



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

Un Modelo de Proyección BVAR Para la Inflación Peruana

Gonzalo Llosa* , Vicente Tuesta y Marco Vega *****

*Banco Central de Reserva del Perú Y Banco Interamericano de Desarrollo

** Banco Central de Reserva del Perú

***Banco Central de Reserva del Perú

DT. N°. 2005-007
Serie de Documentos de Trabajo
Working Paper Series
Noviembre 2005

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los de los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

The views expressed in this paper are those of the authors and do not reflect necessarily the position of the Central Reserve Bank of Peru.

UN MODELO DE PROYECCIÓN BVAR PARA LA INFLACIÓN PERUANA*

Gonzalo LLosa** Vicente Tuesta*** Marco Vega****

Noviembre 2005

Resumen

Se construye un marco simple de proyección no estructural BVAR para proyectar datos macroeconómicos claves de la economía peruana, en particular la inflación y el producto. A manera de contribución, con relación a aplicaciones estándar, se propone una especificación de priors *a la Litterman*, en la cual se considera que la estructura que conduce la dinámica de la economía se ha desplazado hacia un régimen de metas de inflación.

Se comparan varias especificaciones BVAR contra un modelo de proyección de paseo aleatorio y se encuentra que las primeras tienen una buena performance relativa en términos de proyecciones de inflación para todos los horizontes. Sin embargo, las proyecciones de crecimiento del PBI no llegan a superar claramente al modelo de paseo aleatorio.

JEL Classification: E31, E37, E47, C11, C53.

Keywords: VAR Bayesiano, Predicción, Régimen de Metas de Inflación.

*Agradecemos especialmente a Ellis Tallman, Adrián Armas y a los participantes en la conferencia CEMLA 2005 así como a los participantes en los seminarios de Macroeconomía en el Banco Central de Reserva del Perú por sus útiles sugerencias y comentarios. Las opiniones expresadas aquí son de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco Central de Reserva del Perú. Cualquier error es de nuestra propia responsabilidad.

**Banco Central de Reserva del Perú y Banco Interamericano de Desarrollo

***Banco Central de Reserva del Perú

****Banco Central de Reserva del Perú, mvegad@bcrp.gob.pe, Tel.: ++ 511 613 2042; fax: ++511 428 813.

1. Introducción

El régimen de Metas Explícitas de Inflación (MEI) está siendo actualmente adoptado por un número creciente de bancos centrales y existe una corriente importante en la literatura económica que ha enfatizado las ventajas de esta propuesta para conducir la política monetaria. Desde el 2002, el Banco Central de Reserva del Perú ha estado implementando este régimen anunciando una meta de inflación de 2.5 por ciento anual, y adoptando procedimientos operacionales y de política monetaria compatibles con el régimen¹. Especialmente, desde el año 2002, el proceso de proyección de la inflación ha aumentado en trascendencia para volverse en una de las tareas más importantes para las decisiones de política monetaria.

Junto a la adopción del régimen de MEI, el personal del Banco Central y de otras instituciones empezaron a desarrollar modelos semi-estructurales para proyectar la inflación². El modelo central de proyección actual en el Banco Central es llamado MPT (Modelo de Proyección Trimestral), el cual es una mezcla de ecuaciones calibradas y semi-estructurales tales como una curva de Phillips, una ecuación de demanda, una regla de conducción de la tasa de interés interbancaria, entre otras. Un ejercicio típico de proyección con este modelo incluye el insumo proveniente de distintos especialistas sectoriales que proporcionan supuestos o proyecciones sobre las variables exógenas, permitiendo así el uso de información juiciosa que no necesariamente pueda extraerse a partir de la observación estadística de los datos.

Sin embargo, una crítica que se hace usualmente a este proceso es la no replicabilidad de las proyecciones por agentes fuera del proceso de proyección³. Por lo tanto, esta crítica reclama modelos que de hecho puedan ser independientes del analista, modelos parsimoniosos y además suficientemente agregados para tener un entendimiento simple de la evolución común de las variables macroeconómicas relevantes⁴.

¹En particular, una característica central de la política monetaria peruana en los 90's ha sido la autonomía adquirida del Banco Central y el pre anuncio de la tasa de inflación desde 1994. Para una revisión detallada de la implementación de esquema MEI en Perú ver Armas et.al (2001)

²Ver por ejemplo Luque y Vega (2003) y LLosa (2004).

³Precisamente, los Reportes de Inflación están ideados para explicar al público las proyecciones y supuestos que yacen detrás de las proyecciones.

⁴Modelos que tratan de explicar el mecanismo de transmisión han sido publicados en diferentes momentos durante los 90's y en esta década, aspectos clave de estos modelos han sido las medidas de política monetaria usando agregados monetarios - por ejemplo Bringas y Tuesta (1997), León (1999)

Se propone aquí una metodología VAR con las siguientes características: a) abarca trabajos anteriores sobre modelación VAR en el Banco Central de Reserva del Perú, b) es adecuado para predecir variables agregadas, c) se apoya fuertemente en los datos y la información a priori que se tenga sobre el proceso de generación de datos.

El objetivo de la investigación se alcanza a través de la estimación de un modelo bayesiano de vectores autorregresivos (BVAR de ahora en adelante) con supuestos a la Litterman para las distribuciones a priori de los parámetros del VAR. Esto nos permite introducir priors apropiados al proceso generador de datos. Como veremos en la sección sobre el análisis de nuestros datos, las series de tiempo económicas han sido objeto de posibles cambios de régimen que han ocasionado que los modelos VAR estándar sean deficientes para predecir. Al considerar especificaciones BVAR alternativas que puedan funcionar bastante bien en ejercicios de proyección fuera de muestra, podemos establecer un marco para la identificación estructural de los modelos.

Se sigue la metodología propuesta por Doan et.al (1984) y Robertson y Tallman (1999) para evaluar el desempeño de las proyecciones en nuestros modelos propuestos. También se discute el procedimiento usado en las proyecciones, enfatizando las complicaciones que surgen a partir de que en la práctica el flujo de información no es sincrónico sino que se tienen cronogramas diferentes de publicación de datos oficiales. En particular, se desarrolla la técnica de predicción condicional descrita en Doan et.al (1984). Se considera cuatro posibles modelos VAR con un número creciente de variables. El modelo más pequeño (modelo 1) contiene precios, PBI real, tipo de cambio real efectivo, tasa nominal interbancaria y un índice de metales de materias primas. El modelo más grande contiene las variables del modelo 1 más la base monetaria y un bloque de variables externas que incluye la tasa de los fondos de la FED, el IPC de EEUU y el índice de producción industrial de EEUU.

La elección de hiperparámetros que definen las distribuciones a priori es crucial en cualquier especificación bayesiana. Para poder establecer estos priors usamos una metodología innovadora que consiste en elegir los hiperparámetros en función de la distancia

y Quispe (2000). Sólo recientemente se tienen tipos de trabajos VAR enfocados en las tasas de interés como instrumento de política, por ejemplo. Winkelried (2004) y Grippa (2004). Winkelried (2003) y Barrera (2005) desarrollan modelos para predecir la inflación usando datos desagregados. Esta propuesta no es adecuada para el propósito que perseguimos aquí, dado que no tiene un proceso común claramente definido para las variables agregadas de interés macroeconómico.

entre las proyecciones de largo plazo (siete años en adelante) de las variables nominales y la respectiva ancla nominal a la que apunta el banco central.

Los resultados muestran que el uso de modelos BVAR para proyectar la inflación y el crecimiento del PBI puede mejorar significativamente respecto a modelos puramente estadísticos como el de paseo aleatorio. En general, el BVAR más simple (que incluye IPC, PBI, tasa de interés, tipo de cambio real efectivo y precios externos) supera a otras especificaciones, siendo robusto a cambios en la muestra y al criterio usado para la elección de hiperparámetros.

El resto del trabajo está organizado como sigue, en la sección 2 se proporciona la descripción de las principales características de los datos macroeconómicos usados en los modelos, en la sección 3 se establece las especificaciones BVAR y se describe las ideas detrás de nuestra elección de priors, en la sección 4 se proporciona resultados sobre los diagnósticos fuera de muestra y la sección 5 concluye y sugiere la agenda de investigación.

2. Datos Macroeconómicos Peruanos

En esta sección se describe brevemente la evolución de las principales variables macroeconómicas de la economía peruana durante el periodo que se extiende de 1994 hasta fines del 2004. Estas variables pertenecen al conjunto de información principal agregada que el banco central usa con el objeto de tomar decisiones de política monetaria.

Se proporciona hechos claves, empezando desde una perspectiva histórica sobre las variables principales. En general existe un cambio importante en el comportamiento cíclico de las principales variables macroeconómicas que fueron influenciadas en cierta medida por cambios en los procedimientos operativos de la política monetaria y el régimen de MEI adoptado en el 2002⁵.

La Figura 1 describe la evolución de las tasas de inflación mensual a 12 meses calculada a partir de las diferencias en logaritmos para el periodo 1994 a 2004. Queda claro en esta figura que la inflación ha seguido una tendencia descendente desde niveles de dos

⁵Antes del 2002 el Banco Central de Reserva del Perú ha usado diferentes agregados monetarios como guías para la política monetaria. Categóricamente, los académicos concuerdan en el rol menos importante de los agregados monetarios cuando las tasas de interés son usadas como el instrumento de política monetaria.

dígitos a valores que incluso son negativos hacia fines del 2001, periodo inmediatamente previo al de la adopción del esquema de MEI. De aquí en adelante, se observa un movimiento ascendente hacia tasas de inflación entre 2 y 4 por ciento. Se cree que la inflación ha alcanzado una situación estacionaria, por lo que choques de cualquier tipo harán que la inflación se revierta tarde o temprano hacia el ancla nominal establecido por el banco central. En este contexto, la media no condicional de la serie se convierte en una medida inexacta por que considera toda la muestra histórica. De hecho, los datos de la parte inicial de la muestra carecen de la propiedad intrínseca de un ancla de largo plazo bien definida. De otro lado, simplemente descartar datos del inicio de la muestra implica desechar información importante acerca de la dinámica de corto plazo de la inflación. La idea de la estimación propuesta en este artículo es precisamente inducir en los datos el nuevo ancla nominal y al mismo tiempo, usar todos los datos históricos de la muestra.

La Figura 2 muestra la tasa de crecimiento del PBI mensual desestacionalizada⁶. Existe una importante caída en la volatilidad de esta serie, coincidiendo con el periodo de aplicación del régimen de MEI. Desde el 2002 en adelante el crecimiento del PBI ha sido siempre positivo y alcanzó hasta cerca a 8 por ciento. En años anteriores esta tasa de crecimiento exhibió mayores oscilaciones cíclicas, fluctuando de -6 por ciento hasta niveles de dos dígitos.

Otra variable macroeconómica clave que ha cambiado significativamente su comportamiento entre periodos es la tasa de interés interbancaria⁷. La Figura 3 muestra la evolución de la tasa interbancaria con respecto a la tasa de los fondos de la FED para el periodo de estudio. Durante la era de metas monetarias la tasa interbancaria exhibió un patrón ampliamente volátil sin ningún co-movimiento claro con la tasa de los fondos de la FED. Periodos de mayores tasas interbancarias coinciden con episodios de estrés financiero, por ejemplo los efectos adversos en los flujos de capital resultado de la crisis asiática durante 1998⁸. En el periodo reciente se ha presenciado una tendencia

⁶La autoridad estadística oficial en el Perú (Instituto Nacional de Estadística e Informática) presenta mensualmente estimaciones del PBI peruano obtenidos de la producción sectorial. Dada la naturaleza de esta estimación, es sujeto a revisiones constantes

⁷Estudios previos sobre el mecanismo de transmisión de la política monetaria para la economía peruana no fueron capaces de incorporar esta variable debido a la corta envergadura de la data existente en esos momentos.

⁸Un asunto por resolver es si estas alzas de la tasa de interés inducidas por el banco central fueron una respuesta óptima que ayudó a mitigar los efectos del shock externo. La respuesta a está pregunta

descendente en la volatilidad de la tasa interbancaria y sus movimientos están más asociados con los de la tasa de los fondos de la FED (ver el Cuadro 2 para las correlaciones cruzadas relevantes).

En la Figura 4 se representa conjuntamente la evolución del crecimiento monetario y la inflación del IPC. Nuevamente es notable el cambio en el co-movimiento entre estas dos variables. Para el periodo que se extiende de 1994 hasta el 2001, la caída aguda en la inflación del IPC estaba relacionada con una disminución persistente en la tasa de crecimiento de la base monetaria. De modo interesante, esta relación se rompe después del 2001 donde se observa conjuntamente una tendencia ascendente en el crecimiento de la base monetaria y un nivel estacionario de inflación. Los resultados anteriores sugieren, de algún modo, un rol menos importante del dinero en la explicación de la dinámica de la inflación después de la adopción del régimen de MEI⁹.

La figure 5 presenta un panel de gráficos que muestran la relación entre los precios de dos materias primas (índices de precios del petróleo y de los metales) con los términos de intercambio¹⁰ y el tipo de cambio real efectivo.

En general, se observa dos periodos claros, la primera parte de la muestra sugiere un tipo de cambio real moviéndose en dirección opuesta a los términos de intercambio. Periodos de bajos términos de intercambio son equivalentes a periodos con bajos precios relativos de las exportaciones y, por lo tanto, con impactos de precios externos menos favorables en los equilibrios externos. En esos periodos, el tipo de cambio real se movió hacia arriba en una forma acomodaticia. Después del 2003 se observa un aumento importante en los términos de intercambio y en consecuencia se afecta positivamente los equilibrios externos, sin embargo el tipo de cambio real no cae. Aunque hubieron factores que presionaron al Dólar por debajo de sus niveles históricos en relación a la mayoría de las monedas, el hecho de que el tipo de cambio nominal es menos volátil que los de nuestros socios comerciales (cuyas monedas han sido apreciadas más rápido

va más allá del alcance de este trabajo.

⁹Notablemente, el trabajo empírico sobre política monetaria ha llegado al punto en que es más natural agregar precios de materias primas antes que dinero en los VARs para mejorar las predicciones. Sin embargo, Leeper y Roush (2003) han descubierto recientemente, para los EEUU, que la forma en la que el dinero es modelado importa en la explicación de la dinámica de la inflación después de un shock de política.

¹⁰Mide el precio relativo de las exportaciones versus importaciones.

contra el Dólar que el Sol) ha generado un tipo de cambio real relativamente constante.

La evolución de los precios de los metales y del petróleo conducen la dinámica de los términos de intercambio. Los precios de los metales son un fuerte componente de los precios de las exportaciones mientras que los precios del petróleo afectan más a los precios de las importaciones. Observamos que la dinámica de los términos de intercambio imita fielmente al precio de los metales, excepto para periodos donde se observan alzas de los precios del petróleo.

De otro lado, los precios del petróleo hasta cierto punto se mueven estrechamente cercanos a la serie de tipo de cambio real, capturando el hecho de que los precios externos son afectados por los choques de precios del petróleo.

Esta inspección gráfica de los datos nos permite configurar un conjunto de variables a usar en las especificaciones VAR. En particular, se enfatiza el uso del índice de precios de los metales en lugar de los términos de intercambio, mientras que el tipo de cambio real ha estado moviéndose junto al índice de precios del petróleo y de este modo parece ser una variable razonable para pronosticar la inflación, sin dejar de mencionar sus posibles efectos sobre el PBI.

Parece que el cambio de régimen es una característica de los datos analizados hasta este punto. La Tabla 1 confirma nuestro análisis gráfico, se aprecia que las propiedades de los datos a veces cambian drásticamente de una muestra a otra, la primera muestra va de enero del 1994 a diciembre del 2000 mientras que la segunda muestra comprende el periodo de MEI.

En general, las medias y las volatilidades no condicionales caen hacia el periodo de MEI. Las diferencias en las correlaciones cruzadas entre los dos periodos también son importantes para algunas variables¹¹. Interesantemente, la correlación cruzada entre la inflación medida con el IPC y la tasa de interés interbancaria se ha vuelto menos negativa en la segunda sub muestra (desplazándose de -0.44 a -0.16). Un segundo punto a resaltar es que la tasa interbancaria doméstica se ha vuelto más correlacionada con las tasas extranjeras en el periodo más reciente. Durante el primer periodo la correlación entre las tasas extranjeras y la tasa interbancaria fue 0.11 y la misma correlación se

¹¹Las correlaciones cruzadas fueron ajustadas siguiendo a Forbes y Rigobon (2002) con el objeto de corregir el momento del ciclo económico usando estimaciones de la desviación estándar en las dos sub muestras.

vuelve altamente positiva durante el segundo periodo (0.81).

En conclusión, los aparentes cambios en régimen observados en los datos apoyan la idea de una modelación VAR capaz de incorporar información a priori. Los VARs lineales clásicos usados con este tipo de datos pueden resultar en proyecciones muy pobres fuera de muestra como para ser usadas. De otro lado, un VAR Bayesiano correctamente definido puede desempeñarse mejor aún en este ambiente.

3. Análisis Multivariado

En primer lugar, se especifica las variables y los BVARs alternativos. Las variables definidas son: el PBI a precios de 1994 desestacionalizado (y_t), el índice de precios al consumidor en la ciudad de Lima (p_t), la base monetaria desestacionalizada (m_t), la tasa interbancaria promedio mensual (i_t), el tipo de cambio real efectivo¹² (q_t), la tasa de interés FED mensual (i_t^*), el índice de producción industrial mensual de EEUU (y_t^*) la tasa de inflación subyacente de EEUU (p_t^*) y el índice de precios de metales publicado por el FMI (p_t^{cm}). Todas las variables excepto las tasas de interés están expresadas en logaritmos y luego multiplicados por 100. De otro lado, como se discutió en la sección anterior, la presencia de ppcm se justifica por el hecho de que captura aquella parte que afecta los términos de intercambio que no proviene del tipo de cambio real para esta economía abierta y pequeña.

Todos los modelos BVAR que se estiman incluyen 6 rezagos. La representación de los modelos se especifica en la siguiente tabla

Con estas especificaciones en mente, los modelos VAR en general pueden ser expresados como¹³

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ \dots \\ y_T \end{pmatrix}_{T.k} = \begin{pmatrix} z_1 \\ \dots \\ z_T \end{pmatrix}_{T.k} \Gamma_{\kappa.k} + \begin{pmatrix} u_1 \\ \dots \\ u_T \end{pmatrix}_{T.k} \quad (1)$$

¹²El tipo de cambio real efectivo es calculado usando un tipo de cambio nominal efectivo que toma en cuenta a los 20 más importantes países socios comerciales y los respectivos índices de precios al consumidor oficiales.

¹³Para el modelo no se usan constantes, dummies estacionales ni tendencias temporales determinísticas.

Cuadro 1: **BVAR Specifications**

	y_t	p_t	m_t	q_t	\dot{i}_t	\dot{i}_t^*	y_t^*	p_t^*	p_t^{cm}
VAR 1	x	x		x	x				x
VAR 2	x	x	x	x	x				x
VAR 3	x	x	x	x	x	x			x
VAR 4	x	x	x	x	x	x	x	x	x

Donde y_t es un vector fila de variables endógenas de tamaño k , z_t es un vector fila de tamaño $\kappa = kp$ que contiene los rezagos de y_t hasta el p -ésimo rezago: $z_t = [y_{t-1} \dots y_{t-p}]$, u_t es un vector fila que contiene los shocks de forma reducida con media cero y matriz de covarianzas Ψ y Γ es una matriz de parámetros que contiene κ filas y k columnas $\Gamma = [A_1 \dots A_p]'$.

El lado izquierdo de la Ecuación [1] es una matriz con T filas y k columnas, si se toma la i -ésima columna de esta matriz y su elemento correspondiente en el lado derecho se obtiene la ecuación de la i - ésima variable.

$$y_i = Z\gamma_i + u_i \quad (2)$$

Aquí Z agrupa los T vectores fila z_t , y_i es un vector columna de tamaño T , γ_i es la i -ésima columna de Γ y u_i es la i -ésima columna de la matriz de vectores fila de errores agrupados u_t . Se apila estas k ecuaciones para todas las variables endógenas para obtener la estructura estándar

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ \dots \\ y_k \end{pmatrix}_{Tk,1} = (I_k \otimes Z_{T,\kappa})_{(Tk),\kappa k} \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \dots \\ \gamma_k \end{pmatrix}_{k\kappa,1} + U_{Tk,1} \quad (3)$$

Que toma la forma de un modelo lineal general tal como se define en Kadiyala y Karlsson (1997).

$$Y = Z\gamma + U \quad (4)$$

El parámetro que nos interesa encontrar está dado por γ que es un grupo de k vectores

columna que contienen a todos los parámetros en cada una de las k ecuaciones del sistema. Los parámetros γ pueden resolverse usando las fórmulas de mínimos cuadrados ordinarios o por máxima verosimilitud. Se puede demostrar que el estimador es

$$\hat{\gamma} = (\mathcal{Z}'\mathcal{Z})^{-1} \mathcal{Z}'Y \quad (5)$$

Con una matriz de varianzas-covarianzas dada por

$$\hat{\Psi} = Y' M_z Y \quad (6)$$

Donde M_z es la matriz conocida como $M_z = I - \mathcal{Z}(\mathcal{Z}'\mathcal{Z})^{-1} \mathcal{Z}'$.

3.1. La Especificación Litterman

El número de parámetros en nuestro sistema es bastante grande; k^2p que equivale al tamaño del vector columna γ , es decir, el número de ecuaciones multiplicado por el número de regresores en los lados derecho. El número total de variables también incluye los $k(k+1)/2$ elementos de la matriz de covarianzas Ψ . La estimación Bayesiana nos exige tener una distribución a priori para todas estas variables. La aproximación estándar a este problema de muchos parámetros es la que propuso Doan et.al (1984) que consiste en usar un pequeño conjunto de hiperparámetros para caracterizar la distribución adecuadamente. Comenzamos caracterizando los priors mediante sus medias y varianzas para el vector γ . El vector Ψ se asume como conocido

Media a priori de γ

El vector de parámetros γ tiene k bloques, cada bloque representa los parámetros contenidos en cada una de las ecuaciones para las variable endógenas. Existen kp parámetros en cada bloque, un primer parámetro mide el efecto del primer rezago en cada ecuación. La especificación de prior a la Litterman asume que las variables se comportan como paseos aleatorios, lo que significa que los parámetros con rezagos propios son iguales a uno y que los parámetros correspondientes a los otros rezagos y/o variables son iguales

a cero

$$E(\gamma) = \begin{cases} 1 & \text{para params. de primer rezago propio} \\ 0 & \text{para params. de otros rezagos propios y todo rezago de otras variables.} \end{cases}$$

En resumen, vamos a agrupar esta información como $E(\gamma) = \tilde{\gamma}$

Varianza a priori de γ

Primero se asume que la covarianza a priori entre los parámetros es cero (por simplicidad), luego sólo nos referiremos a los elementos diagonales de $V(\gamma)$. Aquí debemos evaluar la importancia de los primeros rezagos propios respecto a la variable endógena, aquellos que conciernen al resto de las variables y al resto de los rezagos.

Nuestra incertidumbre sobre los parámetros del primer rezago propio será medida por el hiperparámetro θ , esto es cierto para todas las ecuaciones y proporciona una medida de cuanto creemos en nuestra hipótesis prior de paseo aleatorio. Para rezagos propios de segundo y mayor orden, nuestra incertidumbre disminuirá a una velocidad dada por h^λ , donde h es el orden del rezago.

Para parámetros en otras variables, θ se contrae o incrementan de acuerdo a un ponderador general dado por ω_{ij}

$$V(\gamma) \equiv \tilde{V}_\gamma = \begin{cases} \frac{\theta}{h^\lambda} \omega_{ii} & \text{para params. de rezago propio} \\ \frac{\theta}{h^\lambda} \omega_{ij} & \text{para params. de rezagos de variable } j \neq i \end{cases}$$

Puesto que θ controla todas las varianzas de los parámetros endógenos, es llamado parámetro de precisión total, mientras que λ es denominada como el parámetro de decaimiento (*decay parameter*). Los parámetros de ponderación ω_{ij} serán definidos más adelante. Siguiendo a Doan et.al (1984), tomamos en cuenta el hecho de que las variables en cada ecuación pueden estar medidas en diferentes escalas. Por eso, calculamos las varianzas del error realizando estimaciones autorregresivas univariadas y las asignamos en la matriz diagonal $\Omega = [\hat{\sigma}_{ii}^2]$.

También construimos la matriz $W = [W_{ij}]$ que captura cuanto se reduce o expande la precisión total para cada rezago. Los elementos diagonales W_{ii} se fijan igual a uno, si tuviéramos más certeza sobre los prior correspondientes a los parámetros de la variable j en la ecuación i , entonces podemos asumir un valor W_{ij} más bajo. La matriz de

ponderadores finales $[\omega_{ij}]$ se obtiene calculando $[\omega_{ij}] = \Omega W \Omega^{-1}$, que lleva a

$$\begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} & \dots & \omega_{1k} \\ \omega_{21} & \omega_{22} & \dots & \omega_{2k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \omega_{k1} & \omega_{k2} & \dots & \omega_{kk} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & W_{12} \left(\frac{\hat{\sigma}_1^2}{\hat{\sigma}_2^2} \right) & \dots & W_{1k} \left(\frac{\hat{\sigma}_1^2}{\hat{\sigma}_k^2} \right) \\ W_{21} \left(\frac{\hat{\sigma}_2^2}{\hat{\sigma}_1^2} \right) & 1 & \dots & W_{2k} \left(\frac{\hat{\sigma}_2^2}{\hat{\sigma}_k^2} \right) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ W_{k1} \left(\frac{\hat{\sigma}_k^2}{\hat{\sigma}_1^2} \right) & W_{k2} \left(\frac{\hat{\sigma}_k^2}{\hat{\sigma}_2^2} \right) & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

La información prior puede ser representada en términos de una serie de restricciones estocásticas:

$$\tilde{\gamma}_{k\kappa} = I_{k\kappa} \gamma_{k\kappa} + \varpi_{k\kappa} \quad (7)$$

Donde ϖ es una perturbación *iid* con media cero y varianza definida por \tilde{V}_γ . Y $I_{k\kappa}$ es una matriz identidad. Esta restricción [7] puede ser combinada con el modelo VAR en [4] para generar una estimación combinada como se propuso en Theil y Goldberger (1961).

El modelo combinado es

$$\begin{bmatrix} Y \\ \tilde{\gamma} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathcal{Z} \\ I \end{bmatrix} \gamma + \begin{bmatrix} U \\ \varpi \end{bmatrix} \quad (8)$$

Donde la estimación MCO combinada resulta en

$$\hat{\gamma}_{TG} = \left(V_{\tilde{\gamma}}^{-1} + V_{\varpi}^{-1} \right)^{-1} \left[(\Psi_k^{-1} \otimes Z'_{T,\kappa}) Y + V_{\varpi}^{-1} \tilde{\gamma} \right] \quad (9)$$

Donde $V_{\tilde{\gamma}}$ es la varianza del estimador MCO hallado en la ecuación [4]. Esta fórmula para esta varianza está dada por

$$V_{\tilde{\gamma}} = \left(\Psi_k \otimes (Z'_{T,\kappa} Z_{T,\kappa})^{-1} \right)_{k\kappa, k\kappa}$$

3.2. Información a Priori Profunda

La ecuación [9] proporciona un estimador que pondera los parámetros MCO y los parámetros prior según sus matrices de covarianzas. ¿Cuál es el alcance de nuestra varianza a priori? ¿Tenemos más información sobre el proceso generador de datos además de la que los datos nos proporcionan? ¿Cómo podemos extraer valores para los hiperparámetros que definen la precisión total θ , el parámetro de decaimiento λ , y la matriz

de ponderación W basándonos en información fuera del modelo?

De hecho, sí tenemos información relevante. Primero, sabemos que en todas las especificaciones BVAR existe un bloque externo, variables cuyas dinámicas son inmutables a las condiciones internas¹⁴. Segundo, sabemos que el régimen de metas de inflación es el marco actual de política monetaria. A continuación se incorpora ambas fuentes de información una por una.

Exogeneidad a priori de un bloque

La forma natural de usar la información a priori sobre la exogeneidad de un conjunto de variables externas, es asumir que el prior de paseo aleatorio es más importante para las variables externas, es decir, la correspondiente varianza prior de nuestra creencia es más pequeña. Por lo tanto, se asume una forma específica para la matriz de ponderación W , cuyos elementos tomarán tres valores posibles:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{if } i = j \\ 0,5 & \text{if } i \neq j \text{ and } i \rightarrow \text{variable doméstica} \\ 0 & \text{if } i > j \text{ and } i \rightarrow \text{variable externa} \end{cases}$$

El ancla nominal

Luego, se elige θ y λ usando un criterio simple: Si existe un ancla nominal - que bajo el esquema de metas explícitas de inflación está definido de manera precisa como una tasa de inflación a alcanzarse en un horizonte suficientemente largo en el futuro - entonces las predicciones de largo plazo de las variables nominales deberían ser compatibles con ella

Si se asume que la tasa de interés "neutral" durante la última parte del periodo de muestra y que se espera mantener en el futuro es alrededor de $r_{ss} = 4$ por ciento, entonces, dada una meta de inflación de $\pi_{ss} = 2,5$ por ciento, la tasa de interés nominal debería ser $i_{ss} = 6,5$ por ciento. Alternativamente, asumiendo una tasa de interés externa de estado estacionario igual a 4,5 por ciento y una prima por riesgo de equilibrio de 2 por ciento, se obtiene también una tasa neutral de 6,5 por ciento.

Así, se eligen los hiperparámetros $\begin{bmatrix} \theta & \lambda \end{bmatrix}'$ de modo tal que se minimice indirectamente una función de pérdida de la forma

¹⁴See Cushman y Zha (1995)

$$d = a_{\pi} (\widehat{\pi}_{ss} - 2,5)^2 + a_i (\widehat{i}_{ss} - 6,5)^2$$

Donde $\widehat{\pi}_{ss}$ y \widehat{i}_{ss} son predicciones de largo plazo (de 6 a 7 años en adelante)

El proceso resulta en diferentes conjuntos de hiperparámetros de acuerdo a cada criterio posible. Si $a_{\pi} = 1$ y $a_i = 0$ sólo tenemos en cuenta la información sobre la tasa de la inflación de largo plazo (criterio de inflación) y los resultados se resumen en la Cuadro 3. Allí calculamos 24 predicciones de largo plazo fuera de muestra para cada BVAR y VAR-MCO asociado y presentamos los valores medios correspondientes a los parámetros de precisión y decaimiento. Observamos que estos valores son importantes, sugiriendo un efecto combinado en la varianza del prior Litterman; una gran varianza debido a un mayor valor del parámetro de precisión y una menor varianza debido a un decaimiento más fuerte a cero.

4. Resultados Empíricos

En esta parte se usa las medianas de los parámetros de precisión y decaimiento correspondientes a cada BVAR y criterio posible para realizar las estimaciones y las predicciones fuera de muestra.

4.1. Procedimiento

Para evaluar el desempeño de la predicción fuera de muestra, debemos considerar la secuencia de la publicación de los datos. Todas las variables están disponibles al final del mes en el que se miden, sin embargo, el PBI doméstico sólo está disponible con dos meses de retraso¹⁵.

Para usar información actual para datos que son rápidamente divulgados recurrimos a una técnica de predicción condicional. Esto permite que todas las series de datos que aún no están disponibles para un mes dado sean proyectadas de manera "condicional" a aquellas variables cuyas observaciones están disponibles. La predicción condicional consiste en los siguientes pasos. Primero, estimamos los diferentes BVARs al final de

¹⁵Por ejemplo, el PBI de enero se publica en Marzo.

un mes particular usando los datos disponibles en ese momento. Por ejemplo, puesto que el PBI es divulgado con un rezago de dos meses, los modelos son estimados sin las últimas dos observaciones de todas las variables. Segundo, los datos se completan con predicciones del PBI doméstico para los últimos dos meses condicional a la observación del resto de las variables dentro de esos aquellos dos meses.

La evaluación de la precisión de predicción de cada especificación BVAR es obtenida estimando y prediciendo recursivamente. La primera muestra de datos para la estimación se extiende desde agosto del 1995 hasta noviembre del 2001 y el periodo fuera de muestra seleccionado para la validación de las predicciones va de diciembre del 2001 a agosto del 2004. Empezamos el procedimiento de estimación para los BVARs con datos disponibles hasta septiembre del 2001, dos meses antes del primer mes del periodo fuera de muestra. Luego, las observaciones del PBI de los últimos dos meses (octubre y noviembre del 2001) son completados por el procedimiento de predicción condicional descrito anteriormente. Luego las predicciones de variables que comienzan en diciembre del 2001 son registradas y transformadas a variaciones año a año, i.e. inflación año a año y crecimiento del PBI año a año. Finalmente, las predicciones de las variables transformadas son comparadas con los valores realizados en diferentes horizontes: Tres, seis, nueve, doce y veinticuatro meses hacia adelante y los errores de predicción son guardados. Después de eso, las observaciones del mes siguiente son añadidas al conjunto de datos para estimación y el procedimiento detallado arriba se realiza nuevamente. Estos pasos son repetidos hasta que el periodo fuera de muestra es completado¹⁶

Juntando los resultados para cada periodo generamos una serie de 33 predicciones de tres meses en adelante, 30 predicciones de seis meses en adelante, 27 predicciones de nueve meses en adelante, 24 predicciones de doce meses en adelante, y 12 predicciones de veinticuatro meses en adelante. Dado esto, el desempeño de predicción para cada modelo es medido por la diferencia entre los resultados predichos y reales en el periodo fuera de muestra. La evaluación de la precisión de predicción está basada en el error cuadrático medio (ECM) y el estadístico U-theil.

¹⁶Estos pasos describen los procedimientos tomados en el verdadero ejercicio de predicción, usando sólo la serie de datos disponibles en el momento en que las predicciones son realizadas. Sin embargo, es digno recalcar que la estimación BVAR se apoya en hiperparámetros fijos que en realidad elegimos después de la realización de los datos en nuestro periodo fuera de muestra, i.e. nuestra elección objetivo de hiperparámetros incorpora alguna noción de la evolución de los datos hasta entonces.

Durante este ejercicio notamos que en general el desempeño de la predicción mejora hacia el final de la muestra de evaluación. Para resaltar esto, calculamos adicionalmente Errores Cuadráticos Medios (ECMs) para una muestra que se extiende desde diciembre del 2002 a agosto del 2004. Esta submuestra no es suficientemente grande para seguir el desempeño de predicción de los modelos para predicciones de más de veinticuatro meses. Sin embargo, sospechamos que el ECM y el U-theil podrían haberse reducido también para aquel horizonte.

4.2. Resultados

Después de realizar las predicciones fuera de muestra construimos los valores del ECM y del U-theil para cada BVAR usando los hiperparámetros correspondientes sólo al criterio de inflación (resultados para otros criterios se muestran en los cuadros 4 and 5)

El cuadro 3 en el apéndice reporta los ECMs y estadísticos U-theil (en paréntesis) para los diferentes modelos BVAR en la predicción de la inflación a 12 meses del IPC y el crecimiento a 12 meses del PBI. El cuadro también muestra los hiperparámetros (decaimiento y precisión total) y predicciones de largo plazo (más allá de siete años) para la inflación medida con el IPC y la tasa de interés doméstica de cada modelo. Como se muestra, todos los modelos excepto el BVAR 4 se desempeñan bastante bien para la predicción de la inflación en el primer periodo fuera de muestra (que se expande desde diciembre del 2001 a agosto del 2004), Así, los estadísticos U-theil correspondientes a todos los horizontes son consistentemente menores a uno para los tres primeros modelos. En promedio el BVAR 1 tiene el mejor desempeño en la predicción de la inflación reportando el menor estadístico U-theil (0.16)

En relación al crecimiento del PBI, el BVAR 1 y el BVAR 4 se comportan mejor que el paseo aleatorio en todos los horizontes. En el horizonte corto, dentro de tres meses y nueve meses, los valores del ECM y del U-theil revelan que el último modelo supera al segundo. Sin embargo, en el horizonte de mediano plazo, doce meses y veinticuatro meses, la comparación entre el primer y segundo modelo parece no estar absolutamente definida. En general, el BVAR 2 es marginalmente más preciso en promedio que el BVAR 1. Estos resultados podrían sugerir que existe una pequeña ventaja de información en los

agregados monetarios para la predicción del crecimiento del PBI. De otro lado, el BVAR 3 y el BVAR 4 fueron menos precisos que el paseo aleatorio simple para la mayoría de horizontes. Como en el caso de la predicción de la inflación, la evaluación de la precisión indica que el BVAR 4 genera el peor desempeño de predicción.

Acortando el periodo de evaluación de predicción de diciembre del 2001 a agosto del 2004 (segundo panel de el cuadro 3) obtenemos resultados similares con respecto a la predicción de crecimiento del PBI. Sin embargo, los resultados cambian en la evaluación del desempeño de la predicción de la inflación. Notablemente, todos los modelos superan a un modelo simple de paseo aleatorio, obteniendo estadísticos U-theil menores a uno. Estos resultados son consistentes en los horizontes de corto y mediano plazo. En promedio el BVAR 3 supera marginalmente al resto de modelos y tiene el mejor desempeño de predicción en el horizonte de doce meses. En general parece que dejando fuera las primeras observaciones del periodo fuera de muestra la exactitud del pronóstico mejora significativamente.

4.2.1. Ejercicio de robustez: Cambiando el criterio del prior

Una cuestión clave en la estimación de VAR Bayesianos es la elección de los hiperparámetros. Con la finalidad de medir la importancia de los deep priors y la robustez de nuestros resultados, evaluamos el desempeño de predicción de los modelos bajo dos criterios alternativos concernientes a la elección de los hiperparámetros. El primero es el criterio de tasa de interés en el que minimizamos $d = \left(\hat{i}_{ss} - 6,5\right)^2$ donde \hat{i}_{ss} es el pronóstico simulado en el horizonte de largo plazo. Hemos asumido un nivel de estado estacionario de la tasa de interés nominal del orden de 6.5 por ciento consistente con la meta de inflación. El segundo es el criterio conjunto de inflación y tasa de interés en el que minimizamos la siguiente función de pérdida $d = \left(\hat{\pi}_{ss} - 2,5\right)^2 + \left(\hat{i}_{ss} - 6,5\right)^2$. Los cuadros 4 y 5 reportan el resumen de estadísticas para cada criterio, respectivamente.

Resulta interesante que, en términos de la precisión de la predicción de la inflación, el BVAR 1 supera al resto de modelos bajo todos los criterios considerados y dentro de la primera muestra (Diciembre del 2001 a agosto del 2004). En la segunda muestra (Diciembre del 2002 a agosto del 2004), el BVAR 3 presenta la predicción más exacta bajo el criterio de inflación. No obstante, entre criterios la mejora del BVAR 3 es ligeramente

superior que la del VBAR 1.

En cuanto al crecimiento del PBI, el BVAR 2 (que incluye agregados monetarios) se desempeña mejor en la primera muestra usando el criterio de inflación y el criterio conjunto de inflación y tasa de interés. Además, promediando el ECM y el U-theil en todos los horizontes, el BVAR 2 tiene la mejor precisión de predicción en términos del crecimiento del PBI en la primera muestra usando el criterio de inflación y en la segunda muestra bajo el criterio conjunto de inflación y tasa de interés. De los resultados anteriores, inferimos que el dinero podría estar ayudando en la predicción del crecimiento del PBI.

Ordenando los resultados de acuerdo con los criterios utilizados, se nota que el criterio de tasa de interés tiene el peor desempeño sin importar qué muestra es analizada. Adicionalmente, el criterio conjunto de inflación y tasa de interés sólo mejora ligeramente algunos resultados. Esto brinda más sustento al uso del criterio de inflación como el referente básico. Finalmente, en general la precisión de predicción mejora considerablemente para la inflación y el crecimiento del PBI para el segundo periodo de muestra sin tener en cuenta el criterio y la especificación del modelo. Este resultado podría estar asociado con el cambio significativo observado en los momentos no condicionales, en particular, reducciones agudas en las volatilidades de las principales variables macroeconómicas que coinciden con la adopción del régimen de MEI.

5. Comentarios finales

Desde inicios del 2002, el Banco Central de Reserva del Perú ha estado guiando sus acciones de política monetaria dentro del marco de metas explícitas de inflación. Así, la realización de proyecciones de las principales variables macroeconómicas, en particular de la inflación, se ha vuelto una tarea central de los hacedores de política. En este trabajo, introducimos una metodología de predicción bayesiana adecuada para evaluar el desempeño de los pronósticos de inflación y crecimiento del PBI para la economía peruana.

A diferencia de otras contribuciones, en nuestro trabajo hemos presentado una regla que puede ser usada para extraer información a priori a la Litterman- en un contexto

VAR Bayesiano que puede ser más preciso para describir la dinámica de variables macroeconómicas claves para un país bajo el régimen de metas de inflación. La regla se basa en la elección de parámetros de decaimiento y precisión que inducirían el ancla nominal establecida por la meta de inflación. En tal sentido, la regla propuesta puede ser aplicada a otras economías que hayan adoptado un esquema de metas de inflación.

Nuestros resultados muestran que las predicciones fuera de muestra realizadas con los BVAR favorecen especificaciones BVAR pequeñas bajo distintos criterios posibles. El procedimiento bayesiano sugerido puede ser mejorado notablemente en dos aspectos. Primero, es indispensable calcular bandas de confianza para los pronósticos y probar las densidades de predicción fuera de muestra antes que pronósticos puntuales como se presentaron en este trabajo. Segundo, es necesario ir más allá de simples VARs no estructurales presentados en este trabajo y realizar estimación y predicción de BVAR'es estructurales. Sólo cuando aquel paso final esté realizado seremos capaces de hacer que nuestro marco de predicción BVAR tenga un uso amplio.

Referencias

- Armas, A., F. Grippa, Z. Quispe y L. Valdivia(2001), De metas monetarias a metas de inflación en una economía con dolarización parcial, *Estudios Económicos*, No. 7, Banco Central de Reserva del Peru.
- Barrera, C.(2005), Proyeccion desagregada del IPC, IPM y PBI, Unpublished manuscript, Central Bank of Perú.
- Bauwens L., M. Lumbrano y J.F Richard(2001), *Bayesian Inference in Dynamic Econometric Models*
- Bringas, P. y V. Tuesta, (1997), El superávit de encaje y los mecanismos de Transmisión de la política monetaria: una aproximación, *Estudios Económicos*, No. 7, Banco Central de Reserva del Peru.
- Cushman, D. y T. Zha, (1995), Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy Under Flexible Exchange Rates, Working Paper 95-7, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Doan, T., R. Litterman y C. Sims (1984),Forecasting and conditional projections using realistic prior distributions, *Econometric Reviews*, Vol. 3, pp. 1-100.
- Forbes, K. y R. Rigobon (2002), Non Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements, *Journal of Finance*, Vol. LVII, No. 5.
- Grippa, F. (2004), Identifying Monetary Policy in Peru, Unpublished manuscript, Central Bank of Perú.
- Kadiyala, K. y S. Karlsson(1997), Numerical Methods for Estimation and Inference in Bayesian VAR Models, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 12, pp. 99-132.
- Leeper, E. y J. Roush(2003), Putting 'M' back in monetary policy, *Journal of Money Credit and Banking*, Vol. 35, No. 6, pp. 1217-1256.
- León, D.(1999), La Información contenida en los Agregados Monetarios en el Perú, *Estudios Económicos*, No. 5, Banco Central de Reserva del Peru.

- Litterman, R.(1986), Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions Five Years of Experience, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 4, pp. 25-38.
- Luque, J. y M. Vega(2002), Usando un modelo semi-estructural de pequeña escala para hacer proyecciones: Algunas consideraciones, *Estudios Económicos*, No. 10, Banco Central de Reserva del Peru.
- LLosa, L.G (2004), Examinando algunas disyuntivas de política económica en un modelo estructural, *Estudios Económicos*, No. 11, Banco Central de Reserva del Peru.
- Quispe, Z.(2000), Monetary Policy in a Dollarised Economy: The case of Perú, in *Monetary Policy Framework in a Global Context*, L. Mahadeva y G. Stern, eds., Routledge y Bank of England, London-New York.
- Robertson, J. y E. Tallman (1999), Vector Autoregressions: Forecasting and Reality, *Economic Review*, First Quarter 1999, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Theil, H. y A. Goldberger (1961), On Pure and Mixed Statistical Estimation in Economics, *International Economic Review*, Vol. 2, 65-78.
- Svensson, L. (2005), Monetary Policy with Judgement Forecast Targeting, *Forthcoming in International Journal of Central Banking*.
- Winkelried, D.(2003), Hacia una Meta Explícita de Inflación: Anticipando la Inflación en el Perú, *Estudios Económicos*, No. 9, Banco Central de Reserva del Peru.
- Winkelried, D.(2004), Tendencias Comunes y Análisis de Política Monetaria en el Perú, *Estudios Económicos*, No. 11, Banco Central de Reserva del Peru.

A. Cuadros y gráficos

Cuadro 2: PRINCIPALES MOMENTOS NO CONDICIONALES

	Muestras		
	ANTERIOR ^a	RECIENTE ^b	COMPLETA ^c
Media			
Inflación del IPC	0.63	0.15	0.47
Tasa de interés interbancaria	13.32	4.72	10.43
Tasa FED	5.35	2.06	4.25
Desviación Estándar			
Crecimiento PBI	1.90	1.04	1.66
Inflación del IPC	0.41	0.33	0.45
Δ en la Base Monetaria	2.31	1.54	2.08
Tipo de Cambio Real Multilateral	3.14	2.11	2.86
Tasa de interés interbancaria	4.70	3.39	5.92
Autocorrelación de primer orden			
Crecimiento PBI	0.84	0.73	0.83
Inflación del IPC	0.53	0.35	0.62
Tasa de interés interbancaria	4.60	0.90	0.82
Correlación cruzada respecto al crecimiento del PBI			
Inflación del IPC	-0.16	0.19	-0.02
Δ en la Base Monetaria	0.06	-0.10	0.04
Tasa de interés interbancaria	0.01	-0.47	-0.00
Correlación cruzada respecto a la tasa de interés interbancaria			
Crecimiento PBI	0.01	-0.45	-0.00
Inflación del IPC	-0.44	-0.16	0.09
Δ en la Base Monetaria	-0.15	-0.18	-0.08
Tipo de Cambio Real Multilateral	0.09	0.05	0.18
Tasa FED	0.11	0.81	0.73
Correlación cruzada respecto a la tasa de fondos federales EUA			
Crecimiento PBI	0.25	-0.63	0.07
Inflación del IPC	-0.19	-0.22	0.32
Tasa de interés interbancaria	0.07	0.84	0.73

^a 1994:01 to 2000:12

^b 2001:01 to 2004:06

^c 1994:01 to 2004:06

Cuadro 3: RECM de Proyecciones BVAR - Criterio de Inflación

TABLE 2b: RMSE of BVAR Forecasts – Inflation criterion

	BVAR 1	BVAR 2	BVAR 3	BVAR 4
Overall Tightness (θ)	2.82	3.68	3.78	2.03
Decay (λ)	2.30	5.09	7.16	2.59
Long-run CPI inflation	1.79	1.92	2.38	2.30
Long-run interest rate	7.99	8.09	8.41	-1.84

Sample: 2002.10 to 2004.10

	CPI Inflation			
3 months	0.71 (0.11)	0.90 (0.15)	0.78 (0.13)	1.35 (0.22)
6 months	1.05 (0.16)	1.53 (0.23)	1.32 (0.20)	2.22 (0.33)
9 months	1.21 (0.16)	2.31 (0.31)	1.47 (0.20)	3.45 (0.46)
12 months	1.68 (0.20)	3.49 (0.42)	1.86 (0.22)	7.31 (0.88)
24 months	1.92 (0.16)	1.11 (0.09)	2.70 (0.23)	11.49 (0.97)
Average	1.32 (0.16)	1.87 (0.24)	1.63 (0.19)	5.17 (0.57)

	GDP Growth			
3 months	3.83 (0.19)	1.77 (0.09)	6.56 (0.33)	8.11 (0.40)
6 months	5.09 (0.26)	2.86 (0.15)	18.75 (0.96)	20.56 (1.05)
9 months	6.31 (0.33)	3.38 (0.18)	23.71 (1.23)	36.23 (1.88)
12 months	9.91 (0.54)	5.32 (0.29)	45.28 (2.49)	55.92 (3.07)
24 months	2.87 (0.18)	4.74 (0.30)	47.60 (2.98)	11.46 (0.72)
Average	6.28 (0.33)	3.33 (0.18)	23.57 (1.25)	30.21 (1.60)

Sample: 2003.10 to 2004.10

	CPI Inflation			
3 months	0.77 (0.09)	0.82 (0.09)	0.77 (0.09)	0.87 (0.10)
6 months	1.35 (0.15)	1.20 (0.13)	1.09 (0.12)	1.66 (0.18)
9 months	1.34 (0.13)	1.43 (0.14)	1.17 (0.12)	1.56 (0.16)
12 months	1.36 (0.12)	1.24 (0.10)	0.81 (0.07)	1.76 (0.15)
Average	1.21 (0.12)	1.17 (0.12)	0.96 (0.10)	1.46 (0.15)

	GDP Growth			
3 months	3.73 (0.22)	1.52 (0.09)	4.68 (0.28)	9.75 (0.58)
6 months	4.13 (0.26)	2.09 (0.13)	10.15 (0.65)	24.47 (1.56)
9 months	4.74 (0.31)	3.02 (0.20)	10.16 (0.66)	32.78 (2.14)
12 months	6.15 (0.39)	4.08 (0.26)	18.03 (1.13)	40.98 (2.56)
Average	4.69 (0.29)	2.68 (0.17)	10.75 (0.68)	26.99 (1.71)

Cuadro 4: RECM de Proyecciones BVAR - Ambos Criterios

MSE (U-Theil) of BVAR Forecasts – Inflation and interest rate joint criterion

	BVAR 1	BVAR 2	BVAR 3	BVAR 4
Overall Tightness (θ)	0.84	2.68	3.14	2.53
Decay (λ)	0.72	3.08	5.57	3.13
Long-run CPI inflation	1.54	1.39	2.24	2.62
Long-run interest rate	7.41	6.42	7.49	-2.92

Sample: December 2001 to August 2004

	CPI Inflation			
3 months	0.73 (0.12)	0.93 (0.15)	0.86 (0.14)	1.44 (0.23)
6 months	1.08 (0.16)	1.96 (0.29)	1.70 (0.25)	2.31 (0.34)
9 months	1.22 (0.16)	2.88 (0.38)	2.25 (0.30)	3.65 (0.49)
12 months	1.69 (0.20)	4.37 (0.53)	3.31 (0.40)	7.84 (0.94)
24 months	1.94 (0.16)	0.74 (0.06)	1.11 (0.09)	13.28 (1.12)
Average	1.33 (0.16)	2.18 (0.28)	1.85 (0.24)	5.70 (0.63)

	GDP Growth			
3 months	3.75 (0.19)	1.65 (0.08)	4.49 (0.22)	8.05 (0.40)
6 months	4.95 (0.25)	2.60 (0.13)	11.43 (0.58)	20.92 (1.07)
9 months	5.86 (0.30)	3.71 (0.19)	14.06 (0.73)	35.27 (1.83)
12 months	9.07 (0.50)	6.14 (0.34)	25.96 (1.43)	54.49 (3.00)
24 months	2.42 (0.15)	6.64 (0.42)	27.77 (1.74)	17.05 (1.07)
Average	5.91 (0.31)	3.53 (0.19)	13.99 (0.74)	29.68 (1.57)

Sample: December 2002 to August 2004

	CPI Inflation			
3 months	0.79 (0.09)	0.81 (0.09)	0.81 (0.09)	0.84 (0.09)
6 months	1.37 (0.15)	1.34 (0.15)	1.31 (0.14)	1.58 (0.17)
9 months	1.33 (0.13)	1.48 (0.15)	1.54 (0.15)	1.50 (0.15)
12 months	1.36 (0.11)	1.35 (0.11)	1.36 (0.11)	1.87 (0.16)
Average	1.21 (0.12)	1.24 (0.12)	1.25 (0.13)	1.45 (0.14)

	GDP Growth			
3 months	3.68 (0.22)	1.22 (0.07)	4.39 (0.26)	9.71 (0.57)
6 months	4.09 (0.26)	0.75 (0.05)	8.58 (0.55)	25.25 (1.61)
9 months	4.55 (0.30)	0.91 (0.06)	6.78 (0.44)	32.63 (2.13)
12 months	5.79 (0.36)	1.31 (0.08)	9.27 (0.58)	39.21 (2.45)
Average	4.53 (0.28)	1.05 (0.07)	7.25 (0.46)	26.70 (1.69)

Cuadro 5: RECM de Proyecciones BVAR - Criterio de tasa de interés

MSE (U-Theil) of BVAR Forecasts – Interest rate criterion

	BVAR 1	BVAR 2	BVAR 3	BVAR 4
Overall Tightness (θ)	0.71	0.06	0.71	2.76
Decay (λ)	1.23	2.27	4.85	3.32
Long-run CPI inflation	0.70	0.94	4.42	2.60
Long-run interest rate	7.31	6.50	4.91	-2.82

Sample: December 2001 to August 2004

	CPI Inflation			
3 months	0.72 (0.12)	1.27 (0.21)	0.85 (0.14)	1.48 (0.24)
6 months	1.08 (0.16)	2.15 (0.32)	1.53 (0.23)	2.35 (0.35)
9 months	1.24 (0.17)	3.24 (0.43)	1.88 (0.25)	3.72 (0.50)
12 months	1.71 (0.21)	3.69 (0.44)	2.40 (0.29)	8.08 (0.97)
24 months	1.95 (0.17)	6.23 (0.53)	2.78 (0.24)	14.05 (1.19)
Average	1.34 (0.16)	3.32 (0.39)	1.89 (0.23)	5.94 (0.65)

	GDP Growth			
3 months	3.63 (0.18)	7.40 (0.37)	3.45 (0.17)	8.03 (0.40)
6 months	4.68 (0.24)	22.59 (1.15)	5.50 (0.28)	21.04 (1.07)
9 months	5.48 (0.28)	42.47 (2.20)	5.06 (0.26)	34.73 (1.80)
12 months	8.54 (0.47)	67.29 (3.70)	9.08 (0.50)	53.58 (2.95)
24 months	2.36 (0.15)	29.89 (1.87)	5.98 (0.37)	18.68 (1.17)
Average	5.58 (0.29)	34.94 (1.86)	5.77 (0.30)	29.35 (1.55)

Sample: December 2002 to August 2004

	CPI Inflation			
3 months	0.79 (0.09)	0.93 (0.10)	0.77 (0.09)	0.83 (0.09)
6 months	1.38 (0.15)	1.29 (0.14)	1.25 (0.14)	1.55 (0.17)
9 months	1.37 (0.14)	1.73 (0.17)	1.41 (0.14)	1.48 (0.15)
12 months	1.37 (0.12)	1.26 (0.11)	1.11 (0.09)	1.93 (0.16)
Average	1.23 (0.12)	1.30 (0.13)	1.13 (0.11)	1.45 (0.14)

	GDP Growth			
3 months	3.59 (0.21)	1.65 (0.10)	4.07 (0.24)	9.69 (0.57)
6 months	3.89 (0.25)	3.63 (0.23)	4.54 (0.29)	25.53 (1.63)
9 months	4.32 (0.28)	9.75 (0.64)	3.05 (0.20)	32.49 (2.12)
12 months	5.48 (0.34)	19.31 (1.21)	3.81 (0.24)	38.43 (2.41)
Average	4.32 (0.27)	8.58 (0.54)	3.87 (0.24)	26.53 (1.68)

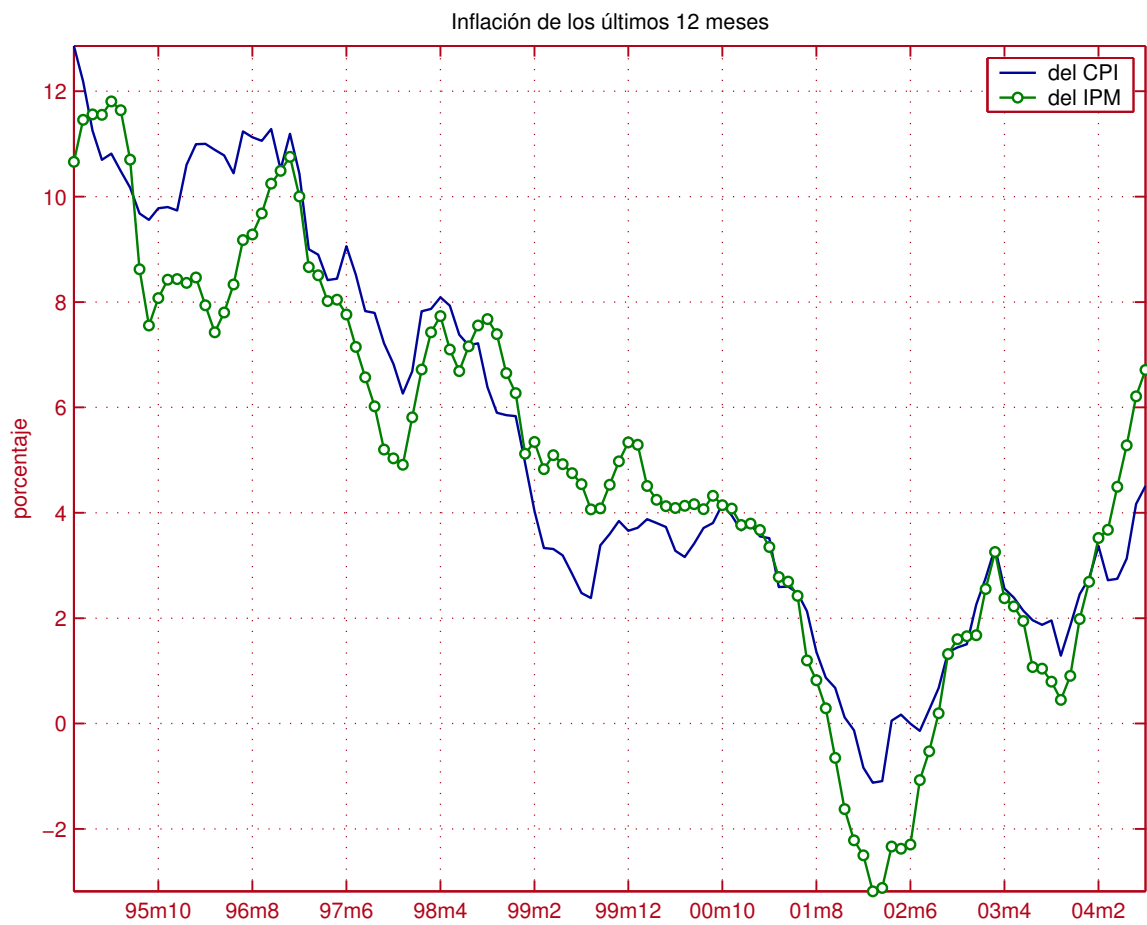


Figura 1: Inflación a 12 meses

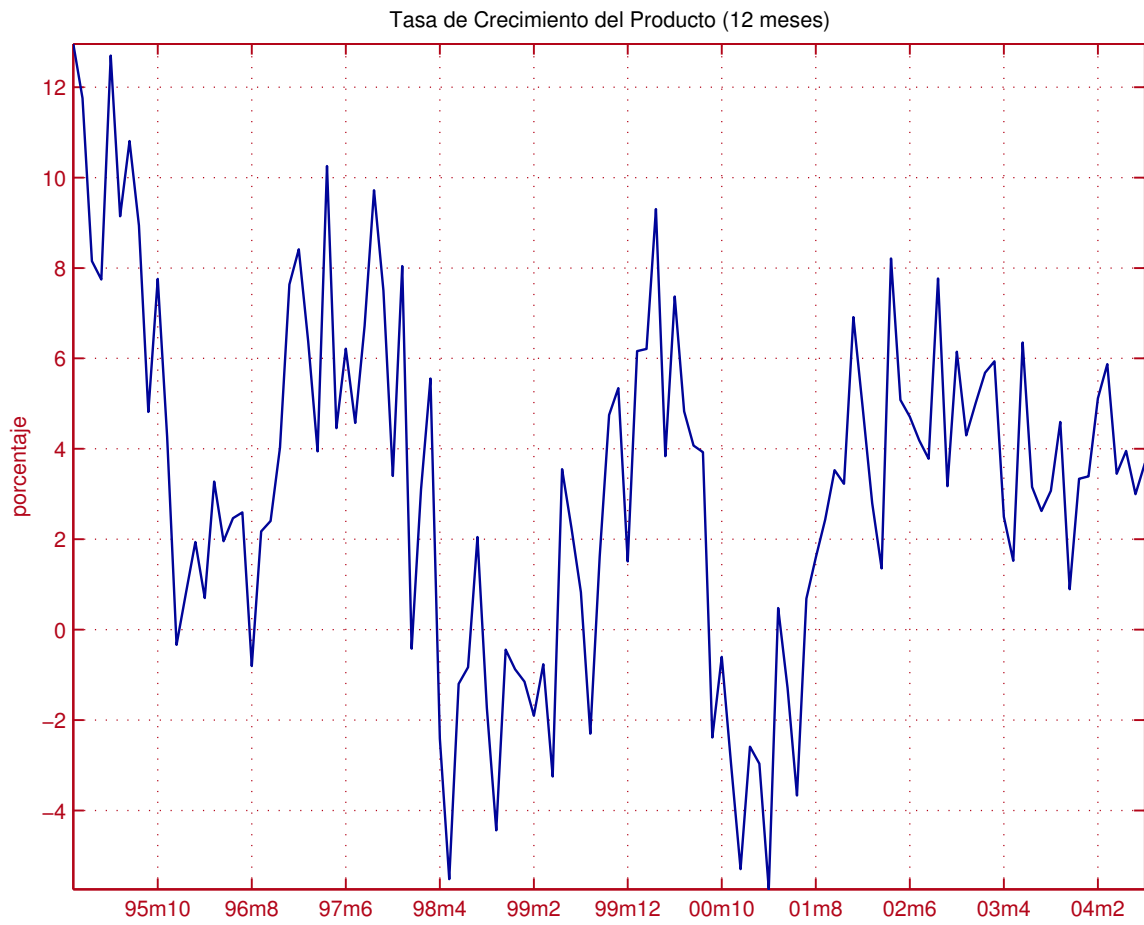


Figura 2: Crecimiento del PBI a 12 meses

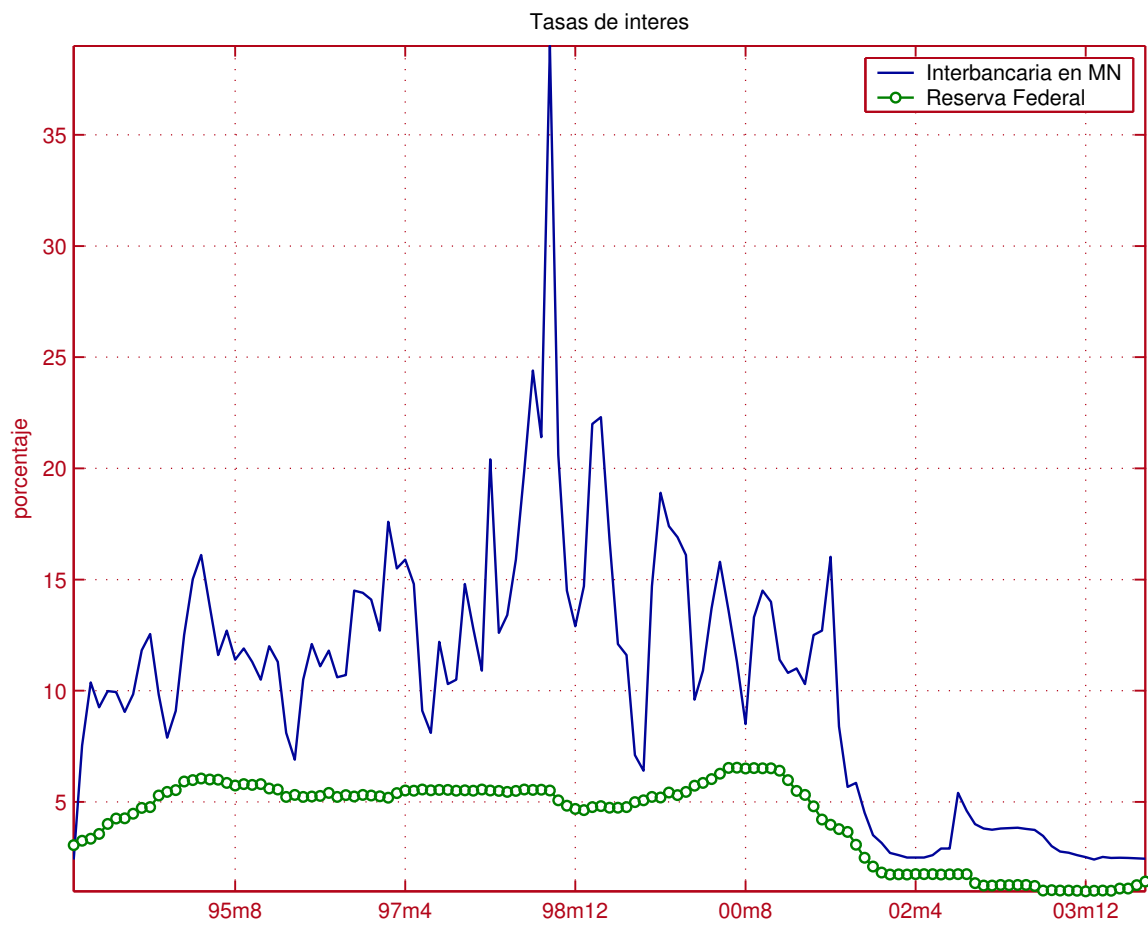


Figura 3: Tasa Interbancaria en MN y Tasa FED

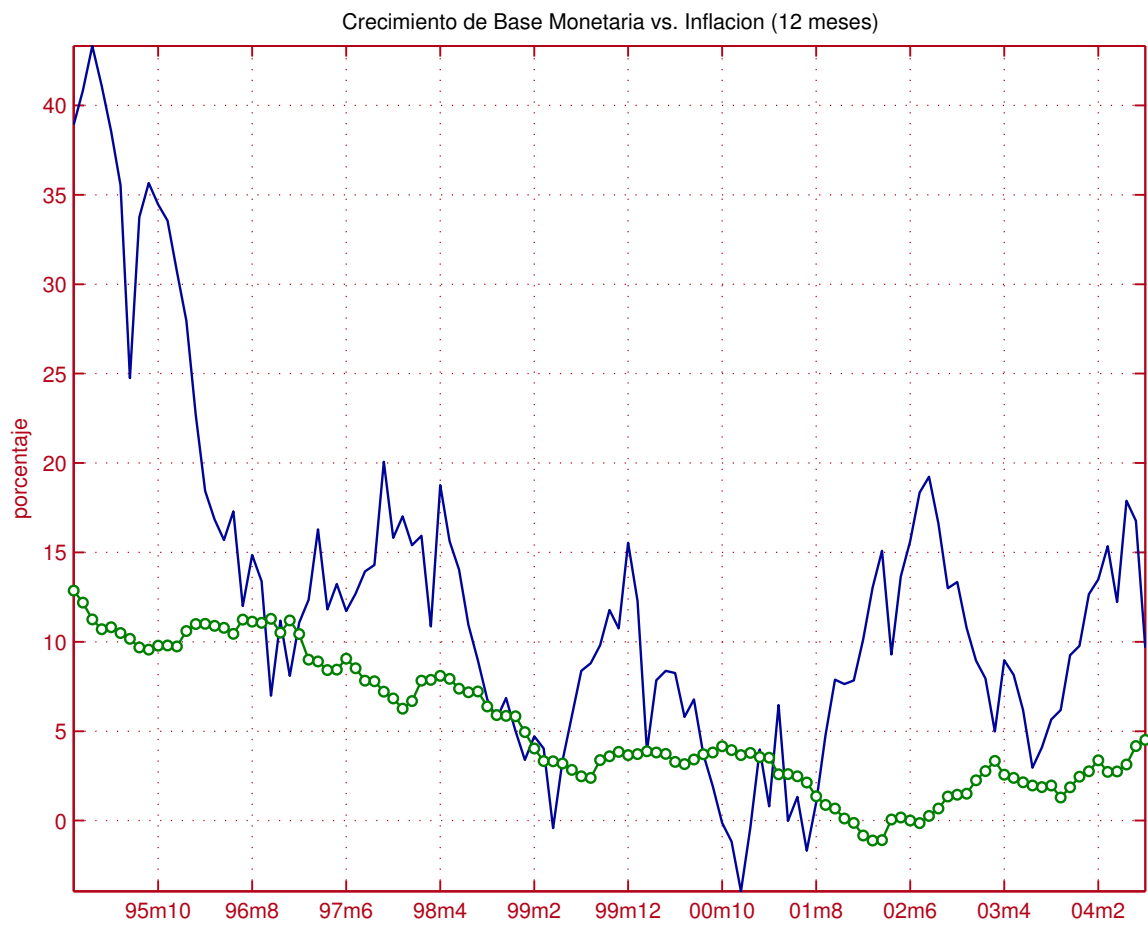


Figura 4: Crecimiento 12 meses en la Base Monetaria e Inflación

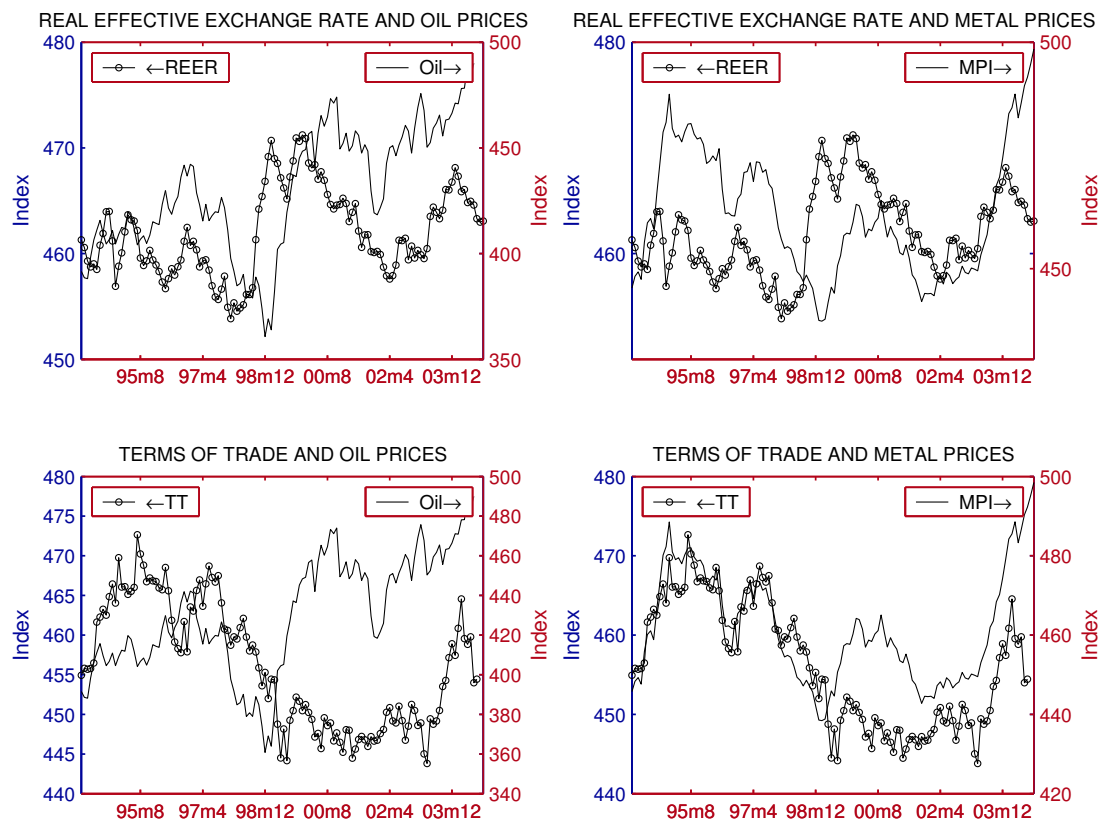


Figura 5: Tipo de Cambio Real Multilateral y Términos de Intercambio

Documentos de Trabajo publicados Working Papers published

La serie de Documentos de Trabajo puede obtenerse de manera gratuita en formato pdf en la siguiente dirección electrónica:

http://www.bcrp.gob.pe/Espanol/WPublicaciones/wpapers/DT_indice.htm

The Working Paper series can be downloaded free of charge in pdf format from:

<http://www.bcrp.gob.pe/Espanol/WPublicaciones/wpapers/index.htm>

2005

Noviembre\ November

DT N° 2005-007

Un Modelo de Proyección BVAR Para la Inflación Peruana

Gonzalo Llosa , Vicente Tuesta y Marco Vega

DT N° 2005-006

Proyecciones desagregadas de la variación del Índice de Precios al Consumidor (IPC), del Índice de Precios al Por Mayor (IPM) y del Crecimiento del Producto Real (PBI)

Carlos R. Barrera Chaupis

Marzo\ March

DT N° 2005-005

Crisis de Inflación y Productividad Total de los Factores en Latinoamérica

Nelson Ramírez Rondán y Juan Carlos Aquino.

DT N° 2005-004

Usando información adicional en la estimación de la brecha producto en el Perú: una aproximación multivariada de componentes no observados

Gonzalo Llosa y Shirley Miller.

DT N° 2005-003

Efectos del Salario Mínimo en el Mercado Laboral Peruano

Nikita R. Céspedes Reynaga

Enero\ January

DT N° 2005-002

Can Fluctuations in the Consumption-Wealth Ratio Help to Predict Exchange Rates?

Jorge Selaive y Vicente Tuesta

DT N° 2005-001

How does a Global desinflation drag inflation in small open economies?

Marco Vega y Diego Winkelreid