercado interbancario implica que ante las necesidades de liquidez es el mismo sistema, en la medida de lo posible ^{6/}, el que satisface la demanda por reservas.

Un banco participa el mercado interbancario por dos razones: a) adquirir reservas necesarias para cubrir sus requerimientos (demandar fondos) b) ganar intereses por las reservas que se mantienen en exceso (ofertar fondos). En el mercado peruano existen bancos grandes que son prestamistas netos porque dada su extensa red de agencias, cubren sus requerimientos de encaje con su caja sin necesidad de recurrir a sus cuentas en el Banco Central. Ocurre lo contrario con los bancos pequeños.

En algunos casos los bancos arbitran en el mercado, es decir, en el mismo día que otorgan créditos interbancarios reciben interbancarios a una tasa menor a la que colocan. De esta manera el banco generaría en neto mayores ingresos por intereses el día en que se cancelen las operaciones. Asimismo, si un banco tiene la expectativa de que la tasa de interés interbancaria va a bajar, entonces preferirá colocar hoy o pedir prestado al día siguiente a una tasa menor, generando de esta manera mayores ingresos financieros.

Operativamente, el préstamo interbancario no es totalmente seguro dado que no exige garantía. Los bancos tienen entre ellos determinadas líneas de crédito y dentro de estas líneas es que se otorgan los créditos. El mercado funciona telefónicamente (no existen *brokers*) y posteriormente, al cierre del día, se formaliza mediante una carta ^{7/}. Algunos bancos no acceden a interbancarios por su mala reputación ante los bancos que ofertan los fondos, teniendo la opción de solicitar redescuentos o servirse de un banco intermediario para conseguir los fondos a un mayor precio ^{8/}. Otra característica del mercado es que los créditos interbancarios están exentos de requerimientos de reservas facilitando de esta manera la realización de estas operaciones al reducir los costos.

Es importante señalar, que también se realizan operaciones interbancarias a plazos llamadas *operaciones punta*. Por lo general las otorgan los bancos que reciben depósitos a plazos (por ejemplo depósitos de IPSS, FONAVI, entre otros) y los colocan para asegurar rentabilidad. El plazo varía y depende del acuerdo de ambas partes. Los bancos que los piden por lo general tienen colocaciones “atadas”, es decir, están destinadas a inversiones con mayor rendimiento.

6/ Si el sistema no es capaz de “limpiarse” aparece una demanda por redescuentos al Banco Central.

7/ Es importante señalar que el mercado interbancario no funciona en tiempo real, es decir, todas las operaciones del día se hacen efectivas al término de la tarde. Es decir, los préstamos interbancarios se realizan una vez firmada la carta que no es cien por ciento segura.

8/ Las tesorerías de los bancos poseen un departamento de riesgos, en el cual se evalúa en qué activos pueden invertir y además el riesgo que representa trabajar con determinado banco (se consideran diferentes medidas de solvencia y liquidez, p. ej.: ratios de cartera pesada).

Por otro lado, la participación del Banco de la Nación influye de manera significativa en la determinación de la tasa de interés interbancaria, ya que es el medio a través del cual el sector público canaliza tanto sus gastos (remuneraciones, bienes y servicios entre otros) como sus ingresos (recaudación tributaria e ingresos no tributarios) inyectando o retirando liquidez al sistema. Es importante señalar que anteriormente el Banco de la Nación participaba en el mercado como otro Banco Central aumentando la liquidez al otorgar préstamos interbancarios, generando así distorsiones en el mercado.

Política monetaria y el mercado interbancario

El mercado interbancario es un buen lugar para entender tanto las finanzas como la política monetaria. Desde el punto de vista de las finanzas, los fondos interbancarios representan activos de corto plazo que son negociados entre los bancos a una tasa determinada. El banco que tiene fondos en exceso colocará estos activos a la tasa de mercado, el prestatario devolverá el principal más un interés en una fecha pactada.

Desde el punto de vista de la política monetaria, la operatividad diaria del banco central influye en el mercado interbancario en moneda nacional mediante sus instrumentos de política (operaciones de mercado abierto, repos y redescuentos). Es por ello que este mercado, representado en la tasa de interés interbancaria puede jugar un rol determinante en la implementación de la política monetaria, principalmente, en la búsqueda de la estabilidad de precios ^{9/}.

Con la finalidad de lograr el objetivo de la política monetaria el Banco Central regula la liquidez del sistema controlando la emisión primaria, variable que cons-

tituye la meta intermedia de política monetaria. De esta manera la autoridad monetaria no ejerce control alguno sobre las tasas de interés, las cuales fluctúan por interacciones de oferta y demanda.

En la medida en que el Banco Central pueda aumentar su influencia indirecta sobre la tasa de interés interbancaria, mediante un manejo más fino del stock de fondos interbancarios, se lograría disminuir el impacto de *shocks* de liquidez en el sistema. Asimismo, se extraerían señales más claras sobre la posición de la política monetaria que adopte el Banco Central, es decir, la tasa de interés interbancaria podría ser un indicador de política que guíe las expectativas de los agentes económicos ^{10/}.

El mercado interbancario peruano presenta un marcado patrón estacional de comportamiento en cada período mensual, básicamente por dos razones: el pago de impuestos y cumplimiento de las exigencias de encaje. En este sentido, durante la primera quincena los bancos cuentan con liquidez luego de los pagos de remuneraciones del mes anterior, mientras que en la segunda se presenta un faltante de la misma. La tasa interbancaria refleja este patrón estacional con tasas decrecientes durante la primera quincena y crecientes durante la segunda, describiendo así una trayectoria en forma de “U”. Es importante señalar, que la disminución de la tasa durante la primera quincena se registra a lo largo de la misma, en tanto que el aumento en la segunda quincena se produce en los primeros días de ésta (semana de pago de impuestos), manteniéndose pegada a la cota superior, que estaría dada por la tasa de redescuentos.

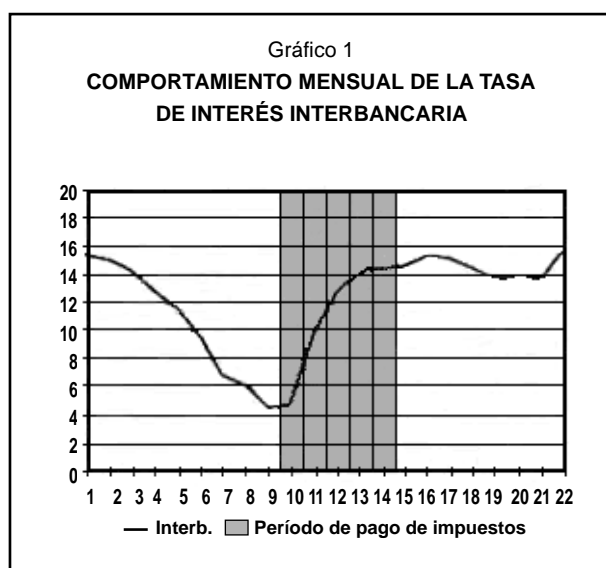
El exceso de fondos en la primera quincena permite que los bancos intervengan en el mercado para tratar de rentabilizar estos fondos ociosos. En este lapso, la volatilidad de la tasa es mayor y el nivel registra una

9/ En economías desarrolladas, el gran volumen del sistema de pagos (en promedio más de 40 veces el PBI) permite una implementación de la política monetaria dirigida a mantener la estabilidad de precios. Específicamente, un sistema de pagos eficiente constituye un canal efectivo para el manejo monetario del banco central para las transacciones económicas entre los diversos agentes.

10/ Bernanke y Blinder (1992) determinan que la tasa de interés de los *Federal funds* es un buen indicador de las acciones de la política monetaria para la economía estadounidense y es sumamente informativa acerca del movimiento futuro de las variables macroeconómicas reales y monetarias.

tendencia decreciente (como se comprobará en el análisis empírico). Por otro lado, en la segunda quincena la tasa de interés interbancaria empieza a subir y se pega al límite superior que está dado por la tasa de redescuentos. Esto sucede tanto por el término del período de cómputo de encaje de esta quincena como por la recaudación tributaria que se efectúa a partir del décimo día útil de cada mes, con lo cual las cuentas de los bancos son cargadas a favor del Banco de la Nación que al final retira fondos del sistema.

El gráfico siguiente muestra el comportamiento mensual de la tasa de interés interbancaria, en el cual se ha considerado el promedio de cada día útil para los quince meses correspondientes al período muestral (enero 1996 - marzo 1997).

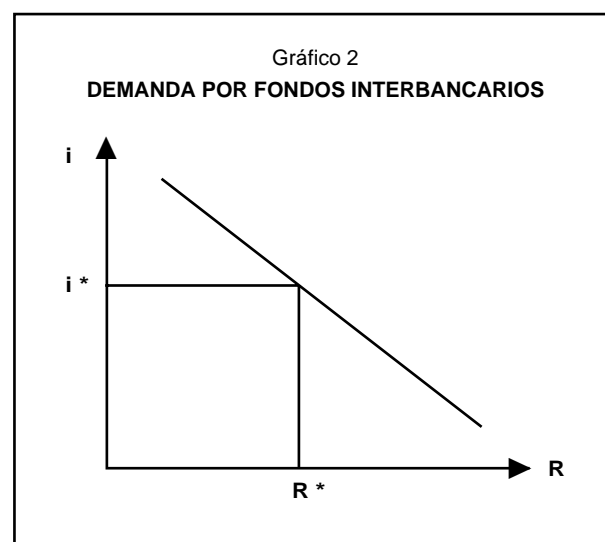


VARIABLES QUE DETERMINAN LA TASA DE INTERÉS INTERBANCARIA

A continuación se presenta un modelo simple que describe el comportamiento del mercado interbancario, y además permite determinar las variables a ser consideradas en el análisis empírico. En este modelo la tasa de interés interbancaria está determinada por la interacción de la oferta y la demanda de fondos interbancarios.

La demanda agregada por fondos de los bancos se deriva de la demanda del público mediante cheques y efec-

tivo por sus depósitos, los requerimientos de liquidez que fluctúan durante el mes por el período de pago de impuestos (el cual está concentrado en un período de cinco días luego del décimo día útil de cada mes) y los requerimientos promedio de encaje mínimo legal sobre los depósitos. En términos generales asumiendo constantes los factores que la determinan, la demanda por fondos interbancarios puede representarse como una función de demanda típica, es decir, de pendiente negativa. La relación se daría de la siguiente manera: una disminución en la tasa de interés interbancaria provocada por un exceso de recursos en el mercado haría que los fondos interbancarios sean más baratos. De esta manera, la cantidad demandada por los mismos aumentaría hasta equilibrar el mercado, ya que sería más atractivo obtener fondos en este mercado.



Por el lado de la oferta la figura es un tanto más complicada ya que el Banco Central puede intervenir en la determinación del *stock* total de reservas disponibles por el sistema bancario mediante la “ventanilla” de redescuentos, compras de moneda extranjera y por los movimientos en el saldo de los certificados del BCRP. Los dos primeros instrumentos agregan fondos a los ya mantenidos por el sistema, mientras que cambios en el saldo de certificados pueden agregar o disminuir los fondos del sistema. De los dos instrumentos que agregan fondos al sistema sólo los redescuentos pueden proveer de un monto considerable en el día a día, ya que por compras de moneda extranjera no es habitual

inyectar al sistema más de US\$ 10 millones diarios, pues lo que busca el Banco Central mediante este instrumento es evitar movimientos bruscos en el tipo de cambio.

La ventanilla de redescuentos es un instrumento de última instancia, es decir, el Banco Central sólo interviene una vez que los bancos son incapaces de cubrir sus requerimientos de fondos a través del mercado interbancario. El Banco Central mantiene entonces una estrategia de intervención sobre el stock de reservas permitiendo que la tasa de interés interbancaria fluctúe libremente, es decir, cambios en la demanda y oferta de reservas afectan directamente a la tasa.

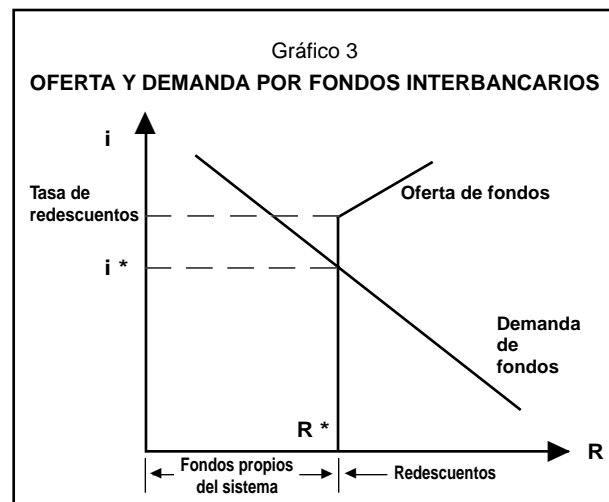
Asimismo, cabe señalar que el sistema bancario tendrá mayor liquidez con un aumento en los gastos del sector público. De esta forma una disminución en los depósitos del sector público indicaría mayores gastos por parte del gobierno. Es así, que es necesario incorporar en la estimación variables que reflejen los movimientos del sector público.

El monto de los fondos interbancarios prestables dependerá de las decisiones de los bancos comerciales, quienes en todo momento buscan rentabilizar los recursos con los que cuentan. El saldo de las cuentas corrientes en el Banco Central dependerá entonces de las opciones alternativas de inversión para los bancos como son otorgar créditos, invertir en títulos valores de renta fija o variable, comprar moneda extranjera o colocar préstamos interbancarios.

Sin embargo, las colocaciones de crédito son a plazos mayores y necesitan un mayor monitoreo el cual resulta costoso, hay escasez de títulos valores en el mercado peruano, con lo cual el mercado interbancario aparece como una manera alternativa de invertir recursos excedentes. También cabe la posibilidad de que ante expectativas de devaluación las tesorerías de los bancos destinen sus fondos excedentes a la compra de moneda extranjera.

Entre las ventajas del mercado interbancario como una opción de inversión se encuentran el hecho de que este mercado es muy líquido como también que las operaciones involucran montos altos. Frente a ingresos de recursos no esperados, el mercado interbancario se muestra para los bancos como la mejor opción de inversión ya que de esta manera se colocan fondos por corto tiempo rentabilizando el exceso temporal de liquidez, el cual de otra forma no sería remunerado. Por otro lado, los prestatarios también se benefician puesto que pueden financiar sus carencias de liquidez a tasas menores que la de la ventanilla de descuentos.

En el gráfico 2 se considera la intervención del Banco Central vía redescuentos como un mecanismo de última instancia y se muestra la relación entre la provisión de reservas y la tasa de interés interbancaria. La oferta de fondos tiene un segmento vertical y otro no vertical, puesto que las reservas con que disponen los bancos pueden provenir del propio sistema o ser inyectados mediante la intervención del Banco Central. La distancia entre el tramo vertical de la oferta de reservas y el eje vertical está determinada por el saldo de reservas propias del sistema, la oferta se mantiene vertical hasta el punto en el cual la tasa interbancaria iguale a la tasa de redescuentos^{11/}, ya que por encima de este punto los bancos que requieran liquidez verán más conveniente pedir redescuentos en lugar de préstamos interbancarios.



11/ La tasa de redescuento relevante es la tasa de préstamos sin garantía de CDBCRP (la otra tasa es con garantía de CDBCRP). En setiembre de 1997 se unificaron las tasas de redescuento.

La oferta de reservas no pasa, sin embargo, a ser completamente horizontal por encima de la tasa de redescuentos (como se esperaría) ya que puede darse el caso que un banco recurra a los préstamos interbancarios aún cuando éstos sean más caros que los redescuentos. Una razón puede ser que los bancos se encuentren cerca al límite máximo de días en los que se permite pedir redescuentos, de ser el caso los bancos pasarían a ser considerados riesgosos y supervisados por posibles problemas de solvencia. La intervención del Banco Central permite entonces suavizar las fluctuaciones de la tasa de interés interbancaria por sobre la tasa de redescuentos.

II. Metodología

En el presente trabajo se utilizará un modelo de series de tiempo para describir el comportamiento y los determinantes de la tasa de interés interbancaria, así como también para probar la existencia de la prima por riesgo que exigiría un agente racional (banco) al invertir en este mercado.

El hecho que una serie presente heterocedasticidad obliga a modelar la varianza de la serie simultáneamente con la media. Los modelos más usados que permiten tomar en cuenta estas consideraciones son los de la familia ARCH (autoregressive conditionally heteroskedastic) introducidos por Engle (1982). Asimismo, la existencia de una prima por riesgo hace que la varianza condicional de la serie no sea constante en el tiempo, y que cambios en ella se reflejen sobre la media de la serie.

Entre las principales ventajas de modelar la varianza de una serie se encuentran:

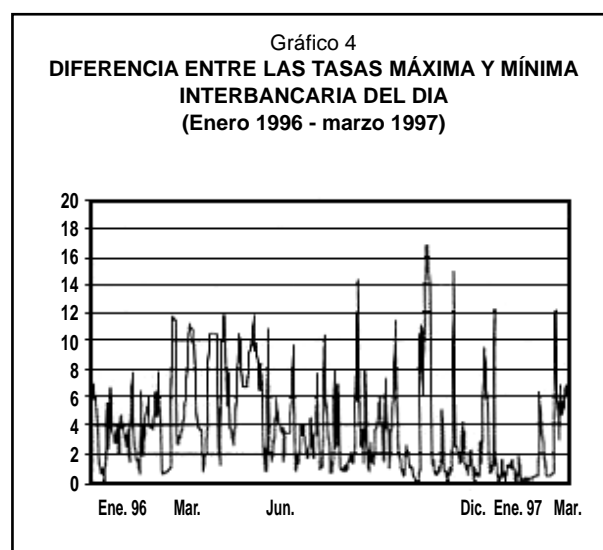
- Modelar la varianza permite conocer las variables que la determinan y el riesgo que implicaría invertir en este mercado.
- Los intervalos de confianza para la predicción pueden variar en el tiempo, con lo cual se gana exactitud en los intervalos modelando la varianza de los errores.
- Se mejora la eficiencia de los estimadores si se maneja apropiadamente el problema de la heterocedasticidad.

Justificación de la existencia de la prima por riesgo

Teniendo en cuenta que colocando préstamos interbancarios los bancos buscan rentabilizar los excesos de liquidez, y a la vez considerando que el mercado es muy volátil, en el modelo se asume que los inversionistas exigen una prima por invertir en este mercado. Adicionalmente, los bancos deben considerar el riesgo implícito del no cumplimiento de los requerimientos de encaje mínimos exigidos, es decir, el tesorero de cada banco incorporará en la tasa que cobra el riesgo de quedarse corto al prestar en vez de acumular numerales y tener luego que financiarse a una tasa mayor a la que cobró al colocar los fondos.

Es importante señalar que en la primera quincena la variabilidad de la tasa (cambio de un día para otro) es mayor que en la segunda, por lo tanto se espera que en este período sea más probable la existencia de la prima por riesgo. Para cuantificar las variabilidades en ambas quincenas se procedió a promediar los valores de cada día útil correspondiente al período utilizado en el análisis, obteniéndose una variabilidad de 17 por ciento para los primeros quince días y de 1 por ciento para los restantes.

Una manera alternativa de medir la variabilidad de la tasa de interés interbancaria es considerar la diferencia de los valores máximos y mínimos de la tasa durante el día. Al respecto se realizó este cálculo para el período muestral (ver gráfico siguiente).



Para justificar la mayor variabilidad de la tasa en la primera quincena se procedió a calcular por separado el promedio de las diferencias de las observaciones tanto de la primera cuanto de la segunda quincena del mes. Para la primera quincena se obtuvo un diferencial promedio intradiario de 4,32 por ciento, mientras que para la segunda quincena fue de 3,62 por ciento. De estos resultados, se presume que en la primera quincena es más probable la existencia de una prima por riesgo.

Modelos tipo ARCH

Un modelo de este tipo incluye dos ecuaciones: una que explica el comportamiento de la media y otra de la varianza. Asimismo, la varianza condicional del error de predicción en el tiempo t está en función: del tiempo, de un sistema de parámetros, de variables exógenas y endógenas rezagadas y de errores pasados de predicción.

Si se incluyen términos autorregresivos y exógenos en la segunda ecuación, el modelo es de tipo GARCH (1,1), mientras que si además en la ecuación de la media se incluye la varianza se trata de un modelo ARCH-M. Esta última forma es muy atractiva en las finanzas ya que es natural suponer que el retorno esperado de un activo sea proporcional al riesgo esperado del mismo. Las ecuaciones (1) y (2) representan los modelos GARCH y las (3) y (4) los modelos ARCH-M.

$$y_t = kX_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\delta_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\delta_{t-1}^2 \quad (2)$$

$$y_t = X_t + \lambda\delta_t^2 + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\delta_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\delta_{t-1}^2 \quad (4)$$

En los modelos presentados, la varianza condicional depende de tres factores: una constante, el error de predicción del período anterior (término ARCH) y de la predicción pasada de la varianza (término GARCH). Por su parte, la media depende de un conjunto de factores exógenos representados por la matriz X y por la prima por riesgo (término $\lambda\delta_t^2$).

Muchos investigadores han aplicado la metodología ARCH obteniendo buenos resultados, sobretudo al analizar el mercado de precios de activos, por ejemplo, Engle y Bollerslev (1986) usaron un GARCH (1,1) para modelar la prima por riesgo en el mercado cambiario y Bollerslev, Engle, y Wooldridge (1988) extendieron el GARCH (1,1) para un contexto multivariado en el cual testearon un condicional CAPM con covarianzas de los retornos de los activos variables en el tiempo.

Los modelos GARCH son estimados por máxima verosimilitud, asumiendo que los errores tienen una distribución condicional normal. Este es un supuesto más débil con relación a que los errores estén normalmente distribuidos, pero esta última normalidad no sería consistente con las colas de las distribuciones, las cuales son muy anchas para este tipo de data. Inclusive si el supuesto de normalidad condicional es inválido, el estimador puede obtener buenos resultados. Adicionalmente, dado que la varianza aparece en una forma no lineal, la función de máxima verosimilitud debe ser estimada usando algoritmos iterativos.

Estos modelos permiten mejorar las proyecciones. Sin embargo, la simple estructura de los mismos imponen ciertas limitaciones. Por ejemplo, algunos investigadores comenzando por Black (1976) han encontrado evidencia de que los retornos de los activos están negativamente correlacionados con cambios en los retornos de la volatilidad, es decir, la volatilidad tiende a aumentar ante respuestas de “malas noticias” (el retorno en exceso es menor que el esperado) y a caer en respuesta a las “buenas noticias” (el retorno en exceso es mayor que el esperado). Además, presentan otras limitaciones relacionadas con la dificultad de la estimación y de la interpretación de la persistencia de los shocks en la varianza condicional. A continuación se explican las limitaciones de estos modelos:

- a) Consideran que los shocks que afectan a la varianza de la serie son simétricos, es decir, es sólo el tamaño y no el signo de los residuos rezagados lo que determina la varianza condicional. Esto implica que la volatilidad, ante un shock, puede aumentar o disminuir con la misma probabilidad.

- b) Suponen la imposición de restricciones de no negatividad en los parámetros estimados para asegurar que la δ_t^2 sea siempre positiva. Esto crea dificultades en la estimación de los modelos.
- c) La persistencia de la varianza no puede ser interpretada adecuadamente, dado que los momentos condicionales del modelo GARCH (1,1) pueden divergir aun cuando el proceso sea estrictamente estacionario.

Ante estas limitaciones es preferible usar el modelo EGARCH, desarrollado por Nelson (1991). Este modelo utiliza una especificación logarítmica para asegurar la no negatividad de la varianza independientemente del valor de los parámetros estimados. El impacto de los residuos más recientes es ahora exponencial en vez de ser cuadráticos como ocurre en los modelos anteriores.

$$y_t = X_t + \lambda \delta_t^2 + e_t \quad (5)$$

$$\text{Ln}(\delta_t^2) = \omega + \alpha \left| \varepsilon_{t-1} / \delta_{t-1} \right| + \beta \text{Ln}(\delta_{t-1}^2) + \gamma \varepsilon_{t-1} / \delta_{t-1} \quad (6)$$

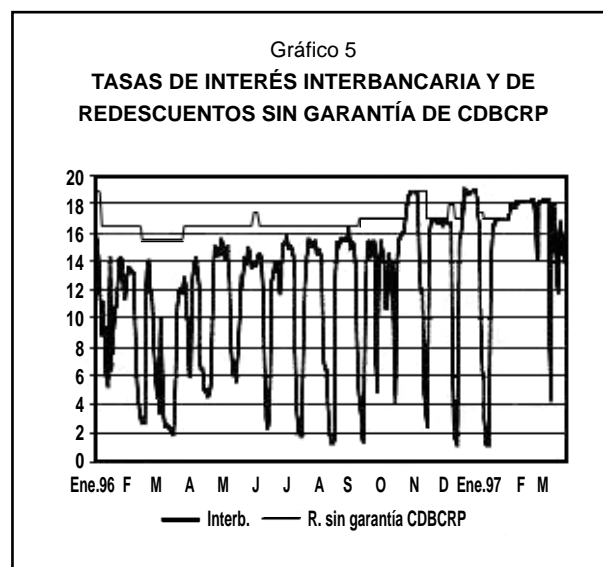
En la ecuación el término γ indica la existencia de simetría en los shocks que afectan a la varianza de la serie. Si el término $\gamma = 0$ entonces los shocks son simétricos, caso contrario, los shocks son asimétricos. De esta manera si $\gamma > 0$, los shocks positivos a la varianza tendrán un impacto mayor ($\alpha + \gamma$) que los negativos ($\alpha - \gamma$). En caso contrario los shocks negativos tendrían un mayor impacto. Por su parte, el parámetro β mide la persistencia de los shocks sobre la varianza, es decir, ver si el shock pasado tiene un efecto transitorio o permanente en la varianza. Cuanto más cercano a uno se encuentre este parámetro entonces más prolongado será el shock pasado sobre la varianza. El parámetro α mide el impacto en magnitud de shocks de información pasados, el cual combinado con γ nos muestra la sensibilidad de la varianza ante shocks positivos o negativos.

Es importante señalar que en este tipo de modelos es factible incorporar en la ecuación de la varianza variables predeterminadas, asimismo se puede incorporar la varianza condicional de cada una de las variables para medir el efecto de la variabilidad de cada variable en la varianza del modelo.

VARIABLES PARA EL ANÁLISIS

En la presente investigación se han considerado variables de frecuencia diaria (sólo se consideran los días útiles) correspondientes al período entre enero de 1996 y marzo de 1997 (período que mantiene la misma normatividad respecto al encaje). Se utiliza data diaria ya que se trata de modelar la evolución y la variabilidad de la tasa que sigue un patrón mensual, además porque esta tasa es la que se cobra por préstamos interbancarios a un día (*overnight*)^{12/}.

En el gráfico siguiente se presenta la tasa interbancaria y la de redescuentos para el período de análisis, el cual culmina en la fecha donde el período de computo para el encaje pasó de quincenal a mensual.



Como se mencionó en el modelo simple de determinación de la tasa de interés interbancaria, es la interacción

12/ La tasa de interés interbancaria se calcula mediante un promedio ponderado de los préstamos otorgados en el día expresada en términos anuales.

de la oferta y demanda de fondos la que determina el nivel de la tasa. En este sentido, es necesario identificar cuáles son los factores que pueden afectar tanto a la oferta cuanto a la demanda sin dejar de lado algunos factores institucionales que pueden interactuar entre una y otra.

Dentro de las variables de oferta hay que diferenciar entre las que se derivan de la operatividad propia del Banco Central con la finalidad de cumplir su objetivo inflacionario y las variables exógenas. Dentro de las primeras destacan las compras o ventas de moneda extranjera, la colocación neta de certificados de depósito y los redescuentos. Entre las variables de segundo tipo figuran los gastos del sector público ya que es una fuente de provisión de fondos, considerándose a la variable depósitos del sector público (separando los depósitos del Banco de la Nación de los del Tesoro) para reflejar que los mayores gastos del sector público se reflejarían en menores depósitos. Asimismo, se considera dentro de las variables exógenas a la demanda por circulante ya que afecta la oferta de fondos propios del sistema. Cuando la demanda por circulante aumenta los bancos cuentan con menores fondos disponibles para ser encajados con lo que haría aumentar la tasa de interés interbancaria.

Las variables de demanda pueden ser institucionales como el período de pago de impuestos, el mismo que se presenta en la segunda quincena del mes. La demanda por este concepto se recoge en el canje de cheques a favor del Banco de la Nación. El pago de impuestos y el cómputo del encaje en la segunda quincena hacen que la liquidez en el sistema sea escasa durante este lapso, aumentando con ello la tasa de interés interbancaria (la que se pega a la tasa de redescuentos). La escasez de liquidez de la segunda quincena se recoge mediante el uso de una variable dummy (DUMS). Por otro lado, las expectativas de los agentes sobre el futuro de la tasa interbancaria también influyen sobre la tasa corriente ya que si se espera un aumento de la misma los bancos que necesiten fondos demandarán interbancarios hoy haciendo así que se cumpla lo que

esperaban, las expectativas de los agentes se capturan con el cambio de la tasa interbancaria de un día a otro (DINT).

Las variables a considerar para el análisis empírico son las siguientes:

- CHEQ = Canje de cheques del Banco de la Nación.
- CIRC = Saldo del circulante.
- DNBCR = Depósitos del Banco de la Nación en el BCRP.
- DTBCR = Depósitos del Tesoro en el BCRP.
- DINT = Diferencia entre la tasa interbancaria corriente y la del período anterior ($DINT_t = INT_t - INT_{t-1}$)
- DUMS = Dummy correspondiente a la segunda quincena de cada mes.
- DLTC = Diferencia del logaritmo del tipo de cambio.
- INET = Saldo inicial neto del sistema bancario ^{13/}.
- REDES = Tasa de interés de redescuentos sin garantía de CDBCRP
- SPRO = Tasa de superávit de encaje promedio.

III. Análisis de los resultados

En esta sección se modela la tasa de interés interbancaria comparando los resultados entre mínimos cuadrados ordinarios y un modelo tipo EGARCH.

Al correr una regresión por mínimos cuadrados ordinarios para la media de la tasa de interés interbancaria, se obtuvo el siguiente mejor modelo (sin considerar a la varianza como variable explicativa):

$$INT_t = a_1 + a_2 INET_{t-1} + a_3 REDES_t + a_4 CHEQ_t + a_5 DNBCR_{t-1} + a_6 DTBCR_{t-1} + a_7 DUMS_t + a_8 DINT_{t-1}$$

13/ Definido como: (cuenta corriente + canje + redención neta de CDBCRP - redescuentos). Muestra el monto en cuenta corriente de los bancos al iniciar el día.

Coefficiente	T-estadístico
$a_1 = -13,77067$	-3,08
$a_2 = -0,020691$	-12,26
$a_3 = 1,553505$	5,73
$a_4 = 0,011878$	2,90
$a_5 = 0,003450$	2,49
$a_6 = 0,005207$	2,69
$a_7 = 1,277785$	3,14
$a_8 = 0,521922$	7,88
$R^2 = 0,625215$	D.W.= 1,044879

Los coeficientes estimados registran los signos esperados y son estadísticamente significativos. Según el modelo anterior la tasa de interés interbancaria se explica por variables: de oferta ($INET_{t-1}$, $DNBCR_{t-1}$, $DTBCR_{t-1}$), de demanda ($CHEQ$, $DUMS$) y de las expectativas de la tasa de interés interbancaria ($DINT_{t-1}$). Se puede apreciar que un menor saldo inicial neto haría aumentar la tasa interbancaria puesto que reflejaría una escasez de fondos; un aumento en los depósitos tanto del Banco de la Nación cuanto del Tesoro en el BCRP implicarían menor liquidez en el sistema explicando, principalmente, por la recaudación de impuestos y menor gasto de gobierno, lo que llevaría a un aumento de la tasa de interés interbancaria. Por el lado de demanda un aumento en el canje de cheques en favor de Nación reduce la cuenta corriente de las empresas bancarias en el BCRP con lo cual aumenta la tasa de interés interbancaria; por otro lado la dummy de la segunda quincena recoge el efecto de la menor liquidez del período por el pago de impuestos y el cierre del cómputo de encaje. Las expectativas de un aumento de la tasa interbancaria generarían una mayor demanda de fondos presionando al aumento de la tasa interbancaria.

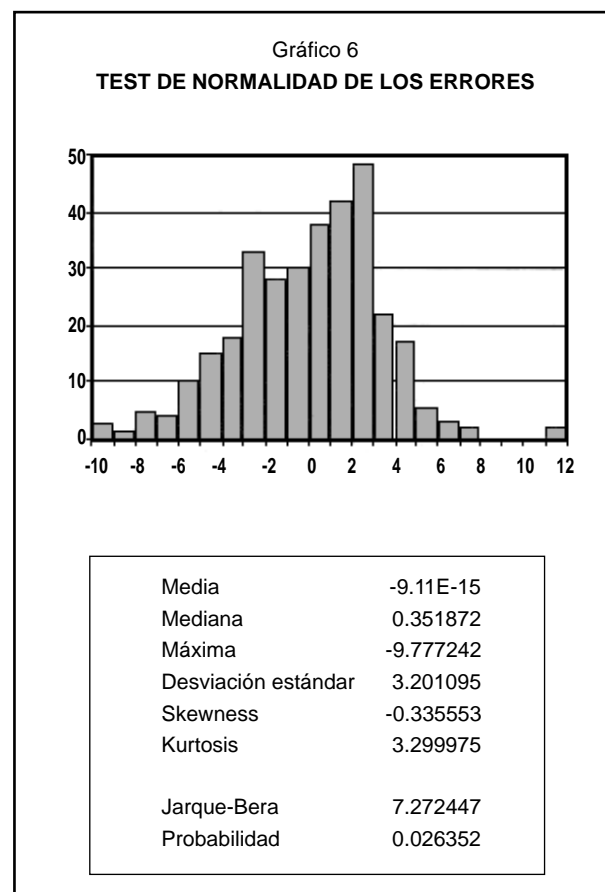
Por lo tanto, a mayores depósitos del Banco de la Nación y Tesoro en el BCRP, menor será el saldo inicial neto del sistema bancario, a mayores canjes de cheques a favor del Banco de la Nación sumado al efecto del período de pago de impuestos, mayor el nivel de la tasa de interés interbancaria.

El R^2 está en un nivel aceptable, sin embargo, el D.W. tiene un valor lejano a 2, lo cual indica un posible problema de autocorrelación en los errores. La

autocorrelación en la serie puede explicarse por la omisión de alguna variable, por un error de especificación, o por un problema de heterocedasticidad. El problema de heterocedasticidad implicaría un problema de autocorrelación si la varianza de la serie afecta a la media de la misma. Esto se soluciona usando los modelos EGARCH.

A continuación se realizan pruebas para analizar el comportamiento de los errores. El primero de ellos es el test de raíz unitaria, utilizando para ello el test de Dickey Fuller aumentado con dos rezagos obteniéndose un $F = -7,696505$, con lo cual se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, es decir, los errores son estacionarios por lo tanto no se incurre en el problema de regresión espúrea.

Para analizar la normalidad de los errores se utiliza el test de Jarque-Bera, con los resultados obtenidos se acepta la hipótesis nula de no normalidad de los errores.



La existencia de heterocedasticidad en la varianza de los errores se prueba utilizando el test Arch con dos rezagos, con el que se obtiene un $F = 25,10454$ (se acepta la hipótesis nula), es decir, hay evidencia de heterocedasticidad. Este hecho justifica modelar no sólo la media sino también la varianza de la tasa de interés interbancaria, lo que se hará mediante un modelo EGARH. Los resultados se presentan a continuación:

$$INT_t = a_1 REDES_t + a_2 INET_{t-1} + a_3 CHEQ_t + a_4 DNBCR_{t-1} + a_5 DTBCR_{t-1} + \lambda \delta^2_t + \epsilon_t$$

$$\text{Ln}(\delta^2_t) = a_6 + \alpha \left| \epsilon_{t-1} / \delta_{t-1} \right| + \beta \text{Ln}(\delta^2_{t-1}) + \gamma \epsilon_{t-1} / \delta_{t-1}$$

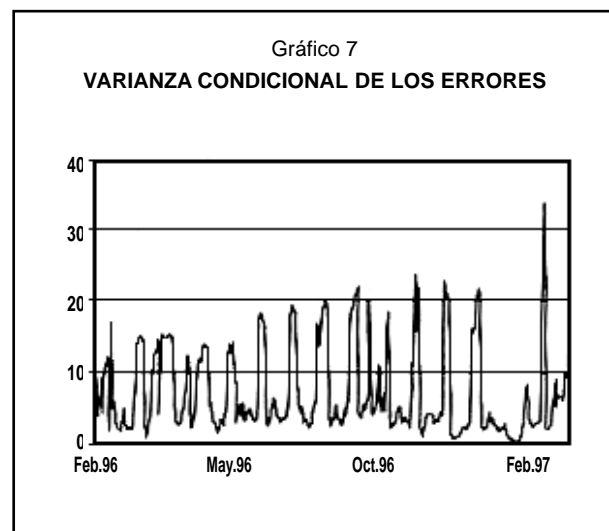
Coefficiente	T-estadístico
$a_1 = 0,848609$	58,59
$a_2 = -0,002768$	-2,85
$a_3 = 0,004605$	2,08
$a_4 = 0,006650$	9,44
$a_5 = 0,007984$	9,26
$a_6 = 0,514065$	6,23
$\lambda = -0,633602$	-11,00
$\alpha = -0,216747$	-6,99
$\beta = 0,765105$	16,84
$\gamma = -0,607292$	-13,90
$R^2 = 0,749377$	D.W. = 1,930355

En el presente modelo se puede apreciar que los regresores tanto de la media como de la varianza presentan los signos esperados y los T- estadísticos son significativos. Es importante resaltar la importancia de incorporar la varianza (δ^2_t) en la ecuación de la media ya que es significativa, es decir, explica la evolución de la tasa de interés interbancaria. A pesar de la significancia del parámetro λ el supuesto de la prima por riesgo no se cumple cuando se considera el período mensual ya que el signo es negativo. Este resultado es consistente con el comportamiento de la tasa en el mes puesto que por la marcada estacionalidad, en la primera quincena la tasa presenta mayor variabilidad y al tener una tendencia decreciente a lo largo del período la

media del período será menor. Mientras que en la segunda quincena la media de la tasa es mayor dado que esta aumenta rápidamente. Como se verá más adelante, el supuesto de la existencia de prima por riesgo es relevante sólo para la primera quincena.

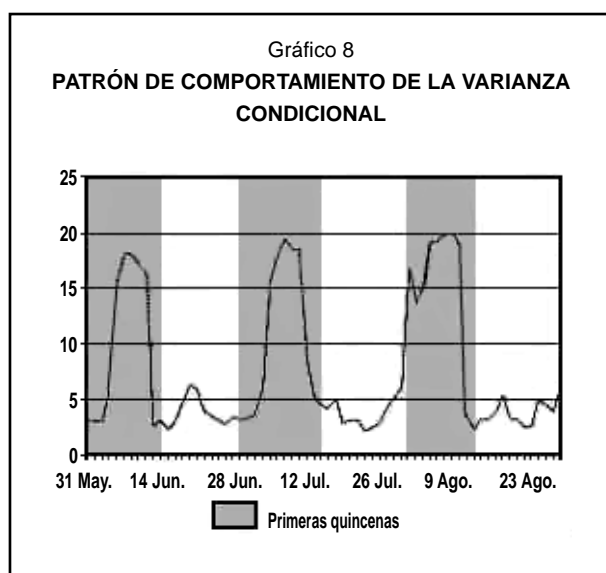
Es importante señalar que en este modelo el R^2 presenta un mejor ajuste con relación al modelo anterior. Asimismo, con estos resultados se puede modelar la varianza de la tasa de interés interbancaria solucionando de esta manera el problema de heterocedasticidad. Analizando la ecuación de la varianza con mayor detalle se puede apreciar que los shocks son asimétricos ($\gamma \neq 0$). Esto es los shocks negativos a la varianza tienen mayor efecto que los positivos ya que $\gamma < 0$, es decir, las “malas noticias” tendrían un mayor efecto que las “buenas noticias”^{14/}. De otro lado, la persistencia en la varianza es alta ($\beta = 0,765105$), es decir, shocks pasados ejercen alta influencia sobre la varianza corriente de manera permanente.

Dado los resultados anteriores y teniendo en cuenta el buen ajuste del modelo, la varianza presenta un patrón de comportamiento el cual puede ser remodelado. A continuación en el gráfico adjunto se presenta este indicador:



14/ Una mala noticia se entiende por aquella que afecta negativamente al mercado, es decir, generaría presiones al alza en la tasa de interés interbancaria. Una buena noticia implicaría lo contrario. A manera de ejemplo, la mayor incertidumbre en las economías asiáticas (mala noticia) generaría mayores expectativas de devaluación afectando en mayor medida a la media de la tasa de interés interbancaria, por el contrario una mejor performance de las cuentas externas (buena noticia) podría tener un efecto en la tasa pero de menor magnitud.

Como se mencionó anteriormente existen comportamientos diferenciados entre la variabilidad de la primera y de la segunda quincena. En el siguiente gráfico se acorta el período muestral a tres meses con la finalidad de apreciar mejor cómo al modelar la varianza condicional la variabilidad de la tasa de interés interbancaria es mayor en la primera quincena (región sombreada) que en la segunda. Este resultado es lógico ya que en la segunda quincena el existir un faltante de liquidez la tasa de interés interbancaria tiende a “pegarse” rápidamente al límite superior que es la tasa de redescuentos durante gran parte de la quincena, reduciendo así su variabilidad.



Una vez determinada la varianza condicional considerando las observaciones de todos los meses y además teniendo en cuenta que en la primera quincena existe un exceso de liquidez se intentó explicar el comportamiento de los agentes económicos sólo en esta quincena. En este sentido, lo que se busca es probar si los agentes (bancos) actúan racionalmente ante la mayor variabilidad de la tasa, es decir, si exigen una prima por asumir riesgo al prestar sus fondos interbancarios en un mercado tan volátil (en la primera quincena). Para lograr este objetivo se trabajó con una data recortada tomando solamente las observaciones de las primeras quincenas de cada mes.

El mejor modelo para explicar la media y la varianza de la primera quincena es el siguiente:

$$INT_t = a_1 + a_2 INET_t + a_3 SPRO_t + a_4 DLTC_t + \lambda \delta_t^2 + \epsilon_t$$

$$\text{Ln}(\delta_t^2) = a_5 + \alpha \left| \epsilon_{t-1} / \delta_{t-1} \right| + \beta \text{Ln}(\delta_{t-1}^2) + \gamma \epsilon_{t-1} / \delta_{t-1} + a_6 \text{CIRC}_t$$

Coefficiente	T-estadístico
$a_1 = 2,822962$	0,97
$a_2 = -0,012566$	-5,70
$a_3 = -2,845549$	-5,55
$a_4 = 2,022583$	3,68
$a_5 = -9,580628$	-2,27
$a_6 = 1,320912$	2,44
$\lambda = 1,927504$	3,03
$\alpha = -0,130606$	-2,36
$\beta = 0,546899$	6,43
$\gamma = 0,22774$	3,20
$R^2 = 0,839425$	D.W. = 1,755957

Entre los resultados interesantes en este modelo se observa, en primer lugar, que el supuesto de la prima por riesgo se cumple ($\lambda > 0$), es decir, los inversionistas son adversos al riesgo ya que exigen una prima por invertir en el mercado. Por otro lado, las variables incluidas en la media de la serie tienen el signo esperado, el superávit promedio (SPRO) afecta negativamente a la tasa ya que con un superávit promedio mayor implicaría que los bancos estarían acumulando numerales para cubrir sus requerimientos de encaje, con lo cual tienen mayor libertad para prestar sus fondos excedentes, lo que hace disminuir la tasa. Finalmente, el signo positivo de la devaluación (DLTC) se puede explicar ya que frente a expectativas de devaluación, comprar dólares se convierte en una alternativa temporal de inversión, con lo cual los recursos en soles de los bancos disminuirán aumentando así la tasa de interés interbancaria.

En cuanto a los regresores de la varianza se observa que los shocks son asimétricos ($\gamma \neq 0$), el grado de persistencia de los shocks pasados no es muy alto ($\beta = 0,546899$), además el R^2 es alto (0,839425), lo que nos indica un buen ajuste del modelo. Es importante apreciar que el circulante (CIRC) aparece como un regresor adicional en la varianza de la serie, esta variable tiene un efecto indirecto sobre la tasa de interés interbancaria ya que al afectar a la varianza y dado que ésta a su vez afecta a la media, se registra un efecto

positivo (2,5349). Este resultado se puede explicar ya que los bancos programan su demanda por fondos que pueden variar ante cambios en la demanda por circulante. En este sentido, un aumento en la demanda por circulante influye positivamente a la varianza y en consecuencia aumentaría el nivel de la tasa de interés interbancaria.

IV. Conclusiones

- a. Existe la necesidad de incorporar la varianza de la serie en la determinación de la tasa de interés interbancaria ya que cuando se trabaja con MCO se presentan evidencias de la existencia de heterocedasticidad. De esta manera es necesario utilizar modelos tipo ARCH en lugar de MCO para analizar el comportamiento de la tasa de interés interbancaria. El uso de modelos ARCH muestra que la varianza es un determinante de la tasa de interés interbancaria.
- b. En el análisis del mercado interbancario para el período enero 1996 a marzo 1997 se observó que el comportamiento de la tasa de interés interbancaria se explica por variables tanto de oferta como de demanda.
- c. Es factible modelar la varianza de la serie en función de errores y valores pasados, pues ésta sigue un marcado patrón de comportamiento. Al modelarla se observa con claridad la mayor variabilidad de la tasa durante la primera quincena.
- d. Los shocks afectan la varianza de la serie de manera asimétrica, es decir, los shocks negativos tienen mayor impacto que los positivos en la varianza de la serie y por ende en el nivel. Asimismo, los efectos de los shocks son persistentes.
- e. El supuesto de la prima por riesgo se cumple para el comportamiento de la tasa durante las primeras quincenas, a lo largo de la cual existen excedentes de liquidez de los bancos que deben ser rentabilizados.
- f. En la primera quincena el circulante afecta directamente a la varianza e indirectamente a la media de la tasa de interés interbancaria, ya que un aumento en la demanda por circulante disminuye los fondos disponibles de las empresas bancarias haciendo subir la tasa de interés interbancaria.
- g. El desarrollo de instrumentos que permitan a los bancos contar con nuevas alternativas para colocar y obtener fondos, permitirá aminorar la variabilidad de la tasa. De esta forma se esclarecerá la relación entre la tasa de interés interbancaria con la de agregados monetarios más amplios, contribuyendo así a identificar los mecanismos de transmisión de la política monetaria.

Bibliografía

- Bernanke B. y Blinder A.** “The Federal Funds Rate and the Channel of Monetary Transmission”. *The American Economic Review*, Setiembre 1992.
- Bennett P. y Hilton S.** “Falling Reserve Balances and the Federal Funds Rate”. *Current Issues in Economics and Finance*, Federal Reserve Bank of New York. Vol. 3, Num. 5, Abril 1997.
- Bringas P. y Tuesta V.** “El Superávit de Encaje y los Mecanismos de Transmisión de la Política Monetaria: una aproximación”. *Estudios Económicos del Banco Central de Reserva del Perú*, Octubre 1997.
- Cabrero A., Escrivá J. y Ortega E.** “Monetary Policy execution in Spain: Key Features and Assesment”. Editorial
- Campbell J.** “Money Announcements, The Demand for Bank Reserves, and The Behavior of the Federal Funds Rate within the Statement Week”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 19, No. 1, Febrero 1987.
- Cook T. y La Roche R.** “The Money Market”, *Instruments of the Money Market*, Federal Reserve Bank of Richmond, séptima edición, mayo 1994.
- De Santis G. y Imrohroglu S.** “Stock Returns and Volatility in Emerging Financial Markets”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 16, No. 4, 1997.
- Dyl E., Wyoming L. y Hoffmeister R.** “Efficiency and Volatility in The Federal Funds Market”, *Journal of Bank Research*, invierno de 1985.
- Feinman J.** “Estimating the Open Market Desk’s Daily Reaction Function”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 25, No. 2, Mayo 1993.
- Farcic M.** “Determinantes de la Demanda por Fondos de Encaje”, Mimeo, Setiembre 1997, BCRP.
- Goodfriend M. y Whelpley W.** “Federal Funds”. *Instruments of the Money Market*. Federal Reserve Bank of Richmond, séptima edición, mayo 1994.
- Hamilton J.** “Measuring the Liquidity Effect”, *The American Economic Review*, Vol. 87, No.1, Marzo 1997.
- Hamilton J.** “Time Series Analysis” Princeton University Press, 1994.
- Hamilton J.** “The Daily Market for Federal Funds”, *Journal of Political Economy*, vol. 104, No.1, 1996.
- Lasser D.** “The Effect of Contemporaneous Reserve Accounting on the Market for Federal Funds” *Journal of Banking and Finance* 16, Febrero 1992.
- Lumpkin S.** “Repurchase and Reverse Repurchase Agreements”, *Instruments of the Money Market*, Federal Reserve Bank of Richmond, séptima edición, mayo 1994.
- Mengle D.** “The Discount Window”, *Instruments of the Money Market*, Federal Reserve Bank of Richmond, séptima edición, mayo 1994.
- Mevlendyke A.** “U.S. Monetary Policy and Financial Markets” Federal Reserve Bank of New York, Diciembre 1989.
- Nelson D.** “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A new Approach”, *Econométrica*, Vol. 59, No. 2, Marzo 1991.
- Sheppard D.** “Payment Systems” Handbooks in Central Banking” No. 8, Mayo 1996.
- Vogt M. y Hanna R.** “Variations of the Federal Funds Rate and Bank Reserve Management”, *Journal of Bank Reserve*, otoño 1984.

Determinantes del margen de intermediación en el caso peruano

Por: Lucia Barrantes¹

En la década pasada la política monetaria se caracterizó por el uso de instrumentos directos, con controles al crédito y a las tasas de interés. El proceso de estabilización económica iniciado en 1990 comprendía la liberalización del sistema financiero, la cual eliminó paulatinamente los controles antes mencionados, limitó el control de la oferta monetaria a los instrumentos indirectos de política monetaria y buscó fortalecer la competencia en el mercado financiero. Los costos temporales de dichas reformas significaron ajustes en muchos sectores, incluyendo el incremento de las tasas de interés en el sistema financiero. Posteriormente, dicho incremento ha venido revirtiéndose, lo cual plantea interrogantes sobre la evolución de los márgenes de intermediación financiera.

En el presente trabajo se busca en primer lugar, identificar los componentes del margen financiero del sistema bancario peruano, así como estimar la participación de cada uno de ellos en su nivel, tanto para la moneda nacional como para la moneda extranjera en el período diciembre 1993 - junio 1997.

En segundo lugar, se intenta conocer los factores microeconómicos y macroeconómicos que han sido importantes para explicar la evolución del margen financiero, y estimar el sentido y magnitud de sus efectos. El período analizado es de 1993 a 1996 y la periodicidad es mensual. Para esto se utiliza la técnica econométrica de Panel Data, la cual permite observar efectos específicos entre empresas bancarias, desde un punto de vista intertemporal. Con ello es posible analizar un conjunto de relaciones económicas que no podrían ser observadas en un modelo ya sea únicamente transversal o de serie de tiempo. Una ventaja adicional de esta técnica es que provee de mayor cantidad de observaciones, incrementando la eficiencia del modelo.

Los resultados muestran una disminución del margen financiero en ambas monedas, asociada principalmente a factores de eficiencia al interior de las instituciones bancarias, así como del mercado en su conjunto.

En la sección I se revisa brevemente los antecedentes del mercado financiero peruano. En la sección II se realiza un análisis de los componentes del margen financiero. En la sección III se propone teóricamente los factores microeconómicos y macroeconómicos más importantes en la determinación del margen financiero. En las secciones IV y V se exponen los modelos y los resultados obtenidos. Y por último en la sexta sección se exponen las conclusiones del trabajo.

I. Antecedentes

En el Perú, al igual que en otros países, se han aplicado medidas de represión al sistema financiero con la finalidad de dirigir y abaratar el crédito en favor de ciertos sectores. Las principales medidas consistieron en fijar topes máximos a las tasas de interés, congelar el precio formal de la divisa y los depósitos en moneda extranjera, controlar el flujo de capitales, y en general medidas basadas en instrumentos de control directos. Como resultado de éstas se produjo una inadecuada asignación de fondos prestables, afectando la eficiencia del sistema financiero y generando una escasa oportunidad de financiación para la formación de capital.

¹/ Departamento de Balanza de Pagos del BCRP. Las opiniones vertidas en este artículo no necesariamente representan la opinión del BCRP.

A partir de 1990 se aplicaron reformas estructurales entre las que se consideraron las destinadas a la liberalización del sistema financiero, pasando a un esquema de mercado donde las tasas de interés se determinaban por factores de oferta y demanda. Además se eliminaron los controles a la cuenta de capitales, se flexibilizó la entrada de nuevas instituciones financieras al mercado y se priorizaron los instrumentos indirectos para la ejecución de la política monetaria.

Como consecuencia de estas medidas se logró elevar significativamente el nivel de intermediación, se incrementó la gama de activos financieros ofrecidos y se ampliaron los plazos de las operaciones realizadas por el sistema financiero. Sin embargo, en una primera etapa, el sistema financiero atravesó por una difícil situación, con elevados niveles de tasas de interés² y una mala situación de solvencia debido al bajo grado de recuperación de los préstamos.

En este sentido, la identificación de los componentes y determinantes de la evolución del margen de intermediación cobra interés luego del proceso de liberalización, a partir del cual salen a la luz los factores microeconómicos que influyen en la determinación de dicho margen.

Es claro que, la identificación de estos factores no era relevante dada las restricciones y limitaciones impuestos por los agentes reguladores del sistema financiero antes de 1990, que impedían el desarrollo de un sistema financiero eficiente y competitivo en donde los factores microeconómicos tuvieran una mayor incidencia en la determinación de los márgenes; prevaleciendo por el contrario, los aspectos macroeconómicos.

II. Participación de los componentes del margen financiero en el período diciembre 93-junio 97

Con la finalidad de identificar los principales componentes que estarían determinando el nivel del margen financiero y dado el alto grado de intermediación en moneda extranjera observado durante el período de estudio, el presente trabajo realiza un análisis diferenciado por monedas. Las variables consideradas corresponden a los principales ingresos y costos así como a las utilidades de las empresas bancarias, obtenidos de los estados financieros de los bancos para los meses de diciembre de 1993 a junio de 1997.

En el presente trabajo los **márgenes financieros (MF) han sido obtenidos de la diferencia del total de ingresos y egresos financieros del estado de pérdidas y ganancias expresada como porcentaje del total de fondos prestables**. Para la moneda nacional, los fondos prestables corresponden al total de obligaciones sujetas a encaje (TOSE); mientras que para la moneda extranjera, al TOSE en moneda extranjera se agregan los adeudados al exterior de corto y largo plazo. La determinación del margen financiero de los bancos considerado en el presente trabajo incorpora los requerimientos de encaje en ambas monedas y se sustenta teóricamente en las siguientes definiciones:

^{2/} El problema de las altas tasas de interés es común a muchos países luego de un programa de reformas. Además el hecho de que antes de éste se hayan tenido tasas de interés negativas en términos reales incentivaba a los bancos a que luego de la reforma eleven sus tasas de interés para contrarrestar los efectos negativos en su situación patrimonial.

Moneda nacional

$$MF = \frac{(0,91 * TOSE) * TA}{TOSE} - \frac{TOSE * TP}{TOSE}$$

El margen financiero en moneda nacional sería determinado por los bancos en base a los ingresos obtenidos por la colocación de los fondos prestables netos de encaje a una tasa activa promedio en moneda nacional (TAMN) menos la remuneración de estos fondos a la tasa pasiva promedio (TIPMN).

Moneda extranjera

$$MF = \frac{(0,55*TOSE + ADEU.EXT.)*TA + (0,36*TOSE)*(LIBOR-1)}{TOSE + ADEU. EXT.} - \frac{TOSE*TP - ADEU.EXT.*(LIBOR+ x)}{TOSE + ADEU. EXT.}$$

Los ingresos financieros que obtienen los bancos en moneda extranjera no solo corresponden a los intereses de las colocaciones que realizan de los fondos prestables netos de encaje sino también a la remuneración obtenida de los fondos encajados en el BCRP. De igual forma, los egresos financieros incluyen la remuneración a las obligaciones con el sector privado y el pago por los recursos adeudados al exterior, los que se remuneran a una tasa LIBOR más un porcentaje que es variable entre bancos (donde x varía entre 1,5 y 3 puntos porcentuales).

Cabe resaltar que los márgenes financieros estimados a través de las ecuaciones antes mencionadas serían similares a los observados en el estado de pérdidas y ganancias de los bancos como porcentaje del TOSE en ambas monedas. Por otro lado, es importante aclarar que los cambios en los requerimientos de encaje mínimo legal y en la remuneración al encaje en moneda extranjera dados durante el período analizado, no alteran las conclusiones de la investigación dado que **el margen financiero ha sido obtenido calculando la diferencia entre ingresos y egresos financieros como porcentaje de los fondos prestables.**

Identificación de los componentes del margen financiero

Costos no financieros

Una parte importante de los componentes del margen financiero es explicada por factores de costos, entre los que destacan los costos no financieros o costos fijos, relacionados con la eficiencia bancaria ya que incluyen gastos de personal, sucursales, y todos aquellos no relacionados directamente con la actividad de intermediación. Cabe resaltar que, dada la naturaleza de este componente, la información financiera presentada por los bancos contiene costos no financieros totales. Por ello ha sido necesario suponer una participación entre los costos no financieros en monedas nacional y extranjera similar a la correspondiente a los ingresos financieros³.

³/ Dado que los costos financieros están compuestos principalmente por el gasto en sueldos y salarios, y por otro lado, que el tiempo y recursos que cada empleado utiliza en realizar una operación en moneda nacional o extranjera (otorgar un crédito, etc) no debe diferir sustancialmente, puede suponerse que la proporción de ingresos generados por monedas es similar a los recursos y el tiempo utilizado en producirlos, y por ello similar a la proporción que se debe asignar los costos no financieros.

Provisiones

Las provisiones que cada año tiene que efectuar un banco son también un componente importante del margen financiero. Cabe resaltar que para el trabajo se ha considerado las provisiones que tienen que realizar los bancos por todo concepto (colocaciones, fluctuación de valores, contingencias, etc)

Costo de Oportunidad por malas colocaciones

Este costo puede aproximarse por la tasa activa promedio por la cartera atrasada no provisionada, lo que, si bien equivale a la porción de la cartera atrasada que los bancos esperan recuperar y aun no afecta resultados, son fondos que podrían haber significado ingresos financieros para el banco de haber sido adecuadamente colocados. Sin embargo, dicha cartera no se asume como costo ya que podría recuperarse en el futuro.

Impuestos

Para asignar el total de impuesto a la renta entre ambas monedas, se ha utilizado la proporción de los ingresos totales menos gastos totales entre ambas monedas con el supuesto de que dicha diferencia aproxima la ganancia por monedas, base para aplicar la tasa impositiva.

Ingresos no financieros

Un componente que atenúa los efectos de los costos mencionados anteriormente es el de los ingresos no financieros, es decir, de los ingresos obtenidos por actividades no relacionadas con la intermediación financiera tales como comisiones por operaciones contingentes y servicios y comisiones por fideicomiso y administración.

Rentabilidad

Por último, se obtuvo por diferencia la participación de las utilidades netas que reciben las empresas bancarias, obteniendo de esta forma un nivel de rentabilidad para cada moneda, ya que por el contrario, los datos de los estados financieros presentan utilidad o pérdida total.

A continuación se muestran los resultados obtenidos del margen financiero y de sus componentes como porcentaje de los fondos prestables, así como la participación de los segundos en puntos del margen financiero :

Cuadro1

COMPONENTES DEL MARGEN FINANCIERO

(En porcentaje de los fondos prestables)

	MONEDA NACIONAL					MONEDA EXTRANJERA				
	Dic. 93	Dic. 94	Dic. 95	Dic. 96	Jun. 97	Dic. 93	Dic. 94	Dic. 95	Dic. 96	Jun. 97
Margen Financiero	26,7%	20,0%	22,3%	20,5%	19,0%	9,3%	6,4%	6,9%	6,9%	7,8%
Costos no Financieros	41,7%	20,2%	16,3%	15,0%	14,1%	11,3%	7,1%	6,2%	5,9%	6,2%
Provision del periodo	20,0%	8,9%	8,3%	7,3%	8,4%	2,5%	1,3%	1,8%	1,8%	2,3%
Costo de Oportunidad por malas colocaciones	2,6%	0,7%	0,4%	0,4%	0,5%	1,3%	0,2%	0,0%	0,1%	0,1%
Ingresos no Financieros	33,2%	16,8%	12,3%	11,8%	11,5%	6,4%	3,2%	2,9%	2,4%	2,4%
Impuesto a la renta	4,0%	3,2%	3,0%	2,9%	2,0%	1,0%	0,5%	0,6%	0,6%	0,5%
Utilidades	-8,5%	3,8%	6,5%	6,6%	5,5%	-0,4%	0,5%	1,2%	1,0%	1,1%

Cuadro 2
COMPONENTES DEL MARGEN FINANCIERO
 (En porcentaje del margen financiero)

	MONEDA NACIONAL					MONEDA EXTRANJERA				
	Dic. 93	Dic. 94	Dic. 95	Dic. 96	Jun. 97	Dic. 93	Dic. 94	Dic. 95	Dic. 96	Jun. 97
Margen Financiero	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Costos no Financieros	156,0%	100,8%	73,0%	73,1%	74,4%	121,5%	111,5%	89,6%	85,2%	79,7%
Provision del periodo	75,0%	44,7%	37,3%	35,8%	44,3%	27,3%	20,1%	25,7%	25,6%	29,8%
Costo de Oportunidad por malas colocaciones	9,9%	3,5%	1,7%	2,0%	2,5%	13,9%	3,1%	0,4%	1,1%	1,6%
Ingresos no Financieros	124,2%	83,9%	54,9%	57,7%	60,6%	69,3%	50,2%	41,9%	34,9%	31,6%
Impuesto a la renta	15,1%	16,0%	13,6%	14,3%	10,4%	10,6%	7,5%	8,7%	8,4%	6,2%
Utilidades	-31,9%	18,8%	29,3%	32,5%	29,0%	-4,0%	8,0%	17,4%	14,6%	14,2%

Como se observa en los cuadros anteriores, ambos márgenes financieros, disminuyen entre diciembre de 1993 y junio de 1997, aunque presentan un comportamiento heterogéneo al interior del período.

Asimismo, la evolución de la estructura de costos presenta una tendencia claramente decreciente, principalmente en lo que respecta a los costos no financieros, componente más importante, lo que denota una mayor eficiencia en el sistema bancario logrado a partir de las reformas aplicadas. Por otro lado se observa que las utilidades se incrementan entre 1993 y 1996, pasando de obtener pérdidas⁴ en 1993, a una mejor situación en los siguientes años.

Es importante notar que el cambio en el peso relativo de cada componente ha afectado por un lado al nivel del margen financiero, y por otro lado, al nivel de utilidad obtenido por los bancos. En este sentido, la reducción de alguno de los componentes de costos, o el incremento de los de ingresos no necesariamente se traduce en menores márgenes o mayor utilidad, sino se distribuye entre ambos según sea el grado de competencia del sistema financiero. Este grado de competencia se ha visto afectado por muchos factores, entre ellos, el ingreso de nuevas instituciones al sistema, lo que exige respuestas más rápidas de las instituciones ya existentes.

Análisis por grupos de bancos

Para conocer las diferencias existentes al interior del sistema financiero, se realizó el cálculo de los componentes del margen financiero para tres grupos de bancos, durante el período diciembre 95 – junio 97 ^{5/}:

Bancos grandes (Crédito, Wiese, Interbanc y Continental), bancos medianos (Santander, Latino, Sur y Lima) y de

^{4/} Las pérdidas obtenidas por diferencia en 1993 son consistentes con los resultados históricos negativos registrados por los bancos en dicho año.

^{5/} Los datos de la banca de consumo para el mes de diciembre de 1995 sólo contienen información de los bancos Trabajo y Solventa.

consumo (Trabajo, Solventa y Serbanco).

Cuadro3
RANKING DE BANCOS POR COLOCACIONES BRUTAS Y DEPÓSITOS TOTALES
(A junio de 1997)

	Colocaciones Brutas		Depósitos Totales	
		%		%
Crédito	7 941 126	24,96	9 573 438	29,34
Wiese	6 201 086	19,49	6 036 815	18,50
Continental	4 318 222	13,57	5 644 158	17,30
Interbanc	2 644 631	8,31	2 657 983	8,15
Latino	1 424 672	4,48	1 476 966	4,53
Santander	1 324 110	4,16	825 210	2,53
Sur del Perú	1 321 588	4,15	882 264	2,70
Lima	1 307 359	4,11	1 055 523	3,23
Nuevo Mundo	713 128	2,24	624 279	1,91
Sudamericano	541 310	1,70	292 594	0,90
Citibank	506 614	1,59	255 091	0,78
Del Progreso	483 227	1,52	219 977	0,67
Reg. del Norte	385 342	1,21	460 143	1,41
Extebandes	330 460	1,04	303 673	0,93
Bánex	325 724	1,02	359 219	1,10
Orión	319 527	1,00	318 218	0,98
Del Trabajo	314 251	0,99	283 431	0,87
Interamericano	313 406	0,99	182 693	0,56
Financiero	275 323	0,87	266 272	0,82
República	255 633	0,80	288 247	0,88
De Comercio	234 874	0,74	266 605	0,82
Solventa	200 012	0,63	231 788	0,71
Serbanco	120 821	0,38	108 834	0,33
Boston	5 982	0,02	4 179	0,01
País	5 022	0,02	13 025	0,04

Cuadro 4
MARGEN FINANCIERO POR GRUPO DE BANCOS
(En porcentaje de los fondos prestables)

	Moneda nacional			Moneda extranjera		
	Dic. 95	Dic. 96	Jun. 97	Dic. 95	Dic. 96	Jun. 97
Grandes	22,5%	19,4%	16,1%	7,8%	8,0%	8,7%
Medianos	19,8%	15,9%	13,4%	11,0%	12,7%	14,5%
De Consumo	58,8%	56,7%	57,6%	192,3%	15,5%	17,8%

Los resultados muestran una disminución de los márgenes financieros como porcentaje de los fondos prestables, principalmente en moneda nacional, con excepción de la banca de consumo. Sin embargo, no sucede lo mismo en moneda extranjera.

En el anexo 1 se presentan los resultados obtenidos en cuanto a los componentes por grupos de bancos. En estos se observa que existen diferencias importantes entre los tres grupos, como por ejemplo, en los costos no financieros, los cuales, como se esperaba, presentan un nivel mayor en los bancos de consumo que en los bancos medianos y grandes, principalmente dado que los últimos poseen economías de escala por los montos negociados. Sin embargo se observa que la tendencia a reducir la participación de dicho costo, mejorando la eficiencia de los bancos, es general a todos los grupos. Por lo anterior se puede afirmar que la mayor participación de la banca grande no significa necesariamente que el sistema no sea competitivo, ya que incluso dichos bancos han realizado esfuerzos para mantener su participación en el mercado.

III. Determinantes de la evolución del margen financiero

En esta sección, el análisis se enfoca en encontrar los factores que afectan la evolución del margen financiero. Dadas las diferencias en muchos aspectos entre las instituciones que conforman el sistema bancario, ya sea por tamaño o sector del mercado al cual están orientadas, el análisis utiliza el método de Datos de Panel debido a que éste permite realizar estimaciones con datos transversales dentro de un período de tiempo.

Dentro de los determinantes que pueden ser incluidos en el análisis del margen financiero, a continuación se presentan los que, dadas las características del mercado peruano, parecen ser los más relevantes. Estos determinantes pueden ser de carácter microeconómico (eficiencia de las instituciones bancarias y del mercado) o macroeconómico, ligados a variables de política monetaria, como son la remuneración al encaje en moneda extranjera y la tasa de encaje entre otros.

Factores microeconómicos

Costos por cartera atrasada

En primer lugar está el nivel de cartera morosa, que afecta tanto al margen en moneda nacional como al de moneda extranjera, al reducir los ingresos financieros efectivos. Por ello, un banco con un elevado nivel de cartera morosa, puede verse en la necesidad de elevar su tasa de interés activa y/o disminuir su tasa pasiva y con ello afectar su margen financiero. De lo contrario, este determinante podría tener un efecto inverso según el supuesto de mayor rentabilidad ante mayor riesgo, es decir, un banco con peor situación de cartera debe remunerar más a sus clientes, afectando negativamente su margen financiero. **El indicador utilizado para medir el nivel de cartera morosa, es el de cartera atrasada respecto a las colocaciones brutas.**

Eficiencia por costos operativos

Otro factor que ha sido considerado es el de los costos operativos, relacionado directamente con la eficiencia de los bancos. Esto es debido a que un banco que resulta ser más eficiente en términos de costos no financieros puede remunerar más a sus ahorristas o cobrar menos a sus prestatarios. **El indicador utilizado para estimar el efecto de esta variable es el de otros gastos sobre ingresos totales.**

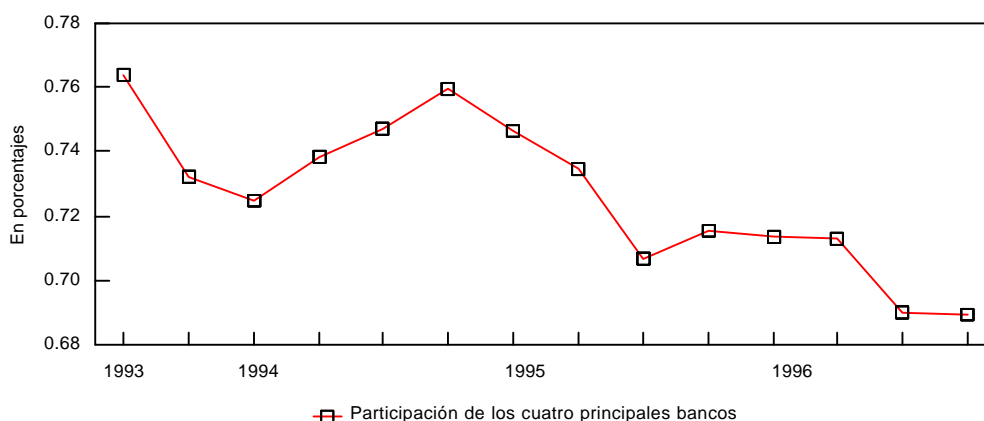
Concentración de mercado

La participación de cada banco en el sistema también ha sido incorporada dentro del análisis con el fin de determinar si el hecho de que un banco tenga gran importancia relativa le permite elevar su margen financiero. Este aspecto

cobra importancia en el caso peruano, en donde el mercado financiero es relativamente reducido en comparación con otros países y con ello es más probable encontrar bancos que tengan alta participación en el mercado y puedan influenciar en el nivel de las tasas de interés. Sin embargo, el ingreso de nuevas instituciones al sistema puede atenuar la importancia de este factor si es que esto supone un mayor grado de competencia, ya que si las nuevas instituciones se especializan en operaciones a las cuales los bancos tradicionales no se dedicaban en magnitud relativamente importante, es probable que su ingreso no implique mayor competencia, por lo menos en el corto plazo. **El indicador de este determinante ha sido aproximado a través de la participación de cada banco en los depósitos y las colocaciones del sistema.**

A continuación se muestra la participación de los cuatro bancos más grandes del sistema (Banco de Crédito, Continental, Wiese e Interbanc) dentro de las colocaciones totales del sistema en moneda nacional, participación que no difiere de manera importante para las correspondientes a moneda extranjera ni para los depósitos en ambas monedas. Se puede apreciar la tendencia decreciente de este indicador, sin embargo los niveles siguen siendo elevados.

Gráfico 1
CONCENTRACIÓN DE LAS COLOCACIONES EN MONEDA NACIONAL



Costo de fondeo de recursos

Para evaluar la incidencia del costo de fondearse de recursos, en el trabajo se analiza el efecto de **la estructura de depósitos en moneda nacional y de depósitos más adeudado en moneda extranjera** de cada banco, ya que si un banco tiene una mayor proporción de sus obligaciones en depósitos vista, el costo de sus recursos es menor y con ello obtiene un mayor margen financiero. La incorporación del adeudado en moneda extranjera se debe a que esta forma de fondeo de recursos se ha incrementado en los últimos años. Al representar un costo menor para los bancos por no estar sujeta a encaje, su efecto sobre el margen financiero es positivo.

Eficiencia por otros ingresos

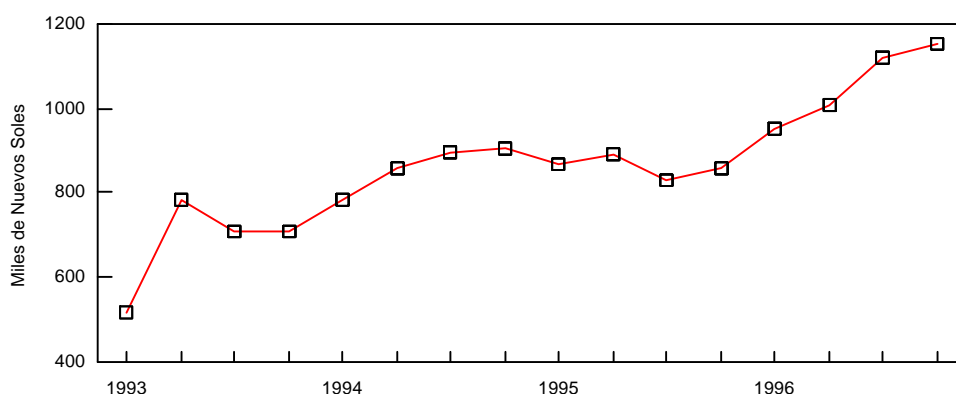
La capacidad de un banco de obtener ingresos a través de operaciones no relacionadas directamente con la actividad de intermediación financiera también es importante y se ha incluido como determinante del margen financiero. **El indicador utilizado en este caso es el ratio otros ingresos sobre ingresos totales**, el cual mide la capacidad de diversificar ingresos de cada banco. Este factor también puede marcar diferencias entre grupos ya que puede estar

relacionado con el tamaño del banco o con el segmento del mercado en el cual el banco se ha especializado.

Eficiencia por productividad

En el análisis microeconómico es importante considerar variables de eficiencia en función a la productividad del personal, por ello se han construido **los indicadores de captación de depósitos por empleado y de colocaciones por empleado** a fin de determinar si la evolución de estos ha tenido una incidencia significativa en la evolución del margen financiero. En el siguiente gráfico se puede observar la evolución de los depósitos totales por empleado, variable que ha mostrado fuerte incremento al igual que el indicador correspondiente a las colocaciones.

Gráfico 2
DEPÓSITOS PROMEDIO POR EMPLEADO DEL SISTEMA



Rentabilidad

Por último, es interesante conocer si los bancos, en un afán de mantener un nivel de rentabilidad en el ejercicio de sus operaciones, afectan por este motivo su margen financiero. Para esto se ha incluido **dos indicadores de rentabilidad**, estos son el de **retorno sobre el patrimonio promedio (ROE)** y sobre **los activos promedio (ROA)**.

Factores macroeconómicos

Grado de monetización

Dentro de las variables que afectan el margen financiero de la totalidad del sistema bancario, está el grado de monetización de la economía, medido a través del **ratio liquidez sobre PBI**. Esta variable, como se puede apreciar en el gráfico 4, ha mostrado un fuerte incremento dentro del período de análisis tanto en moneda nacional como en moneda extranjera, recuperando los niveles observados antes de la hiperinflación pero todavía inferiores respecto a los registrados en otros países (México 31%, Chile 34% Bolivia 40% y Perú 19% como porcentaje del PBI).

Gráfico 3

COEFICIENTE DE MONETIZACIÓN EN MONEDA NACIONAL

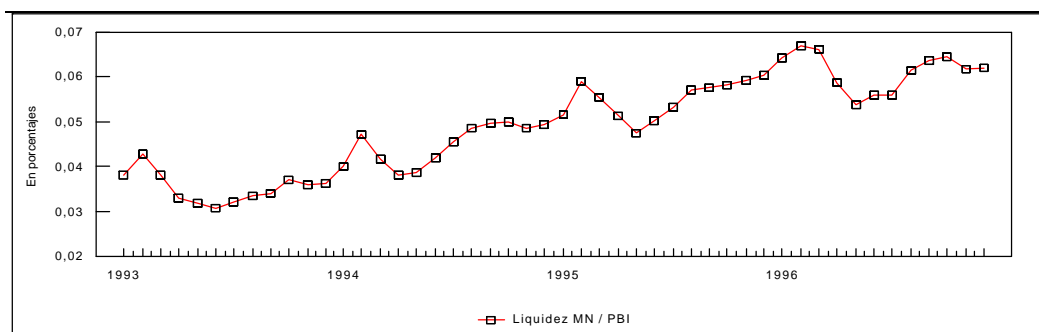
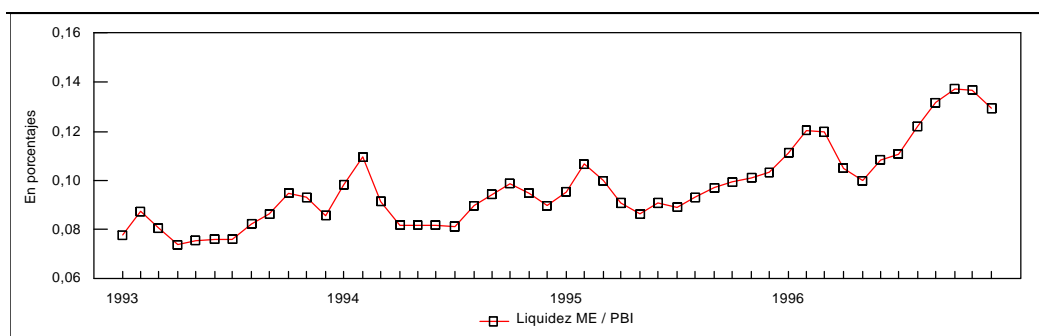


Gráfico 4

COEFICIENTE DE MONETIZACIÓN EN MONEDA EXTRANJERA



Tasa de encaje marginal y remuneración al encaje en moneda extranjera

Otro factor que afecta al sistema bancario en su conjunto es **la tasa de encaje marginal en moneda extranjera**, la cual a diciembre de 1996 se situaba en 45 puntos porcentuales de los cuales 9 puntos corresponden al encaje mínimo legal. Asimismo, un factor común a todas las instituciones del sistema bancario es la tasa de remuneración al encaje en moneda extranjera, la cual ha sufrido modificaciones dentro del período de estudio. En una primera etapa se remuneraban los fondos de encaje con la tasa pasiva promedio en moneda extranjera. Sin embargo, ésta se encontraba por encima del retorno que obtenía el Banco Central de Reserva por las reservas colocadas en bancos del exterior, lo que le implicaba pérdidas; luego se remuneró con la tasa LIBOR a tres meses. Y, desde setiembre de 1996, se remunera con la tasa LIBOR menos un punto porcentual como medida destinada a que los bancos disminuyan la tasa pasiva en moneda extranjera y con ésta el ingreso de capitales de corto plazo del exterior.

Tasa de inflación

Dado que durante el período analizado se observa una fuerte disminución de la **tasa de inflación**, en el modelo de margen financiero en moneda nacional se incluye dicha tasa como posible determinante. La relación esperada de

este factor es directa, ya que se supone que la reducción de la inflación ha sido importante en la disminución del margen financiero.

Riesgo país

El riesgo país ha sido introducido en el modelo de determinantes del margen financiero en moneda extranjera dada la creciente conexión de la economía peruana con el mercado internacional y el aumento del flujo de capitales a partir de la reforma financiera. Dentro de los diversos indicadores de riesgo, para el presente trabajo se ha utilizado **la diferencia entre la tasa LIBOR y la tasa de interés pasiva promedio en moneda extranjera (TIPMEX)**, dado que ambas indican el retorno a los depósitos y la brecha entre ellas expresaría el riesgo que se asume al invertir en nuestro país.

IV. Modelos

La técnica econométrica de Datos de Panel ^{6/}, utilizada en el presente trabajo, permite realizar un análisis transversal desde un punto de vista intertemporal. Por ello, las variables incorporadas en el modelo varían entre individuos, así como con respecto al tiempo (poseen subíndice "i" y "t"). Adicionalmente se han incluido variables que solo responden al cambio temporal (sólo poseen subíndice "t"), ya que al ser variables macroeconómicas, son las mismas para todos los individuos (en nuestro caso, empresas bancarias).

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \beta X_{i,t} + \gamma Z_t + \lambda Y_{i,t-1} + e_{i,t}$$

Donde los sufijos "mn" y "me" indican que las siguientes variables corresponden a moneda nacional o extranjera, respectivamente:

Moneda nacional

$$Spmn_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 Colocmn_{i,t} + \beta_2 Cartpemn_{i,t} + \beta_3 Colempmn_{i,t} + \beta_4 Otrga_{i,t} + \beta_5 Otringmn_{i,t} + \beta_6 Vismn_{i,t} + \beta_7 Plamn_{i,t} + \beta_8 Roe_{i,t} + \gamma_1 Inf_t + \gamma_2 Monetmn_t + \lambda Smn_{i,t-1} + e_{i,t}$$

Moneda extranjera

$$Spme_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 Depme_{i,t} + \beta_2 Cartpeme_{i,t} + \beta_3 Depempme_{i,t} + \beta_4 Otrgame_{i,t} + \beta_5 Otringme_{i,t} + \beta_6 Visme_{i,t} + \beta_7 Plame_{i,t} + \beta_8 Adeume_{i,t} + \beta_9 Roa_{i,t} + \gamma_1 Monetme_t + \gamma_2 Remume_{i,t} + \gamma_3 Encmargme_t + \gamma_4 Dif_{i,t} + \lambda Smne_{i,t-1} + e_{i,t}$$

^{6/} Según Hsiao Ch., el método de Panel data tiene muchas ventajas con respecto a los métodos de estimación convencionales. En primer lugar brinda al investigador un gran número de observaciones, incrementando los grados de libertad y reduciendo la colinealidad entre variables explicativas. En segundo lugar, permite analizar aspectos que no podrían verse en una estimación convencional. Y finalmente, al utilizar datos de panel permite controlar mejor los efectos de variables omitidas.

-	Sp:	Spread bancario ^{7/}
-	Coloc:	Colocaciones del banco con respecto a las del sistema
-	Dep:	Depósitos del banco con respecto a los del sistema
-	Cartpe:	Cartera pesada sobre colocaciones brutas
-	Coloemp:	Colocaciones por empleado
-	Depemp:	Depósitos por empleado
-	Otrga:	Otros gastos sobre ingresos totales
-	Otring:	Otros ingresos sobre ingresos totales
-	Vis:	Depósitos vista como porcentaje de los fondos prestables
-	Pla:	Depósitos a plazo como porcentaje de los fondos prestables
-	Adeud:	Adeudado como porcentaje de los fondos prestables
-	Roe:	Utilidad sobre patrimonio
-	Roa:	Utilidad sobre activos
-	Inf:	Inflación
-	Moneti:	Liquidez como porcentaje del PBI
-	Remu:	Tasa de remuneración al encaje
-	Encmarg:	Tasa de encaje marginal en moneda extranjera
-	Dif:	Diferencial de Libor versus TIPMEX

V. Estimación econométrica e interpretación de resultados

Para realizar la estimación empírica se utilizan diversas versiones que se diferencian por los regresores incluidos y por los supuestos realizados. Previamente se han realizado estimaciones para determinar los indicadores más adecuados de participación en el mercado, fondeo de recursos y la productividad por empleado. Los resultados arrojan que la participación en las colocaciones es más importante que en los depósitos, para la moneda nacional, mientras que para la moneda extranjera sucede lo contrario; por otro lado, en moneda nacional, a diferencia de moneda extranjera, las colocaciones por empleado muestran mayor significancia que los depósitos por empleado. Y en el fondeo de recursos, los depósitos vista y a plazo son los más importantes, junto con el adeudado al exterior para la moneda extranjera.

Respecto a los supuestos sobre los coeficientes de los regresores, puede asumirse que son o no significativamente diferentes entre los bancos. Dentro de estas posibilidades puede suponerse que cada variable tiene coeficientes diferentes individualmente o en conjuntos de variables.

Para realizar las estimaciones con el método de Datos de Panel se ha considerado una muestra de 16 bancos debido a que sólo estos permanecen operando durante todo el período analizado. Los bancos incluidos en la muestra son: Continental, Interbanc, Crédito, Wiese, Lima, Latino, Norbank, Sur, Financiero, Comercio, Progreso, Sudamericano, Citibank, Extebandes, Santander y Nuevo Mundo.

^{7/} El margen financiero ha sido aproximado utilizando el spread bancario. Para ello se construyeron las tasas promedio activas y pasivas, por monedas, para cada banco. Esto último se realizó ponderando las diferentes tasas por operación que

presentaban los bancos con sus respectivos saldos.

Cuadro 5
Moneda nacional

Variable Dependiente: 1993:02 1996:12		Spread en moneda nacional	
	1° modelo	2° modelo	
Variable	Coefficiente (significancia)	Coefficiente (significancia)	
C	0,117 (0,000)	0,127 (0,000)	
COLOCMN	-0,132 (0,015)	-0,122 (0,023)	
CARTPEMN	0,090 (0,005)	0,085 (0,007)	
COLEMPMN	-0,000 (0,014)	-0,000 (0,009)	
OTRGAMN	0,037 (0,018)	0,038 (0,014)	
OTRINGMN	-0,038 (0,016)	-0,038 (0,013)	
VISMN	0,044 (0,086)	0,047 (0,060)	
PLAMN	-0,043 (0,089)	-0,043 (0,089)	
ROE	0,009 (0,672)		
INF	0,611 (0,183)		
MONETIMN	-0,778 (0,118)	-0,907 (0,064)	
SPMN(-1)	0,843 (0,000)	0,851 (0,000)	
R-cuadrado ajustado	93,38%	93,37%	

En la estimación del primer modelo se incluyen como regresores a todas las variables que desde un punto de vista teórico, podrían haber tenido una incidencia importante en la determinación del margen financiero. Este modelo ha sido estimado suponiendo que los coeficientes de los regresores no son significativamente diferentes para todos los bancos.

Como se puede apreciar, el indicador de participación del banco en las colocaciones del mercado muestra que, a pesar del alto grado de concentración del sistema bancario peruano, éste no es un factor para que los bancos obtengan mayores márgenes de intermediación, es decir, que esta concentración no significa necesariamente que no exista competencia al interior del sistema.

El indicador de cartera pesada muestra el efecto esperado dado que el signo positivo indica que ante un incremento en la cartera pesada respecto a las colocaciones brutas los bancos incrementan su margen financiero. Este indicador además de presentar el signo esperado, presenta un elevado nivel de significancia, por lo que es mantenido en los siguientes modelos.

De otro lado, los factores de productividad del personal son estadísticamente significativos, sin embargo el efecto es reducido, lo que indicaría que el esfuerzo de mejora en el campo de la productividad realizado por los bancos a

partir de las reformas financieras muestra resultados en mediano plazo.

Asimismo, los resultados en cuanto al efecto de la participación de los otros gastos y de los otros ingresos sobre los ingresos totales son los esperados. Los bancos que son más eficientes en reducir los otros gastos reducen su margen financiero. De otro lado, los bancos que generan ingresos diferentes a los relacionados directamente con la intermediación financiera, pueden reducir su margen financiero. Ambos son efectos estadísticamente significativos.

Se incluyó en el modelo dos indicadores de costo de fondeo de recursos, estos son la participación de los depósitos vista y de los depósitos a plazo respecto al total de depósitos de cada banco. Los primeros tienen incidencia positiva y los segundos negativa para los depósitos a plazo, indicando que ante una mayor participación de depósitos vista, y menor participación de los depósitos a plazo, los bancos obtienen un mayor margen financiero.

Para finalizar con los factores microeconómicos, se incluyó un indicador de rentabilidad, medido con respecto al patrimonio (ROE). Sin embargo, dado el bajo grado de significancia, no podemos concluir sobre cuál es el efecto que la rentabilidad tiene sobre el margen financiero.

En las regresiones se incluyeron factores macroeconómicos como la inflación y el coeficiente de monetización. El primero tiene una incidencia positiva en el margen financiero, como se esperaba, sin embargo no presenta evidencia de ser significativo en la evolución de dicho margen. El segundo tampoco es estadísticamente significativo, sin embargo el signo observado va de acuerdo con lo esperado dado que muestra que ante un incremento en el coeficiente de monetización el margen financiero disminuye.

En el segundo modelo se mantienen como regresores a los indicadores que muestran significancia estadística. En éste se mantienen los signos encontrados en la primera estimación así como la significancia de cada indicador. Por último, en un tercer modelo (ver anexo 2) se levanta el supuesto de que los coeficientes de las colocaciones por empleado, de la participación de los depósitos a plazo sobre los depósitos totales y del coeficiente de monetización son iguales para todos los bancos. En esta estimación puede observarse que estos indicadores son significativos para los márgenes de algunas de las instituciones bancarias mientras que para otras no lo son. Sin embargo, lo que se encuentra es que en los casos de elevada significancia estadística, el signo encontrado coincide con el estimado para el coeficiente global de los modelos anteriores.

Moneda extranjera

En la primera estimación, al igual que en moneda nacional, se parte de un modelo amplio que incluye a todos los regresores propuestos desde un punto de vista teórico. De igual forma, se supone que los coeficientes de todas las variables no difieren significativamente entre los bancos, supuesto que se levantará posteriormente.

Como se observa en el cuadro anterior, el signo negativo de la participación del banco en el sistema indica que la alta concentración no implica falta de competencia, sin embargo el indicador no es significativo.

De igual forma el indicador de la cartera pesada en moneda extranjera tiene signo positivo como se esperaba, indicando que ante un deterioro de la calidad de cartera de un banco, éste eleva su margen financiero. Sin embargo, la magnitud de este efecto parece ser reducida pero significativa.

Cuadro 6

Variable Dependiente: 1993:02 1996:12		Spread en moneda extranjera	
	1° modelo	2° modelo	
Variable	Coefficiente (significancia)	Coefficiente (significancia)	
C	0,011 (0,261)	0,015 (0,000)	
DEPME	-0,002 (0,566)		
CARTPEME	0,006 (0,000)	0,007 (0,000)	
DEPEMPME	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	
OTRGAME	-0,006 (0,000)	-0,005 (0,000)	
OTRINGME	-0,001 (0,602)		
VISME	0,020 (0,000)	0,018 (0,000)	
PLAME	-0,002 (0,426)		
ADEUME	0,002 (0,354)	0,003 (0,032)	
ROA	-0,019 (0,149)		
MONETIME	0,026 (0,068)	0,031 (0,019)	
REMUME	-0,045 (0,225)		
ENCMARGME	0,019 (0,385)		
DIFME	-0,048 (0,233)		
SPME(-1)	0,853 (0,000)	0,854 (0,000)	
R-cuadrado ajustado	86,21%	86,25%	

El indicador de productividad del personal muestra que ante un incremento del nivel de los depósitos por empleado de un banco, el margen financiero disminuye; mientras que el indicador de eficiencia por captación de otros ingresos presenta el signo esperado, sin embargo no es estadísticamente significativo.

En cuanto al costo de fondearse de recursos, se encuentra que los bancos con mayor participación de depósitos con menor remuneración, tienen un mayor margen financiero; de igual forma, la mayor participación de los adeudados tiene un efecto positivo en el margen financiero como se esperaba.

Finalmente, el indicador de rentabilidad no es concluyente, ya que arroja resultados no significativos estadísticamente.

Los resultados muestran los efectos esperados en cuanto a las variables macroeconómicas. Como se puede apreciar ante un incremento en la tasa de remuneración a los depósitos en moneda extranjera se observa una disminución en el margen financiero. Por su parte, el signo del indicador de la tasa de encaje marginal también es el esperado,

dado que muestra que incrementos en la tasa de encaje marginal en moneda extranjera elevan el margen financiero, resultado estadísticamente significativo.

Al igual que en moneda nacional, se estiman nuevas versiones del modelo original. En primer lugar se excluyen los regresores no significativos y luego en el último modelo, presentado en el anexo 3, se levanta el supuesto de que los coeficientes entre bancos son iguales para el indicador de depósitos por empleado. En este último se encuentra que, para la mayoría de los bancos, el efecto se mantiene, sobre todo para aquellos en los cuales el coeficiente es estadísticamente significativo.

VI. Conclusiones

- a. El margen financiero disminuye en el período analizado, debido a la mejora sustancial en la productividad de los bancos, expresada en la reducción de sus componentes. En primer lugar, una menor participación de los costos no financieros, componente más importante del margen financiero, conformado principalmente por los gastos de personal. Y en segundo lugar, por menores costos de oportunidad por malas colocaciones, por una recuperación de la calidad de cartera del sistema financiero, a su vez relacionado a una menor necesidad de provisiones .
- b. Sin embargo la caída en los márgenes se ha visto atenuada por la recuperación en los niveles de rentabilidad del sistema bancario, la que se encontraba en niveles negativos al inicio del período.
- c. A pesar del alto grado de concentración del sistema bancario, no se ha encontrado evidencia de falta de competencia en el mismo. Esto se observa en la respuesta de los bancos grandes a la apertura del mercado, mejorando sus niveles de eficiencia para poder competir con el resto de instituciones, y reduciendo sus márgenes (principalmente en moneda nacional), lo que no se observa en la banca de consumo.

Esto se confirma en la estimación econométrica, dado que el signo de los coeficientes de los factores de participación en el mercado y la significancia de dichos factores indican que estos no son importantes en la determinación de los márgenes..

- d. Se encuentra una incidencia importante de la mejora en la eficiencia de las instituciones bancarias relacionada con productividad de los bancos, y medida en función de variables como captaciones y colocaciones con respecto al número de personal, costos operativos, diversificación de ingresos, calidad de cartera, fondeo de recursos, etc. Sin embargo, algunos de estos factores presentan coeficientes sumamente pequeños, lo que indicaría que los efectos se observan en el mediano y largo plazo.
- e. Finalmente, durante el período de estudio, los factores macroeconómicos no han tenido una incidencia importante en determinar la evolución del margen financiero. Ello podría deberse a que los cambios en estos factores, principalmente los de política monetaria, no han sido frecuentes en dicho período. O podría ser resultado de los logros que en materia de estabilización se han obtenido a partir de las reformas, dando paso a una etapa en la que predominan los factores de competencia y mejoras en productividad del sistema.

VII. Bibliografía

Arellano, R., Gutiérrez, M. 1994. “Análisis de eficiencia de la banca mexicana”, 1980-90. Monetaria, Enero - Marzo.

Batalgi B., J. Hidalgo y Q. Li. 1996. “A nonparametric test for poolability using panel data”. Journal of Economics, Vol. 75, N° 2, Diciembre.

Cottarelli, C., G.Ferri y A. Generale. “Bank lending rates and financial structure in Italy: A case study”. Monetary and Exchange Affairs Department, International Monetary Fund.

Dirección General de Estudios. 1995. “Tasas de interés y márgenes de intermediación en el Ecuador”. Banco Central del Ecuador.

Foro Económico. “El Costo del Crédito en el Perú”.

Galvis, V. 1993. “High real interest rates under financial liberalization. Is there a problem?”. Policy Development and Review Department, International Monetary Fund.

Hausman, A., Taylor, W. 1981. “Panel Data and Unobservable Individual Effects”. Econometrica, Vol. 49, N1 6, Noviembre.

Hsiao, Ch. “Analysis of Panel” Data. Econometric Society Monographs No. 11

Johnston, B. 1994 “The speed of financial sector reforms: risk and strategies”. Monetary and Exchange Affairs Department, International Monetary Fund.

Judge, G., Hill, C., Griffiths, W., Lutkepohl, H., Lee, T. “Introduction to the theory and practice of econometrics” John Wiley & Sons.

Keane, M. 1993. “Simulation estimation for Panel data models with limited dependent variables”. Madala, C., R. Rao y H. D. Vinod, Handbook of Statistics, Vol. 11.

Segura, A. 1996. “Efectos de la reforma financiera sobre la banca comercial en el Perú: 1990-1995”. Grade.

Información financiera mensual, Superintendencia de Banca y Seguros.

Terrones, M. 1993. ¿Por qué las tasas de interés son tan altas?. Moneda, Banco Central de Reserva. Marzo.

Villar, L. 1996. “¿Deben bajar las tasas de interés?” “¿Cómo lograrlo?”. Boletín del CEMLA, Setiembre - Octubre.

Wu, Y. 1996 “Are real exchange rate nonstationary? Evidence from Panel-data test”. Journal of Money Credit, and Banking. Febrero.

Evaluación de portafolio de inversionistas institucionales: fondos mutuos y fondos de pensiones

Por Paul Castillo B. y Ruy Lama C.¹

El mercado de capitales peruano ha experimentado un notable desarrollo en la presente década. Entre 1992 y 1996 la capitalización bursátil se incrementó de un monto ligeramente superior a U.S.\$ 2,600 millones a más de U.S.\$ 13,000 millones. Por otra parte, los montos de negociación en Rueda de Bolsa² se han incrementado desde U.S.\$ 550 millones en 1992 a más de U.S.\$ 5,000 en 1996. En este contexto, los principales inversionistas institucionales, los fondos mutuos y los fondos de pensiones, cumplen un rol fundamental en el mercado de valores al ser los principales demandantes de activos financieros. A través de la participación de los fondos mutuos y fondos de pensiones, se provee de recursos financieros a diversos sectores de la economía, lo que en última instancia redundará en un mayor crecimiento económico.

La evaluación de la gestión de portafolio de los inversionistas institucionales es de suma importancia en el mercado de capitales, dado que el desempeño financiero de estos inversionistas condiciona el bienestar de un gran número de partícipes. La ausencia de información referente a la eficiencia con la cual los fondos mutuos y fondos de pensiones administran su portafolio, podría conducir a decisiones erróneas por parte de los partícipes o afiliados.

Usualmente se suele evaluar la eficiencia de un determinado portafolio en función exclusiva del nivel de rentabilidad que éste obtiene. Ello lo podemos ver, por ejemplo, en la publicidad de los fondos mutuos o fondos de pensiones, donde se asocia inmediatamente la rentabilidad del fondo con el desempeño del administrador. Sin embargo, esta forma de evaluar la gestión de portafolio no es adecuada. Para tener una información completa sobre la administración de un fondo en particular es necesario además considerar el riesgo en que se incurre para alcanzar un nivel dado de rentabilidad. Ello se debe a que conforme el riesgo asociado a un fondo sea mayor, la certidumbre de obtener la rentabilidad promedio que ofrece éste será menor.

En este sentido, esta investigación tiene un doble objetivo. En primer lugar, determinar el nivel de eficiencia en la gestión de portafolio de los principales inversionistas institucionales locales: los fondos mutuos y los fondos de pensiones. En segundo lugar, explicar a que se deben las diferencias en la calidad de gestión de los fondos.

El trabajo está dividido en cinco secciones. En la primera se detalla la evolución de los fondos mutuos y los fondos de pensiones. En la segunda se explica la metodología empleada para evaluar a los inversionistas institucionales. Posteriormente, se analizan los principales resultados hallados para el caso de los fondos mutuos y fondos de pensiones. Por último, se establecen las principales conclusiones de la investigación.

^{1/} Paúl Castillo es analista del Departamento de Análisis y Programación Financiera, y Ruy Lama es analista del Departamento de Intermediación Financiera no Bancaria del BCRP. Las opiniones vertidas en este artículo no representan necesariamente la opinión del BCRP. Los autores agradecen los valiosos comentarios de Roberto Chang, Adrián Armas y Jorge Iberico.

^{2/} La Rueda de Bolsa es un mecanismo centralizado de negociación, en el cual se transan principalmente acciones y operaciones de reporte.

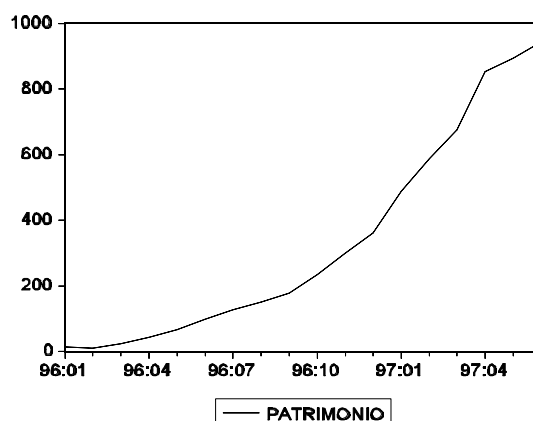
I. Evolución de los inversionistas institucionales

Fondos mutuos

El marco legal de los fondos mutuos surge con la anterior Ley del Mercado de Valores en 1991 (Decreto Legislativo N° 755, Título VIII), y con el primer reglamento de los fondos mutuos en 1992 (Resolución CONASEV N° 543-92-EF/94.10.0). Sin embargo, recién es a partir de noviembre de 1993, con el establecimiento de *Inversiones Perú*, que empiezan a funcionar las Sociedades Administradoras de los Fondos Mutuos (SAFM). En una primera etapa de operaciones, el sistema de fondos mutuos se concentró en inversiones de renta variable. Debido al limitado desempeño que mostraron las SAFM desde el inicio de operaciones³, el conjunto de fondos tuvo un bajo nivel de crecimiento. A finales de 1995 existían tres fondos mutuos (*Inversiones Perú*, *Credifondo*, *Interfondos*), los cuales en conjunto contaban con 941 partícipes y administraban un patrimonio de S/. 12,5 millones.

A partir de 1996 la dinámica del sistema de fondos mutuos fue distinta. El patrimonio administrado pasó de S/. 12,5 millones en enero a S/. 361,5 millones en diciembre, lo que representó una tasa de crecimiento de 2777 por ciento (Ver gráfico 1). El número de partícipes se incrementó de 941 a 4909 (Ver gráfico 2). Este crecimiento se explica básicamente por el surgimiento de los fondos mutuos de renta fija. Esta categoría de fondos iniciaron sus operaciones en marzo con S/. 12,3 millones y 215 partícipes, y al final del período llegaron a acumular un patrimonio de S/. 350 millones y contar con 4478 partícipes. En ese lapso aparecieron cinco fondos mutuos de renta fija, los cuales fueron planteados para que se especialicen en inversiones por tipo de monedas. Los fondos mutuos *Credifondo Soles* e *Hiper Renta Soles* tienen la política de realizar inversiones en valores denominados principalmente en moneda nacional. Mientras que *Credifondo Dólares*, *Renta Premium*, e *Hiper Renta Dólares* tienen como estrategia poseer una cartera de inversiones con títulos denominados principalmente en dólares.

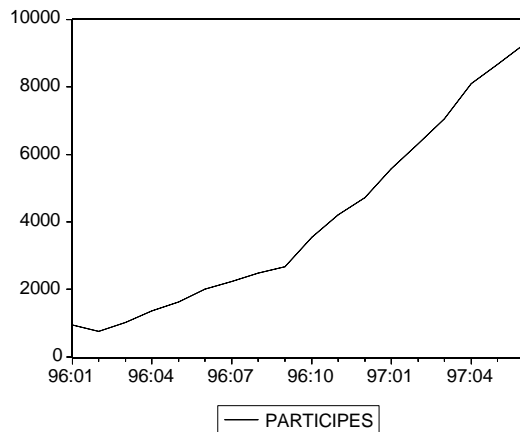
Gráfico 1
PATRIMONIO DEL SISTEMA DE FONDOS MUTUOS
(Millones de Nuevos Soles)



Fuente: CONASEV

³/ En 1994, mientras que el Índice General Bursátil tuvo una rentabilidad nominal de 52,1 por ciento, los dos fondos mutuos existentes en ese año, *Inversiones Perú* e *Interfondos*, tuvieron un rendimiento nominal de 2,5 por ciento y 9,8 por ciento, respectivamente.

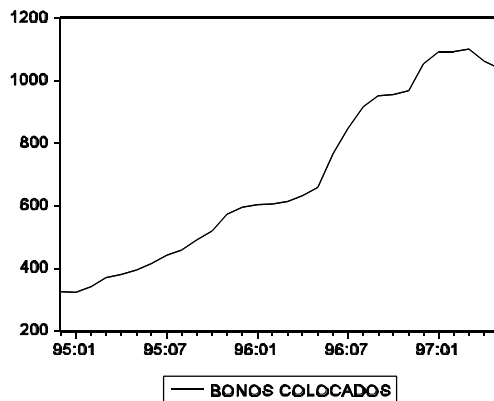
Gráfico 2
PARTÍCIPES EN EL SISTEMA DE FONDOS MUTUOS



Fuente: CONASEV

Los fondos mutuos de renta fija tuvieron una elevada tasa de crecimiento debido a las alternativas de inversión que ofreció el mercado de instrumentos de renta fija en 1996. Si observamos el gráfico 3 se aprecia que el saldo de bonos en circulación aumentó notablemente en los últimos años. Mientras que en diciembre de 1994 existían en el mercado bonos valorizados en \$ U.S. 325 millones, para mayo de 1997 el monto de bonos ascendió a U.S.\$ 1039 millones. Solamente durante el año 1996 el saldo de bonos de bonos aumentó en 77 por ciento. De esta forma, los fondos mutuos de renta fija aprovecharon las oportunidades de inversión existentes en el mercado de bonos durante 1996.

Gráfico 3
SALDO DE BONOS EN CIRCULACIÓN
(Millones de Dólares)



Fuente: CONASEV

En vista del reciente desarrollo de los fondos mutuos, es que ha sido necesario establecer un nuevo marco legal que esté acorde con la actual situación del mercado de capitales peruano. De esta forma es que en octubre de 1996 aparece la nueva Ley del Mercado de Valores (Decreto Legislativo N° 861, Título IX) que introduce algunas reformas en el marco regulatorio de los fondos mutuos. Asimismo, en febrero de 1997, la CONASEV publicó el nuevo reglamento de los fondos mutuos (Resolución CONASEV N° 078-97-EF/94.10). Ambas normas legales brindan una mayor flexibilidad a la gestión de portafolio, al relajar los límites de inversión por empresa y grupo económico.

En la actualidad el sistema de fondos mutuos se encuentra en un proceso de consolidación. A fines de julio de 1997, el patrimonio total de los fondos excedía los S/. 980 millones y los partícipes inscritos superaban las 9,600 personas. Del patrimonio total, el 97 por ciento correspondía a los fondos mutuos de renta fija, y el 3 por ciento a los fondos mutuos de renta variable. Por tipo de moneda, el 94 por ciento del patrimonio de los fondos estaba denominado en dólares, y el 6 por ciento en soles. Asimismo el sistema de fondos mutuos estaba conformado por cuatro SAFM. Santander SAFM poseía el 40 por ciento del patrimonio, Wiese SAFM el 22 por ciento, Credifondo SAFM el 36 por ciento, e Interfondos el 2 por ciento. En el transcurso de 1997, la CONASEV autorizó el funcionamiento de otras sociedades administradoras. De esta forma, la entrada de nuevos fondos mutuos fomentará una mayor competencia por la captación de los recursos de los partícipes, lo que redundará en una mejora en la calidad de los servicios de administración de fondos.

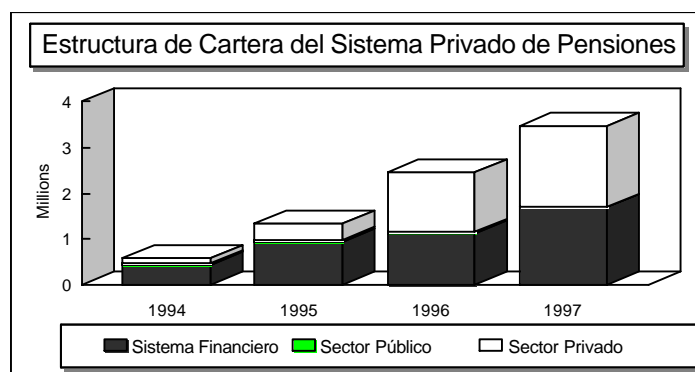
Fondos de pensiones

El Sistema Privado de Pensiones (SPP) en el Perú se creó mediante Decreto Ley N° 25897 en diciembre de 1992, con la finalidad de otorgar prestaciones de jubilación, invalidez y sobrevivencia. Hasta antes de la creación del SPP sólo existía el Sistema Nacional de Pensiones (SNP), sistema de reparto que prácticamente se encontraba en quiebra. En ese contexto, el nuevo sistema, se ha convertido rápidamente en el principal sistema de jubilación en el país. El SPP está conformado por fondos de pensiones, y Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP), empresas privadas constituidas con el único fin de rentabilizar los fondos de los afiliados siguiendo ciertos principios que la ley establece, como la diversificación del riesgo, y bajo la estricta supervisión de la Superintendencia de Administradoras de AFP (SAFP).

Los montos administrados por el SPP crecieron rápidamente desde que éste se inició en julio de 1993, superando los US \$ 1100 millones en el primer semestre de 1997. El dinamismo que ha mostrado el fondo de pensiones ha generado una demanda importante por títulos valores, que se ha traducido en un rápido crecimiento del mercado primario de bonos y de papeles comerciales, así como del mercado secundario de títulos de renta variable.

Al inicio del sistema, la carencia de títulos en el mercado de valores local representó una limitación importante para la administración de los fondos de pensiones, determinando que la cartera del fondo muestre un alto grado de concentración (ver gráfico 4), tanto por sectores económicos como por emisor. Así, a diciembre de 1993, el 87 por ciento de la cartera se encontraba invertida en valores emitidos por el sistema financiero, y el número de emisores que participaban en la cartera sólo alcanzaba 30 instituciones. De igual manera, la carencia de títulos de largo plazo, especialmente bonos, hizo que la cartera, se concentrara en títulos de corto plazo.

Gráfico 4
ESTRUCTURA DE LA CARTERA DEL SISTEMA PRIVADO DE PENSIONES
 (1994-1997)



Esta situación ha cambiado de manera importante en los últimos años, la mayor oferta de títulos, y las reformas introducidas en materia de regulación de inversiones, han facilitado la diversificación de sus carteras de inversiones y un mayor nivel de sofisticación en la gestión de portafolio. Expresión de ello, es que a junio de 1997 la participación de los valores del sistema financiero en la cartera alcanzó el 48,6 por ciento (20 por ciento menos que 1993), mientras que la participación de los valores de largo plazo el 36 por ciento. Asimismo, los instrumentos de renta variable han ganado mayor participación (34,9 por ciento a junio de 1997).

En este sentido, la última modificación al marco legal de las inversiones de las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP) establece nuevos retos a los administradores de los fondos de pensiones, y ofrece nuevas posibilidades de crecimiento al sistema, al permitirles invertir en nuevos instrumentos como son las operaciones con derivados, la negociación con bonos Brady, las inversiones en fondos de inversión e instrumentos titulizados.

II. Marco teórico

Teoría del portafolio

En 1952 Harry M. Markowitz publicó una investigación⁴ que dio origen a la teoría de portafolio moderna. El principal aporte de Markowitz fue el de modelar la racionalidad del inversionista en el mercado de capitales. Markowitz señaló que el inversionista promedio desea que la rentabilidad de su portafolio sea alta, pero que además sea lo más segura posible. Es decir, el inversionista busca maximizar los retornos esperados, y minimizar el riesgo del portafolio (medido por la desviación estándar de los retornos).

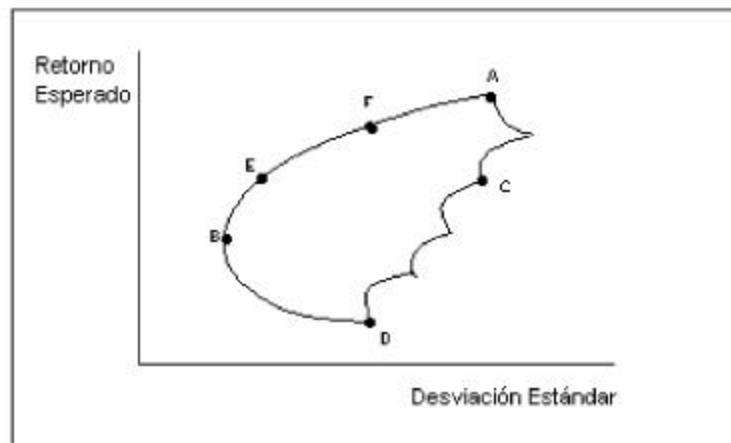
A continuación se dará una revisión general de la teoría del portafolio. Se explicará brevemente como un inversionista determina el portafolio óptimo, y además uno de los modelos más empleados en las finanzas, el C.A.P.M, que estima la relación existente entre la rentabilidad y el riesgo de un portafolio.

⁴/ "Portfolio Selection". Journal of Finance 7. N° 1. Marzo 1952.

El conjunto factible y el conjunto eficiente

El conjunto factible consiste en todos los posibles portafolios que pueden conformarse a partir de “n” títulos riesgosos. Este se representa gráficamente en el plano retorno esperado - desviación estándar. En el gráfico 5 se muestra la forma que tendría el conjunto factible. En general, la gráfica del conjunto tendrá una forma similar a la de un “paraguas”⁵.

Gráfico 5
CONJUNTO FACTIBLE



Sin embargo, un inversionista no necesariamente escogerá cualquier portafolio del conjunto factible. Algunos portafolios del conjunto serán mejores que otros. Así, un agente racional limitará sus posibilidades de elección a aquellos portafolios que sean los más eficientes del conjunto factible.

Asumiendo que el inversionista es adverso al riesgo, siempre escogerá una combinación de títulos riesgosos tales que:

- Dado un nivel de riesgo determinado, ofrezca la rentabilidad máxima
- Dado un nivel de rentabilidad determinado, ofrezca un riesgo mínimo.

Tomando en cuenta ambos criterios se determina un *set* eficiente de portafolios que se encuentra delimitado por el segmento AB del gráfico 5. El punto D del *set* factible no puede formar parte del conjunto eficiente, ya que para ese nivel de riesgo se puede adquirir un portafolio de mayor rentabilidad (F). Asimismo, el punto C tampoco puede estar dentro del conjunto eficiente; para dicha rentabilidad, puede conformarse un portafolio de menor riesgo (E).

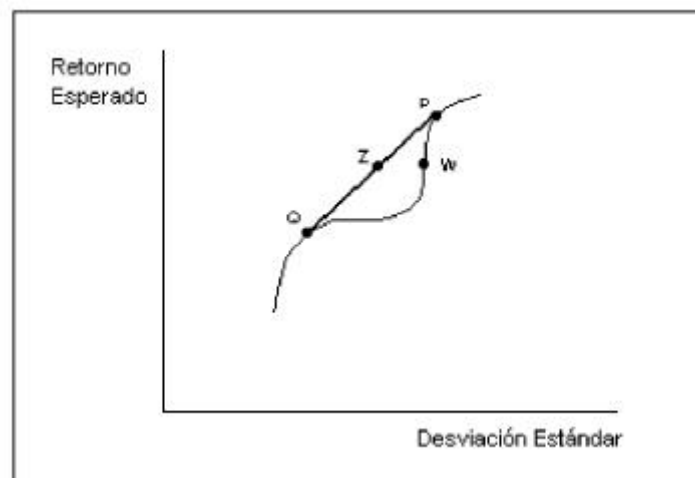
Concavidad del conjunto eficiente

Una propiedad que siempre debe cumplirse en el *set* eficiente es la concavidad. Esto puede demostrarse mediante un análisis partiendo de una premisa falsa. Supongamos por un momento que el *set* factible posee tramos convexos, tal como el segmento PQ del gráfico 6. A partir de los portafolios establecidos en cada uno de estos dos puntos, podría generarse un tercer portafolio, Z, que sería una combinación lineal de P y Q. No obstante, se puede observar que el portafolio Z es superior al W, ubicado dentro del conjunto “eficiente”. Para una rentabilidad dada, el portafolio Z tiene una menor desviación estándar que W. De esta forma, el conjunto propuesto inicialmente no puede ser eficiente, en la medida que

⁵/ Un mayor detalle del conjunto factible se encuentra en el libro *Investments* de Sharpe (1995)

a partir del *set* pueden obtenerse portafolios superiores.

Gráfico 6
CONCAVIDAD DEL CONJUNTO EFICIENTE



El conjunto eficiente en presencia de títulos libres de riesgo

Cuando existe la posibilidad de comprar títulos libre de riesgo, o pedir préstamos a tasas libres de riesgo, el *set* eficiente cambia de forma. Si un inversionista hubiera escogido el portafolio A (gráfico 7), y existiera un título libre de riesgo⁶ con un retorno igual a R_p , entonces la recta $R_f - A$ indicaría todas las combinaciones posibles que podrían formarse entre el título libre de riesgo y el portafolio de títulos riesgosos. Sin embargo, estas combinaciones no son las óptimas. Si en lugar del portafolio A se escogiera el portafolio B, entonces las combinaciones de $R_f - B$, superarían a las de $R_f - A$ debido a que se podría obtener una mayor rentabilidad para cada nivel de riesgo. Es posible determinar infinidad de portafolios del *set* eficiente que podrían entrar en combinación con el título libre de riesgo, pero solamente existe un portafolio óptimo. En el gráfico 7 se puede apreciar que el portafolio óptimo (T) es aquel que maximiza la pendiente de la recta que une el punto asociado al título libre de riesgo y el *set* eficiente inicial.

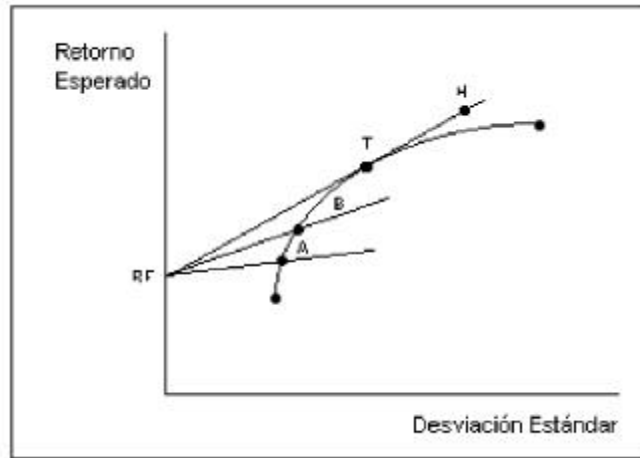
La existencia de un solo portafolio óptimo determina el **Teorema de Separación**. Este teorema afirma que “la combinación óptima de títulos riesgosos para un inversionista puede ser determinada sin tener conocimiento alguno de las preferencias hacia el riesgo y rentabilidad del inversionista”⁷.

De esta forma, el nuevo conjunto eficiente estaría dado por el rayo $R_f - T - H$. En el tramo $R_f - T$, el inversionista destina parte de sus recursos tanto al título libre de riesgo como al portafolio de valores riesgosos. En el tramo $T - H$, el inversionista, para adquirir mayor rentabilidad se endeuda a la tasa R_p e invierte un monto mayor a sus recursos iniciales en el portafolio T.

⁶/ Como por ejemplo los bonos del tesoro norteamericano.

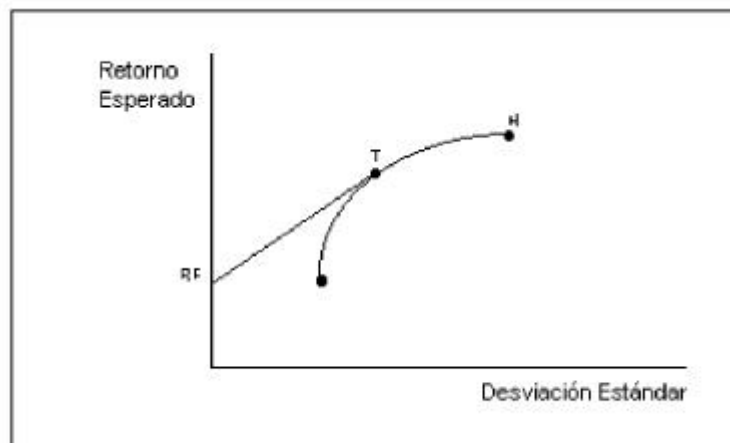
⁷/ Sharpe (1995)

Gráfico 7
CONJUNTO EFICIENTE EN PRESENCIA DE TÍTULOS LIBRES DE RIESGO



Para los fondos mutuos y los fondos de pensiones el conjunto eficiente anterior no es relevante, debido a que por ley están prohibidos de asumir deudas. El *set* eficiente bajo esta condición tendría la forma presentada en el gráfico 8. El conjunto será una combinación de los dos casos anteriores. En el tramo $R_f - T$, no existe restricciones para adquirir un valor libre de riesgo. En cambio en el segmento T-H, como no es posible incurrir en deudas, se invierte la totalidad de los recursos en un portafolio de la frontera eficiente.

Gráfico 8
CONJUNTO EFICIENTE EN PRESENCIA DE TÍTULOS LIBRES DE RIESGO



Determinación del portafolio óptimo

Como se puede apreciar en el gráfico 7, el portafolio óptimo se determina cuando la recta del conjunto eficiente tiene la máxima pendiente. De esta forma, el portafolio óptimo (T) puede hallarse a través de un problema de optimización. La función objetivo en este caso es la pendiente de la recta $R_f - T - H$.

Para desarrollar la optimización primero es necesario determinar la forma funcional función objetivo. Si tenemos en cuenta que el set es una función lineal, ésta puede obtenerse a partir de dos puntos: $T(R_T, \sigma_T)$ y $R_f(R_f, 0)$. De esta forma, la recta del conjunto de portafolios sería:

$$(1) \quad R_p = R_f + [(R_T - R_f) / \sigma_T] * \sigma_p$$

Donde la pendiente de la recta sería igual a:

$$(2) \quad \phi = [(R_T - R_f) / \sigma_T]$$

La ecuación (2) constituye la función objetivo del problema de optimización. La maximización está sujeta a una restricción. La suma de todas las ponderaciones (X_i) de los títulos debe ser igual a uno:

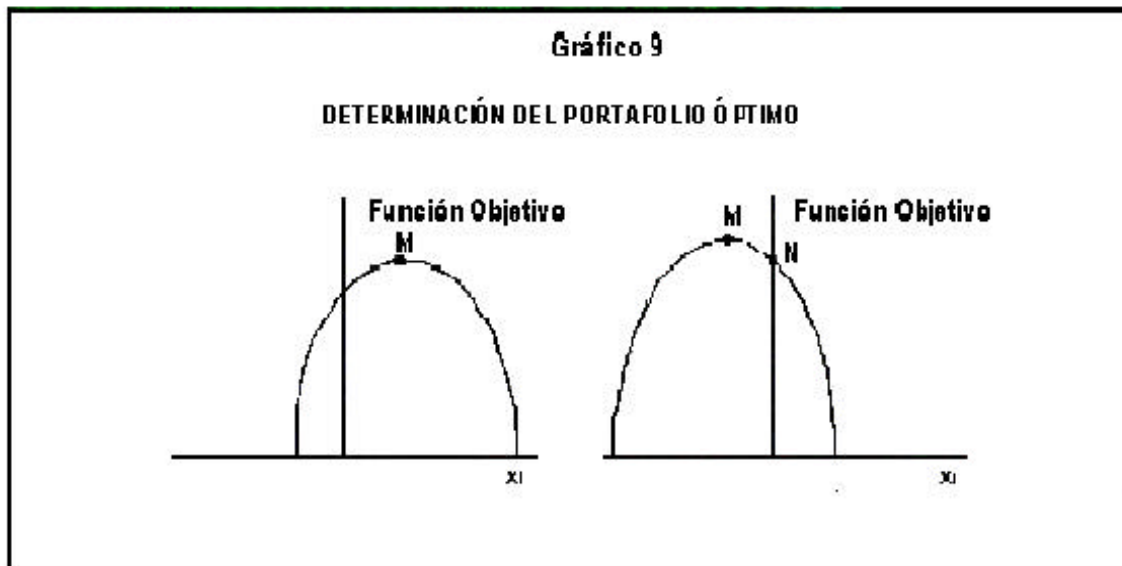
$$(3) \quad \sum X_i = 1$$

Con la finalidad de simplificar el problema, introduciremos la restricción en la función objetivo:

$$(4) \quad (R_T - R_f) = R (R_T - R_f) = (\sum X_i) (R_T - R_f) = \sum X_i (R_T - R_f)$$

Si reemplazamos la ecuación (4), en la ecuación (2) y expandimos la expresión de la varianza σ^2 , finalmente obtendremos la siguiente función de ϕ :

$$(5) \quad \phi = [\sum X_i (R_T - R_f) / (\sum X_i^2 \sigma_i^2 + \sum X_j X_k \sigma_{jk})^{1/2}]$$



8/ Una forma de definir la varianza es mediante la siguiente fórmula especificada en Sharpe (1995):

$$\sigma_T^2 = \sum X_i^2 \sigma_i^2 + \sum X_j X_k \sigma_{jk} \quad (j \neq k)$$

Donde σ_i es la varianza de los rendimientos del instrumento i , y σ_{jk} es la covarianza entre los rendimientos del instrumento j y el instrumento k

Al desarrollar la optimización podría surgir problema si es que se obtienen valores negativos para las ponderaciones. Por ello es necesario resolver el problema mediante las condiciones de *Kuhn-Tucker*. Para la función objetivo podría ocurrir cualquiera de las dos situaciones que se describen en el gráfico 9. Si el punto máximo ocurre cuando X_i es positivo, la derivada de la función será igual a cero. En cambio, si el punto máximo se obtiene para un valor negativo de X_i , entonces la derivada de la función será negativa. En términos generales siempre se cumple que:

$$(6) \quad \partial \phi / \partial X_i \leq 0$$

Condición que puede convertirse en una ecuación adicionándole una variable (U_i):

$$(7) \quad \partial \phi / \partial X_i + U_i = 0$$

El problema de optimización además tiene como restricción que las variables dependientes debe ser no negativas. De esta forma, el planteamiento general del problema empleando las condiciones de *Kuhn-Tucker* es el siguiente :

$$(8) \quad (a) \quad \partial \phi / \partial X_i + U_i = 0$$

$$(b) \quad X_i + U_i = 0$$

$$(c) \quad X_i \geq 0$$

$$(d) \quad U_i \geq 0$$

Si un conjunto de valores para las variables X_i y U_i satisfacen las condiciones anteriores, entonces dichos valores darán como solución el portafolio óptimo.

Si bien el cálculo del portafolio óptimo se vuelve sumamente sencillo empleando algún programa informático de optimización matemática, esta técnica no es empleada por dos motivos. En primer lugar, podría ocurrir que los requerimientos por algún valor específico indicado en el resultado de la optimización, no puedan ser satisfechos debido a una insuficiente oferta del título en el mercado secundario. En segundo lugar, dado que las características de los títulos que entran en el problema de optimización (retorno y desviación estándar) varían de un período a otro, el portafolio óptimo también cambia, con lo cual el inversionista "optimizador" incurriría en grandes costos de transacción. Por estas dos razones, si bien los inversionistas institucionales toman en cuenta la teoría de Markowitz para la gestión de portafolio, también dejan cierto margen a la intuición, y a otras fuentes de información para definir sus estrategias.

9/ El modelo C.A.P.M. fue desarrollado por William Sharpe (1964) y Joyn Lintner (1965)

El modelo C.A.P.M. (Capital Asset Pricing Model)⁸

El C.A.P.M. es un modelo de equilibrio general que se emplea para determinar la relación existente entre la rentabilidad y el riesgo de un portafolio o un título cuando el mercado de capitales se encuentra en equilibrio. El modelo asume, entre otras cosas, que todos los inversionistas en el mercado determinan el portafolio óptimo empleando el enfoque de Markowitz.

El modelo C.A.P.M. tiene un planteamiento simple, y se sustenta en una serie de supuestos sobre el mercado de capitales. A pesar de que los supuestos del modelo no necesariamente se cumplen en la vida real, la capacidad predictiva del modelo ha demostrado ser efectiva. Los diez supuestos que se emplean son los siguientes:

1. Los inversionistas evalúan los portafolios tomando en cuenta los retornos esperados y la desviación estándar de los diversos portafolios en un horizonte de un período.
2. Existe la no saciedad entre los inversionistas. Esto implica que dados dos portafolios idénticos, escogerán aquel de mayor retorno esperado.
3. Los inversionistas son adversos al riesgo. Dados dos portafolios iguales, se escogerá aquel de menor desviación estándar.
4. Los valores son infinitamente divisibles. Si un inversionista lo desea puede adquirir la fracción de una acción.
5. Existe una tasa libre de riesgo a la cual el inversionista puede invertir o pedir préstamos.
6. Los impuestos y los costos de transacción son irrelevantes.
7. Todos los inversionistas tienen el mismo horizonte de un período.
8. La tasa libre de riesgo es la misma para todos los inversionistas.
9. Existe información perfecta.
10. Los inversionistas tienen expectativas homogéneas.

Los supuestos del C.A.P.M. describen una situación extrema. El modelo se basa en que el mercado de capitales es perfecto, y no existe ningún tipo de restricción que impidan la participación de los inversionistas.

La ecuación que plantea el C.A.P.M. se denomina línea del mercado de capitales (LMC), e indica la relación existente entre el retorno esperado de un portafolio y el nivel de riesgo:

$$(9) \quad R_p^e = R_f + \beta(R_m^e - R_f) + \epsilon_t$$

Donde R_p^e es el rendimiento esperado del portafolio, R_f una tasa libre de riesgo, R_m^e el rendimiento esperado del mercado, ϵ_t un término aleatorio y β la sensibilidad del portafolio al movimiento del mercado de capitales, que constituye una medida del riesgo del portafolio.

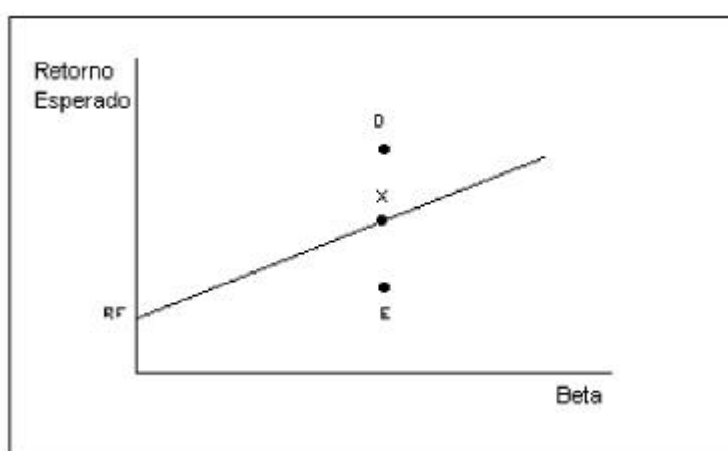
Esta ecuación tiene una forma sencilla de interpretarse. La rentabilidad esperada de un portafolio tiene dos componentes diferentes. El primer componente es el precio del tiempo, que consiste en la rentabilidad libre de riesgo obtenida por posponer el consumo un período. El segundo componente es el precio del riesgo multiplicado por el nivel de riesgo; esto indica la rentabilidad adicional que se le exige al portafolio por incurrir en un mayor riesgo. De manera esquemática, el retorno esperado de una cartera se puede representar de la siguiente forma:

⁹/ El modelo C.A.P.M. fue desarrollado por William Sharpe (1964), John Lintner (1965) y Jan Mossin (1966).

$$(\text{Retorno Esperado}) = (\text{Precio del tiempo}) + (\text{Precio del riesgo}) \times (\text{Nivel de riesgo})$$

La ecuación de la LMC explica la rentabilidad de un portafolio en una situación de equilibrio (Ver gráfico 9). Supongamos que sucedería en una situación de desequilibrio. Imaginemos por un instante que existe un portafolio como el D, que para un nivel determinado de riesgo posee una rentabilidad superior a la que le corresponde. Obviamente esta situación no puede mantenerse siempre. Bajo el supuesto de información perfecta, esta oportunidad de ganancia extraordinaria se detectaría inmediatamente, y por arbitraje los inversionistas demandarían ese portafolio hasta que su rentabilidad se ajuste a la LMC. Por el contrario, si es que existiera un portafolio como E, con un rentabilidad inferior a la que le corresponde, por arbitraje los inversionistas ofertarían dicho portafolio hasta que el retorno sea equivalente al de la LMC.

Gráfico 9
LÍNEA DEL MERCADO DE CAPITALES



Indicadores de la gestión de portafolio

Los indicadores de gestión de portafolio empleados en la investigación pueden ubicarse en dos categorías. En la primera se encuentran los indicadores de Sharpe y Treynor, que muestran el grado de eficiencia con que los inversionistas institucionales realizan la gestión de portafolio. Ambos índices se sustentan en la teoría del portafolio de Markowitz. En la segunda se encuentran los indicadores de Jensen, Treynor-Mazuy y el modelo EGARCH-M, que explican a que se deben las diferencias en desempeño. Los indicadores de Jensen y Treynor-Mazuy, se sustentan en el modelo C.A.P.M.. Por otra parte el modelo EGARCH-M permite estimar la relación existente entre la volatilidad de una variable y su media, y es de suma utilidad para modelar la prima por riesgo de los activos financieros. A continuación se explicarán los indicadores empleados.

Indicador de Sharpe

Esta medida indica cual ha sido el rendimiento promedio que ha obtenido un portafolio por unidad de riesgo incurrido, utilizando como medida de riesgo la desviación estándar de los retornos del portafolio. Matemáticamente la medida de Sharpe se calcula de la siguiente forma:

$$(10) \quad S = (r_p - r_f) / \sigma_p$$

Donde S es el rendimiento del portafolio por unidad de riesgo, r_f el rendimiento de un activo de libre

de riesgo, r_p el rendimiento del portafolio evaluado, y σ_p la desviación estándar del portafolio. Mientras mayor sea el indicador de Sharpe, mejor habrá sido el desempeño del administrador del portafolio.

Indicador de Treynor

Esta medida indica el rendimiento de un portafolio por unidad de riesgo incurrido, empleando como medida de riesgo el parámetro β del modelo C.A.P.M., denominado riesgo sistemático o no diversificable⁹. La medida de Treynor se expresa matemáticamente de la siguiente forma:

$$(11) \quad T = (r_p - r_f) / \beta$$

Donde T es el rendimiento del portafolio por unidad de riesgo, r_f el rendimiento de un activo de libre de riesgo, r_p el rendimiento del portafolio evaluado, y β el parámetro del modelo C.A.P.M..

Indicador de Jensen

Esta medida de gestión trata de establecer si un determinado portafolio ha obtenido un rendimiento sistemáticamente superior al que le corresponde por el nivel de riesgo asumido. Para ello se estima una regresión en la que se relaciona el diferencial de rendimiento del fondo a evaluar con el rendimiento de un activo libre de riesgo y el diferencial del rendimiento de la cartera del mercado con el activo libre de riesgo, tal como se muestra en la siguiente ecuación¹⁰:

$$(12) \quad r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \beta(r_{mt} - r_{ft}) + \epsilon_t$$

Donde r_{pt} es el rendimiento del portafolio, r_{ft} el rendimiento del activo libre de riesgo, r_{mt} el rendimiento del mercado, β la sensibilidad del portafolio a las fluctuaciones en el mercado de valores, ϵ_t un término de error que se comporta como ruido blanco¹¹, y α el indicador de Jensen.

El indicador de Jensen (α), mide la existencia de un rendimiento extraordinario, superior o inferior al predicho por el modelo C.A.P.M. tradicional. El rendimiento requerido para una acción de acuerdo a este modelo es el rendimiento del activo sin riesgo más una prima por riesgo proporcional al nivel de riesgo sistemático de la acción. De esta forma, el parámetro α permite evaluar la existencia de selectividad en un portafolio. Valores positivos reflejaría una selectividad positiva, lo cual implica, *ex-ante*, una habilidad de los gestores de portafolio para encontrar e incorporar en su cartera valores subvaluados.

Indicador de Treynor-Mazuy

Esta medida se emplea para evaluar la existencia de *timing*, o habilidad para anticiparse a la evolución del mercado. Para ello se estima la ecuación de Treynor-Mazuy, que es semejante a la ecuación de Jensen, pero se le añade un término cuadrático:

⁹/ El riesgo sistemático o no diversificable es aquel asociado a los movimientos de mercado. El riesgo no sistemático es aquel que no es generado por los movimientos del mercado y puede ser minimizado mediante la diversificación de cartera.

¹⁰/ Denominada ecuación de Jensen.

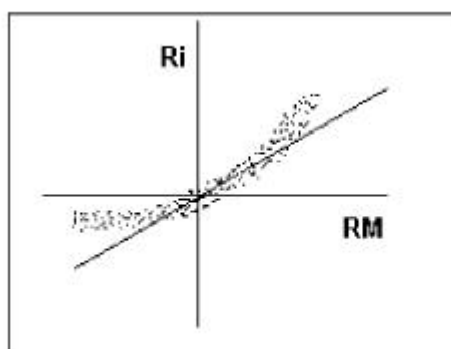
¹¹/ Término aleatorio que posee una distribución normal, con media cero y varianza constante.

$$(13) \quad r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \beta_1 (r_{mt} - r_{ft}) + \beta_2 (r_{mt} - r_{ft})^2 + \epsilon_t$$

En la ecuación (13) r_{pt} , r_{ft} , y r_{mt} son las rentabilidades del portafolio, del activo libre de riesgo y del mercado, respectivamente. Para detectar la existencia de *timing*, es suficiente evaluar si es que el parámetro β_2 es estadísticamente distinto de cero.

Este indicador supone que si existe una estrategia de *timing* exitosa, el retorno del portafolio sería una función creciente y convexa del retorno del mercado. La explicación para la existencia de esta relación es sencilla. Supongamos que la bolsa de valores tuviera próximamente un período de auge. Si un administrador de portafolio pudiera prever esta situación, entonces compondría su portafolio de valores sumamente sensibles a los movimientos del mercado de capitales. De esta forma ante un aumento del rendimiento de la bolsa de valores, el rendimiento del portafolio se incrementaría más que proporcionalmente. De manera inversa, si la bolsa experimentara una caída dentro de poco tiempo y el gestor de portafolio pudiera predecirlo, entonces compondría su portafolio de instrumentos poco sensibles al mercado de valores. Así, el rendimiento del portafolio disminuiría menos que proporcionalmente a los cambios en el mercado. En el gráfico 10 se muestra la relación que debería existir entre el rendimiento del portafolio “i” (R_i) y el retorno del mercado (R_m) en una estrategia efectiva de *timing*.

Gráfico 10
RELACIÓN ENTRE EL RENDIMIENTO DEL PORTAFOLIO (R_i) Y EL RENDIMIENTO DEL MERCADO (R_m) ANTE LA EXISTENCIA DE *TIMING*



Modelo Egarch-M

Este modelo¹² establece una relación funcional entre el diferencial de rentabilidad de un activo financiero o un portafolio de inversiones (r_p) y un activo libre de riesgo (r_f), y la varianza condicional del diferencial de estos rendimientos. De esta forma, el modelo posibilita estimar la evolución de la prima por riesgo en el tiempo. A través del método de máxima verosimilitud, se estima simultáneamente la varianza condicional de los retornos, y el rendimiento del activo o portafolio. La especificación funcional de ambas variables es la siguiente:

$$(14) \quad r_{pt} - r_{ft} = \theta + x_t' \Phi + \lambda \cdot \sigma_t^2 + \epsilon_t$$

$$(15) \quad \text{Log}(\sigma_t^2) = \omega + \beta \text{Log}(\sigma_{t-1}^2) + \alpha |\epsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}| + \gamma (\epsilon_{t-1}/\sigma_{t-1})$$

^{12/} El modelo EGARCH-M constituye una adaptación del modelo EGARCH propuesto por Nelson en 1991 en el artículo “*Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach*” (*Econometrica*). En el modelo EGARCH-M se estima simultáneamente la relación existente entre la volatilidad y la media de una variable, mientras que en el modelo EGARCH se estima simultáneamente la media y la volatilidad, no obstante no se plantea ninguna relación funcional entre ambos elementos.

En la ecuación (14) el exceso de retorno ($r_{pt} - r_{ft}$) dependen de una constante (θ), un conjunto de variables exógenas dadas por el vector x_t , y la varianza o desviación estándar condicional de los rendimientos (σ_t^2).

A su vez, en la ecuación (15), la varianza condicional depende de tres variables: una constante (ω), la predicción de la varianza del período anterior (σ_{t-1}^2), y la información pasada sobre la volatilidad del activo, que está dado por el residuo de la ecuación de la media, ε_{t-1} . La ecuación tiene una especificación logarítmica con el fin de asegurar la no negatividad de la varianza condicional para cualquier valor real de la variables dependientes.

Para los inversionistas institucionales que destinan una parte de su portafolio a activos de renta variable, la variable exógena relevante la constituye el exceso de rentabilidad del mercado sobre la tasa de rentabilidad libre de riesgo. El parámetro de la variable exógena sería similar al “Beta” del modelo C.A.P.M., e indicaría la sensibilidad del portafolio a movimientos en el mercado bursátil. En la ecuación 14 el parámetro λ indicaría el premio por unidad de riesgo adicional incurrido por el fondo. Mientras mayor sea este parámetro, todo lo demás constante, el fondo mutuo es más eficiente ya que brinda una mayor rentabilidad por el riesgo asumido.

Consideraciones sobre los indicadores de gestión

Existen algunos aspectos que son importantes tomar en cuenta al emplear las medidas de gestión de portafolio:

- a. Para elaborar todos estos indicadores es necesario contar con una tasa libre de riesgo. Usualmente se utiliza como activo libre de riesgo los instrumentos de deuda de un gobierno, sin embargo en el caso peruano aún no existen estos valores¹³. De esta forma se ha optado por emplear la tasa de depósitos de ahorro que ofrece el *Banco de Crédito del Perú*¹⁴.
- b. Las medidas de Treynor, Treynor-Mazuy, y Jensen son útiles solo en la medida que se presente estabilidad de parámetros en las ecuaciones estimadas. De lo contrario, los indicadores no serían relevantes.
- c. Las medidas presentadas anteriormente son sensibles al portafolio de mercado empleado. Debido a que los inversionistas institucionales adquieren principalmente acciones catalogadas como *blue chips*, es que se ha optado por emplear como portafolio referencial el Índice Selectivo de la Bolsa de Valores de Lima (ISBVL).

^{13/} Una *proxy* adecuada de la tasa libre de riesgo sería el rendimiento de los Certificados de Depósitos Bancarios del Banco Central de Reserva del Perú. Sin embargo, debido a que las subastas de certificados no se realizan con una periodicidad regular, no se dispone de la suficiente información como para emplear dicha variable en la elaboración de los indicadores.

^{14/} Si bien es cierto que esta institución presenta cierto nivel de riesgo crediticio, éste es inferior al del promedio de entidades del sistema financiero.

II. Evaluación de portafolio de los fondos mutuos

Riesgo y rentabilidad de los fondos mutuos

Antes de evaluar la gestión de portafolio de los fondos mutuos, se analizará la rentabilidad y el riesgo que obtuvieron cada una de las sociedades administradoras. En el cuadro 1 se observa los rendimientos anualizados de todos los fondos mutuos durante el primer semestre de 1997. Si siguiéramos un criterio “tradicional” de evaluación, afirmaríamos que el fondo mutuo más eficiente sería Interfondo. No obstante, dado que no se toma en cuenta el nivel de riesgo, no se puede afirmar nada sobre la eficiencia de la administración de los fondos.

En el gráfico 11 se muestran todos los fondos mutuos en un plano riesgo-rentabilidad, considerando como riesgo a la desviación estándar. El período muestral comprende desde octubre de 1996 hasta junio de 1997. En el gráfico se puede apreciar que el nivel de riesgo de los diversos fondos mutuos es heterogéneo. Aquellos fondos que brindan mayor rentabilidad, en promedio, incurren en un mayor riesgo. En la parte superior derecha se ubican los fondos de renta variable, con una alta rentabilidad y una elevada desviación estándar. Por el contrario, en la parte inferior izquierda se encuentran los fondos mutuos de renta fija, que ofrecen una rentabilidad inferior, pero con un menor nivel de riesgo. Estas diferencias en riesgo hacen que los fondos no sean comparables directamente mediante la rentabilidad. Con el objeto de comparar el desempeño de los fondos mutuos, se elaboraron indicadores de desempeño que incorporen tanto el riesgo como la rentabilidad del fondo.

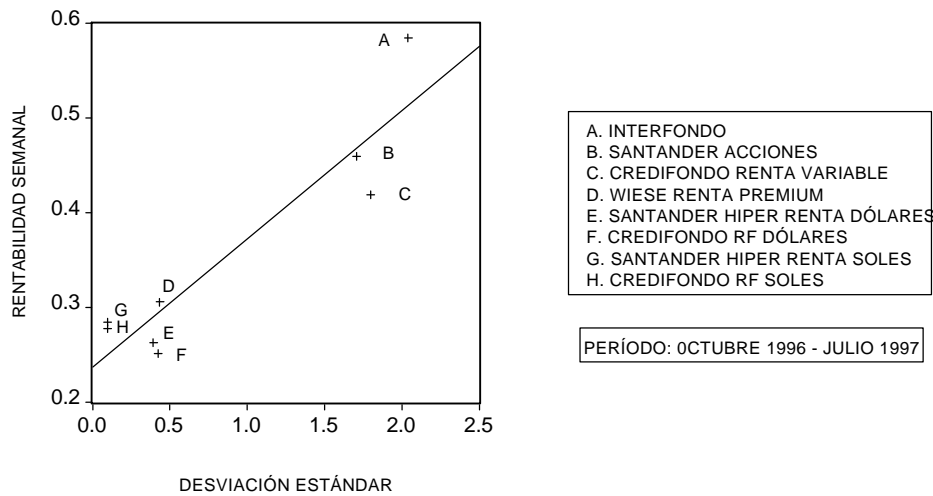
Cuadro 1
RENTABILIDAD ANUALIZADA DE LOS FONDOS MUTUOS
EN EL PRIMER SEMESTRE DE 1997

Fondo Mutuo	Rentabilidad
Renta Variable	
Interfondo 1/	67.7%
Credifondo R.V. 1/	55.8%
Santander Acciones	34.8%
Renta Fija	
Credifondo Soles 1/	15.4%
Hiper Renta Soles 1/	15.7%
Credifondo Dólares	7.7%
Hiper Renta Dólares	8.2%
Wiese Renta Premium	11.0%

Fuente: CONASEV

1/ Rentabilidad expresada en soles.

Gráfico 11
RIESGO Y RENTABILIDAD DE LOS FONDOS MUTUOS



Indicador de Sharpe

Con el fin de obtener una información mas precisa acerca de la gestión de portafolio de los fondos mutuos, se elaboró el indicador de Sharpe empleando los rendimientos semanales¹⁵ brutos de los fondos¹⁶. De esta forma, se evita el problema de diferenciar un rendimiento bajo de un fondo mutuo debido a la composición del portafolio de inversiones, de un rendimiento bajo debido a elevadas comisiones.

Al calcular el indicador de Sharpe para los fondos mutuos de renta variable se consideraron dos períodos. El primero comprende desde enero de 1996 hasta mayo de 1997, fecha en que desaparece el fondo mutuo *Inversiones Perú*. El segundo abarca desde octubre de 1996, fecha en que empieza a funcionar *Santander Acciones*, hasta julio de 1997. Tal como se observa en el gráfico 12, tanto en el primer como en el segundo período el fondo más eficiente fue Interfondo. En el primer período el fondo con el menor grado de eficiencia fue *Inversiones Perú*, y en el segundo período *Credifondo*.

En el caso de los fondos mutuos de renta fija, se consideró solamente la medida de Sharpe en el período que va de octubre de 1996, fecha en que aparecen los fondos mutuos de renta fija del *Banco Santander*, hasta julio de 1997. En el gráfico 13 se aprecia el desempeño de todos los fondos mutuos de renta fija. De los fondos en soles el más eficiente ha sido *Santander Hiper Renta Soles*. El fondo en dólares más eficiente ha sido *Wiese Renta Premium*. La diferencia tan pronunciada entre el desempeño de los fondos en soles y los fondos en dólares se debe a la evolución del tipo de cambio. En la medida que se han empleado rendimientos nominales en soles para elaborar los indicadores, la volatilidad del tipo de cambio ha ocasionado que la varianza de los retornos de los fondos en dólares sea marcadamente superior a la varianza presente en los fondos en soles. Por lo tanto, como el indicador de Sharpe depende de forma inversa de la varianza del rendimiento, los fondos denominados en moneda extranjera muestran un relativo menor desempeño.

^{15/} Al establecer una periodicidad semanal de la información estadística, se asume implícitamente que la revisión del portafolio de inversiones se realiza semanalmente.

^{16/} A los rendimientos netos publicados por la CONASEV se les adicionó la comisión de administración de las sociedades administradoras.

Gráfico 12
INDICADOR DE SHARPE
FONDOS MUTUOS DE RENTA VARIABLE

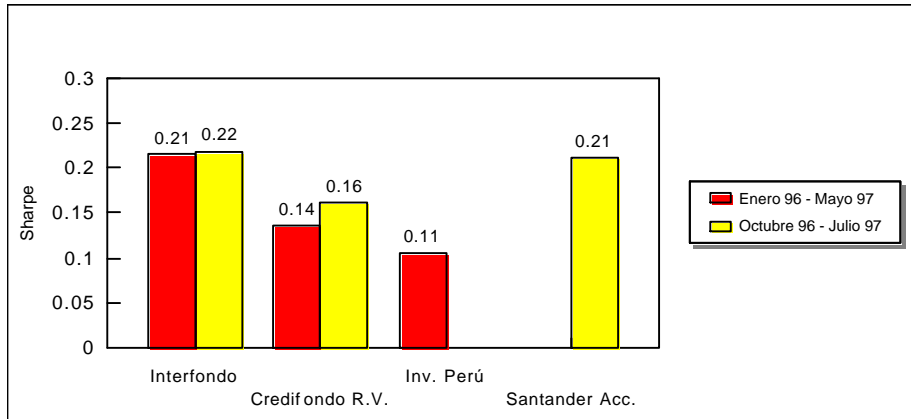
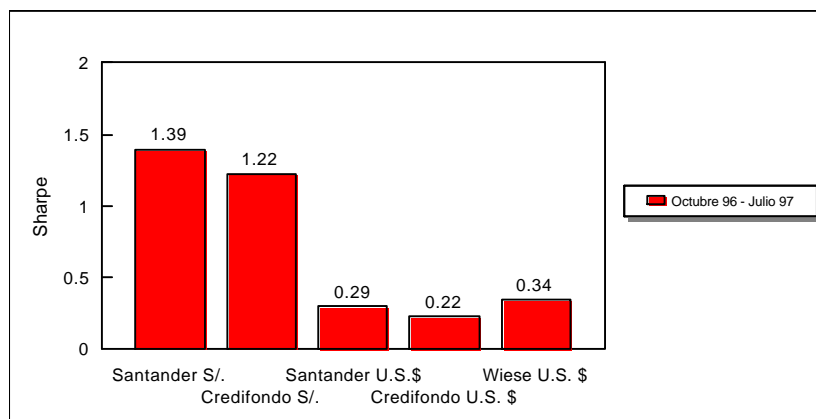


Gráfico 13
INDICADOR DE SHARPE
FONDOS MUTUOS DE RENTA FIJA



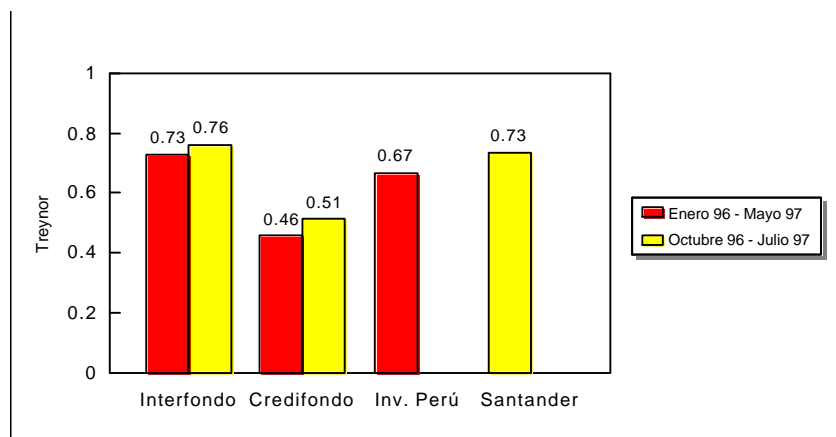
Indicador de Treynor

Al igual que en el caso anterior, para el indicador de Treynor se emplearon los rendimientos semanales brutos de los fondos. La limitación de este indicador con respecto al indicador de Sharpe es que no es factible de ser empleado para evaluar a los fondos mutuos de renta fija. El indicador de Treynor utiliza como medida de riesgo el parámetro β del modelo C.A.P.M., que sólo es posible estimarse empleando un índice que refleje el rendimiento del mercado, y para el caso de los instrumentos de renta fija en la actualidad no existe dicho índice.

En el gráfico 14 aparece el indicador de Treynor de los fondos mutuos, y arroja básicamente los mismos resultados que el indicador de Sharpe para los fondos de renta variable. Ubica a *Interfondo* como el fondo con gestión de portafolio más eficiente. Sin embargo, no es adecuado emplear esta medida para el primer período, ya que el estimador del parámetro β de dos de los tres fondos mutuos presenta un problema de inestabilidad de parámetros¹⁷, y por ende el indicador no es confiable en dicho período muestral.

¹⁷/ Ver Anexo 1

Gráfico 14
INDICADOR DE TREYNOR
FONDOS MUTUOS DE RENTA VARIABLE



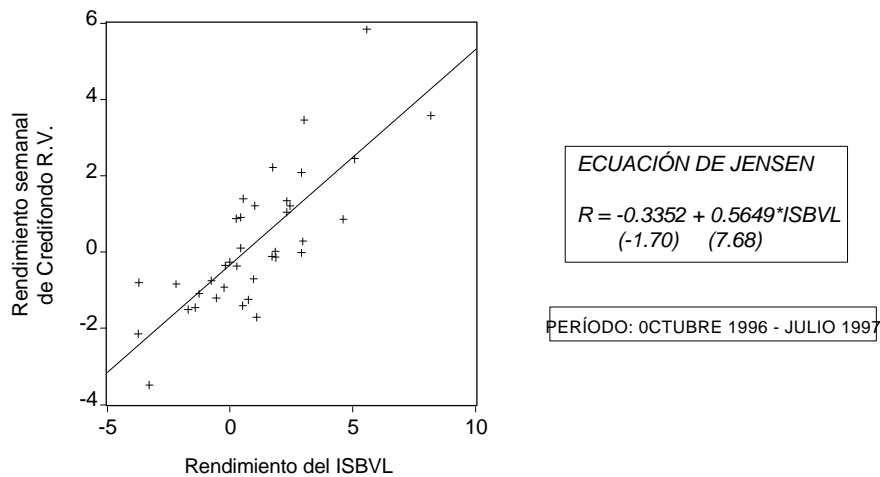
Selectividad

Como se mencionó anteriormente la selectividad consiste en la habilidad de los administradores de portafolio para adquirir o vender valores que se encuentran fuera de su precio de equilibrio con el fin de realizar ganancias extraordinarias. La selectividad positiva se da cuando el administrador obtiene ganancias por adquirir activos financieros por debajo de su precio de equilibrio, los cuales posteriormente por arbitraje convergen a su verdadero valor. Por el contrario la selectividad negativa ocurre cuando se generan pérdidas por escoger de manera incorrecta los títulos que conforman el portafolio. Nuevamente el problema en emplear este indicador para el caso de los fondos mutuos de renta fija consiste en la ausencia de un índice representativo del mercado.

De los fondos mutuos de renta variable se encontró que *Credifondo R.V.* es el único fondo que presenta selectividad negativa¹⁸. En el gráfico 15 aparece la ecuación de Jensen, y un recuadro con la estimación de los parámetros de la ecuación, con sus respectivos estadísticos “t” entre paréntesis. La selectividad se observa en el intercepto negativo de la ecuación de Jensen; este intercepto es negativo y tiene una significancia estadística de 10 por ciento.

¹⁸/ Ver Anexo 2.

Gráfico 15
INDICADOR DE JENSEN
FONDOS MUTUOS DE RENTA VARIABLE



Timing

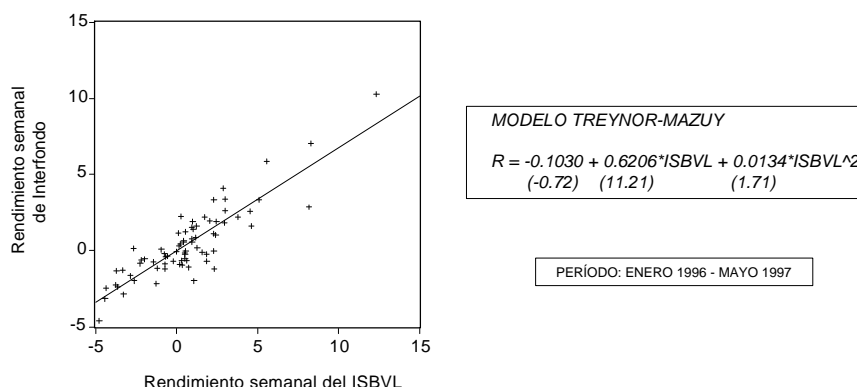
Como se mencionó anteriormente el *timing* indica la capacidad de los administradores de portafolio de anticiparse adecuadamente a la evolución del mercado. Si es que efectivamente el administrador pudiera predecir correctamente el comportamiento futuro del mercado de valores, se observaría que el rendimiento del fondo y el rendimiento de la bolsa de valores se ajustarían a una función cuadrática, conocida como el modelo Treynor - Mazuy. También este modelo sólo es aplicable a los fondos mutuos de renta variable.

Al evaluar este modelo se encontró que solamente *Interfondo* se ajustaba al modelo de Treynor-Mazuy (con un 10 por ciento de significancia estadística para el parámetro β_2)¹⁹. Sin embargo, la ecuación estimada presenta un problema de inestabilidad de parámetros²⁰, lo cual invalida la hipótesis de *timing* para este fondo. En el gráfico 16 se presenta la relación entre el rendimiento de *Interfondo* y el Índice Selectivo, y el modelo estimado de Treynor-Mazuy, con los respectivos estadísticos “t” entre paréntesis.

¹⁹/ Ver Anexo 3

²⁰/ Ver Anexo 3.

Gráfico 16
INDICADOR DE TREYNOR-MAZUY
FONDOS MUTUOS DE RENTA VARIABLE



Intervalos de confianza

Finalmente, para evaluar el desempeño de los fondos mutuos se ha estimado la varianza condicional de los retornos de los fondos mutuos empleando un modelo EGARCH-M²¹. Este modelo permite la estimación de la varianza condicional para cada instante del tiempo, y partir de esta información se han elaborado intervalos de confianza para los retornos. La finalidad de calcular los intervalos es el de obtener una información más precisa sobre el rendimiento que ofrecen los fondos mutuos. Conforme las bandas de confianza se aproximen más al valor de la rentabilidad efectiva, habrá una mayor probabilidad que el fondo efectivamente obtenga una rentabilidad cercana al rendimiento promedio que ofrece a los partícipes. A continuación se presentan los resultados obtenidos para los fondos mutuos de renta fija y de renta variable.

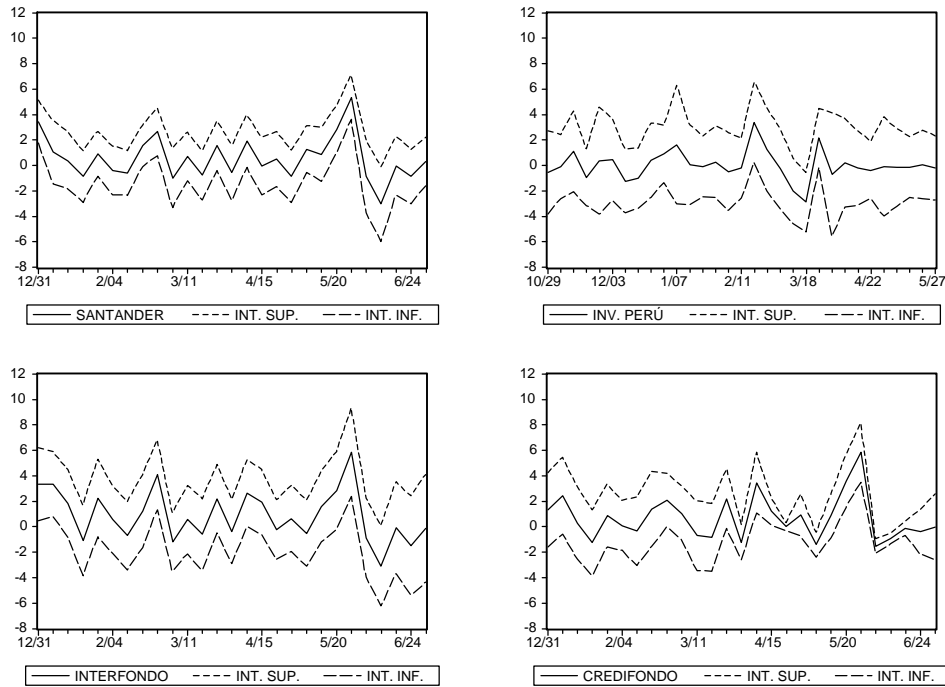
Fondos mutuos de renta variable

El período muestral de la estimación de los intervalos de confianza, al igual que los otros indicadores, abarca los años 1996 y 1997. En el gráfico 17 se muestran los intervalos de los fondos mutuos de renta variable para el primer semestre de 1997. En el caso de *Inversiones Perú*, dado que terminó sus operaciones en mayo de 1997, se ha considerado los últimos seis meses de operaciones del fondo²². De los cuatro fondos mutuos de renta variable, el que ha mostrado una estrategia de inversión más conservadora es Credifondo. En este período de tiempo las bandas de confianza han sido más angostas, especialmente a partir del segundo trimestre del año. Si bien quizás es mínimo el riesgo presente en el fondo, el indicador de Sharpe sugeriría que el rendimiento obtenido para ese nivel de riesgo ha sido bajo. Por otra parte, de los cuatro fondos mutuos el que mostró mayor nivel de riesgo fue *Inversiones Perú*, en el gráfico se puede apreciar que fue el fondo que presenta las bandas de confianza más amplias. Ello implica que la probabilidad de que el fondo obtenga un rendimiento cercano a la rentabilidad promedio fue baja. Incluso éste fue uno de los motivos que condicionó su desaparición.

²¹/ Ver Anexos 4 y 5.

²²/ De diciembre de 1996 a mayo de 1997

Gráfico 17
INTERVALOS DE CONFIANZA
FONDOS MUTUOS DE RENTA VARIABLE
 (5% de Significancia)



Fondos mutuos de renta fija

En el gráfico 18, se puede apreciar la evolución de los rendimientos nominales en soles de los fondos mutuos de renta fija en dólares (Credifondo R.F. Dólares, Santander Hiper Renta Dólares, y Wiese Renta Premium) durante el primer semestre de 1997. La diferencias en el riesgo de los fondos mutuos no se puede percibir tan claramente debido a la influencia del tipo de cambio. Como la mayor parte de la volatilidad de los rendimientos nominales de estos fondos se explican por la evolución del tipo de cambio, las diferencias en el riesgo de cada fondo no son tan pronunciadas. De esta manera las bandas de confianza para los fondos en dólares muestran una trayectoria similar.

Por el contrario, al comparar el comportamiento de las bandas de confianza entre los fondos en dólares (Credifondo R.F. Dólares y Santander Hiper Renta Dólares) y los fondos en soles (Credifondo R.F. Soles y Santander Hiper Renta Soles), se pueden apreciar grandes diferencias. En el gráfico 19, se observa que los fondos en soles ofrecen un rendimiento mucho más cierto que los fondos en dólares debido a que su rentabilidad no está indexada al tipo de cambio.

Gráfico 18
INTERVALOS DE CONFIANZA
FONDOS MUTUOS DE RENTA FIJA EN DÓLARES
 (5% de Significancia)

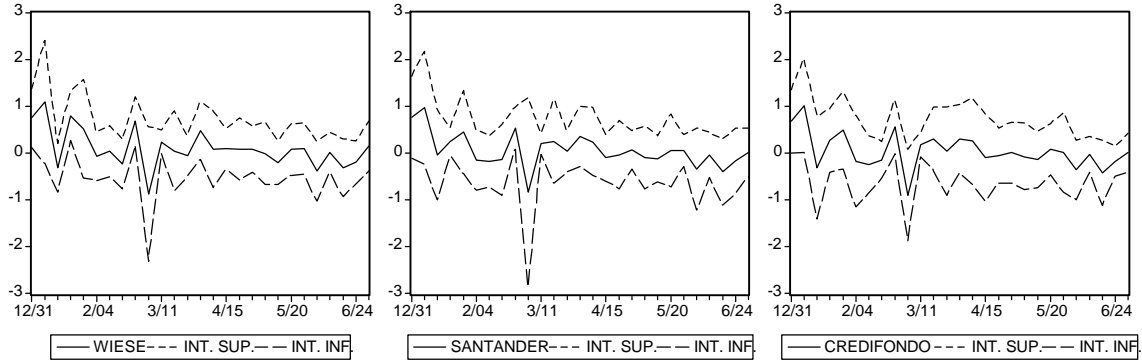
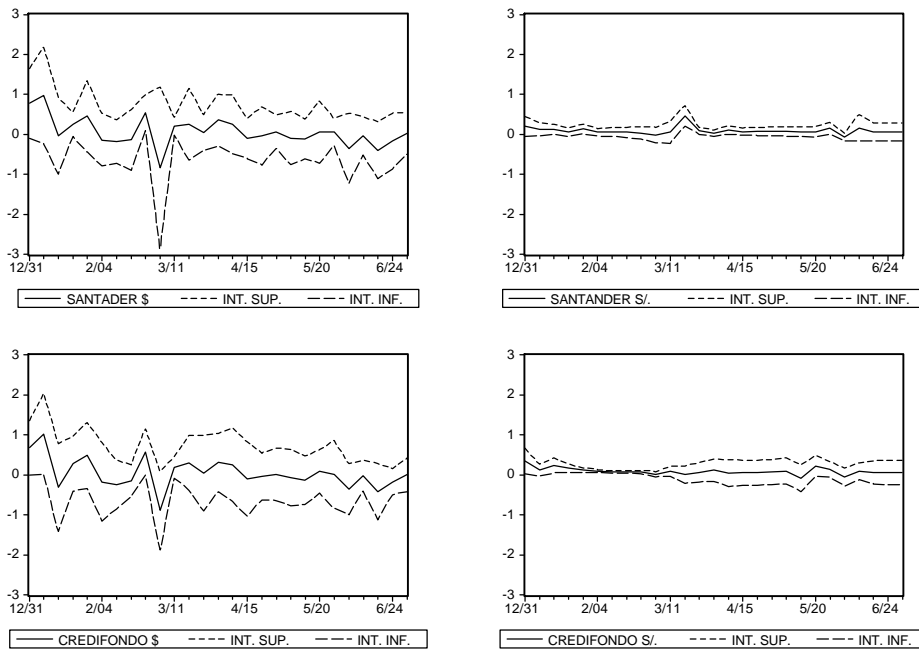


Gráfico 19
INTERVALOS DE CONFIANZA
FONDOS MUTUOS DE RENTA FIJA EN SOLES Y DÓLARES
 (5% de Significancia)



IV. Evaluación de portafolio en el sistema privado de pensiones.

A diferencia de los fondos mutuos, los fondos de pensiones no pueden concentrar sus inversiones en valores con características comunes (rendimiento fijo o variable, o en valores emitidos por una misma entidad). Esto obliga a los fondos de pensiones a mantener en su cartera un conjunto amplio de valores (acciones, bonos, depósitos, etc.). Debido a esto, para evaluar la gestión de las AFP vamos a agrupar los títulos que conforman sus portafolios de acuerdo con la naturaleza del rendimiento que ofrecen, sea este variable o fijo. De esta manera, el rendimiento del portafolio de una AFP será un promedio ponderado del retorno de su cartera de títulos de rendimiento fijo y del rendimiento de su cartera de títulos de renta variable.

$$(16) \quad R_{AFP} = \alpha R_{RF} + (1-\alpha) R_{RV} \quad (0 < \alpha < 1)$$

Debido a que no se cuentan con estadísticas separadas de los retornos de las carteras de renta variable y renta fija de las AFP, el análisis de su gestión de portafolio se hará a partir del retorno total de su cartera. Esto bajo el supuesto que los valores de renta fija no generan diferencias sistemáticas en la rentabilidad de las AFP (variación de su valor cuota). De esta manera, las diferencias observadas en los resultados de la gestión de portafolio entre AFP serian resultado de una estrategia distinta en su cartera de renta variable o de una menor o mayor participación de esta cartera en su cartera total.

El período muestral considerado para la evaluación comprende desde junio de 1994 hasta junio de 1997, y la periodicidad de la información estadística es semanal. Asimismo los retornos empleados son brutos, es decir, no consideran las comisiones de administración.

Riesgo y rentabilidad en el sistema privado de pensiones.

Existen diferencias importantes en la rentabilidad promedio que obtuvieron las AFP en los últimos tres años. En el período muestral la rentabilidad más alta del sistema ha sido 0,39 por ciento semanal (22,5 por ciento promedio al año), mientras que la rentabilidad mas baja fue de 0,36 por ciento. Estas diferencias de rentabilidad no necesariamente reflejan diferencias en eficiencia de gestión de portafolio, debido a que una rentabilidad promedio más alta puede ser reflejo de un mayor nivel de riesgo. En las partes subsiguientes del trabajo se tratará de comprobar si que estas diferencias se explican por la existencia de habilidades específicas en la gestión de portafolio de algunas AFP (selectividad y *timing*).

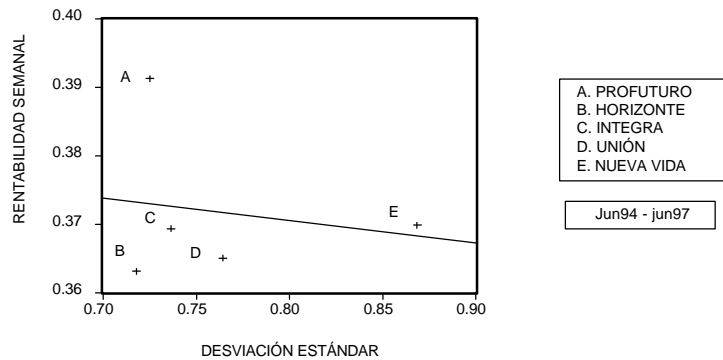
Cuadro Nº 2
RENTABILIDAD Y RIESGO EN EL SPP.

AFP	Rentabilidad	Desv. Estandar
Horizonte	0.3632	0.7178
Integra	0.3694	0.7363
Nueva vida	0.3699	0.8685
Prof uturo	0.3913	0.7249
Union	0.3651	0.7642

Una gestión eficiente de portafolio es aquella que logra obtener la rentabilidad más alta posible dado un nivel de riesgo. En este caso, la probabilidad de obtener la rentabilidad histórica del fondo será mayor. Este concepto de eficiencia al nivel del sistema debería traducirse en una relación positiva entre el riesgo y la rentabilidad entre las AFP. Las de mayor rentabilidad deberían ser las más riesgosas, mientras que las

menos rentables deberían ser las más seguras. Sin embargo, como se observa en el siguiente gráfico 20 esta relación no se cumple. La curva riesgo-rentabilidad del sistema tiene una pendiente negativa, es decir, las AFP más rentables son las que presentan menor riesgo relativo, por lo que **podemos concluir que las diferencias en rentabilidad no reflejan necesariamente diferencias en los niveles de riesgo**. Se debe precisar que el riesgo está medido como la desviación estándar del rendimiento semanal de las AFP.

Gráfico 20
RIESGO Y RENTABILIDAD EN EL SPP

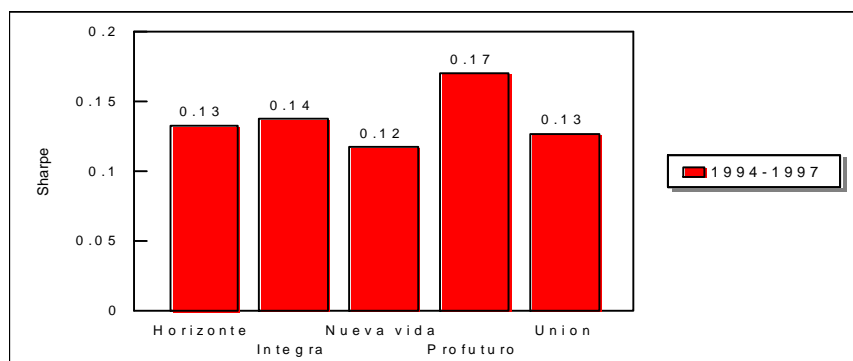


Las AFP con rendimientos muy volátiles, como la AFP *Nueva Vida*, ofrecen una rentabilidad inferior a la de otra AFP con menor riesgo (*Profuturo*). De este modo, las diferencias en los resultados de portafolio se deben explicar por otros factores distintos a los del riesgo. En las partes subsiguientes del trabajo se probarán estadísticamente si estas diferencias en gestión se deben a la existencia de selectividad y o de *timing* en la gestión de portafolio de una o varias AFP.

Indicador de Sharpe

Con la finalidad de cuantificar las diferencias en la gestión de portafolio de las AFP, se elaboró el indicador de Sharpe para los fondos de pensiones. El valor de este indicador se muestra en el gráfico 21. En él se puede apreciar que la AFP con mejor gestión de portafolio ha sido Profuturo (el indicador de Sharpe más alto), mientras que Nueva Vida habría sido la AFP con menor rendimiento por unidad de riesgo.

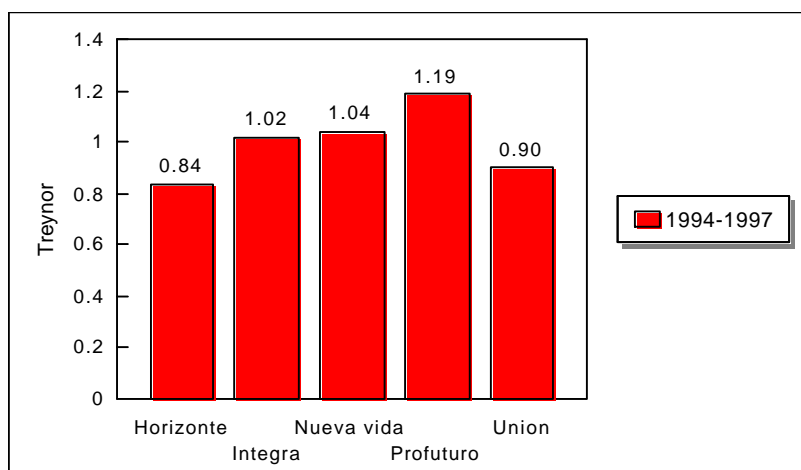
Gráfico 21
INDICADOR DE SHARPE



Indicador de Treynor

Este indicador, a diferencia del anterior, utiliza como medida de riesgo la sensibilidad de la cartera de inversiones del fondo de pensiones a las variaciones del ISBVL. El indicador para cada AFP se presenta en el gráfico 22. El indicador de Treynor refuerza los resultados obtenidos anteriormente mediante el indicador de Sharpe. La AFP Profuturo resulta ser la más eficiente del sistema, mientras que, la AFP Horizonte muestra la gestión menos eficiente.

Gráfico 22
INDICADOR DE TREYNOR



Las diferencias en el ordenamiento de las AFP, obtenidas con cada uno de los indicadores, muestran la incidencia de fuentes de riesgo adicionales a las del mercado de títulos que pertenecen al ISBVL (por ejemplo la presencia de acciones de segunda pizarra en la cartera de las AFP). Esto hace que una AFP con menor sensibilidad al ISBVL, presente un retorno más volátil que el de una AFP más expuesta a las fluctuaciones de este índice.

Selectividad

La existencia de selectividad en la gestión de una AFP significa que ésta ha tenido sistemáticamente un rendimiento superior al del mercado, una vez que ambos rendimientos se han ajustado por el nivel de riesgo de sus portafolios. La fuente generadora de estas ganancias es la revalorización de acciones subvaluadas por el mercado que son oportunamente aprovechadas por los gestores de portafolio.

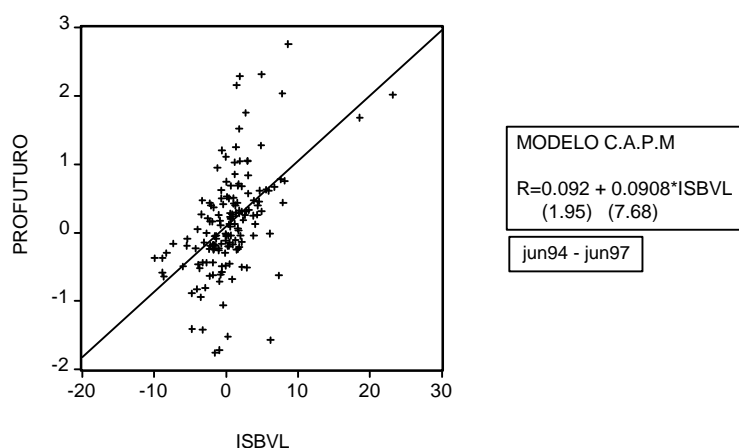
La prueba que se ha empleado para evaluar la hipótesis de selectividad es el indicador de Jensen. Los resultados se presentan en el cuadro 3, y nos indican que de las cinco AFP solamente una de ellas, **Profuturo**, posee una gestión con selectividad. El rendimiento promedio que sobre el ISBVL genera este fondo es de 0.1 por ciento semanal. Por lo tanto, podemos decir que la gestión de portafolio eficiente de Profuturo habría sido producto de una adecuada selección de valores.

Cuadro Nº 3
PRUEBA DE SELECTIVIDAD DE JENSEN

	Parámetro de Jensen	Estadístico T_estudent	Probabilidad Parametro=cero
Horizonte	0.0664	1.3919	0.1656
Integra	0.0677	1.4364	0.1528
Nueva vida	0.0752	1.2215	0.2236
Profuturo	0.0928	1.9536	0.0524
Union	0.0665	1.3001	0.1952

Los detalles de la prueba estadística de Jensen se muestran en los anexos. Es importante precisar que para que la prueba estadística sea válida, es necesario que los errores de la ecuación se distribuyan normalmente. Asimismo, se requiere que los parámetros sean estables en el tiempo. Por ello, el modelo, incorpora, además de las variables tradicionales, una variable ficticia que permite recoger el efecto de un cambio en el límite establecido para la inversión en acciones, en noviembre de 1996 (el límite pasó de 20 por ciento a 35 por ciento).

Gráfico 23
SELECTIVIDAD DE PROFUTURO



Timing

El *timing*, como ya se mencionó en la primera parte del trabajo, refleja la habilidad que puede tener una administración de portafolio para anticiparse a los movimientos del mercado. Si existe *timing* en la administración de alguna AFP, esta tendrá un retorno superior a las demás AFP debido a que gana más cuando el mercado sube y pierde menos cuando éste baja. Esta característica se puede medir con el indicador de Treynor-Mazuy. En el caso de las AFP, los resultados indican que **ninguna de ellas ha logrado anticiparse al mercado correctamente.**

En el cuadro 4 se muestra el término cuadrático de Treynor y Mazuy (TM), el estadístico t-student y el valor de la probabilidad de no existencia de *timing*. Rechazándose en todos los casos la hipótesis de existencia de *timing*.

Cuadro N° 4
PRUEBA DE TREYNOR Y MAZUY

	Parámetro de Mazuy	Estadístico T_estudent	Probabilidad Parametro=cero
Horizonte	-0.0003	-0.2995	0.7649
Integra	-0.0003	-0.2906	0.7772
Nueva vida	-0.0009	-0.6818	0.4963
Profuturo	0.0001	0.0053	0.9578
Union	-0.0003	-0.2571	0.7974

Intervalos de Confianza

La diferencia en la gestión de portafolio entre AFP no solo puede medirse a través de los indicadores presentados previamente, sino también, estimando la prima por riesgo que éstas ofrecen. La prima por riesgo es el retorno adicional que la AFP ofrece por incurrir en una unidad de riesgo adicional. De esta manera, las AFP que presentan las primas por riesgo más altas serán las AFP más eficientes. Para estimar este indicador se han empleado los modelos EGARCH-M. Los mismos que permiten estimar la varianza condicional de los retornos (riesgo) y el retorno simultáneamente. La prima por riesgo se mide incorporando la varianza condicional a la ecuación del retorno (se trabajan con los excesos de los retornos sobre la tasa libre de riesgo).

Los resultados encontrados (cuadro 5) son consistentes con los resultados de los indicadores analizados previamente (Sharpe y Treynor). Así, las AFP con gestión más eficiente, las que poseen una prima por riesgo positiva, son Profuturo, Integra. En el caso de la primera de estas AFP, la prima por unidad de riesgo alcanza 0.29, medida en unidades de retorno, mientras que, en el caso de Integra, esta es de 0.26. Por su parte, Nueva Vida y Unión no ofrecen prima por riesgo (el parámetro λ es estadísticamente cero al 10 por ciento de significancia) confirmándose la existencia de una gestión relativamente menos eficiente que las de las dos primeras administradoras.

La menor eficiencia relativa que muestra la gestión de portafolio de las AFP Nueva Vida y Unión, no necesariamente refleja una gestión ineficiente por parte de estas administradoras, sino que podrían estar reflejando el efecto de factores exógenos a su gestión. Las hipótesis que se evaluaron en el presente trabajo buscan explicar estas diferencias en rentabilidad considerando solamente la existencia de habilidades especiales en la gestión de las AFP, dejándose de lado el efecto de otros factores.

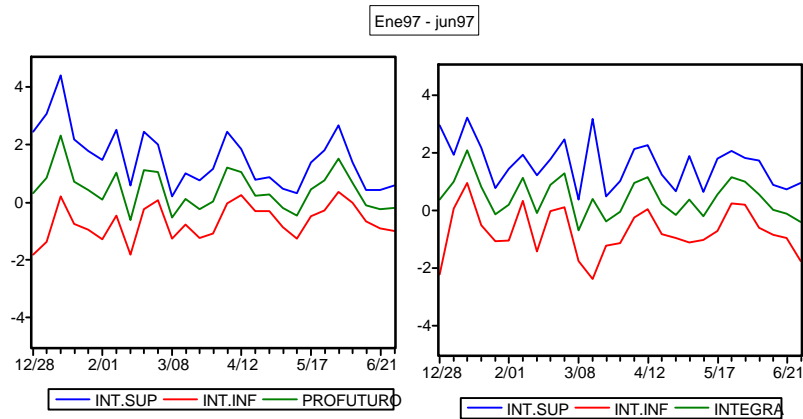
Factores adicionales que se consideran relevantes para explicar las diferencias de desempeño en el sistema privado de pensiones, y que podrían tratarse en futuras investigaciones son el tamaño y la profundidad del mercado de capitales peruano, y los límites de inversión que enfrentan las AFP. Así por ejemplo, para el caso chileno, Walker (1993) y Chumacero(1997) encontraron que las diferencias en rentabilidad en su sistema privado de pensiones están fuertemente correlacionadas con el tamaño de la AFP. Las AFP grandes y chicas, muestran sistemáticamente una rentabilidad menor que las AFP de tamaño mediano. En esta relación juega un papel importante el tamaño del mercado de valores chileno y las restricciones a las inversiones.

CUADRO Nº 5
ESTIMACION DE LA PRIMA POR RIESGO MODELOS EGARCH

Parámetro	Horizonte		Integra		Nueva Vida		Profuturo		Union	
	Valor	T_ estadístico	Valor	T_ estadístico	Valor	T_ estadístico	Valor	T_ estadístico	Valor	T_ estadístico
Media										
π	0.0944	7.1501	0.1229	21.9245	0.0862	3.9083	0.1122	1.9306	0.1008	5.4653
λ	0.2634	1.6684	0.2551	2.0111	0.0827	0.7446	0.2940	20.9557	0.1716	1.2177
Varianza										
ω	-1.6777	-7.8575	-1.8195	-8.8987	-0.3906	-3.9747	0.0767	1.2303	-0.9032	-2.7564
α	0.5197	3.0405	0.8193	4.1470	0.4764	1.7512	-0.2742	-5.6729	0.3436	2.2576
β	-0.1538	-0.9074	0.0000	0.0000	-0.1416	-0.2816	0.9051	35.7410	0.0984	0.2557
γ	-0.0986	-0.8857	-0.6355	-3.7970	0.0719	0.4488	-0.3581	-5.4204	-0.1297	-1.0223

Los modelos EGARCH-M que se han estimado, además de permitirnos estimar la prima por riesgo (λ), nos permiten construir intervalos de confianza para los retornos de las AFP. Estos intervalos de confianza nos muestran el rango de valores para los retornos de las AFP con mayor probabilidad de ocurrencia. Así, las AFP más eficientes mostrarán los intervalos de confianza más angostos, para niveles similares de retornos. En el gráfico 24 se presentan los intervalos de confianza para los retornos de las dos AFP con mejor gestión de portafolio.

Gráfico 24
INTERVALOS DE CONFIANZA INTEGRA Y PROFUTURO



V. Conclusiones

1. Los resultados obtenidos en este trabajo están condicionados a un período muestral determinado, y éstos no necesariamente se mantendrán en el futuro. Por otro lado, los estadísticos obtenidos son sensibles a los supuestos empleados. Ante un portafolio referencial distinto al ISBVL, o una tasa libre de riesgo diferente, los resultados podrían verse modificados.

Fondos mutuos

2. La ausencia de casos de *timing* y selectividad exitosos en los fondos mutuos de renta variable indica que la estrategias activas de administración de portafolio no han mostrado un resultado satisfactorio. De esta forma, hubiera sido más eficiente en la administración de estos fondos la implementación de estrategias pasivas, que consisten en la réplica de un índice de acciones, tal como el IGBVL, el ISBVL, o algún índice sectorial como el de las empresas industriales o mineras.

Fondo de pensiones

3. La existencia de una curva riesgo-rentabilidad negativa en el sistema privado de pensiones, pone en el debate dos temas importantes. El primero de ellos, es el de los mecanismos con los que cuentan los afiliados para arbitrar en el mercado de gestión de fondos previsionales, y el segundo es la difusión de medidas alternativas de gestión, que incluyan el riesgo en el que incurren las AFP.

Inversionistas institucionales

4. Al principio de la investigación se planteó que en la evaluación de la gestión de portafolio debía tomarse en cuenta tanto en el riesgo como la rentabilidad de los inversionistas institucionales. Sin embargo, al construirse los índices de desempeño (indicadores de Sharpe y Treynor) se halló que aquellos fondos que mostraban una mejor gestión, coincidentemente, habían obtenido una mayor rentabilidad. De esta forma, en el período de análisis, la rentabilidad por sí sola ha constituido una variable *proxy* adecuada para evaluar la gestión de portafolio.
5. En el caso de los fondos mutuos de renta variable, el fondo que ha mostrado una mayor rentabilidad en el primer semestre de 1997 (*Interfondos*, con 67.7% en soles) también ha obtenido el indicador de Sharpe (0.22) y Treynor (0.76) más elevado. De los fondos mutuos en soles, *Santander Hiper Renta Soles* ha obtenido la mayor rentabilidad en el primer semestre de 1997 (15.7% en soles) y el mayor indicador de Sharpe (1.39). Finalmente, de los fondos mutuos en dólares, *Wiese Renta Premium* ha obtenido la mayor rentabilidad en el primer semestre de 1997 (11.0% en dólares) y el indicador de Sharpe más elevado (0.34).
6. En el caso de las AFP, el análisis realizado muestra que la AFP con el mejor desempeño financiero del sistema ha sido Profuturo, coincidentemente, esta AFP también ha tenido la mayor rentabilidad promedio del sistema (22,5 por ciento). Integra, fue la segunda AFP del sistema, con indicadores de riesgo y rentabilidad muy cercanos a los de Profuturo. La gestión superior de Profuturo se explicaría por una adecuada selección de los valores que integran su cartera, selección que la habría permitido adquirir estos valores cuando el mercado los subvaluaba, realizando ganancias en los momentos que el mercado se corregía. No se encontró evidencia de *timing* exitoso en la gestión de ninguna AFP.

7. La presente investigación no ha agotado todos los temas relacionados a la evaluación de la gestión de portafolio de los inversionistas institucionales. Aún quedan diversos puntos que se podrían desarrollar en futuras investigaciones. Sería importante medir el impacto de la regulación del Estado sobre el desempeño de los inversionistas institucionales, hallar el efecto de un mercado de valores poco profundo como el peruano en el rendimiento de los fondos mutuos y fondos de pensiones, y finalmente la evaluación de la capacidad de los partícipes para arbitrar en el mercado de administración de fondos. En la medida en que se amplíe el conocimiento sobre el desempeño de los inversionistas institucionales, los partícipes tendrán mayor información para tomar sus decisiones de afiliación adecuadamente, y ello redundará en un mercado más eficiente.

Bibliografía

Conasev. 1996 - 1997. *Informe Semanal Bursátil*.

Conasev. 1996 - 1997. *Fondos Mutuos de Inversión en Valores*.

Chumacero, R y Arrau, P. 1997. “ *Tamaño de los Fondos de Pensiones en Chile y su Desempeño Financiero*”. Santiago. Internet.

Enders, W. 1995. “ *Applied Econometrics Time Series*”. Iowa State University.

Elton, E. y Gruber, M. 1993. “ *The performance of Bond Mutual Funds*”. *Journal of Bussines*. Vol. 33. N° 31. Chicago University.

Elton, E. y Gruber, M. 1995. “ *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*”. Quinta edición. New york University.

Humala, A. 1995. ” *Gestión de Portafolio y Rentabilidad de los Fondos Mutuos*” . Banco Central de Reserva del Perú. XII Encuentro de Economistas. Gerencia de Estudios Económicos.

Nelson, D. 1991. “ *Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns*”: a New Approach”. *Econometrica*. Vol. 59. N°2 Marzo.

Pagan, A. 1996. “ *The Econometrics of Financial Markets*”. *Journal of Empirical Finance*. Vol 3.

Ross, S. 1985. “ *Measuring Investment Performance in a Rational Expectations Equilibrium Model*”. *Journal of Bussines*. Vol 58 N° 1.

Sharpe, W. G. Alexander, y J. Bailey . 1995. “ *Investments*”. Quinta Edición. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.

Superintendencia de Administradoras de Fondos de Pensiones. 1994-1997. *Boletín Informativo Mensual*.

Superintendencia de Administradoras de Fondos de Pensiones. 1994-1997. *Boletín Informativo Semanal*.

Titman, S . 1993. “ *Performance Measurment without Benchmarks: an Examination of mutual Fund Returns*”. *Journal of Bussines*. Vol. 66 N°1

Titman, S y Grinblatt, M. 1989. “ *Mutual Fund Performance: An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings*”. *Journal of Bussines*. Vol. 62 N° 3. Chicago University.

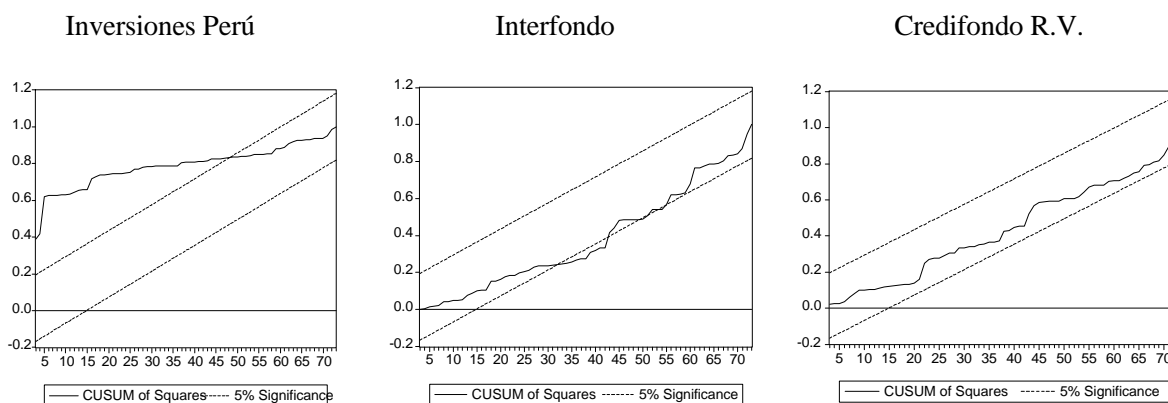
Walker, H . 1991 “ *Reflexiones en torno a Políticas de Inversión Adecuadas para las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP)* “. *Cuadernos de Economía*. Año 28. N° 85. PP 359-384.

Walker, H. 1993 . “ *Desempeño Financiero de las Carteras Accionarias de los Fondos de Pensiones en Chile ¿ Ha tenido Desventajas ser Grandes?*”. *Cuadernos de Economía*. Año 30, N° 89. PP 35-75 Abril.

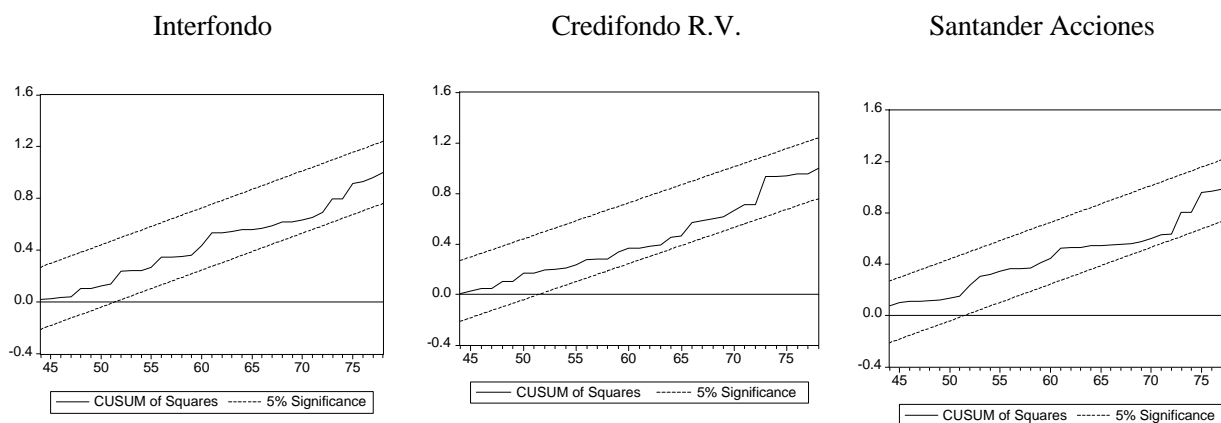
Walker, H. 1993. “ *Desempeño Financiero de las Carteras de Renta Fija de los Fondos de Pensiones en Chile ¿ Ha tenido Desventajas ser Grandes?*. *Cuadernos de Economía*. Año 30 . N° 89. PP 1- 33.

Anexo 1
ESTABILIDAD DEL PARÁMETRO “BETA” DEL INDICADOR DE TREYNOR
FONDOS MUTUOS DE RENTA VARIABLE
TEST CUSUM CUADRADO

I. Enero de 1996 a mayo de 1997



II. Octubre de 1996 a julio de 1997



Anexo 2
INDICADOR DE JENSEN
FONDOS MUTUOS DE RENTA VARIABLE
I. Enero de 1996 a mayo de 1997

Fondo Mutuo	Jensen	t - est.	Jarque-Bera
Inversiones Perú	-0.0896	-0.3520	573.5445
Interfondo	-0.0192	-0.1423	0.7673
Credifondo R.V.	-0.2088	-1.6386	0.2683

II. Octubre de 1996 a julio de 1997

Fondo Mutuo	Jensen	t - est.	Jarque-Bera
Interfondo	-0.1902	-0.7534	0.7254
Credifondo R.V.	-0.3352	-1.7040	0.3430
Santander Acciones	-0.2195	-1.0350	0.3799

Anexo 3
INDICADOR DE TREYNOR-MAZUY
FONDOS MUTUOS DE RENTA VARIABLE

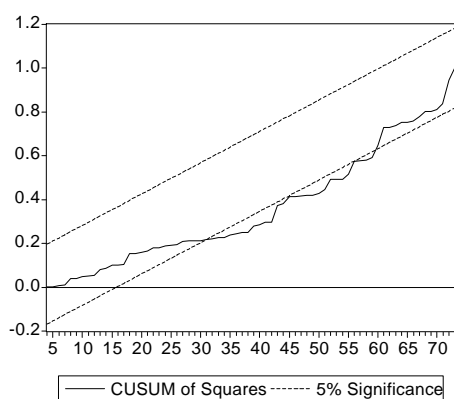
I. Enero de 1996 a mayo de 1997

Fondo Mutuo	β_2	t - est.	Jarque-Bera
Interfondo	-0.0024	-0.0966	0.7043
Credifondo R.V.	0.0090	0.4727	1.9028
Santander Acciones	-0.0063	-0.3063	0.3455

II. Octubre de 1996 a julio de 1997

Fondo Mutuo	β_2	t - est.	Jarque-Bera
Inversiones Perú	0.0136	0.9121	619.2839
Interfondo	0.0134	1.7091	1.2311
Credifondo R.V.	0.0056	0.7496	0.1105

III. PRUEBA DE ESTABILIDAD DE PARÁMETROS DE INTERFONDO
TEST CUSUM CUADRADO
(Octubre de 1996 a julio de 1997)



Anexo 4
 MODELO EGARCH-M PARA LOS FONDOS MUTUOS DE RENTA VARIABLE
 (Enero de 1996 a julio de 1997)

I. Modelo

$$(1) \quad r_{pt} - r_{ft} = \theta + x_t' \Phi + \lambda \cdot \sigma_t^2 + \psi(r_{pt-1} - r_{ft-1}) + \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-4} + \varepsilon_t$$

$$(2) \quad \text{Log}(\sigma_t^2) = \omega + \beta \text{Log}(\sigma_{t-1}^2) + \alpha |\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}| + \gamma (\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1})$$

Donde x_t es el diferencial del rendimiento del ISBVL y la tasa libre de riesgo.

II. Estimación

Parámetro	Inversiones Perú		Interfondo		Credifondo R.V.		Santander Acciones	
	Coficiente	t - est.	Coficiente	t - est.	Coficiente	t - est.	Coficiente	t - est.
Media								
θ	-7.0580	-4.0626 1/	-0.3189	-0.5594	-1.3193	-6.9641 1/	5.2807	0.8654
ϕ	0.1145	3.3522 1/	0.6808	21.3087 1/	0.6416	26.3708 1/	0.4125	4.6811 1/
λ	5.3138	4.2436 1/	0.2173	0.3946	1.0809	4.6650 1/	-5.2039	-0.9474
ψ	-0.7107	-7.1562 1/	-	-	-	-	-	-
ρ_1	0.3804	3.7479 1/	-	-	-	-	-	-
ρ_2	-0.5450	-9.5252 1/	-	-	-	-	-	-
Varianza								
ω	0.1955	0.5502	0.0898	0.5632	0.7160	3.6834 1/	-0.0340	-0.1561
α	0.4073	7.3249 1/	-0.0943	-0.4737	-0.9608	-4.3546 1/	0.0682	0.4764
γ	0.0285	0.6280	-0.1889	-2.1626 1/	-0.6746	-3.8573 1/	0.2647	0.7641
β	0.0770	0.2539	0.9967	15.4920 1/	0.2861	3.1857 1/	0.5013	2.0576 1/

1/ Significativo al 5%

III. Normalidad de los errores

Fondo Mutuo	Jarque-Bera
Inversiones Perú	18.6259
Interfondo	1.0136
Credifondo R.V.	1.6650
Santander	3.4174

Anexo 5
 MODELO EGARCH-M PARA LOS FONDOS MUTUOS DE RENTA FIJA
 Octubre de 1996 a Julio de 1997

I. Modelo

$$(1) \quad r_{pt} - r_{ft} = \theta + \lambda \cdot \sigma_t^2 + \psi_1(r_{pt-1} - r_{ft-1}) + \psi_2(r_{pt-2} - r_{ft-2}) + \varepsilon_t$$

$$(2) \quad \text{Log}(\sigma_t^2) = \omega + \beta \text{Log}(\sigma_{t-1}^2) + \alpha |\varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1}| + \gamma (\varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1})$$

II. Estimación

A. Fondos Mutuos en Soles

Parámetro	Credifondo R.F. Soles		Hiper Renta Soles	
	Coefficiente	t - est.	Coefficiente	t - est.
Media				
θ	0.0403	11.4913 /1	-0.0163	-0.6402
λ	0.6315	5.3545 /1	1.0960	2.8290 /1
ψ_1	-	-	-	-
ψ_2	-	-	-	-
Varianza				
ω	-1.7003	-7.6843 /1	-2.8560	-3.0431 /1
α	-0.9710	-3.6957 /1	0.0853	0.8734
γ	-0.4962	-3.4176 /1	-0.7741	-4.7030 /1
β	0.4666	65.6696 /1	0.4294	2.5141 /1

1/ Significativo al 5%

B. Fondos Mutuos en Dólares

Parámetro	Credifondo R.F. Dólares		Hiper Renta Dólares		Renta Premium	
	Coefficiente	t - est.	Coefficiente	t - est.	Coefficiente	t - est.
Media						
θ	-0.6032	-2.0915 /1	0.2759	4.6314 /1	-0.3208	-7.8663 /1
λ	2.1091	2.5245 /1	-0.5190	-1.8057	1.4394	7.6621 /1
ψ_1	-0.5802	-5.0477 /1	-	-	-0.3266	-3.4552 /1
ψ_2	-	-	-	-	0.2244	3.4681 /1
Varianza						
ω	-1.2385	-2.8108 /1	-4.8731	-8.2910 /1	-4.0503	-17.4978 /1
α	-0.5305	-2.0514 /1	1.3295	2.2164 /1	0.3090	3.9144 /1
γ	0.7049	2.9904 /1	0.3480	0.8448	0.5503	5.2940 /1
β	0.1722	0.8364	-0.7311	-3.4057 /1	-0.6103	-8.7375 /1

1/ Significativo al 5%

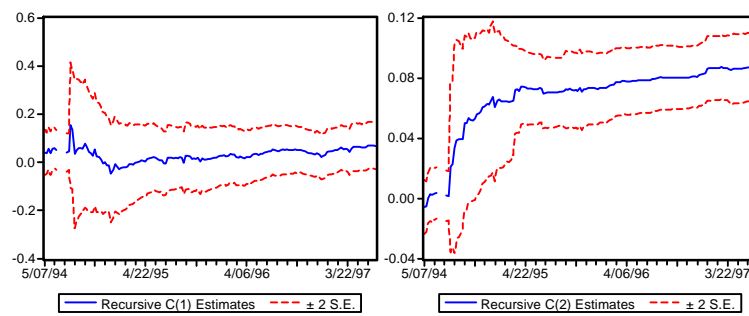
III. Normalidad de los errores

Fondo Mutuo	Jarque-Bera
Credifondo R.F. Soles	1.2200
Hiper Renta Soles	7.0370
Credifondo R.F. Dólares	2.7554
Hiper Renta Dólares	3.6085
Renta Premium	2.0267

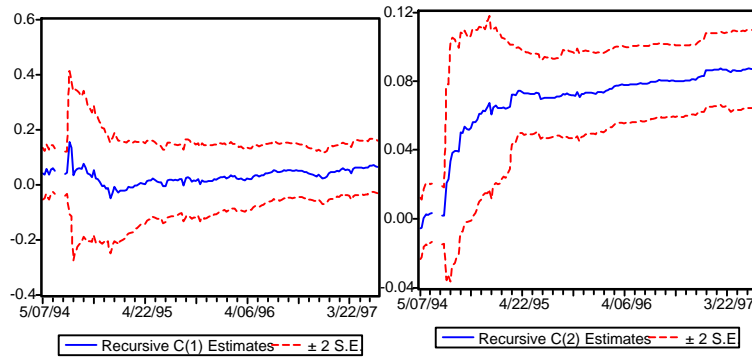
Anexo 6

Estabilidad De Los Medidas De Jensen Para Las AFP

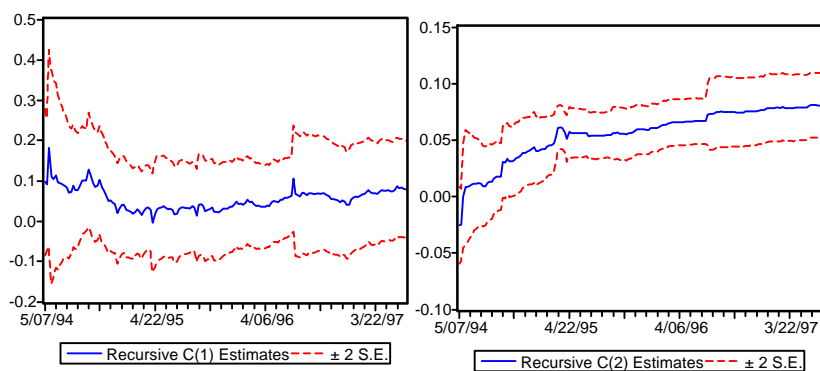
Integra



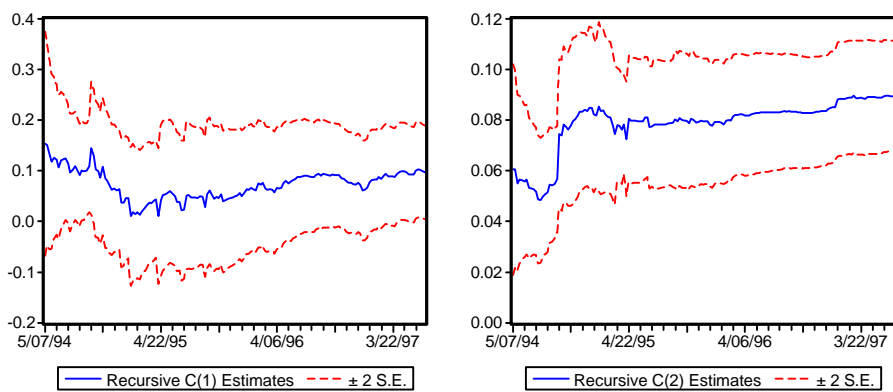
Horizonte



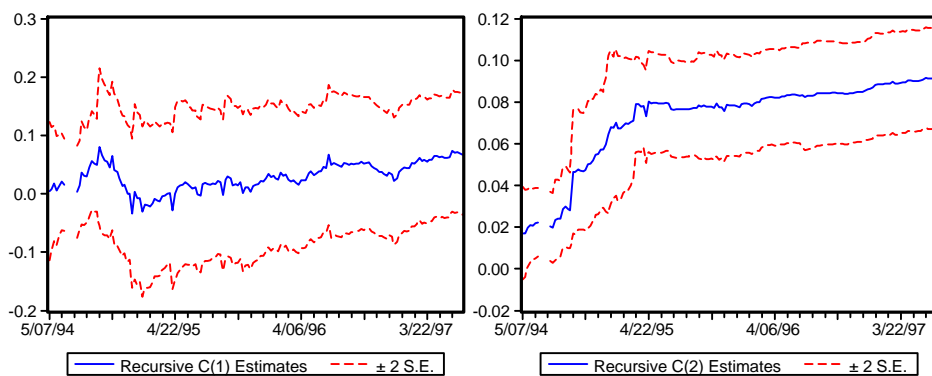
Nueva Vida



Profuturo



Union



Anexo 7
Residuo del Modelo E-Garch

Horizonte

Hipótesis Nula	Horizonte	
	Estadístico	Prob (Ho sea cierta)
Autocorrelación	Q	
No existe autocorrelación serial de orden :		
Orden 1	0,3131	0,5760
Orden 4	3,6838	0,2980
Orden 8	6,6958	0,5700
Heterocedasticidad	T*R2	
No existe Heterocedasticidad de orden:		
Orden 1	0,1605	1,6869
Orden 4	0,9796	5,7143
Orden 8	0,5379	7,1295

Integra

Hipótesis Nula	Integra	
	Estadístico	Prob (Ho sea cierta)
Autocorrelación	Q	
No existe autocorrelación serial de orden :		
Orden 1	0,8137	0,3670
Orden 4	6,6895	0,1530
Orden 8	10,2420	0,2480
Heterocedasticidad	T*R2	
No existe Heterocedasticidad de orden:		
Orden 1	0,3535	0,5522
Orden 4	1,7691	1,7691
Orden 8	7,8605	7,8605

Nueva Vida

Hipótesis Nula	Nueva Vida	
	Estadístico	Prob (Ho sea cierta)
Autocorrelación	Q	
No existe autocorrelación serial de orden :		
Orden 1	0,2773	0,5980
Orden 4	7,8348	0,0480
Orden 8	8,8628	0,3540
Heterocedasticidad	T*R2	
No existe Heterocedasticidad de orden:		
Orden 1	1,6869	0,1941
Orden 4	5,7143	0,2215
Orden 8	7,1295	0,5227

Profuturo

Hipótesis Nula	Profuturo	
	Estadístico	Prob (Ho sea cierta)
Autocorrelación	Q	
No existe autocorrelación serial de orden :		
Orden 1	0,6366	0,4250
Orden 4	4,5487	0,3370
Orden 8	11,8530	0,1580
Heterocedasticidad	T*R2	
No existe Heterocedasticidad de orden:		
Orden 1	0,0590	0,8215
Orden 4	1,6080	0,8073
Orden 8	8,2270	0,4116

Unión

Hipótesis Nula	Unión	
	Estadístico	Prob (Ho sea cierta)
Autocorrelación	Q	
No existe autocorrelación serial de orden :		
Orden 1	5,3416	0,0210
Orden 4	6,1488	0,1880
Orden 8	7,7535	0,4580
Heterocedasticidad	T*R2	
No existe Heterocedasticidad de orden:		
Orden 1	0,8215	0,4552
Orden 4	0,8073	0,7568
Orden 8	0,4116	0,8578

Problemas en la medición de la inflación

Por: Pedro Cabredo y Luis Valdivia S-P. ^{1/}

La medición del incremento en el nivel general de precios es un proceso cuyo fin último consiste en obtener indicadores estadísticos que permitan cuantificar de manera clara, precisa y oportuna el cambio en el nivel de precios para un período y región determinados. Estos indicadores son conocidos como índices de precios.

Los problemas que rodean la construcción de los índices de precios son variados y comprenden, entre otros, la aparición de nuevos productos, el cambio en los establecimientos en los que usualmente los consumidores adquieren los bienes y servicios, el diseño muestral, los efectos de sustitución en el consumo y el cambio de calidad.

El presente trabajo aborda dos de los problemas que enfrenta la elaboración de los índices de precios en general, y del Índice de Precios al Consumidor (IPC) nacional, en particular. El primero consiste en la sobreestimación que provoca la utilización de un índice del tipo Laspeyres -clase al que pertenecen todos los índices de precios al consumidor oficiales a nivel mundial- al no tomar en consideración la sustitución de los bienes y servicios que inducen los cambios en sus precios relativos. El segundo se refiere a las dificultades que ocasiona el cambio de calidad de los bienes y servicios que componen la canasta que sirve de referencia para elaborar el IPC. El primer problema es discutido y analizado, presentándose una estimación de la magnitud del sesgo ocasionado por la sustitución en el IPC en el período 1980-1994. El problema del cambio de calidad es solamente examinado a la luz de los distintos métodos diseñados para resolverlo, debido a que las limitaciones de información impiden cuantificar su importancia.

I. El efecto sustitución

El índice de costo de vida ^{2/}

El índice de costo de vida se calcula a partir de una función de costo o gasto del consumidor, que a su vez se obtiene de la función de utilidad. De acuerdo con la teoría económica convencional, un consumidor mantiene preferencias sobre un conjunto de bienes X. Si las preferencias satisfacen ciertas condiciones, pueden ser representadas por una función $U(X)$. El consumidor enfrenta además una restricción presupuestal $P.X \leq Y$, en la que P es el vector de precios de X e Y el ingreso disponible. El problema central del consumidor consiste en elevar al máximo su nivel de utilidad mediante la elección de X, de tal modo que el gasto total ocasionado por su elección no exceda a Y:

$$(1) \text{ Max } U(X) \quad \text{sujeto a } P.X \leq Y$$

^{1/} Departamento de Análisis de Precios y del Sector Real. Las opiniones vertidas en este artículo no necesariamente representan la opinión del BCRP.

^{2/} Esta sección sigue la exposición de Diewert (1990) y Pollack (1990).

De este problema de maximización se obtienen funciones de demanda ordinaria para X:

$$(2) X = D(P, Y)$$

Reemplazando (2) en la función de utilidad, se encuentra la función de utilidad indirecta:

$$(3) V(P, Y) = U[D(P, Y)]$$

Resolviendo (3) en función de Y se obtiene la función de costo o gasto:

$$(4) Y = C(U, P)$$

La función de costo es muy importante: indica el mínimo gasto en que debe incurrir el consumidor para alcanzar un nivel cualquiera de utilidad, dado un conjunto de precios.

A partir de la función de costo se define el índice de costo de vida (ICV):

$$(5) I(P_1, P_0, U_B) = \frac{C(P_1, U_B)}{C(P_0, U_B)}$$

El índice de costo de vida es el ratio entre el mínimo gasto necesario para alcanzar el nivel de utilidad del período base U_B , dados los precios del período de comparación (P_1) y el mínimo gasto necesario para alcanzar ese mismo nivel de utilidad, dados los precios del período de referencia (P_0). Expresado de manera algo diferente, puede decirse que el ICV compara los gastos mínimos necesarios para mantener un nivel de utilidad constante, dados precios distintos.

El ICV presenta, empero, un problema fundamental: depende de la utilidad en el período base. Puesto que ésta no es observable, no es posible precisar su forma funcional y por lo tanto tampoco es factible determinar con exactitud la forma funcional del ICV.

Una aproximación parcial a la solución de este problema consiste en establecer límites dentro de los cuales podría encontrarse el ICV. Definiendo:

$$(6) L^P = \frac{P_1 \cdot X_0}{P_0 \cdot X_0} \quad \text{INDICE LASPEYRES (PRECIO)}$$

$$(7) P^P = \frac{P_1 \cdot X_1}{P_0 \cdot X_1} \quad \text{INDICE PAASCHE (PRECIO)}$$

Entonces, si las preferencias del consumidor son homotéticas ^{3/} :

$$(8) P^P \leq I(P_1, P_0, U_B) \leq L^P$$

El ICV tendría por límite superior el índice de Laspeyres y por límite inferior el índice de Paasche. Esta relación, aunque importante, depende crucialmente de la “homoteticidad” de las preferencias del consumidor y la evidencia empírica existente sugiere que ella no puede afirmarse de manera concluyente. ^{4/}

Un segundo enfoque, menos restrictivo, dirigido a acotar el ICV es dado por la siguiente desigualdad:

$$(9) I(P_1, P_0, U_0) \leq L^P$$

Esto es, si la utilidad del período base (U_B), coincide con la utilidad del período de referencia (U_0) -lo que intuitivamente suele suponerse en la mayoría de los casos- el índice de Laspeyres fija un límite superior al ICV. Una implicancia directa de (9) es que el uso de L^P producirá estimados de cambios de precios generalmente superiores al ICV. En particular, si la función de utilidad permite la sustitución en X , L^P sobreestimarán sistemáticamente al ICV.

La tercera y más fructífera aproximación a la determinación del ICV fue esbozada por Diewert (1976). De acuerdo con este enfoque, un índice de precios es definido como **exacto** si:

$$(10) I(P_1, P_0, U_B) = P(P_1, P_0, X_1, X_0)$$

En otros términos, si dada una función de utilidad $U(X)$ y por lo tanto una función de costo $C(P,U)$, el índice de precios puede definirse como una función de los precios y cantidades de los períodos de comparación y referencia exclusivamente -sin que en la fórmula correspondiente aparezca el nivel de utilidad- el índice de precios es exacto.

Dos ejemplos de índices exactos son el índice de Laspeyres definido en (6) que corresponde a una función de utilidad tal como:

$$(11) U_L(X) = \min \left(\frac{X_i}{a_i} \right)$$

^{3/} El orden de preferencias es homotético si la función de utilidad es tal que incrementos en el ingreso del consumidor dan lugar a incrementos en el consumo de los bienes en proporciones fijas.

^{4/} Ver Manser y Mc Donald (1988).

$U_1(X)$ es una función que induce la elección de X en proporciones fijas -no permite la sustitución entre bienes-. También es un índice **exacto** el índice geométrico:

$$(12) G^P = \prod \left(\frac{P_1^i}{P_0^i} \right)^{w_0^i}$$

donde W_i es la participación del gasto en el bien i. G^P está asociado a una función de utilidad del tipo Cobb- Douglas:

$$(13) U_G(X) = \prod X_i^{a_i} \quad \sum a_i = 1$$

El inconveniente del índice geométrico es que está asociado a una forma muy restrictiva de sustitución, según la cual la elasticidad precio de los bienes es constante e igual a -1, lo que implica que la variación de precios relativos no modifica el gasto total en que se incurre en el bien.

El número de índices exactos es relativamente extenso. Diewert mostró, empero, que dentro del conjunto de índices exactos existe una familia de índices llamados **superlativos**.

La característica fundamental de los índices **superlativos** es que proporcionan una aproximación de segundo orden a cualquier función de utilidad o función de costo doblemente diferenciable. Por aproximación de segundo orden se entiende la igualdad del valor de la función de utilidad y costo para los que los índices superlativos son exactos y la de su primera y segunda derivadas alrededor de un valor X^* , con la de la función arbitrariamente elegida. La importancia de los índices **superlativos** radica en que proporcionan un estimado del ICV suficientemente cercano a su verdadero valor, independientemente de la forma funcional de la utilidad o costo subyacentes.

Los índices superlativos citados con mayor frecuencia en la literatura son dos:

$$(14) F^P = (L^P \cdot P^P)^{1/2} \quad \text{INDICE DE FISHER (PRECIO)}$$

$$(15) T^P = \prod \left(\frac{P_1^i}{P_0^i} \right)^{\frac{(w_0^i + w_1^i)}{2}} \quad \text{INDICE DE TORNQVIST (PRECIO)}$$

En suma, puede concluirse que:

- a. El índice de Laspeyres tenderá a sobreestimar al ICV.
- b. Los índices de Fisher y Törnqvist proporcionan una aproximación flexible y satisfactoria al ICV.
- c. Bajo ciertas condiciones, el índice de Laspeyres excederá al de Paasche, quedando el ICV comprendido entre ambos.

La cuantificación del efecto sustitución en la literatura

Dado que el índice de Laspeyres asume la imposibilidad de sustitución de los bienes que componen la canasta X y que tiende a sobreestimar al ICV, la consecuencia natural para las investigaciones ha sido elaborar índices alternativos que consideren la sustitución y comparar su evolución con el de Laspeyres. La diferencia entre éste y los índices alternativos es considerada en la literatura como la magnitud del efecto sustitución, llamado también sesgo de sustitución, sesgo de sustitución de alto nivel o efecto a través de estratos.

Los primeros intentos de cuantificación del efecto sustitución en Estados Unidos de Norteamérica -país al que están referidos casi la totalidad de investigaciones sobre el tema- estuvieron basados en el análisis de grupos limitados y aislados de bienes y servicios, por lo cual no se pudo inferir conclusiones referentes al índice de precios nacional, el Índice de Precios al Consumidor (*Consumer Price Index* o CPI).

El primer análisis extensible al CPI fue efectuado por Noe y von Furstenberg (1972). Haciendo uso de una función de utilidad Cobb-Douglas y desagregando la canasta del CPI en ocho categorías de consumo, Noe y von Furstenberg hallaron sesgos de sustitución muy pequeños respecto a un índice adhoc de Laspeyres para el período 1964-1970. Estos sesgos fluctuaban entre un mínimo de 0.003 y 0.059 puntos porcentuales por año. Sin embargo, el ínfimo valor de los sesgos obedeció a dos tipos de limitaciones. La primera consistía en el uso indebido de la función de utilidad como índice de precios. Los autores no computaron la variación de precios mediante el índice exacto correspondiente -geométrico- sino reemplazando en la función de utilidad “cantidades óptimas” de X. La segunda limitación era el reducido grupo de componentes empleados.

A partir del estudio de Braithwait (1980) los esfuerzos de estimación del efecto sustitución en el CPI se han caracterizado por:

- a. Un incremento considerable del nivel de desagregación de los componentes de la canasta (X) de bienes. Braithwait (1980) emplea 53 categorías, Manser y Mc Donald (1988) 101, mientras que en los estudios más recientes de Aizcorbe y Jackman (1993) y Shapiro y Wilcox (1997) el número de categorías, considerando los conjuntos rubro-área geográfica, exceden de 7000 categorías.
- b. Uso de data compatible con la que sirve de referencia para elaborar el CPI. Los resultados obtenidos previos a Shapiro y Wilcox se basaban en comparaciones efectuadas respecto de un índice de Laspeyres diseñado por los propios autores y utilizando datos organizados de manera diferente a las del *Bureau of Labor Statistics* (BLS), entidad encargada de elaborar el CPI. Desde 1996 en adelante estas diferencias se han suprimido y tanto los datos como el índice de referencia son consistentes con los producidos por el BLS.
- c. Preponderancia del uso de los índices Superlativos en el cálculo del efecto sustitución. Los estudios emprendidos, con excepción de el de Braithwait, hacen uso de los índices de Törnqvist y Fisher como aproximaciones al ICV.

Los resultados de los trabajos mencionados se recogen en el siguiente cuadro:

Cuadro 1 ESTIMACIONES DEL EFECTO SUSTITUCION EN EL CPI (En porcentajes)				
ESTUDIO	PERIODO	ACUMULADO	PROMEDIO ANUAL	RELATIVO A CPI
BRAITHWAIT 1980	58-73	1.50	0.07	2.26
MANSER 1988	59-85	15.70	0.20	3.85
AIZCORBE 1997	82-91	2.60	0.21	5.38
SHAPIRO 1997	86-95	1.92	0.16	4.29

Puede advertirse que todos los estudios coinciden en determinar un sesgo positivo y que éste es en general inferior a 0.20% por año o al 5% del valor de la tasa de inflación. Si bien estos valores son aparentemente bajos, en la práctica pueden dar lugar a sobreestimaciones sustanciales cuando se evalúan períodos suficientemente extensos.

El examen de la evidencia presentada en la literatura permite hacer las siguientes observaciones adicionales:

- a. El sesgo anual es siempre positivo. No se han reportado caso en los que sesgo anual sea negativo, lo que implica que el uso del índice de Laspeyres produce una sobreestimación acumulativa creciente del ICV al no considerar el efecto sustitución.
- b. El sesgo no exhibe tendencia o patrón de comportamiento definido. No se ha probado que el sesgo exhiba algún tipo de asociación, sea con el tiempo o con la dispersión de precios relativos, si bien podría estar relacionado con la magnitud de la tasa de crecimiento de los índices. En consecuencia, el efecto sustitución debe ser determinado período a período, no pudiendo ser extrapolado a períodos o regiones geográficas distintas a aquellos para los cuales ha sido estimado.
- c. El índice de Laspeyres crece más rápidamente que el de Paasche. Por consiguiente el índice de Fisher es siempre inferior al de Laspeyres.
- d. Los índices de Fisher y Törnqvist son virtualmente idénticos. Los resultados de todos los estudios muestran que la elección de uno u otro como aproximación al ICV es irrelevante, dada la coincidencia casi exacta entre ambos índices superlativos.
- e. El sesgo es sensible a la desagregación de la data. Los ejercicios practicados por Manser y McDonald (1988), así como los resultados obtenidos por Noe y von Furstenberg y Braithwait indican inequívocamente que la magnitud del efecto sustitución está directamente relacionada con el número de componentes en los que se divide la canasta del CPI. La explicación de este fenómeno radica en que el uso de un número mayor de categorías favorece la sustitución entre items pertenecientes a rubros de consumo diferentes.
- f. No existe consenso sobre la influencia que surte la actualización de las ponderaciones del índice de Laspeyres sobre el sesgo. Frecuentemente se ha sostenido que el sesgo de sustitución podría ser minimizado mediante la utilización de índices Laspeyres cadena:

$$(16) L_t^C = \left[\sum \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \cdot W_t \right] \cdot L_{t-1}^C$$

en los cuales la variación de precios en el período corriente es ponderada por la participación en el gasto del mismo período (W_t), esto es, la canasta fija del índice de Laspeyres tradicional se transforma en una canasta cambiante que se actualiza periódicamente.

Al respecto la evidencia hallada en la literatura no es concluyente. El índice Laspeyres cadena crece en algunos casos más rápidamente que el Laspeyres de base fija, mientras que en otros lo hace más lentamente. No existe por lo tanto, para el caso del CPI, hechos que avalen suficientemente la actualización de la canasta como medida para minimizar el efecto sustitución.

Finalmente es preciso indicar que la Comisión Asesora para el Estudio del Índice de Precios al Consumidor, designada por el Congreso de los Estados Unidos de Norteamérica para indagar sobre la existencia de posibles sesgos en la estimación de este índice, fijó en 0.15 puntos porcentuales el valor del efecto sustitución en el CPI.^{5/} No obstante, el índice de Laspeyres sigue siendo utilizado tanto en Estados Unidos como fuera de él debido a consideraciones prácticas. Estas consideraciones están básicamente referidas a la oportunidad con la que están disponibles los índices. Debido a que los índices superlativos requieren la actualización permanente de las ponderaciones de gasto y que dicha actualización demanda la realización de encuestas periódicas de consumo, el tiempo requerido para procesar la información contenida en las encuestas obligaría a retrasar en demasía el cómputo y publicación de los índices. Se estima que esta demora excedería largamente a un año calendario, en el caso de los Estados Unidos.

El efecto sustitución en el Índice de Precios al Consumidor del Perú

La cuantificación del efecto sustitución en el IPC nacional realizada en el presente trabajo, enfrentó dificultades relacionadas con la disponibilidad de datos sobre la canasta que sirve de referencia para el cálculo del índice.

En los Estados Unidos de Norteamérica el *Consumer Price Index* tiene como base el período 1982-1994, años que corresponden a la encuesta de consumo realizada para establecer las ponderaciones de gasto. Sin embargo, encuestas de este tipo (*Consumer Expenditure Survey* o CES) se practican anualmente, a diferencia del Perú en que las encuestas de consumo se han ejecutado con una periodicidad irregular. Por esta razón, en el caso del IPC nacional, no es posible contar con series anuales de ponderaciones de gasto, ni por lo tanto con series anuales de índices alternativos al de Laspeyres.

Para calcular el efecto sustitución en el IPC se seleccionaron los índices de Fisher y Törnqvist, por ser los índices establecidos en la literatura como los más apropiados para este fin. La metodología seguida fue la siguiente:

- a. En primer lugar se definieron períodos plurianuales comprendidos entre 1980 y 1994, haciendo coincidir sus límites con las fechas en las que se producían cambios de base -actualización de las canastas de consumo-. Como resultado de esta división se obtuvieron los siguientes períodos plurianuales con sus ponderaciones correspondientes:

^{5/} Ver Advisory Commission (1996).

PERIODOS	PONDERACION INICIAL	PONDERACION FINAL
1980-1988	1979	1988
1989	1988	1989
1990	1989	1990
1991-1994	1990	1994

El período 1980-1994 fue seleccionado de acuerdo con la disponibilidad de información.

- b. En segundo lugar, se compatibilizaron los rubros que componían las canastas correspondientes a las distintas bases. Puesto que el análisis de los datos indicó que algunos rubros habían sido descontinuados en años posteriores, se eliminaron los rubros que exhibían discontinuidades, quedándonos con la mínima canasta común. Como consecuencia de esta depuración hubo de calcular nuevas ponderaciones de gasto para los rubros no excluidos. El porcentaje del gasto excluido ascendió a 2.2% para 1979, 1.6% para 1988, 1.7% para 1989, 0.8% para 1990 y 0.5% para 1994. Como puede apreciarse, la magnitud de las exclusiones no reveló ser significativa.
- c. Haciendo uso de las nuevas ponderaciones se calcularon índices de Laspeyres, Paasche, Fisher y Törnqvist para los períodos plurianuales mencionados, computándolos en todos los casos entre los meses de diciembre del período inmediato anterior y diciembre del período final.

Los resultados obtenidos se presentan en el siguiente cuadro:

Cuadro 2 TASAS DE VARIACION DE INDICES DE PRECIOS ALTERNATIVOS (En porcentajes)					
PERIODO	IPC	LASPEYRES	PAASCHE	FISHER	TORNQVIST
1980-1988	149.6	149.5	135.7	142.5	143.1
1989	2 775.3	2 770.6	2 210.2	2 475.2	2 340.5
1990	7 646.7	7 717.7	7 187.7	7 448.0	7 412.4
1991-1994	56.7	57.2	52.1	54.6	53.9
PROMEDIO	226.3	226.6	206.9	216.6	215.5

La diferencia entre el IPC y el índice de Laspeyres se debe a la exclusión de rubros anotada.

Los estimados de las tasas de variación de los distintos índices de precios permiten llegar a conclusiones consistentes con los resultados reseñados en la sección anterior:

- a. Existe un efecto sustitución -definido como la diferencia entre la tasa de variación del índice de Laspeyres y el de Törnqvist- positivo en todos los períodos plurianuales examinados. El valor promedio anual del sesgo para el período 1980-1994 bordea los 11.1 puntos porcentuales o 4.9% de la variación promedio del índice de Laspeyres. Este último resultado se encuentra dentro del rango establecido en la literatura. La magnitud del sesgo es ligeramente superior a la obtenida por Escobal (1994), quien, haciendo uso de un índice geométrico halló un sesgo promedio anual de 9.1 puntos porcentuales para el período diciembre 1979 a abril de 1993.
- b. El índice de Paasche crece más lentamente que el de Laspeyres, hallándose la variación del índice

de Fisher comprendida entre la de ambos.

- c. Los índices de Fisher y de Törnqvist son sustantivamente semejantes.
- d. Aunque el limitado número de observaciones impide hacer un análisis más completo, el sesgo y el tamaño de la variación de los índices parecen estar relacionados positivamente.
- e. La magnitud del sesgo y la desagregación de la data se hallan positivamente relacionados, como se indica en el Anexo 1.

Como se esperaba, existe prácticamente coincidencia entre las variaciones del índice oficial y las del índice de Laspeyres elaborado con ponderaciones reformuladas para dar cuenta de las depuraciones mencionadas anteriormente.

Finalmente es preciso mencionar que se llevó a cabo un ejercicio de simulación adicional con el objeto de precisar si la actualización de la canasta de referencia del IPC había o no contribuido a reducir el ritmo de incremento del índice en el período 1980-1994. Con este objeto se calculó la variación en el IPC para todo este lapso, manteniendo invariables las ponderaciones del año 1979. El resultado obtenido indica que la actualización periódica de la base del índice de precios al consumidor contribuye a reducir la tasa de variación en el índice general, encontrándose que la tasa de incremento promedio anual del índice con base 1979 invariable ascendió a 234.2% mientras que la tasa correspondiente al IPC (sujeto a la actualización de ponderaciones) llegó sólo a 226.3% entre 1980 y 1994.^{6/} Esto implica que el sesgo de sustitución puede ser minimizado mediante la revisión periódica de la canasta de consumo.

II. Cambio de calidad

La elaboración de los índices de precios, incluyendo el índice de Laspeyres, presenta otro problema fundamental: el problema del cambio de calidad. Este aparece cuando un bien o servicio que integra la canasta que sirve de referencia para el cálculo del índice es discontinuado o deja de suministrarse. En estas circunstancias es necesario determinar si existe o no un bien o servicio sustituto de calidad comparable. En este caso se procede simplemente a reemplazar en la serie de precios el de el bien o servicio discontinuado por el de el sustituto comparable (comparación directa). Si éste, por el contrario, no existe, es preciso efectuar algún tipo de ajuste directo o de imputación.

Ajustes directos

Ajuste por cambio de unidades

Es probablemente el más simple de los métodos de ajuste y consiste en obtener el precio por unidad constante cuando la presentación del bien cambia en términos de peso, tamaño o número de unidades incluidas.

Ajuste por costos y márgenes de ganancia

Se practica cuando al bien o servicio se incorporan características o dispositivos adicionales. De acuerdo con este método, se investiga el costo y el margen de ganancia de los aditamentos y ambos se

^{6/} Resultados semejantes fueron obtenidos por Escobal (1994).

computan como incremento debido al cambio de calidad. El método, empero, encierra dos dificultades.

La primera es teórica y tiene que ver con la valoración disímil que hacen de los aditamentos el productor y el consumidor. Desde el punto de vista del primero, el valor relevante es el del costo, el cual puede no coincidir con el valor que los consumidores atribuyen a la característica adicional. Puesto que ésta frecuentemente sólo puede ser adquirida conjuntamente con el bien o servicio, no es posible establecer su valor marginal para el consumidor.

La segunda limitación reside en la disponibilidad de información, dado que los productores no siempre están dispuestos a revelar los costos y márgenes de los bienes por razones de confidencialidad y por otro lado, no es práctico obtener un número complejo y elaborado de datos de un conjunto amplio de productores. Por estas razones, en los Estados Unidos de América, el uso del método ha estado limitado esencialmente al ramo de las innovaciones introducidas por regulaciones gubernamentales, especialmente en la industria automovilística.

Regresiones hedónicas

Este método consiste en determinar el precio implícito de cada característica de un bien mediante una regresión del tipo:

$$(17) \ln P_i = a_0 + \sum a_k X_{ki}$$

en la que P_i es el precio del bien “i”; X es un vector de k características y a_k el precio implícito o contribución al precio P de la característica k . Por ejemplo, el precio de un automóvil puede ser atribuido a características tales como el peso, el número de puertas, el número de cilindros, si cuenta con transmisión automática, etcétera. El efecto sobre el precio del cambio de calidad es luego evaluado, aplicando los valores de los parámetros sobre los atributos particulares de cada bien. Los valores de X pueden ser discretos o continuos según se trate de rasgos que denoten presencia o ausencia, o magnitudes mensurables (peso, tamaño, potencia). La gama de productos a los que se ha aplicado el método es más amplia, incluyendo automóviles, vestido y productos alimenticios.^{7/} Los resultados obtenidos han sido en general coherentes con la percepción que a priori suele tenerse de la influencia de los atributos sobre el precio, hallándose valores de parámetros positivos asociados a características que se juzga estimables como la potencia en los automóviles o el tipo de envase en los alimentos.

El método de las regresiones hedónicas presenta también dificultades no desdeñables. En primer lugar, demanda una vasta cantidad de información, lo que impone altos costos de investigación y de administración de base de datos. En segundo lugar, los modelos deben ser reestimados periódicamente^{8/} debido tanto a la sensibilidad de los parámetros a la inclusión de observaciones adicionales, como a la introducción de características nuevas.

^{7/} Ver Triplett (1969), Kokoski (1993) y Berry, Levinsohn y Pakes (1995).

^{8/} Armknecht y Moulton (1995).

Imputaciones

Las imputaciones son métodos por los cuales se asigna un valor monetario a la diferencia de calidad utilizando información sobre el precio de otros items. Hay dos tipos de imputaciones:

- a. *Overlap*.- Se identifica un bien o servicio semejante al discontinuado y, si ambos estuvieron al mismo tiempo en el mercado, se atribuye al cambio de calidad la totalidad de la diferencia del precio entre ambos. El ejemplo siguiente ilustra este método:

EJEMPLO 1						
	PRECIOS			INDICES		
	PERIODO 0	PERIODO 1	PERIODO 2	PERIODO 0	PERIODO 1	PERIODO 2
RUBRO				100	109.7	124.8
Variedad 1	80	90	100	100	112.5	125.0
Variedad 2	40	40	50	100	100.0	125.0
Variedad 3	60	70	n.d.	100	116.7	
Substituto 3	n.d.	75	80			124.4

La variedad 3 es discontinuada en el período 2. Para hallar el índice correspondiente a este período, se utiliza la variación (80/75) experimentada por el sustituto, multiplicada por el índice del período 1 (116.7).

- b. *Linking o Splicing*.- se aplica cuando el bien y su sustituto no se encuentran disponibles simultáneamente, en cuyo caso el precio del bien discontinuado se incrementa por la variación experimentada por otras variedades del mismo rubro. Si se usa el promedio de todas las demás variedades del rubro el método se denomina Overall Mean. Si se usa una sola variedad, el método se llama Class Mean. Veamos un ejemplo:

EJEMPLO 2						
	PRECIOS			INDICES		
	PERIODO 0	PERIODO 1	PERIODO 2	PERIODO 0	PERIODO 1	PERIODO 2
RUBRO				100	109.7	129.1
Variedad 1	80	90	100	100	112.5	125.0
Variedad 2	40	40	50	100	100.0	125.0
Variedad 3	60	70	n.d.	100	116.7	
Substituto 3	n.d.	n.d.	80			137.3

La variedad 3 es discontinuada en el período 2 y el bien sustituto no está disponible simultáneamente en el período 1. El índice del item discontinuado para el período 2 puede computarse aplicando al índice del período 1 (116.7) el ratio de crecimiento del promedio de las demás variedades

(125+125/112.5+100), usando el método *Overall Mean*.

Alternativamente, podría usarse el método *Class Mean*, si se estima que la variedad 2 refleja mejor la variación que habría experimentado la variedad descontinuada, por haber sido a su vez objeto de ajuste por calidad o de sustitución. En este caso podría usarse su tasa de variación (125/100) para actualizar el índice de la variedad descontinuada.

La limitación que presenta el método de imputación *Overlap* es que asigna íntegramente al cambio de calidad la diferencia entre los precios, lo cual puede conducir a una subestimación de la inflación si - como suele ocurrir- las nuevas variedades son introducidas con un precio mayor. El método *Linking* no conlleva este ajuste extremo, pero descansa enteramente en la suposición de que la evolución del precio del bien descontinuada puede aproximarse por la de otro u otros bienes relacionados, supuesto que es discutible.

Ajustes por cambios de calidad en el *Consumer Price Index* de los Estados Unidos de Norteamérica

El CPI de Estados Unidos es un índice en el que se practica intensivamente ajustes por cambio de calidad y en el que se hacen explícitos dichos ajustes, por lo que la discusión de sus resultados es relevante.

La magnitud de estos ajustes se ilustra en el siguiente cuadro: ^{9/}

Cuadro 3 AJUSTES POR CAMBIO DE CALIDAD EN EL CPI (En porcentajes)		
	1984	1995
EFEECTO CALIDAD	1.23	2.56
Ajuste Directo	0.10	0.40
Overlap	0.14	-0.01
Link	0.99	2.17
EFEECTO PRECIO PURO	3.40	2.16
EFEECTO PRECIO TOTAL	4.63	4.72

Fuente: Hulten (1997)

En el Cuadro 3 se descompone el efecto precio total -que es la variación de precios que experimenta el consumidor final- en el efecto calidad y el efecto precio puro. Este último es el recogido por el CPI.

De la lectura del cuadro puede advertirse dos hechos. En primer lugar la magnitud del ajuste por cambio de calidad es significativa: representa el 27% y el 54% del incremento total de precios. Estas cifras son aún más llamativas si se considera que el número de items involucrados en los ajustes no excedió el 1.6% del total de items.^{10/}

^{9/} El índice al que se refiere el Cuadro 3 es el CPI-U, una versión del CPI en la que se excluye básicamente el arrendamiento de vivienda.

^{10/} Ver Armknecht (1996)

El segundo aspecto destacable es la importancia del método de ajuste Link, que representa más del 80% del ajuste por cambio de calidad, lo que en cierto modo está explicado por ser el método de ajuste utilizado con mayor frecuencia.

No obstante la existencia de estos ajustes, la Comisión Asesora para el Estudio del Índice de Precios al Consumidor ^{11/} concluyó que existía un sesgo de 0.6 puntos porcentuales atribuibles al cambio de calidad en el CPI. Esta conclusión, sin embargo, ha sido sometida a críticas debido tanto a la relativa inconmesurabilidad de la calidad -que hace difícil adscribir un valor determinado a sus cambios-, como al hecho de que la comisión no efectuara investigaciones propias sobre los sesgos, limitándose a extrapolar a diversas categorías de consumo los estimados de sesgos encontrados en trabajos sobre bienes y servicios aislados.

Ajuste por cambio de calidad en el IPC nacional

Las referencias al cambio de calidad en el IPC nacional son muy breves. De acuerdo con el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI): "Si el producto se encuentra discontinuado (ya no existe en el mercado) se reemplaza por un producto de las mismas características tanto en composición, presentación y precio, de preferencia en el mismo circuito comercial."^{12/}

Esta indicación sugiere que en la metodología oficial el problema del cambio de calidad se aborda básicamente hallando sustitutos comparables (comparación directa) y no mediante la realización de ajustes. Si bien este procedimiento está expuesto a la discreción de los agentes procesadores de información, tiene en su favor la simplicidad del método.

Al respecto es preciso mencionar que, en el cálculo del *Consumer Price Index*, la comparación directa sigue siendo el tipo de acción más frecuentemente ejecutada cuando se produce la interrupción del suministro de un bien o servicio. De acuerdo con Armknecht (1996), entre 1993 y 1995 un 55% de los items discontinuados fueron objeto de comparación directa, mientras que el 45% restante sufrieron algún tipo de ajuste de calidad. Estos datos indican que la comparación directa puede ser un método accesible a países en desarrollo y que los ajustes por cambio de calidad podrían desarrollarse en la medida que los organismos encargados de elaboración de los índices estén dotados de mayores recursos y la metodología se perfeccione.

Observaciones críticas sobre los ajustes de calidad

Lo expuesto en las secciones anteriores permite concluir que no existe consenso sobre la existencia de algún método óptimo de ajuste de calidad, sea por los supuestos que es necesario formular para ponerlos en práctica, por la dificultad de obtener y procesar una cantidad muy vasta de información o por ambos factores. Por otro lado, los resultados obtenidos al aplicar los ajustes - de acuerdo con la experiencia del *Consumer Price Index*- son de magnitudes tan desproporcionadas que, en ausencia de una metodología única, excluyente y firmemente establecida, puede comprometerse la confiabilidad y la transparencia de los índices de precios.

^{11/} Ver Advisory Commission (1996)

^{12/} INEI (1997) , p. 29.

III. Conclusiones

La elaboración de los índices de precios enfrenta múltiples problemas. Uno de ellos consiste en la introducción de sesgos en la medición de la variación de los precios debido a la imposibilidad del índice de Laspeyres para dar cuenta de los efectos de sustitución. El índice de Laspeyres sigue siendo utilizado, empero, debido a consideraciones sobre la oportunidad con la que deben estar disponibles los índices.

El análisis efectuado en el trabajo permite concluir que existe un sesgo de sustitución en el cálculo del IPC nacional en el período 1980-1994, que bordea el 5% de la variación anual del índice de precios. También se encontró que dicho sesgo puede disminuirse mediante la actualización periódica de la canasta del IPC, en la medida que la fijación de ésta a lo largo del tiempo tiende a arrojar variaciones en el índice que son superiores a los que se obtendría mediante una revisión regular.

El problema del cambio de calidad fue, asimismo, discutido en el trabajo, mostrándose que la experiencia habida con el *Consumer Price Index* sugiere que los ajustes por cambio de calidad producen resultados desproporcionadamente altos en relación con la inflación. Este hecho sumado a la carencia de un método de ajuste por calidad firmemente establecido en la literatura, indica que el procedimiento de comparación directa actualmente utilizado por el INEI puede ser el más conveniente dado el estado actual de las técnicas de ajuste de calidad.

IV. Bibliografía

Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (1996) "Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living". *Final Report to the Senate Finance Committee*, Diciembre 1996.

Aizcorbe, Ana M. y Jackman, Patrick C. (1993) "The Commodity Substitution Effect in CPI Data 1982-1991". *Monthly Labor Review*. Diciembre 1993, Vol. 116, No. 12, pp. 25-33

Armknrecht, Paul (1996) "Improving the Efficiency of the U.S. CPI", *International Monetary Fund Working Paper* 96/103, Setiembre 1996.

Armknrecht, Paul y Moulton, Brent R. (1995) "Quality Adjustment in Price Indices: Methods for Imputing Price and Quality Change". Mimeo, Octubre 1995.

Berry, Steven, Levinsohn, James y Pakes, Ariel (1995) "Automobile Prices in Market Equilibrium". *Econometrica*, Julio 1995, Vol. 63, No. 4, pp. 841-890

Braithwait, Steven D. (1980) "The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index: an Analysis using Estimated Cost of Living Index". *American Economic Review*, Marzo 1980, Vol. 70, No.1, pp. 64-77

Diewert, W.E. (1976) "Exact and Superlative Index Numbers". *Journal of Econometrics*, Mayo 1976, Vol. 4, No. 2, pp. 115-145.

Diewert, W.E. (1990) "The Theory of The Cost of Living Index and the Measurement of Welfare Change" en W.E. Diewert (Editor) *Price Level Measurement*, North Holland, Amsterdam, 1990, pp. 79-

Escobal, Javier A. (1994) “Sesgos en la medición de la inflación en contextos de hiperinflación: el caso peruano“, Grupo de Análisis para el Desarrollo.

Hulten, Charles (1997) “Quality Change in the CPI: Some Missing Links, Challenge“, Marzo-Abril 1997, Vol. 40, No.2, pp. 48-74.

Instituto Nacional de Estadística e Informática-INEI (1997) “¿Cómo se calcula el Índice Inflacionario? “. (Metodologías), Serie Cultura Estadística, Lima, Mayo 1997.

Kokoski, Mary F. (1993) “ Quality Adjustment of Price Indexes“, *Monthly Labor Review*, Diciembre 1993, Vol. 116, No.12, pp. 34-46.

Manser, Marilyn E. y Mc Donald, Richard J. (1988) “An Analysis of Substitution Bias in Measuring Inflation 1959-1985“, *Econometrica*, Julio 1988, Vol. 56, No. 4, pp. 909-930.

Noe, Nicholas N. y von Furstenberg, George M. (1972) “The Upward Bias in the Consumer Price Index due to Substitution“. *Journal of Political Economy*, Noviembre- Diciembre 1972, Vol. 80, No. 6, pp. 1280-1286.

Pollak, Robert A. (1990) “The Theory of the Cost of Living Index “. En W.E. Diewert (Editor) *Price Level Measurement*, North Holland, Amsterdam, 1990, pp. 5-77

Shapiro, Matthew D. Y Wilcox, David W. (1997) “Alternative Strategies for Aggregating Prices in the CPI“. *National Bureau of Economic Research Working Paper* No. 5980, Marzo 1997.

Triplett, Jack E. (1969) “Automobiles and Hedonic Quality Measurement“. *Journal of Political Economy*, Mayo-Junio 1969, Vol. 77, No. 3, pp. 408-417

Anexo 1

Magnitud del sesgo y desagregación de la data

1. Con el propósito de determinar si la magnitud del sesgo de sustitución era o no sensible a la desagregación de la data, se estimaron los índices de Laspeyres, Paasche, Fisher y Törnqvist descomponiendo la canasta en Rubros y Grandes Grupos, siendo la primera una clasificación más detallada que la segunda. Los resultados comparativos de ambas estimaciones se reportan en el siguiente cuadro:

Cuadro 4 MAGNITUD DEL SESGO Y DESAGREGACION DE LA DATA (En porcentajes)						
PERIODO	RUBROS			G.GRUPOS		
	LASPEYRES	TORNQVIST	SESGO	LASPEYRES	TORNQVIST	SESGO
1980-1988	149.5	143.1	6.4	149.6	146.3	3.3
1989	2770.6	2340.5	430.1	2775.3	2491.5	283.8
1990	7717.7	7412.4	305.3	7650.9	7464.2	186.7
1991-1994	57.2	53.9	3.3	57.4	55.8	1.6
PROMEDIO	226.6	215.5	11.1	226.6	220.4	6.2

2. Como puede apreciarse, el sesgo disminuye considerablemente en la medida en que se utiliza una desagregación menos detallada de la canasta de consumo. Este hallazgo es consistente con las investigaciones referidas al Consumer Price Index de los Estados Unidos y revela que el efecto sustitución se manifiesta más claramente en la medida en que la clasificación de los componentes de la canasta de consumo es más amplia, lo que permite la sustitución en todos los niveles de la misma.

Calificaciones de crédito y riesgo país

Por: **Jorge Morales y Pedro Tuesta** ¹

En agosto de 1997, la empresa Moody's ratificó la calificación de B2 al Perú, mientras que en diciembre de 1997, la empresa Standard & Poor's calificó a las deudas soberanas peruanas en moneda extranjera como "BB", es decir tres escalas por encima de la calificación otorgada por Moody's. El 13 de febrero de 1998, esta última empresa mejoró su opinión sobre las perspectivas de la economía peruana calificándolas de "positivas", en lugar de "neutrales", y un mes después anunció que calificaría nuevamente al Perú.

En general existe descontento respecto tanto al método de calificación cuanto a la lentitud con la que las calificaciones reflejan las mejoras en las economías de un país. **El propósito de este trabajo es el de clarificar los conceptos utilizados en las calificaciones de riesgo de un país así como analizar críticamente las metodologías utilizadas por las empresas especializadas más importantes.**

El trabajo se divide en cinco capítulos. El primero se centra en las definiciones de riesgo; el segundo se ocupa de los métodos de calificación de riesgo y los enfoques teóricos subyacentes; en el tercero se analiza el comportamiento de las agencias calificadoras de riesgo; el cuarto capítulo, se aboca a las calificaciones de algunas empresas especializadas y brinda información relevante para un ejercicio de calificación de riesgo del Perú y, finalmente se presenta las conclusiones del trabajo.

I. Definiciones de riesgo

En las operaciones financieras y de inversión en el ámbito internacional existe diversidad de factores o riesgos que afectan la percepción de rentabilidad y seguridad. El "riesgo" puede estar asociado al tipo de deudor (soberano o no soberano), al tipo de riesgo (político, financiero o económico), o a la posibilidad del repago (libertad de transferencia de divisas, voluntad de cumplimiento y ejecución del pago). El objetivo de este capítulo es dar las pautas para distinguir entre "riesgo país", "riesgo soberano", "riesgo comercial" y "riesgo crediticio".

Riesgo país, riesgo soberano y riesgo no soberano

Nagy (1979) define "riesgo país" como la exposición a dificultades de repago en una operación de endeudamiento con acreedores extranjeros o con deuda emitida fuera del país de origen. El "riesgo país" califica a todos los deudores del país, sean éstos públicos o privados. El "riesgo soberano" es un subconjunto del riesgo país y califica a las deudas garantizadas por el gobierno o un agente del gobierno. El "**riesgo no soberano**" es, por excepción, la calificación asignada a las deudas de las corporaciones o empresas privadas.

Sin embargo, Hefferman (1986) y Ciarrapico (1992) consideran "riesgo país" y "riesgo soberano" como sinónimos. En su opinión, riesgo país y riesgo soberano se refieren al riesgo que proviene de préstamos o deudas públicamente garantizadas por el gobierno o tomadas directamente por el gobierno o agentes del gobierno. En general, el "riesgo país"

¹ / Departamento de Análisis del Sector Externo de la Gerencia de Estudios Económicos. Las opiniones expresadas por los autores no necesariamente reflejan los puntos de vista del Banco Central de Reserva del Perú.

trata de medir la probabilidad de que un país sea incapaz de cumplir con sus obligaciones financieras en materia de deuda externa, esto puede ocurrir por repudio de deudas, atrasos, moratorias, renegociaciones forzadas, o por “atrasos técnicos”².

Riesgo país, riesgo comercial y riesgo crediticio³

El “riesgo país” está referido al país en su conjunto. El “**riesgo comercial**” corresponde al riesgo que surge por alguna transacción o actividad comercial (de intercambio de bienes y servicios, emisión de deuda o inversión) o por operaciones fuera del país deudor. El “riesgo comercial” está asociado a las acciones del sector privado que pueden elevar la exposición o la probabilidad de una pérdida. Algunos autores como De Boysson (1997) denominan “riesgo comercial” como “riesgo mercado”.

El “**riesgo crediticio**” es el riesgo proveniente de actividades crediticias y evalúa la probabilidad de incumplimiento en los compromisos de una deuda. Para un banco, el “riesgo crediticio” es una parte importante en la evaluación de su “riesgo comercial”. En este sentido, los bancos (o acreedores) están interesados en aislar y reducir su exposición al riesgo y, por lo tanto, en calificarlo. En este contexto, entre los 70’s y 80’s se hace extensivo el análisis sistemático del riesgo país y/o del riesgo crediticio. En el Capítulo II trataremos el análisis de las metodologías de calificación de riesgo⁴.

Riesgo político, riesgo financiero y riesgo económico

No existe un consenso claro sobre los componentes en la evaluación del riesgo país. Así, Herring (1983) considera que el riesgo país se descompone en riesgo político, económico, social y cultural, mientras que Erb, Harvey y Viskanta (1996), siguiendo la metodología del “International Country Risk Guide”, consideran que el riesgo país se constituye por riesgo político, financiero y económico. De otro lado, Kobrin (1982) y Overholt (1982) consideran que existe una estrecha interrelación entre el riesgo político y económico por lo que su trato diferencial no debería realizarse.

Sobre el particular Simon (1992) define “riesgo político” como el desarrollo de aspectos políticos y sociales que puedan afectar la posibilidad de repatriación de inversión extranjera o el repago de deuda externa. Demirag y Goddard (1994) añaden a esta definición el componente de interferencia por parte del gobierno que podrían afectar la rentabilidad o estabilidad de la inversión extranjera o el pago de la deuda externa. En términos generales, el riesgo político se asocia a la inestabilidad política⁵ y a la voluntad de pago (*willingness to pay*) por parte del gobierno (o de la autoridad responsable).

Según la metodología del International Country Risk Guide, el riesgo financiero y el riesgo económico están asociados a la capacidad de pago del país. El “**riesgo financiero**” evalúa el riesgo al que están expuestos por potenciales pérdidas ante controles de cambios, expropiaciones, repudios y atrasos de deudas, o por problemas operativos en el procedimiento de pagos por el sistema financiero local. El “**riesgo económico**” se refiere a la

2 / En esta categoría se podría incluir los atrasos producidos por ineficiencias en la transferencia de fondos o por demoras burocráticas, entre otros.

3 / Para este acápite se han tomado los conceptos presentado en Murinde (1996).

4 / Los bancos centrales, por su parte, están interesado en saber si el sistema financiero es seguro y solvente. Sobre este punto se podrían utilizar las metodologías propuestas en Paroush (1992) y Jorion (1997), entre otras.

5 / Esto se refiere tanto a la inestabilidad de las medidas políticas, cuanto a la inestabilidad del gobierno en el poder.

posibilidad de incumplimiento debido al debilitamiento de la economía del país tanto en el campo externo como en el campo interno.

Riesgo de transferencia, riesgo de pago y riesgo de ejecución⁶

La calificación del “riesgo país” también está asociado al sistema cambiario, a los controles sobre los flujos de capitales y marco legal y operativo que haga viable la posibilidad del repago de deuda o a la repatriación de inversiones. En este campo podemos distinguir tres tipos de riesgo: el riesgo en la transferencia, el riesgo en el pago y el riesgo en la ejecución. La definición de estos tipos de riesgo se encuentra en el Cuadro 1.

Cuadro 1
Riesgo de transferencia, riesgo de pago y riesgo de ejecución

Riesgo de transferencia	Riesgo de pago	Riesgo de ejecución
El “ riesgo de transferencia ” o el riesgo de que por una disposición legal efectiva no se permita la remesa de divisas para el pago de deudas o para la repatriación de capitales. Este tipo de riesgo limita la transferencia de activos hacia el exterior y es un riesgo que se origina por la relativa poca disponibilidad de divisas. Para evaluar este tipo de riesgo se analizan las cuentas externas del país y los precedentes legales sobre el particular.	En el “ riesgo de pago ” no existe una disposición formal que prohíba la transferencia de activos hacia el exterior, sino que el estado de las cuentas fiscales (o de las corporaciones) no permiten destinar recursos para el pago de obligaciones con el exterior presentándose dificultades para el cumplimiento oportuno de estas deudas. Esto puede ocurrir por un fuerte shock externo o por el desorden económico que conduzca a la insolvencia del gobierno (o de la corporación). El incumplimiento e insolvencia por parte del gobierno puede provocar un “efecto contagio” en otros sectores de la economía, e incluso en otros países.	El “ riesgo en la ejecución ” se refiere a las posibles pérdidas por dificultades en el procedimiento de pago. Este riesgo puede ser ocasionado por problemas técnicos (dificultades en la transferencia de datos, infraestructura obsoleta), aspectos sociales (huelgas, feriados laborales), marco político (licencias burocráticas, cambio abrupto en los impuestos, congelamiento de contratos, nacionalizaciones) y contexto geopolítico (embargo, conflictos internacionales), entre otros. En muchos casos puede ocurrir un atraso de días (o minutos) en la ejecución de un pago, pero que pueden anular la posibilidad de una ventaja económica.

II. Enfoques teóricos y métodos de calificación de riesgo

El análisis del riesgo país es tan antiguo como las operaciones de endeudamiento o inversión internacionales que se llevaron a cabo entre las Ciudades-Estado del Mar Mediterráneo. En el Mundo Moderno, las empresas calificadoras de riesgo existen en Estados Unidos desde principios del siglo XX⁷, pero es a partir de la década de los 70’s en que este rubro se torna bastante activo e importante. Esto se debe a la mayor participación de las empresas y gobiernos en operaciones financieras internacionales. A partir de ello empiezan a desarrollarse una serie de modelos teóricos y técnicas para evaluar sistemáticamente el riesgo asociado a operaciones financieras o de inversión. En las siguientes líneas detallaremos los principales enfoques para evaluar el riesgo país y los métodos o técnicas más empleados para ello.

⁶ / Para este acápite se ha utilizado los conceptos expuestos por De Boysson (1997).

⁷ / En 1909 Moody’s inició sus operaciones calificando bonos corporativos, en 1916 y 1922 hicieron lo mismo las empresas que formaron Standard & Poor’s, mientras que Fitch empezó en 1913. Desde 1932 Duff & Phelps se dedica a la investigación y calificación de empresas de diversos giros.

Enfoques teóricos para evaluar el riesgo país

Se utilizan dos aproximaciones teóricas distintas para evaluar el riesgo de cesación de pagos de un país. El primero, conocido como el de la **capacidad de pago del servicio de la deuda**, y el segundo es identificado como la teoría del costo beneficio. Una breve definición de cada enfoque se encuentra en el Cuadro 2.

Cuadro 2
Enfoques teóricos de calificación de riesgo

Capacidad de pago	Costo beneficio
El enfoque de “capacidad de pago” considera que la cesación de pagos nace de un deterioro no intencional de la capacidad y voluntad del país de cumplir con sus deudas debido a un manejo errado de corto plazo, problemas estructurales o choques externos. La probabilidad de cesación de pagos ocurre por problemas de iliquidez de corto plazo o por insolvencia de largo plazo.	Este enfoque fue presentado por Freeman (1979) y formalizado por Eaton y Gersovitz (1981). La teoría del “costo beneficio” se basa en las ventajas de renegociar una deuda como elección racional, basado en los costos y beneficios de la renegociación de un pasivo o, simplemente, dejar de pagar o repudiar una deuda.

Capacidad de pago del servicio de la deuda

Para poner en práctica este enfoque se utilizan un conjunto de variables claves como indicadores de problemas de iliquidez futura. En un momento dado, un bajo nivel de exportaciones puede aumentar la posibilidad de problemas de liquidez en el corto plazo, en cambio una caída en el producto afectará la solvencia en el largo plazo. Similarmente, a medida que el coeficiente de la deuda respecto al PBI sea mayor o que el coeficiente reservas respecto a importaciones sea menor, el riesgo de una iliquidez inesperada será mayor y por lo tanto peor la calificación del país. Inversamente, si la cuenta corriente es positiva o si existen choques externos positivos en el período anterior a la calificación se esperaría que ésta mejore. La tasa de inflación puede ser tomada como una variable que aproxima la calidad del manejo económico y el tipo de cambio real efectivo puede ser usado para evaluar la competitividad de la economía.

Teoría costo-beneficio

El enfoque costo-beneficio enfatiza cuatro motivos que puede tener un país para incurrir en deuda externa: el motivo de suavizamiento de consumo en el tiempo, el motivo de reputación, el motivo de inversión basado en una expectativa de mayor productividad y el motivo de ajuste, basado en una medida de sostenibilidad. Estos motivos son considerados como instrumentales para determinar la probabilidad de cesación de pagos y por lo tanto son esenciales en la evaluación de riesgo del país.

Por ejemplo, un país susceptible a choques externos tiene un mayor incentivo a suavizar su consumo en el tiempo manteniendo acceso a los mercados financieros internacionales (motivo de suavizamiento). Mayor apertura al comercio también significa mayor vulnerabilidad a cambios en el mercado internacional y por lo tanto un mayor costo de cesación de pagos (motivo reputación). Un mayor crecimiento del PBI puede ser un indicador de un producto marginal mayor y por ende indicaría que es más beneficioso el permanecer en el mercado internacional (el motivo inversión) y finalmente un déficit comercial grande puede crear preocupaciones por parte de los inversores acerca de la habilidad del país para servir su deuda (el motivo de ajuste).

VARIABLES Y SIGNOS ESPERADOS

De acuerdo a estos dos enfoques teóricos, el riesgo crediticio de un país, C_r , (igual a $1-\pi$, donde π es la probabilidad de cesación de pagos) puede ser especificado como sigue:

$$C_r = C_r(D, g_y, g_x, R_m, CA_y, P_x/P_m, IPC, TCR)$$

Donde D es el coeficiente de deuda respecto al PBI, g_y es la tasa de crecimiento de las exportaciones, R_m es el coeficiente de reservas respecto a las importaciones, CA_y es el coeficiente de la cuenta corriente respecto al PBI, P_x/P_m , son los términos de intercambio, IPC es la medida de inflación y TCR es el tipo de cambio real. D , IPC y TCR tiene una relación negativa con C_r , mientras que las demás son positivas. Estos resultados se resumen en el Cuadro 3.

Cuadro 3
Riesgo país: Signo esperado para las variables sustentada por la teoría económica

Variable	Enfoque de servicio de deuda	Enfoque de costo-beneficio
Crecimiento del PBI	+	
Inflación doméstica	-	
Coeficiente cuenta corriente/PBI	+	
Términos de intercambio	+	
Coeficiente de reservas/importaciones	+	
Deuda externa	-	-
Tipo de cambio real	-	
Variabilidad en los términos de intercambio	-	+
Variabilidad en el ingreso	-	+
Reservas internacionales	-	
Variabilidad en las exportaciones	-	+
Coeficiente importaciones/PBI		+
Crecimiento en exportaciones		+
Variabilidad en cuenta corriente		+

Fuente: Haque y otros (1996).

Las variables explicativas escogidas están diseñadas para medir el desempeño interno y externo de un país y el impacto de los choques externos sobre las calificaciones de riesgo de las agencias. El desempeño económico es medido en términos de la tasa de crecimiento del producto y su nivel de inflación. El análisis preliminar de los datos revela que los países que han experimentado inflación alta tienden a ser tratados de manera distinta, por lo que cualquier análisis econométrico debe tratarlos por separado, por ejemplo utilizando variables *dummy*.

La influencia de la posición externa de un país sobre su calificación de riesgo es medida en términos de sus obligaciones existentes y los factores que afectan su habilidad de servir sus obligaciones, definiéndose la magnitud de las obligaciones de un país como el coeficiente de deuda externa respecto al PBI. Así como en el caso de los países de alta inflación parece haber un tratamiento especial entre países altamente endeudados y países con bajo coeficiente de deuda.

De otro lado, la capacidad de un país para servir su deuda se mide por la tasa de crecimiento de sus exportaciones, su cuenta corriente, el coeficiente de reservas monetarias (sin incluir oro) respecto a las importaciones y el nivel de su tipo de cambio real. Asimismo, para medir la influencia del contexto internacional sobre la calificación de riesgo de un país

se utilizan dos variables que capturan el efecto de los choques externos sobre los flujos comerciales y financieros de un país. Para lo primero se observa los términos de intercambio y para lo otro se analiza la tasa de interés internacional.

Estos dos enfoques teóricos se complementan con los procedimientos que llevan a cabo las empresas especializadas en la calificación de riesgo. Existe una variedad de métodos con diferentes procedimientos, unos son básicamente cualitativos y otros son esencialmente cuantitativos.

Métodos de análisis de calificación de riesgo

La evaluación sistemática de riesgo país fue desarrollada en la década de los 70's con el propósito de facilitar la valoración del riesgo país y para estimar la probabilidad de incumplimiento de un país (o deudor), en operaciones crediticias o de inversión internacionales, y facilitar su comparación con similares de otros países. Siguiendo el trabajo realizado por Goodman (1980), los principales métodos de riesgo país utilizados actualmente pueden clasificarse básicamente en tres grupos: métodos cualitativos, métodos de *checklist* y métodos estadísticos.

Métodos cualitativos

Los métodos cualitativos de análisis de riesgo país pueden tomar la forma de reportes "ad-hoc" que tocan aspectos económicos, políticos, sociales y culturales de un país en particular. Este tipo de reportes es criticado porque contienen un reducido análisis de proyecciones, no permite comparar países de riesgo similar, y se limitan a ser informes muy específicos.

Cuadro 4
Contenido hipotético de los reportes estandarizados de riesgo país

Indicadores/Sector	Estadística	Informe
Indicadores Económicos		
Economía interna	Crecimiento de la población, PBI per cápita, estructura del PBI, ratio de inversión/producto (ICOR), tasa de desempleo, inflación, tasa de ahorro e inversión	X
Balanza de pagos	Importaciones, exportaciones, (X+M)/PBI, composición de X y M, tasa de crecimiento	X
Aspectos fiscales	Déficit fiscal/PBI, composición de gastos e ingresos fiscales	X
Aspectos monetarios	Agregados monetarios, dolarización	X
Aspectos de deuda	Créditos públicos y privados, de corto y de largo plazo, desagregación por fuente financiera, ratios de deuda, etc.	X
Indicadores Políticos		
Tipo de gobierno y sucesión		X
Homogeneidad de la población		X
Relaciones diplomáticas		X
Vínculos de comercio exterior		X
Tendencias políticas de largo plazo		X
Tendencias sociales de largo plazo		X

Fuente: Murinde (1996).

Adicionalmente, dentro de este método de análisis también encontramos los reportes estandarizados de riesgo país que contienen una estructura definida para la elaboración de un informe del país. El propósito principal de esta clase de reportes es evaluar las posibilidades para generar los recursos necesarios para cumplir con los compromisos de deuda externa. Para este fin se incluyen indicadores económicos y políticos como los presentados en el Cuadro 4. En general, la ventaja que tienen los reportes estandarizados de riesgo país sobre los reportes “ad-hoc” es que los primeros están basados en un formato regular que facilita la comparación con estudios similares para otros países.

Métodos de *checklist*

Este método de análisis de riesgo país es similar al de reportes estandarizados pero que ofrecen apreciaciones estadísticas y cualitativas como indicadores comparativos en términos ordinales (*ranking*) y cardinales (puntajes). El Cuadro 5 contiene un modelo de *checklist* de lo que podría incluir un estudio de riesgo país.

Cuadro 5
Modelo hipotético de *checklist* para un país

Area de análisis	Indicadores	Informe	Puntaje	Ponderación
Economía interna	Población, PBI, oferta monetaria, PBI per cápita, inflación, tasa de desempleo, ahorro-inversión, déficit fiscal	X	Y	Z
Balanza de pagos	Exportaciones, importaciones, (X+M)/PBI, índices de protección efectiva, atraso del tipo de cambio real	X	Y	Z
Activos internacionales	Reservas internacionales, créditos no usados del FMI, otros activos internacionales	X	Y	Z
Estructura de deuda	Deuda pública y privada externas	X	Y	Z
Análisis de deuda	Deuda pública y privada externas	X	Y	Z
Ratios de deuda	Ratios de servicio de deuda; deuda/PBI, deuda/exportaciones, RIN/deuda	X	Y	Z
Variables políticas y sociales	Estabilidad política, aprobación presidencial, tasa de desempleo, índice de pobreza, distribución del ingreso	X	Y	Z

Fuente: Murinde (1996).

Métodos estadísticos

Estos métodos están básicamente diseñados para realizar pruebas empíricas sobre los esquemas teóricos presentados anteriormente. En este sentido, algunos de ellos buscan medir la capacidad de pago de un país mientras que otros son modelos de predicción de reestructuración de deudas.

Entre los principales métodos estadísticos tenemos modelos de probabilidad lineal, análisis de discriminante, análisis logit o probit, análisis por componentes principales, modelos dinámicos de reestructuración de deudas y el método OKCD o modelo de programación con análisis logit generalizado. Todos estos tipos de métodos estadísticos tiene como variable dependiente la probabilidad de atraso (*default*) o un valor binario (0 ó 1) que representa la reestructuración o no de una deuda. De los principales estudios empíricos llevados a cabo, se puede detectar cuatro grupos de principales variables explicativas: la carga de la deuda externa, la posición de liquidez internacional, equilibrio monetario y fiscal, e indicadores económicos estructurales. El Cuadro 6 presenta un resumen de los resultados de los principales trabajos empíricos que han empleado métodos estadísticos.

Los modelos teórico-estadísticos, como los anteriores, tienen limitaciones. En primer lugar éstos no incluyen el escenario político por su dificultad en la cuantificación e interpretación. Adicionalmente, la variable dependiente toma sólo valores discretos (0 ó 1) que limitan el uso de otras técnicas econométricas. Tercero, los modelos de reestructuración de deudas (o costo-beneficio) no han demostrado mucho poder de ajuste. Finalmente, en la medida que siguen avanzando las técnicas econométricas, se podría mejorar la eficiencia en el pronóstico de los métodos y elaborar un *ranking* por mejor poder de predicción.

A modo de conclusión se podría decir que no existe un método perfecto ni una variable clave para el análisis de riesgo. No obstante, las empresas calificadoras de riesgo aplican una serie de metodologías que presentaremos en el siguiente capítulo.

Cuadro 6
Resumen de los principales trabajos empíricos de análisis de riesgo país

Autor (es)	Variable dependiente	Principales variables explicativas	Metodología	Período
Frank-Cline (1971)	Binaria (reestructuración)	Ratio servicio de deuda, RIN en meses de importaciones, servicio de deuda sobre deuda total	Análisis de discriminante	1960-68
Dhonte (1975)	Negociación de deuda	Ratio de servicio de deuda, desembolsos de deuda sobre importaciones	Componentes principales	1959-71
Grinols (1976)	Binaria (reestructuración)	Servicio de deuda sobre RIN, deuda externa sobre PBI, deuda externa sobre importaciones	Análisis de discriminante	1961-74
Feder-Just (1977)	Probabilidad de atraso	Ratio servicio de deuda, importaciones sobre RIN, ingreso per cápita	Análisis logit	1962-72
Sargen (1977)	Reestructuración	Inflación, servicio de deuda sobre inversiones	Análisis de discriminante	1960-75
Saini-Bates (1978)	Binaria (reestructuración)	Inflación, crecimiento del dinero, cuenta corriente sobre exportaciones	Análisis logit y de discriminante	1960-77
Abassi-Taffler (1982)	Binaria (reestructuración)	Inflación, deuda externa sobre exportaciones, crédito interno sobre PBI, consumo per cápita	Componentes principales	1967-77
Kharas (1984)	Reestructuración	Servicio de deuda/PBI, PBI per cápita, inversión per cápita	Análisis probit	1965-76
Cline (1984)	Probabilidad de reestructuración	Ratio de servicio de deuda, RIN sobre importaciones, PBI per cápita, amortizaciones	Análisis logit	1968-82
Solberg (1988)	Probabilidad de reestructuración	Importación/PBI, ratio de servicio de deuda, ICOR, PPP	Análisis logit y probit	1971-84

Nota: ICOR es el ratio de inversión/producto y PPP es el tipo de cambio real ajustado por paridad de compra.
Fuente: Murinde (1996).

III. Agencias calificadoras de riesgo

En este capítulo analizaremos los distintos tipos de clasificadoras de riesgo y la problemática en la asignación de calificaciones. Para empezar diremos que las agencias calificadoras de riesgo son organizaciones especializadas en la evaluación de empresas, deudas soberanas y de países. Dependiendo del tipo de deudor, estas empresas especializadas se dividen en calificadoras de riesgo soberano o calificadoras de riesgo corporativo.

Clasificación de las agencias calificadoras

En un primer grupo se pueden distinguir agencias que califican al país en su conjunto mientras que hay otras que realizan un trabajo específico para calificar el riesgo de deuda soberana. En un segundo nivel se pueden distinguir empresas que emplean información cualitativa mientras que otras utilizan información cuantitativa para establecer una calificación o un *ranking*. Siguiendo estos criterios se ha elaborado el Cuadro 7.

Cuadro 7
Clasificación de las agencias calificadoras de riesgo

		Por tipo de calificación	
		Riesgo país	Riesgo soberano
Por tipo de información	Cualitativa	Institutional Investor (Rating Index) Business Environ. Risk Intelligence (BERI) Control Risk Information Services (CRIS)	
	Mixta (cualitativa y cuantitativa)	Economist Intelligence Unit (Reports) Euromoney Country Risk EFIC's Country Risk Japanese Center for International Finance PRS: ICRG y IBC index	Moody's Investor Services Standard and Poor's Rating Group Duff & Phelps Credit Rating (DCR) IBCA, Fitch Thomson BankWatch Inc.
	Cuantitativa	Bank of America (Country Risk Monitor)	

Nota: PRS son las iniciales de *Political Risk Services*

Fuente: Erb y otros (1996).

Problemática de las metodologías de calificación

Las agencias especializadas otorgan calificaciones a los países, deudas soberanas y corporativas que no son necesariamente las mismas para similares valores evaluados. En esta sección nos concentramos en las diferencias de calificación de riesgo soberano, y encontramos que existen discrepancias metodológicas y en la percepción de riesgo⁸.

VARIABLES RELEVANTES

Sobre este tema Cantor y Packer (1996a) evalúan las ocho variables que son recurrentemente citadas por las principales agencias calificadoras de riesgo como las más importantes en la determinación del rating. Entre ellas tenemos al PBI per-cápita, crecimiento del PBI, inflación anual, déficit del gobierno central respecto al PBI, déficit en cuenta corriente respecto al PBI, deuda externa respecto a exportaciones, dummy por ser país industrializado o no y *dummy* por incumplimiento o atrasos en las obligaciones de deuda externa desde 1970. En el Cuadro 8 se observa que el modelo tiene un ajuste superior al 90 por ciento, y que sólo cinco variables son consideradas significativas mientras que los indicadores de balance fiscal y externo son estadísticamente no significativos y con un signo contrario al esperado.

⁸ / Para un mayor detalle sobre diferencias metodológicas se puede consultar Erb y otros (1996).

Cuadro 8
Determinantes de las calificaciones de crédito soberano

	Promedio	Moody's	S & P	Moody's - S&P
Intercepto	1,442 (0,633)	3,408 (1,379)	-0,524 (0,223)	3,932 (2,521)
PBI per cápita *	1,242 (5,302)	1,027 (4,041)	1,458 (6,048)	-0,431 (2,688)
Crecimiento del PBI *	0,151 (1,935)	0,130 (1,545)	0,171 (2,132)	-0,040 (0,756)
Inflación anual *	-0,611 (2,839)	-0,630 (2,701)	-0,591 (2,671)	-0,039 (0,265)
Déficit fiscal sobre PBI	0,073 (1,324)	0,049 (0,818)	0,097 (1,710)	-0,048 (1,274)
Cuenta corriente sobre PBI	0,003 (0,314)	0,006 (0,535)	0,001 (0,046)	0,006 (0,779)
Deuda externa sobre exportaciones *	-0,013 (5,088)	-0,015 (5,365)	-0,011 (4,236)	-0,004 (2,133)
Dummy desarrollo económico *	2,776 (4,250)	2,957 (4,175)	2,595 (3,861)	0,362 (0,810)
Dummy atrasos de deuda externa *	-2,042 (3,175)	-1,463 (2,097)	-2,622 (3,962)	1,159 (2,632)
R-cuadrado ajustado	0,924	0,905	0,926	0,251
Error estándar	1,222	1,325	1,257	0,836

Fuente: Cantor y Packer (1996a). Muestra: 49 países. T-estadístico en paréntesis.

* Coeficiente estadísticamente significativo.

Resultados de un modelo

De otro lado, también se cuestiona la certeza en la asignación de la calificación por parte de las empresas especializadas. Es decir, qué tan correcta es la calificación asignada teniendo en cuenta la evaluación de la información disponible. En junio de 1997, Citicorp publicó una estimación de *ratings* para diversos países emergentes siguiendo la metodología de Cantor y Packer (1996a). Citicorp encuentra que existen diferencias entre el resultado obtenido usando un modelo econométrico y la calificación que otorga una agencia calificadora que incluye componentes subjetivos o metodológicos no incorporados.

El Cuadro 9 presenta las calificaciones calculadas por Citicorp simulando las metodologías de Moody's y S&P y las compara con las actualmente otorgadas por esas empresas. En este cuadro destacan los resultados de Argentina y Eslovaquia que deberían tener calificaciones más altas, mientras que Chile, Panamá y Egipto deberían recibir una calificación menor por alguna de las empresas mencionadas. El resultado para los países emergentes de Asia indica que estos países deberían recibir una calificación inferior. Las cifras para Perú indican que le correspondería una calificación de riesgo de B1 según la metodología de Moody's, y de BB- ó B+ simulando la metodología de Standard & Poor's.

Cuadro 9
Calificación estimada por Citicorp y calificación actual

País	Estimación Moody's	Vigente Moody's	Diferencia en "notch"	Estimación S&P	Vigente S&P	Diferencia en "notch"
Argentina	7,4	4	3	8,1	5	3
Brasil	5,2	3	2	5,4	4	1
Chile	7,5	9	-1	8,1	10	-2
Colombia	7,2	7	0	7,2	7	0
Costa Rica	6,1	6	0	5,7	5	1
Dominicana, Rep.	5,1	3	2	4,7	3	2
Ecuador	2,9	3	0	2,2		
El Salvador	6,2	7	-1	5,8	5	1
Guatemala	5,2	5	0	4,8		
Jamaica	3,8			3,2		
México	4,9	5	0	4,8	5	0
Panamá	6,8	9	-2	6,7	6	1
Perú	3,4	2	1	3,5		
Venezuela	5,2	5	0	4,3	3	1
Bulgaria	1,1	1	0	0,0		
Checa, Rep.	9,9	9	1	10,7	11	0
Eslovaquia, Rep.	9,6	7	3	10,4	7	3
Hungría	8,3	7	1	8,4	7	1
Polonia	5,7	7	-1	5,8	7	-1
Rusia	5,9	5	1	5,3	4	1
Corea del Sur	10,6	12	-1	11,8	13	-1
Filipinas	5,0	6	-1	4,6	6	-1
Indonesia	6,8	7	0	6,7	8	-1
Malasia	10,6	12	-1	11,7	12	0
Tailandia	8,7	9	0	9,4	11	-1
Egipto	5,4	5	0	4,7	7	-2
Kenia	3,9			2,6		
Marruecos	4,9			4,5		
Sudáfrica	6,0	7	-1	5,7	6	0

Fuente: Citicorp Securities Inc. (1997).

Hay que señalar que los cálculos realizados por Citicorp fueron llevados a cabo con los datos disponibles a marzo de 1997, un par de meses antes del inicio de la crisis en Tailandia que afectaría la economía del sudeste asiático en ese año. Como ahora es conocido, la magnitud de la crisis sobrepasó los estimados de esta entidad financiera por cuanto muchos países orientales descendieron en más de dos niveles o "notchs" en sus calificaciones de riesgo como Indonesia y Corea del Sur.

Agencia "laxa" o "estricta"

Otro punto en la problemática es que los mercados internacionales consideran que las calificaciones de riesgo de las principales agencias son similares en términos absolutos; es decir, una calificación A1 de Moody's es similar a una calificación A+ de S&P, Duff & Phelps o IBCA⁹. Con esta preocupación, Eavis (1997) encuentra que las calificaciones otorgadas por Moody's y S&P no tienen una estricta relación con las probabilidades de atraso de los países calificados en los últimos 10 años y que también existe un amplio rango

⁹ / Esto también es válido para el Perú según los reglamentos del Sistema Privado de Pensiones.

en la asignación de calificaciones que se superpone en algunos casos, tal como se observa en el Cuadro 10.

Cuadro 10
Comparación de *ratings* y probabilidad de atraso o incumplimiento

Moody's	Equivalencia numérica	S&P, DCR, IBCA	Probabilidad de atraso S&P / Moody's (%)
Grado de Inversión		Grado de Inversión	
Aaa	16	AAA	1,20% / 0,74%
Aa1	15	AA+	1,12% / 1,13%
Aa2	14	AA	"
Aa3	13	AA-	"
A1	12	A+	1,92% / 1,73%
A2	11	A	"
A3	10	A-	"
Baa1	9	BBB+	3,97% / 4,61%
Baa2	8	BBB	"
Baa3	7	BBB-	"
Grado Especulativo		Grado Especulativo	
Ba1	6	BB+	15,89% / 18,00%
Ba2	5	BB	"
Ba3	4	BB-	"
B1	3	B+	26,53% / 31,00%
B2	2	B	
B3	1	B-	

Fuente: Eavis (1997).

Adicionalmente, en el trabajo realizado por Cantor y Packer (1996b) se sugiere que las agencias calificadoras de riesgo no tienen la misma escala de calificaciones en términos absolutos cuando se evalúan deudas corporativas. En esta investigación se obtiene que de 288 compañías calificadas simultáneamente por DCR, Moody's y S&P, Duff & Phelps otorga una calificación mayor en el 44% de los casos; mientras que de 161 firmas calificadas al mismo tiempo por Fitch, Moody's y S&P, la primera da una calificación mayor en el 51% de los casos.

Por su parte, la revista *Emerging Market Investor* sugiere que una agencia calificadora es "laxa" si asigna, por lo general, un mayor puntaje que el resto de empresas, y "estricta" si hace lo contrario. El Cuadro 11 contiene los resultados de aplicar esta metodología para cuatro de las principales agencias calificadoras de riesgo soberano y encontramos que IBCA es más laxa del grupo, mientras que Moody's sería la más estricta. Esto es cuestionable debido a que de los 20 países comparados, 12 tienen notas idénticas, 2 notchs de diferencia se explican por Hong Kong, y en esa época las agencias de calificación estaban reconsiderando las notas de todos los países por la crisis de Asia.

Estas discrepancias en las metodologías y en la percepción de riesgo nos sugiere que existe una serie de sesgos en la asignación de calificaciones de riesgo que también se hace presente en los índices de riesgo. Este tema es el que abordamos a continuación.

Cuadro 11
Comparación de riesgo soberano por agencia

	Moody's	S&P	DCR	IBCA	Ptje. Prom.
Alemania, Austria, EE.UU.	16	16	16	16	16.0
Japón, Noruega, Holanda, Suiza, Francia, Reino Unido	16	16	16	16	16.0
España	14	14	14	14	14.0
	12	13	11	13	12.3
	10	12	12	12	11.5
Corea del Sur	9	10	10	10	9.8
Hong Kong	7	7	8	8	7.5
Chile	7	7	7	7	7.0
Hungría	7	6	7	5	6.3
Uruguay	5	5	5	5	5.0
Sudáfrica, Rep.	4	5	5	5	4.8
México	5	4	4	6	4.8
Argentina	3	4	4	3	3.5
Rusia					
Brasil					
Total puntajes	227	231	231	232	# países 20
Total Emergentes	69	73	73	74	# países 9
	"ESTRICTA"			"LAXA"	

Nota: Datos elaborados al 15 de octubre de 1997.

"Sesgos" en los índices de riesgo

Diversos autores han hablado sobre la necesidad de incluir variables explicativas adicionales a los fundamentos económicos para mejorar las estimaciones de riesgo país. Por ejemplo, Lee (1993) analiza el rating publicado por Institutional Investor y encuentra que al añadir una dummy por ubicación geográfica, los países ubicados en Europa y Asia obtienen una bonificación con respecto a los latinoamericanos o africanos. Del mismo modo, se incluye una dummy para los principales países prestamistas y el autor encuentra el mismo resultado, aunque no encuentra un resultado negativo significativo cuando incluye una dummy para los países altamente endeudados.

Por su parte Haque y otros (1996) estudian los índices de Euromoney, Institutional Investor y The Economist Intelligence Unit, y también encuentran que existe un trato diferencial a nivel regional. Analizando los índices de Euromoney se encuentra que los países de Asia, Cercano Oriente y Europa tienen (sobre 100 puntos) una bonificación adicional entre 10 y 20 puntos sobre los países de Latino América y Africa. Similar resultado se obtiene empleando los indicadores de The Economist Intelligence Unit donde se concluye que los países asiáticos, y en menor medida los europeos, tienen una bonificación mientras que los africanos reciben una disminución en sus puntajes.

Otro punto que se analiza es el efecto de la estructura de las exportaciones. El trabajo de Haque y otros (1996) concluye que los países exportadores de manufacturas obtienen una bonificación en los ratings sobre el resto, mientras que los exportadores de productos primarios o únicamente de petróleo tienen una penalidad. De otro lado, también se encuentra que existe una bonificación para los países que tienen un endeudamiento diversificado o proveniente de fuentes comerciales, en comparación con aquellos países que están endeudados básicamente con organismos multilaterales o gubernamentales.

De otro lado, si bien las metodologías de las agencias calificadoras se focalizan en indicadores y aspectos del mismo país, el análisis estadístico sugiere que las condiciones del

mercado financiero internacional afectan los ratings de todos los países en desarrollo. Así, según Haque y otros (1996), un incremento de 1 punto en las tasas de interés internacionales reduciría la calificación de un país (sobre 100 puntos) entre 2 a 7 puntos, en el corto plazo.

Otro aspecto que se debe tener en cuenta cuando se analizan las calificaciones de riesgo es que existe un alto coeficiente de correlación respecto a la calificación del período anterior. Ello, implica que en ausencia de nuevas noticias, las calificaciones virtualmente no varían en el tiempo. Esto se explica en parte porque las evaluaciones de riesgo se refieren a las probabilidades futuras de repago (o incumplimiento) y se espera que éstas no varíen a menos que se de un cambio significativo y permanente en la situación del país, y, adicionalmente, porque la estadística toma cierto tiempo en actualizarse.

IV. Calificación de riesgo para el Perú

El Perú ha recibido calificación de riesgo soberano por parte de Moody's y Standard & Poor's, y está considerado en algunos ratings de riesgo país como los elaborados por Euromoney, ICRG e Institutional Investor, entre otros. Este capítulo contiene las calificaciones otorgadas por algunas empresas especializadas y los fundamentos que podría servir de base para que el lector proponga una calificación.

Calificación B2 por Moody's

En febrero de 1996 Moody's Investment Service calificó el riesgo soberano peruano en moneda extranjera como B2. En agosto de 1997, esta empresa ratificó al Perú como B2, mientras que Ecuador recibió una calificación B1, nivel que en esa fecha tenían Argentina y Brasil (en octubre de 1997 Argentina fue ascendida a una calificación Ba3).

Moody's señala que las perspectivas de la economía peruana son alentadoras y reconoce el éxito en las reformas estructurales puestas en marcha a principios de la década. Así destaca: la disciplina económica apoyada por reformas estructurales; mayor influjo de capitales por inversión extranjera directa; y reestructuración de la deuda externa por mejores condiciones económicas y de credibilidad en el gobierno. Este informe se basó en visitas de los analistas de Moody's durante el mes de junio de 1997, cuando el país atravesó por diversos acontecimientos políticos desfavorables.

Según Moody's existe optimismo en el cumplimiento de las metas inflacionarias. Esto se debe a la desaparición de la "inercia" inflacionaria heredada del gobierno anterior, a la estabilización de la inflación sin el uso de una "ancla" inflacionaria (por ejemplo, tipo de cambio congelado), la consistencia de la política monetaria, y a la independencia del Banco Central de Reserva. Sin embargo, existen tres puntos sobre los que Moody's estaría sosteniendo su decisión de mantener la calificación de B2 a Perú: fragilidad en el financiamiento de la cuenta corriente, vulnerabilidad del déficit fiscal, e inestabilidad política.

Otras calificaciones de riesgo para el Perú

De acuerdo con las calificaciones de Moody's, Standard & Poor's, DCR y IBCA, el Perú era uno de los países calificados con puntaje promedio más bajo ya que sólo estaba calificado por Moody's hasta diciembre de 1997. Sin embargo, el Perú también estaba calificado por otras empresas, tanto a nivel de riesgo país cuanto en el ámbito de riesgo soberano. En una primera etapa presentamos los *ratings* de Euromoney, ICRG e Institutional

Investor, y posteriormente presentamos los resultados de JCIF, EFIC, Bear Stearns y Santander Investment.

Cuadro 12
Rating de Euromoney y puntaje del Perú

País: Rating Euromoney (Moody's/S&P)		Ranking Mundial	Puntaje General	País	Ranking Latino	Ranking Mundial	Puntaje General
Rumania	(Ba3/BB-)	75	50,49	Venezuela	9	71	52,16
Costa Rica	(Ba1/BB)	76	50,30	Guatemala	10	73	50,97
Vietnam	(Ba3/n.r.)	77	50,25	Costa Rica	11	76	50,30
Perú	(B2/n.r.)	78	50,08	Perú	12	78	50,08
Rusia	(Ba2/BB-)	79	49,74	Paraguay	13	80	48,79
Paraguay	(n.r./BB-)	80	48,79	Bolivia	14	88	44,05
Fiji	(n.r./n.r.)	81	48,69	República Dominicana	15	89	42,80

Fuente: Euromoney, setiembre 1997.

La revista Euromoney presenta su rating internacional en marzo y setiembre de cada año. En los resultados del mes de setiembre de 1997, el Perú se ubicó en el puesto 78, rodeado de países que están calificado como Ba3/BB- tales como Rumania, Vietnam, Rusia y Paraguay, tal como se muestra en el Cuadro 12. En marzo de 1997, el Perú se colocó en el lugar 83 a nivel mundial y en décimo segundo lugar en el ámbito latinoamericano.

Por su parte, la empresa "Political Risk Service" (PRS) realiza el rating "International Country Risk Guide" (ICRG) que se distribuye mensualmente para suscriptores. En la publicación de agosto de 1997 el Perú obtiene un puntaje general de 67 sobre 100 puntos, ligeramente por encima de Ecuador y por debajo de Venezuela en el ámbito latinoamericano, y por debajo de Rusia y delante de Bangladesh en el ranking mundial.

Cuadro 13
Rating del PRS: ICRG y puntaje del Perú

Países	Riesgo Político	Riesgo Fin./Eco.	Puntaje General	Países	Riesgo Político	Riesgo Fin./Eco.	Puntaje General
Kenia	66,0	36,0/32,5	67,3	El Salvador	72,0	33,0/37,0	71,0
Malawi	74,0	31,0/29,5	67,3	Brasil	71,0	34,0/36,5	70,8
Rusia	67,0	33,0/34,5	67,3	Venezuela	68,0	36,0/34,0	69,0
Perú	63,0	37,0/32,5	67,0	Perú	63,0	37,0/32,5	67,0
Bangladesh	64,0	32,0/37,5	66,8	Guatemala	69,0	28,0/34,5	65,8
Gambia	70,0	26,0/36,5	66,3	Cuba	66,0	30,0/28,0	62,0
Tanzania	68,0	35,0/29,5	66,3	Ecuador	66,0	29,0/28,5	61,8

Fuente: PRS: ICRG, agosto 1997.

Un tercer *rating* es el elaborado por la revista Institutional Investor que sale publicado dos veces al año. En este rating de setiembre de 1997, Perú se ubicó en el puesto 69 a nivel mundial y en el décimo lugar a nivel latinoamericano debajo de Venezuela y por encima de Panamá, países que tiene una calificación soberana de Ba2/B+ y Baa1/BB+, respectivamente. En marzo 1997, el Perú se colocó en el puesto 73 a nivel mundial y en el undécimo lugar en el ámbito latinoamericano. El Cuadro 14 nos brinda las calificaciones más recientes.

Cuadro 14
Rating de Institutional Investor y puntaje del Perú

PAIS: Rating Ins. Investor (Moody's/S&P)		Ranking Mundial	Puntaje General	PAIS	Ranking Latino	Ranking Mundial	Puntaje General
Jordania	(Ba3/BB-)	66	34,9	Brasil	7	61	39,5
Rumania	(Ba3/BB-)	67	34,1	Costa Rica	8	64	36,0
Zimbabwe	(n.r./n.r.)	68	33,8	Venezuela	9	65	35,4
Perú	(B2/n.r.)	69	33,7	Perú	10	69	33,7
Panamá	(Baa1/BB+)	70	33,6	Panamá	11	70	33,6
Croacia	(Baa3/BBB-)	71	33,6	Paraguay	12	72	33,5
Paraguay	(n.r./BB-)	72	33,5	Jamaica	13	81	29,7

Fuente: Institutional Investor, setiembre 1997.

Para el "Japan Center for International Finance" (JCIF), el Perú tiene una capacidad de pago aceptable en el corto y mediano plazo por encima de Brasil y Panamá, mientras que Chile no tendría problemas para cumplir sus obligaciones externas en el mediano y largo plazo.

Cuadro 15
Rating de JCIF y puntaje del Perú

País	Puntaje General	Aspectos Económicos	Aspectos Políticos	Aspectos Sociales	Evaluación de Mercado	Confianza en la Data
Chile	B	b	b	b	b	a
Argentina	C+	b	b	b	d	b
Colombia	C+	b	c	d	c	b
Uruguay	C+	c	c	b	c	c
México	C	b	c	d	d	b
Perú	C	c	c	c	d	b
Venezuela	C	b	c	d	d	d
Brasil	C-	c	c	d	d	b
Panamá	C-	c	c	d	d	d
Ecuador	D	d	d	c	d	b

Fuente: JCIF, setiembre 1997.

De otro lado, las calificaciones de las empresas EFIC y Bear Stearns aparecen en el Cuadro 16. Ambos ratings pueden obtenerse vía Internet y son utilizados básicamente para seguros de exportación y para créditos comerciales de corto plazo, respectivamente.

Cuadro 16
Ratings de EFIC y de Bear Stearns, y calificación del Perú

País	Rating EFIC (1-6)	País	Rating Bear Stearns	Bear Outlook
Chile	2	Chile	Upper BBB	Positivo
Brasil	3	Colombia	Lower BBB	Estable
Colombia	3	México	Upper BB	Estable
Argentina	4	Uruguay	Upper BB	Estable
Bolivia	4	Argentina	Middle BB	Estable
México	4	Brasil	Middle BB	Estable
Perú	4	Panamá	Lower BB	Estable
Uruguay	4	Venezuela	Lower BB	Estable
Ecuador	5	Perú	Upper B	Estable
Panamá	5	Ecuador	Middle B	Estable
Venezuela	5	Bolivia	n.r.	n.a.

Fuente: EFIC, agosto 1997, y Bear Stearns, abril 1997.

Fundamentos económicos y ratings

Como se ha mencionado anteriormente, las calificaciones de riesgo soberano y de riesgo país tratan de evaluar la probabilidad de incumplimiento de una deuda por parte de un país o de un gobierno. Esta evaluación se basa, entre otras cosas, en el análisis de las cifras económicas del país y su comparación con las cifras de otros países. El Cuadro 17 contiene el promedio entre 1994-1997 de los principales indicadores económicos de los países que tienen una calificación inferior al Ba2/BB (o puntaje promedio menor de 5,0 puntos).

Cuadro 17
Principales indicadores económicos (1994-1997) y calificaciones promedio de riesgo

	Puntaje Promedio	PBI %	IPC %	Inversión % PBI	Ahorro % PBI	Superáv. Público % PBI	Cta.Cte. % PBI	D.X. Pub. % PBI	RIN mes Import.
Argentina	4,8	2,5	1,6	19,0	16,5	0,4	-2,5	24,2	9,5
Rusia	4,8	-4,6	111	22,9	24,4	-2,7	2,1	31,7	2,3
Venezuela	4,5	0,5	52,6	16,7	20,2	n.d.	3,4	50,3	5,6
Promedio	4,7	-0,5	55,1	19,5	20,4	-1,2	1,0	35,4	5,8
Jordania	4,0	6,7	4,1	32,9	30,2	0,0	-8,8	99,0	2,1
Kazajstán	4,0	-6,4	135	18,4	18,4	-1,3	-5,4	19,8	3,3
Libano	4,0	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
Paraguay	4,0	3,4	18,8	22,0	19,2	3,0	-2,8	14,7	6,3
Rumania	4,0	3,4	38,4	25,2	21,4	-4,4	-5,2	21,5	3,1
Vietnam	4,0	9,2	9,8	28,1	17,6	-1,8	-10,5	n.d.	2,3
Promedio	4,0	3,3	41,2	25,3	21,4	-0,9	-6,5	31,0	3,4
Brasil*	3,5	3,6	29,0	19,8	16,8	-4,0	-2,9	26,9	7,8
Dominicana,	3,0	5,4	9,3	24,7	24,3	-2,3	1,2	31,1	1,1
Rep. Ecuador	3,0	2,9	24,6	18,3	15,2	-1,7	-3,0	71,4	5,0
Turquía	3,0	3,7	91,1	23,8	22,0	1,9	-1,9	44,4	3,4
Promedio	3,1	3,9	38,5	21,7	19,6	-1,5	-1,7	43,5	4,3
Pakistán	2,5	5,2	11,1	18,4	12,3	-5,6	-5,6	45,6	9,7
Perú	2,0	7,1	23,6	23,6	17,6	1,0	-6,1	41,2	7,7
Bulgaria	1,0	-3,8	-2,6	10,9	13,1	5,3	0,9	115	2,1
Promedio	1,8	2,8	10,7	17,6	14,3	0,2	-3,6	67,3	6,5

Fuente: FMI (1997). * Promedio 1995-1997.

Una visión general a las cifras nos indica que los indicadores de la economía peruana son relativamente mejores que los de Pakistán y Bulgaria, no obstante el déficit en cuenta corriente y la brecha ahorro-inversión. Sobresalen entre los indicadores de la economía peruana la disponibilidad de reservas internacionales, la alta tasa de crecimiento del PBI y el superávit de las cuentas fiscales. La apreciación general del mercado y de algunos bancos de inversión es que la calificación del Perú está subestimada. Esta apreciación es compartida por empresas de prestigio como Citicorp Securities Inc., Morgan Stanley y Santander Investment.

Los estimado de Citicorp Securities Inc. indican que el Perú debería recibir una calificación entre BB- y B+ según la escala de S&P, mientras que la opinión del Morgan Stanley Dean Witter sugiere que el Perú recibiría una calificación BB- por parte de Standard & Poor's. Esto se sustenta básicamente por los actuales niveles de *spreads* de los bonos peruanos que se ubican en niveles similares a deudas soberanas calificadas como BB-.

Cuadro 18
Comparación de indicadores económicos de Perú con benchmarks

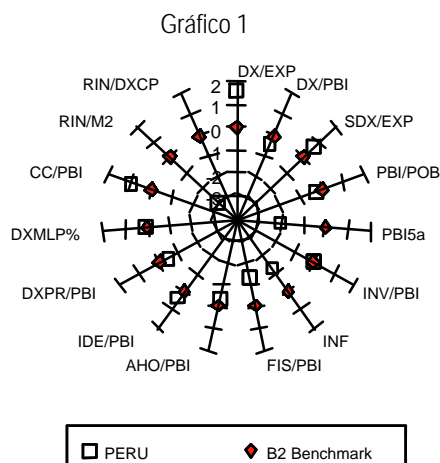
	Perú	B2/B	B1/B+	Ba3/BB-
1. Deuda externa total/Export.	326,66	218,98	202,52	194,62
2. Deuda externa/PBI	45,04	53,05	47,37	49,16
3. Servicio de deuda externa/Export.	35,94	29,15	26,35	26,16
4. PBI per cápita	2611,00	1615,00	2555,00	2566,00
5. Crecimiento PBI (5 años)	7,00	0,03	0,58	1,25
6. Inversión/PBI	25,00	16,87	17,93	19,63
7. Inflación	8,00	46,00	33,00	37,00
8. Déficit fiscal/PBI	-0,80	-4,03	-3,88	-3,17
9. Ahorro interno/PBI	17,10	15,07	16,72	17,84
10. Inversión Extranjera directa/PBI	2,84	4,07	3,50	3,62
11. Deuda privada/Deuda total	32,12	40,07	35,52	36,94
12. Deuda mediano y largo plazo/DX total	89,20	90,55	85,63	86,19
	-5,10	-1,19	-1,57	-1,46
13. Cuenta corriente/PBI	245,27	92,25	74,97	79,89
14. Reservas Internacionales/M2	2,70	3,86	2,84	3,64
15. Reservas Intern./Deuda corto plazo				

Fuente: Morgan Stanley Dean Witter, octubre 1997.

Otro punto que se añade es que, en general, la economía peruana tiene buenos fundamentos económicos para ser considerado un país de la categoría BB-, pero que todavía existe un problema de riesgo político y de excesivo peso de deuda externa y de déficit en cuenta corriente que podrían afectar la calificación en el corto plazo. El Cuadro 18 contiene diversos indicadores peruanos y los benchmark de las categorías B2/B, B1/B+ y Ba3/BB-, mientras que el Gráfico 1 contiene un análisis de radar que indica que los puntos críticos de la economía peruana son la magnitud de la deuda externa total sobre las exportaciones, el déficit de cuenta corriente sobre el PBI y el ratio del servicio de deuda externa sobre exportaciones.

En el lado izquierdo del gráfico se pueden apreciar las variables de liquidez mientras que en el lado derecho se encuentran las variables de solvencia. El gráfico está diseñado de forma tal que un performance por encima del promedio está representado siempre con una cercanía de los indicadores hacia el centro de la telaraña. En el caso peruano el gráfico indica que 9 de los 15 indicadores están por encima del promedio de los países B2/B.

Siguiendo el planteamiento del Morgan Stanley, el Santander Investment se ha pronunciado en el sentido de que los *spread yields* de los bonos peruanos son equivalentes a un bono calificado como Ba3/BB-. A este indicador del mercado se une el hecho de que las reservas internacionales del Perú son el equivalente a casi 4 años del pago de servicios de la deuda externa.



Adicionalmente, el Santander Investment considera al Perú en el cuarto lugar entre los países emergentes después de Polonia, Chile y Tailandia. Esta institución utiliza el “Income-Based Credit Model” (IBCM)¹⁰ que toma en cuenta la permanencia de reformas estructurales y la sostenibilidad del ciclo económico para calificar el riesgo de invertir en un determinado país.

Cuadro 19
Ratings y comparaciones de spreads

País	Rating Promedio	Rating Moody's/S&P	Spread Yield	RIN/ Servicio Deuda
Argentina	4,8	Ba3/BB	371 bps	1,9
Brasil	3,5	B1/BB-	392	1,7
Ecuador	3,0	B1/n.r.	476	1,1
México	5,0	Ba2/BB	333	0,6
Perú	2,0	B2/n.r.	340	3,9
Polonia	7,3	Baa3/BB-	146	8,1
Rusia	4,8	Ba2/BB-	443	1,4

Fuente: Santander Investment, octubre 1997.

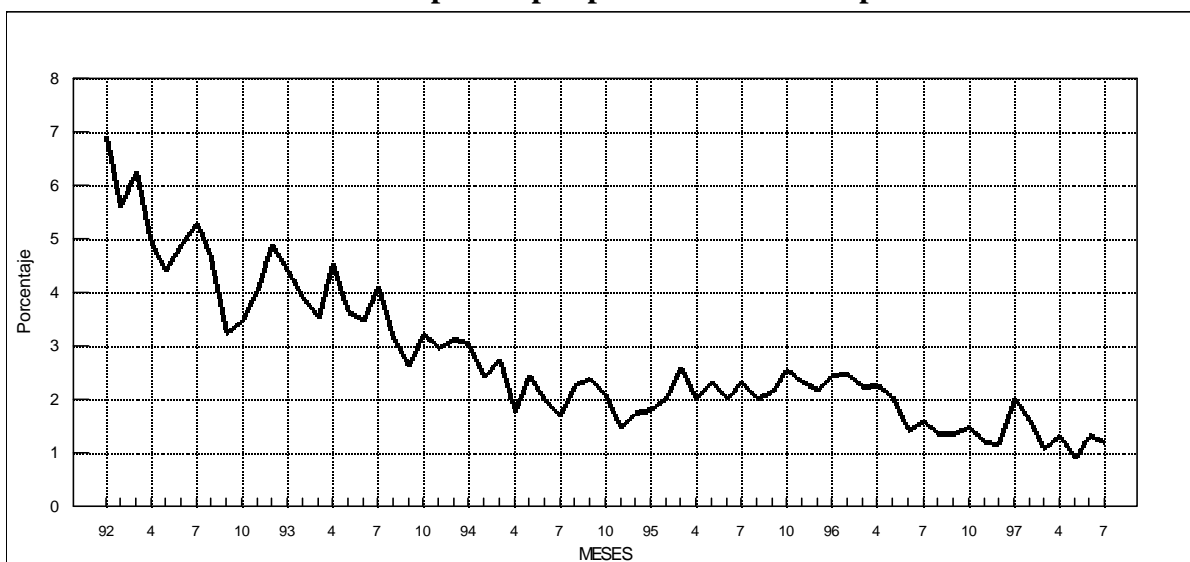
Otra forma de percibir la evolución del “riesgo país”, es observando la evolución de los *spreads* de las operaciones de endeudamiento privado peruano. El trabajo realizado por Cruz y Tovar (1997) concluye que las empresas peruanas están accediendo al mercado internacional a tasa de interés cada vez más ventajosas desde los últimos cinco años. Por ejemplo, la emisión de Southern Perú Cooper Corporation PCC (mayo 97) por US\$150 millones pagó un *spread* de 135 *basic points* (bps), mientras que la emisión de Yanacocha (dos semanas antes) por US\$100 millones pagó un *spread* de 180 bps cuando fueron emitidas.

Estos últimos desarrollos del sector privado, son la base de algunas opiniones respecto a la relevancia de solicitar oficialmente una calificación. Por un lado, se señala que ya no existe la necesidad de lograr un *benchmark* debido a que muchas empresas del sector privado están participando en el mercado financiero internacional y por otro lado, se indica que, aunque las perspectivas del país son alentadoras, la baja nota del riesgo peruano puede inducir al mercado a exigir *spreads* superiores a los que corresponde a los fundamentales macroeconómicos. Otro aspecto en discusión es la relevancia de que el gobierno salga al mercado a colocar bonos, en un contexto en que las cuentas macroeconómicas no prevén una brecha financiera; más aún en el contexto de un mercado internacional turbulento debido a los recientes acontecimientos en las economías emergentes, principalmente en Asia¹¹.

¹⁰ / Información más completa sobre este método se encuentra en Santander Investment (1997a).

¹¹ / Para mayor detalle sobre la reciente crisis cambiaria en Asia se puede consultar Morales y Tuesta

Gráfico 2
Evolución de los spreads por préstamos externos peruanos



Calificación BB por Standard & Poor's

El 18 de diciembre de 1997, Standard & Poor's otorgó al Perú la calificación "BB" para las deudas soberanas de largo plazo en moneda extranjera y una calificación de "BBB-" para las deudas soberanas de largo plazo en moneda nacional. Además, esta empresa consideró como "estables" las calificaciones que otorgó al Perú.

Según Standard & Poor's, la nota del país estuvo limitada por el desbalance en los poderes políticos, serias deficiencias en infraestructura, la vulnerabilidad en la balanza de pagos, y el excesivo peso relativo de la deuda externa, tal como salió publicado en la nota de prensa *S&P ranked Peru as BB*. Sin embargo, en la misma nota de prensa se indica que el país estuvo favorecido por la puesta en marcha de importantes reformas estructurales, el incremento de las tasas de ahorro e inversión, la cautela en el manejo fiscal, el manejo monetario prudente, y el favorable ambiente para la inversión nacional y extranjera.

La calificación otorgada por Standard & Poor's significa la divulgación de un indicador calificado que brinda información adicional sobre la capacidad y voluntad de pagos de las deudas soberanas del Perú. La categoría "BB" indicaría un cierto grado de confianza en la viabilidad de la economía peruana en el mediano plazo. Esta calificación podría favorecer al Perú respecto a los flujos de capitales, tasas de interés y negociaciones comerciales. Sin embargo, estos efectos no serían visibles en el corto plazo porque los fondos de inversión no modifican sus carteras de inversión inmediatamente, existe una contracción de capitales de los mercados emergentes por la reciente crisis de Asia y por la tendencia de creciente de las cotizaciones internacionales.

V. Conclusiones

Las agencias calificadoras toman en cuenta antecedentes e información económica, financiera, política y social en la decisión de otorgar una calificación de riesgo. Así, a mediados de 1997 el Perú podría haber sido calificado con una nota promedio a BB- (equivalente a Ba3 en el esquema de moody's) tal como lo señalaron algunos bancos de inversión. Sin embargo, en la medida que las empresas especializadas otorguen un mayor peso a los indicadores de desempeño económico reciente y a las perspectivas, la calificación de Perú podría ser superior. Esto último parecería ser el caso de la calificación BB otorgada por Standard & Poor's al Perú a mediados de diciembre de 1997.

Sin importar cual es el desempeño macroeconómico de un país, si ha incurrido en cesación de pagos su calificación será sustantivamente menor vis a vis a la de un país que no ha tenido cesación de pagos o antecedentes de moratoria. En otras palabras se puede decir que en el negocio de calificaciones de riesgo, "tu pasado te condena".

Otro factor importante en las calificaciones de riesgo son los coeficientes de deuda. Ello es algo que no favorece al Perú en cuanto, comparativamente sus coeficientes de deuda, respecto al PBI, exportaciones, etcétera, son relativamente superiores a la mayoría de los países con calificación similar.

Un componente que parecía ser importante desde nuestra perspectiva, debido a la elevada participación de la deuda pública respecto a la deuda externa total, cual es la consolidación fiscal, parece no tener la importancia relativa a la hora de decidir las calificaciones de riesgo soberano.

De otro lado, entre los "sesgos" detectados en algunos índices de riesgo sobresalen la lentitud con la que se revisan las calificaciones a medida que mejora la economía de un país y el efecto de la asimetría en el cambio de una calificación; es decir, el deterioro en la calificación es más rápidamente incorporado en el mercado que el registro de una mejoría.

Finalmente, hay que señalar que existe consenso entre las agencias calificadoras de que la sensación de inestabilidad política o de desbalance de poderes no es favorable en las calificaciones de riesgo.

VI. Bibliografía

Bank of America.1997. “*Country risk monitor*”.

Bear Stearns. 1997. “*Sovereign ratings, abril*”.

Bhandari, J.; N. Haque y S. Turnovsky. 1986. “*Growth, debt, and sovereign risk in a small, open economy*”, Working Papers, No. 260.

Brewer, T. y P. Rivoli. 1990. “*Politics and perceived country creditworthiness in international banking*”, Journal of Money, Credit and Banking, vol.22, agosto, pp.357-369.

Bulow, J. y K. Rogoff. 1989. “*Sovereign debt: Is to forgive or to forget?*”, American Economic Review, vol.79 (Marzo), pp.43-50.

Cantor, R. y F. Packer. 1996.a. “*Determinants and impact of sovereign credit ratings*”, FRBNY Economic Policy Review, octubre, pp.37-53.

Cantor, R. y F. Packer. 1996.b. “*Multiple ratings and credit standards: Differences of opinion in the credit rating industry*”, FRBNY Staff Reports, abril, No.12.

Cantor, R. y F. Packer. 1995. “*Sovereign credit ratings*”, FRBNY Current Issues in Economics and Finance, junio, vol.1, No.3.

Chase Bank. 1997. “*The Chase framework for sovereign risk assessment*”.

Ciarrapico, A.M. 1992. “*Country risk: A theoretical framework of analysis*”. Aldershot: Dartmouth.

Citicorp Securities Inc. 1997. “*Finding relative value in the emerging markets. A guide for analysts*”, Emerging Market Research, junio.

Comité de Supervisión Bancaria de Basilea. 1991. “*Medición y control de los grandes riesgos crediticios*”, Boletín del CEMLA, vol.37, marzo-abril, suplemento.

Cosset, J.C. y J. Roy. 1991. “*The determinants of country risk ratings*”, Journal of International Business Studies, vol.22, No.1, pp.1135-1142.

Cruz, M. y P. Tovar. 1997. “*Evolución de los spreads por préstamos externos de las empresas. El caso peruano: 1992-1997*”. Inédito. Banco Central de Reserva del Perú.

De Boysson, O. 1997. “*Emerging countries: Market risks or solvency risk?*”, Conjoncture, Mayo 1997.

Demirag, I. y S. Goddard. 1994. “*Financial management for international business*”, London: McGraw- Hill Book Company.

Duff & Phelps Credit Rating Co. 1997. “*Global ratings. Sovereign, Corporate & Structured Finance*”.

Duff & Phelps Credit Rating Co. 1995. “*Sovereign rating methodology*”.

Eaton, J., M. Gersovitz y J.E. Stiglitz. 1986. “*The pure theory of country risk*”, European Economic Review, vol.48 (abril), pp.481-513.

- Eaton, J. y M. Gersovitz.** 1981. "Debt with potential repudation: Theoretical and empirical analysis", *Review of Economic Studies*, vol.48 (abril), pp.289-309.
- Eavis, P.** 1997. "A rumble in the ratings jungle", *Emerging Market Investor*, vol.4, pp.15-20.
- EFIC.** 1997. "Country risk gradings", agosto.
- Erb, C.; C. Harvey y T. Viskanta.** 1996. "Political risk, economic risk and financial risk", *Financial Analysts Journal*, Noviembre/Diciembre.
- Euromoney.** 1997. "Country risk ranking, setiembre".
- Falls, A.** 1997. "A guide to the sovereign risk radar charts", *Emerging Markets Reviews*, setiembre.
- Financial Times.** 1997. "Credit ratings in emerging markets", agosto.
- Fitch.** 1995. "Investment grade bond ratings".
- FMI.** 1997.a. "Estadísticas financieras internacionales", agosto.
- FMI.** 1997.b. *International capital markets. Developments, prospects and key policy issues*, julio.
- Freeman, R.** 1979. "Optimal international borrowing with default", *International Finance Discussion Paper*, No.129 (Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System).
- Goodman, L.** 1980. "The pricing of syndicated eurocurrency credits", *Federal Reserve bank of New York Quarterly*, Summer: 39-48.
- Haque, N.; M. Kumar: N. Mark y D. Mathieson.** 1996. "The economic content of indicators of developing country creditworthiness", *IMF Staff Papers*, vol.43, No.4, pp.688-724.
- Hefferman, S.** 1986. "Sovereign Risk Analysis." London: Unwin Hyman.
- Herring, R.J.** 1983. "Managing International Risk." Cambridge: Cambridge University Press.
- Howell, M.** 1997. "A question of balance", *Euromoney*, setiembre, pp.105-108.
- IBCA.** 1997. "IBCA credit rating process".
- Institutional Investor.** 1997. "Country credit", setiembre.
- Japan Center for International Finance.** 1997. "Sovereign forecast and rating", setiembre.
- Jorion, P.** 1997. "Value at risk: The new benchmark for controlling market risk", Chicago: Irwin.
- JP Morgan.** 1997. "Credit rating presentation to Standard & Poor's. Republic of Peru".
- Kobrin, S.J.** 1982. "Managing Political Risk Assessment: Strategic Response to Environmental Change". Berkeley: University of California Press.
- Lee, S.H.** 1993. "Are the credit ratings assigned by bankers based on the willingness of LDC borrowers to repay?" *Journal of Development Economics*, vol.40, pp.349-359.

- Merrill Lynch & Co.** 1997. "Peru: A shining economy", Economics, agosto.
- Moody's Investors Service.** 1997.a. "Sovereign ceilings for foreign currency ratings", octubre.
- Moody's Investors Service.** 1997.b. "Moody's analysis: Peru, agosto.
- Moody's Investors Service.** 1995. *Moody's international manual*", vol.3.
- Morales, J. y P. Tuesta.** 1997. "Crisis cambiaria en los países emergentes de Asia". Inédito. Banco Central de Reserva del Perú.
- Morgan Stanley Dean Witter.** 1997. "Peru", Emerging Markets Reviews, octubre.
- Morgan Stanley Dean Witter.** 1997. "Ecuador", Emerging Markets Reviews, setiembre.
- Murinde, V.** 1996. "Development Banking and Finance". England: Avebury.
- Nagy, P.J.** 1979. "Country risk: how to assess", quantify and monitor it, Euromoney, Abril.
- Overholt, W.H.** 1982. "Political Risk". Londres: Euromoney PLC.
- Paroush, J.** 1992. "Credit risk measurement", International Review of Economic and Finance, 1, 1: 33-41.
- Political Risk Service.** 1997. "International country risk guide", agosto.
- Rawkins, P.** 1992. "The analytics of country" reports and checklist, en: R.L. Solberg (1992), "Country- risk analysis".
- Salomon Brothers Inc.** 1997. "Emerging and sovereign market". Debt strategy and currency recommendatons, Economic & Market Analysis, agosto.
- Santander Investment.** 1997.a. "Sovereign credits and the bond market", Emerging Market Weekly, noviembre.
- Santander Investment.** 1997.b. "Do rating agency anomalies lead to market opportunities? ", Emerging Markets Weekly, octubre.
- Shirreff, D.** 1997. "Company-at-risk", Euromoney, junio, pp.64-66.
- Simon, J.D.** 1992. "Political-risk analysis for internacional banks and multinational enterprises", en: R.L. Solberg (1992), "Country-risk analysis".
- Solberg, R.L.** 1992. "Country-risk analysis", London and New York: Routledge.
- Standard & Poor's.** 1997. "Sovereign credit rating: A primer", Creditweek, abril.
- Standard & Poor's.** 1995. "Local currency debt rating criteria: An update", Creditweek, marzo.
- Standard & Poor's.** 1994. "Sovereign rating criteria", Creditweek, octubre.
- Swardard, D.** 1997. "Vaulting the sovereign ceiling", Latin Finance, No.87, pp.23-30.

Anexo:

“S&P ranked Peru as BB”

Nota de Prensa de de Standard & Poor's

(Press release provided by Standard & Poor's)

NEW YORK, Dec 18 - Standard & Poor's today assigned its double-B' long-term rating to the Republic of Peru's \$4.1 billion Brady bonds, which comprise:

- \$1.92 billion semi-annual variable-rate past due interest bonds due 2017,
- \$1.72 billion semi-annual variable-rate front-loaded interest reduction bonds due 2017,
- \$306.91 million semi-annual floating-rate discount bonds due 2027, and
- \$182.69 million semi-annual step-up par bonds due 2027.

Standard & Poor's also assigned its triple-B'-minus long-term and A-3' short-term local currency sovereign credit ratings, and its double-B' long-term and single-B' short-term foreign currency sovereign credit ratings to the Republic.

The outlook on the local and foreign currency ratings is stable.

The ratings are constrained by:

-- The weakness of Peru's democratic institutions and the resulting uncertainties associated with future political transitions, which have followed established procedures only intermittently in Peruvian history.

Although the concentration of power in the executive branch has been instrumental to the country's remarkable economic transformation, prospects for long-term stability could be supported by the development of more active political parties and a modernization of the judiciary and local governments.

-- Serious deficiencies in social and physical infrastructure, a legacy of decades of gross economic mismanagement and political turmoil. Social harmony will depend on continuing high social spending -- now 6.7% of GDP -- and private and public investment to alleviate these deficits on a long-term basis.

-- Balance of payments vulnerabilities. Although growing fast, exports remain low at 15% of GDP, and the current account deficit is expected to average 5%-6% of GDP over the medium term.

Direct investment should continue to finance over half of the deficit, while reserves cover a comparatively high 100% of annual financing requirements (current account plus amortization payments plus short-term debt) this year. Nevertheless, Standard & Poor's expects rising confidence-sensitive portfolio capital flows, coupled with commodity price volatility, to complicate external financial management medium term.

-- A sizable external debt burden. At an estimated 154% of export earnings this year, net external debt is twice the double-B' median -- as is gross debt -- while debt service, at 36% of exports, is also heavy. Public sector debt is almost all long-term and mainly official debt, and should trend down relative to exports medium term. However, Standard & Poor's expects this decline to be offset by growing private debt -- which jumped by \$1.7 billion this year -- and which will have a considerably riskier term structure.

The ratings are supported by:

-- An extraordinarily comprehensive and successful set of structural reforms implemented over the past seven years, forming a market-oriented economic policy framework that today compares favorably with that of most non-investment grade credits.

Trade liberalization, public finance reform, extensive privatization, effective banking supervision and regulation, and the autonomy of the Central Reserve Bank of Peru should continue to underpin relatively steady growth averaging 5%-6% medium term.

Rising investment and domestic savings -- currently 19.2% of GDP -- and strong productivity gains also support economic prospects.

-- A track record of cautious fiscal management, coupled with a flexible revenue and expenditure structure relative to peers. Personnel and interest costs combined absorb less than two-thirds of

revenues -- leaving over 4% of GDP for capital spending -- while value-added and income tax revenues have doubled as a share of GDP over the past five years.

The public sector borrowing requirement has declined steadily over the past five years -- notwithstanding minor election-related slippage in 1995.

Standard & Poor's expects broad fiscal balance this year and beyond. Seven years of uninterrupted compliance with IMF targets also distinguishes Peru from most peers.

-- Prudent monetary management which, in the context of a comparatively sound banking system, supports financial stability. Disinflation has been steady, with the CPI expected to rise just 7% this year. The recent strengthening of bank supervision and regulation, and significant foreign participation in the sector, should support system soundness.

However, as domestic credit continues to expand by as much as 20%-30% annually, vigilance will be essential to maintain adequate asset quality -- with nonperforming loans now about 6% of the total. With 75% of loans dollar-denominated, asset quality could be exposed to unexpected exchange-rate movements.

-- An attractive environment for domestic and foreign investment. Key factors include important natural resource endowments, a liberal and transparent investment regime, and a flexible labor code.

The higher local currency rating also emphasizes the low level of government debt -- currently 33% of GDP -- and Standard & Poor's expectation that public sector equilibrium will permit further declines medium term. It also reflects the Central Reserve Bank of Peru's autonomy and the only modest contingent liability posed by the banking system, with domestic credit currently just 21% of GDP.

OUTLOOK: STABLE

Continuing improvement in Peru's creditworthiness will hinge in part on the Fujimori government's ability to transform the source of its success from personal leadership to institutional depth. Alongside sound macroeconomic and structural economic policies, the quality of governance -- in terms of transparency and management of corruption -- today compares comfortably with peers.

However, these achievements could be secured by stronger public and civic institutions. Also, domestic and external security risks, while currently in the background, could potentially re-emerge as a rating factor.

Finally, as integration with the global financial system deepens, creditstanding will depend increasingly on continuing effective management of inflows of confidence-sensitive capital, volatile commodity prices, and rapid growth in private domestic and external borrowing, Standard & Poor's said.

REUTER [nN18239465]