BANCO CENTRAL DE BOLIVIA



Gerencia de Operaciones Internacionales Subgerencia de Reservas Departamento de Negociaciones de Inversión

DOCUMENTO DE TRABAJO

Pronóstico de la curva de rendimientos de bonos de renta fija en base a expectativas macroeconómicas¹

Oscar A. Martínez Cusicanqui

Agosto 2010

¹ El presente documento no necesariamente refleja la visión del BCB y de sus autoridades. Sus conclusiones y/u omisiones son de exclusiva responsabilidad del autor.

INTRODUCCION

La curva de rendimientos representa la relación entre el tiempo y la tasa de rendimiento esperada por una inversión en el mercado de renta fija (bonos). Su importancia es alta para la valoración de portafolios de renta fija y para la elaboración de estrategias de inversión por lo que se ha desarrollado bastante literatura relacionada a la modelación de la curva de rendimientos pero existe escasa literatura respecto a modelos de pronóstico bajo un enfoque macroeconómico. De hecho, los trabajos más antiguos y relevantes datan de inicios de la década

Bajo este último entendido, el contar con un modelo que permita estimar movimientos futuros de la curva de rendimiento en base a factores macroeconómicos enriquece las perspectivas y estrategias que puedan desarrollar administradores de portafolio de renta fija. En esta línea, el presente trabajo presenta un modelo de pronóstico de la curva de rendimientos bajo un enfoque dinámico que a diferencia de trabajos anteriores, éste se basa en el trabajo desarrollado por Svensson (1994) para la obtención de los factores no observables los cuales son complementados con variables macroeconómicas relevantes (Inflación del Consumidor, Tasa Referencial de Política Monetaria y la Producción Industrial); adicionalmente que la modelación se la efectúa tanto para la economía de Estados Unidos como para la economía Alemana.

La primera parte del documento explica algunos hechos matemáticos interesantes de la modelación paramétrica de la curva de rendimientos que ayudaran a explicar los factores no observables. En la segunda parte se efectúan las estimaciones y contrastes para, finalmente, exponer los resultados y recomendaciones.

1. Un modelo paramétrico de la curva de rendimientos

La modelación de la curva *spot* de rendimientos sigue dos corrientes: los modelos paramétricos y los no – paramétricos (*splines*) con una importancia alta debido a que la valoración de instrumentos de renta fija depende de esta curva; sin embargo, para un objetivo de pronóstico de la curva de rendimientos es, de cierto modo más adaptable a un enfoque de factores macroeconómicos, considerar una perspectiva paramétrica. En este entendido, se considera la extensión de Svensson (1994) al modelo de Nelson y Siegel (1987) que mejora la flexibilidad de las curvas y el ajuste cuya relación con la tasa *spot* se establece en la siguiente relación:

$$s(m) = \beta_0 + \beta_1 * \left(1 - \exp\left(\frac{-m}{\tau_1}\right)\right) * \left(\frac{m}{\tau_1}\right)^{-1} + \beta_2 * \left(\left(1 - \exp\left(\frac{-m}{\tau_1}\right)\right) * \left(\frac{m}{\tau_1}\right)^{-1} - \exp\left(\frac{-m}{\tau_1}\right)\right) + \beta_3 * \left(\left(1 - \exp\left(\frac{-m}{\tau_2}\right)\right) * \left(\frac{m}{\tau_2}\right)^{-1} - \exp\left(\frac{-m}{\tau_2}\right)\right)$$

Donde la tasa spot s(m) está en función del plazo m. Si se analiza el comportamiento de s(m) cuando m se hace infinitamente grande se ve que:

$$\lim_{m\to\infty} s(m) = \beta_0$$

Es decir, el parámetro β_0 representa el comportamiento de la tasa *spot* en el largo plazo lo que se ha denominado como nivel de la curva de rendimientos. Si igualmente se analiza el comportamiento de s(m)cuando m se acera a 0 se tiene otra interesante relación:

$$\lim_{m\to 0} s(m) = \beta_0 + \beta_1$$

De donde si se define s(0) como la tasa *spot* instantánea se tiene que:

$$\beta_1 = s(0) - \beta_0$$

Lo que significa que β_1 se define como el diferencial de la tasa *spot* instantánea y la tasa *spot* de largo plazo. Esto se traduce con la interpretación que β_1 es la pendiente de la curva de rendimientos. En el caso de la curvatura, ésta se da en tramos intermedios y los parámetros que los controlan son β_2 , β_3 , τ_1 y τ_2 sin que exista una interpretación directa de los mismos sólo que los últimos 2 sean positivos por criterios de convergencia de la función s(m).

Una transformación adicional y sutil se efectúa al planteamiento de Svensson (1994) con la sustitución de $\gamma_i = \frac{1}{\tau_i}$, para facilitar la estimación de los parámetros, con lo que la función s(m) queda como:

$$s(m) = \beta_0 + \beta_1 * \frac{(1 - \exp(-m * \gamma_1))}{m * \gamma_1} + \beta_2 * \left(\frac{(1 - \exp(-m * \gamma_1))}{m * \gamma_1} - \exp(-m * \gamma_1)\right) + \beta_3 * \left(\frac{(1 - \exp(-m * \gamma_2))}{m * \gamma_2} - \exp(-m * \gamma_2)\right)$$

Finalmente, de acuerdo al BIS (2005), 6 de los 13 bancos centrales considerados en la encuesta de modelos de curvas *spot* emplean la extensión de Svensson.

2. Modelo y pronóstico de la curva de rendimientos

Los trabajos de Ang y Piazzesi (2003), Diebold y Li (2006); Diebold, RudeBusch y Aruoba (2006); y Diebold, Li y Yue (2008) emplean tasas *spot* o cero cupón

unsmoothed Fama-Bliss, que en el caso de Estados Unidos, son provistas por el CRSP (Center for Research in Security Prices) de la Universidad de Chicago. En el caso particular, se emplearon tasas spot para los vencimientos de 3, 6, 12, 24, 36, 48, 60, 72, 84 y 120 meses provistos por Bloomberg que emplean la metodología de bootstrapping para derivarlas. De acuerdo a Bliss (1996) ambas metodologías son idénticas salvo en la aplicación de un filtro en el caso de el método Fama-Bliss para eliminar tasas "sospechosas".

Dicho ello, la muestra que se empleo fue desde enero 1995 hasta junio 2010 con frecuencia mensual². El Cuadro 2.1 muestra algunas estadísticas por cada tramo en el caso de la curva para Estados Unidos.

Cuadro 2.1 Estadísticas Descriptivas — Curva *Spot* de Rendimientos Estados Unidos³

								Au	tocorrelacio	nes
Meses	Media	Máximo	Mínimo	Volatilidad*	Sesgo	Curtosis	JB-Prob**	Rezago 1	Rezago 12	Rezago 24
3	3.48	6.44	0.05	2.04	-0.36	1.57	0.00%	0.98	0.60	0.09
6	3.65	6.78	0.13	2.08	-0.35	1.58	0.01%	0.98	0.60	0.10
12	3.80	6.96	0.30	2.05	-0.34	1.62	0.01%	0.98	0.62	0.13
24	4.03	7.68	0.74	1.89	-0.26	1.77	0.10%	0.97	0.62	0.19
36	4.25	7.85	1.09	1.73	-0.21	1.86	0.31%	0.97	0.63	0.24
48	4.45	7.91	0.94	1.59	-0.18	1.99	1.19%	0.96	0.64	0.27
60	4.59	7.92	1.54	1.44	-0.07	2.06	2.95%	0.96	0.62	0.30
72	4.74	7.99	1.62	1.35	-0.01	2.14	5.81%	0.96	0.62	0.32
84	4.90	8.07	1.71	1.27	0.05	2.27	12.31%	0.95	0.62	0.35
120 -> Nivel	5.09	8.06	2.49	1.09	0.31	2.53	9.36%	0.95	0.59	0.36
Pendiente	-1.61	0.73	-3.96	1.31	-0.20	1.78	0.16%	0.97	0.41	-0.07

^{*}Se mide la volatilidad a través de la desviación estándar

Varios hechos pueden derivarse de las estadísticas descriptivas estimadas: i) en promedio la curva de rendimientos es creciente a medida que los plazos incrementan, ii) el tramo corto de la curva de rendimientos es más volátil que el tramo largo de la curva de rendimientos, iii) la distribución empírica de los tramos cortos tiene una densidad inferior a la normal y a medida que el vencimiento incrementa, las distribuciones empíricas se ajustan más a una normal⁴. Finalmente, iv) la auto-dependencia es alta en el corto plazo (todos los vencimientos) y en el caso del largo plazo es alta a medida que el plazo es mayor⁵. Resultados similares se obtienen para el caso de la curva de rendimientos de Alemania con la excepción que las distribuciones empíricas son, a

^{**}El estadístico JB permite evaluar la hipótesis de normaildad de las series consideradas

² La base de datos de Bloomberg solamente cuenta con datos a partir de 1995, y se consideraron los promedios semanales para cada mes desde enero 1995 a junio 2010 como insumo del modelo.

³ Tomando las definiciones de nivel como la tasa *spot* de largo plazo y de pendiente como el diferencial de la tasa *spot* instantánea respecto a la tasa de largo plazo; se tiene que la tasa *spot* de 10 años equivale al nivel observado de la curva de rendimientos y el diferencial de la tasa *spot* de 3 meses respecto a la de 10 años equivale a la pendiente observada de la curva de rendimientos.

⁴ Con un nivel de confianza del 1% se puede concluir que a partir del tramo de 48 meses las tasas *spot* se distribuyen normalmente.

⁵ Las autocorrelaciones con rezago de 36 meses son mayores para los tramos largos de la curva lo que confirma la alta auto-dependencia a medida que el vencimiento se extiende. En el caso extremo, para un vencimiento suficientemente grande, la autocorrelación debería tender a 1.

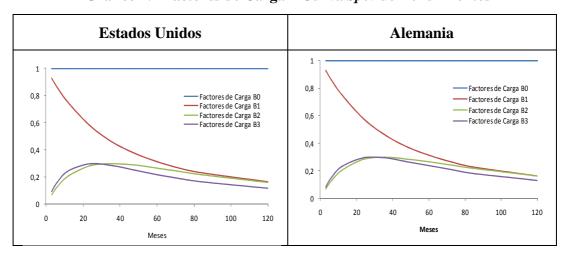
partir del tramo de 2 años, estadísticamente normales salvo los tramos más largos de 72 y 84 meses.

Cuadro 2.2 Estadísticas Descriptivas – Curva Spot de Rendimientos Alemania

									utocorrelació	ón
Meses	Media	Máximo	Mínimo	Volatilidad	Sesgo	Curtosis	JB-Prob	Rezago 1	Rezago 12	Rezago 24
3	2.99	5.04	0.12	1.18	-0.65	3.11	0.14%	0.96	0.27	-0.20
6	3.06	5.18	0.20	1.16	-0.57	2.97	0.61%	0.96	0.27	-0.20
12	3.17	5.77	0.26	1.15	-0.51	2.95	1.89%	0.95	0.28	-0.17
24	3.40	6.53	0.48	1.10	-0.27	3.11	29.66%	0.94	0.32	-0.05
36	3.67	6.95	0.73	1.08	-0.12	3.22	67.07%	0.94	0.36	0.04
48	3.91	7.18	1.15	1.06	0.08	3.11	85.78%	0.94	0.40	0.12
60	4.08	7.28	1.62	1.06	0.26	2.92	33.93%	0.94	0.46	0.20
72	4.26	7.50	1.94	1.08	0.44	2.97	4.69%	0.95	0.50	0.24
84	4.45	7.74	2.27	1.10	0.62	3.03	0.25%	0.95	0.54	0.28
120 -> Nivel	4.68	7.63	2.73	1.08	0.76	2.91	0.01%	0.96	0.58	0.31
Pendiente	-1.69	0.11	-3.57	1.00	0.03	1.93	1.19%	0.97	0.30	-0.07

El modelo de Svensson (1994) posee 6 parámetros no observables a estimar. Diebold y Li (2006) en el caso del modelo de Nelson y Siegel (1987) fijan el parámetro γ_1 =0.0606 y estiman los tres restantes por mínimos cuadrados ordinarios. Diebold *et al.* (2006) especifican el modelo bajo el criterio de estado-espacio y estiman los 4 parámetros no observables con un resultado de γ_1 =0.07. En el caso presente, los 6 parámetros son estimados por mínimos cuadrados no lineales⁷ en 2 etapas: la primera destinada a obtener el valor promedio de los parámetros γ_1 y γ_2 tanto para la curva *spot* de Estados Unidos como para la curva *spot* de Alemania. Se obtuvieron para el caso de Estados Unidos γ_1 =0.051 y γ_2 =0.071, y para Alemania γ_1 =0.051 y γ_2 =0.063. Considerando estas estimaciones se presenta el comportamiento de los factores de carga para ambas curvas.

Gráfico 2.1 Factores de Carga – Curva Spot de Rendimientos



 $^{^6}$ El criterio para fijar el parámetro en 0.06 se establece buscando que el parámetro de curvatura β_2 maximice su valor en los 30 meses.

⁷ Se establece como valores iniciales $\gamma_1 = 0.05 = \gamma_2$ y el vector de parámetros iniciales $\beta = H^+ * s$ donde H⁺ es la pseudo – inversa de la matriz de factores de carga de los parámetros y s es el vector de tasas *spot*.

Puede apreciarse en ambos gráficos otra interpretación más intuitiva de los distintos factores de la curva de rendimiento. En primer lugar, ante un shock en el factor β_0 el efecto en curva de rendimientos es uniforme; es decir, un movimiento paralelo de la curva de rendimientos por lo que este factor β_0 es conocido como nivel. Con relación al segundo factor β_1 , un shock en éste impacta en mayor medida en el tramo corto de la curva de rendimientos y en menor medida en el tramo largo de la curva razón por la que es denominado pendiente. Finalmente, el tercer y el cuarto factores afectan en mayor magnitud al tramo medio de la curva de rendimientos alcanzando un máximo efecto (tanto en la curva de Estados Unidos como en la de Alemania) en los tramos de 24 y 36 meses respectivamente para los factores β_2 y β_3 , que a raíz que afectan a la "forma" de la curva de rendimientos son conocidos como factores de curvatura.

Habiendo asumido constantes los parámetros γ_1 y γ_2 en los valores mencionados anteriormente (para ambas curvas), en la segunda etapa se estiman los parámetros de nivel, pendiente y curvatura (ambos) para el período de muestra seleccionado. El cuadro 2.3 resume algunas estadísticas de los parámetros estimados.

Cuadro 2.3 Estadísticas Factores de la Curva Estimados⁸

									Aı	utocorrelacion	ies	
	Factores	Media	Máximo	Mínimo	Volatilidad	Sesgo	Curtosis	JB-Prob	Rezago 1	Rezago 12	Rezago 24	ADF
	Nivel	5.82	8.29	4.02	0.78	0.77	3.25	0.01%	0.902	0.356	0.224	-3.13
Estados	Pendiente	-2.44	0.80	-6.41	1.82	-0.24	1.84	0.22%	0.969	0.462	-0.075	-1.51
Unidos	Curvatura 1	-3.47	9.51	-20.29	4.03	-0.05	5.31	0.00%	0.891	0.400	0.170	-3.13
	Curvatura 2	2.09	14.97	-9.14	3.77	-0.45	3.87	0.22%	0.895	0.327	0.029	-3.26
	Nivel	5.45	8.19	3.87	1.18	1.09	3.07	0.00%	0.973	0.648	0.319	-2.03
Alamania	Pendiente	-2.48	-0.24	-4.92	1.32	0.03	1.91	0.97%	0.967	0.328	-0.126	-2.07
Alemania	Curvatura 1	-2.48	5.74	-12.39	3.43	0.39	2.85	8.32%	0.822	0.313	0.128	-3.45
	Curvatura 2	0.30	8.39	-10.16	3.96	-0.56	3.01	0.71%	0.900	0.430	0.121	-2.78

Resalta el hecho que los factores de la curva tanto para Estados Unidos como para Alemania poseen una alta memoria en el corto plazo y va disminuyendo en el tiempo (menores autocorrelaciones a mayores rezagos). Adicionalmente, acorde a las pruebas ADF se puede ver que existen factores (la pendiente en Estados Unidos, y el nivel y la pendiente en Alemania) que podrían presentar raíces unitarias.

Una vez obtenidos los factores no observables de la curva *spot* de rendimientos se procede a la importante tarea y fundamental en este trabajo de combinarlos con las

5

⁸ La prueba de raíz unitaria ADF (Augmented Dickey Fuller) a un nivel de significancia del 5% tiene un nivel de -2.87 de acuerdo a los valores de MacKinnon (1996).

siguientes variables de expectativas macroeconómicas 9 como factores exógenos en el modelo VAR $(3)^{10}$ a estimar cuya expresión se define como:

$$Y_T = \alpha + \beth_1 * Y_{T-1} + \beth_2 * Y_{T-2} + \beth_3 * Y_{T-3} + \theta * X_{T-1}^{obs} + \varepsilon_t$$

Donde Y_T contiene los 4 factores no observables, α es un vector de constantes 4x1, $\beth_{i=\{1,2,3\}}$ es una matriz cuadrada de parámetros 4x4, θ es el vector de los parámetros de las variables macroeconómicas $4x1^{11}$ y X_{T-1} es el vector de variables de expectativas macroeconómicas empleadas con rezago de 1 mes¹².

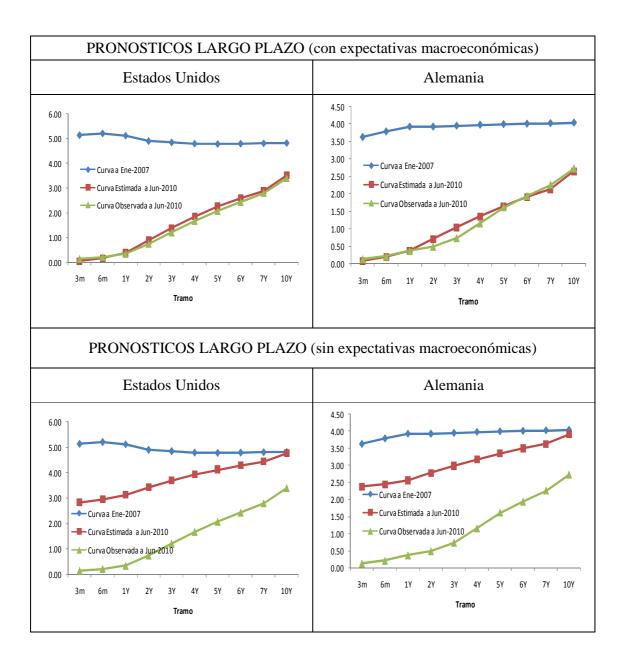
Para evaluar el desempeño de ambos modelos se efectúa un pronóstico fuera de muestra tanto de largo plazo (de enero 2007 a junio 2010) y de corto plazo (de mayo 2010 a junio 2010). Adicionalmente, para evaluar la relevancia de la inclusión de las variables macroeconómicas dividen los pronósticos incluyendo y excluyendo las mismas.

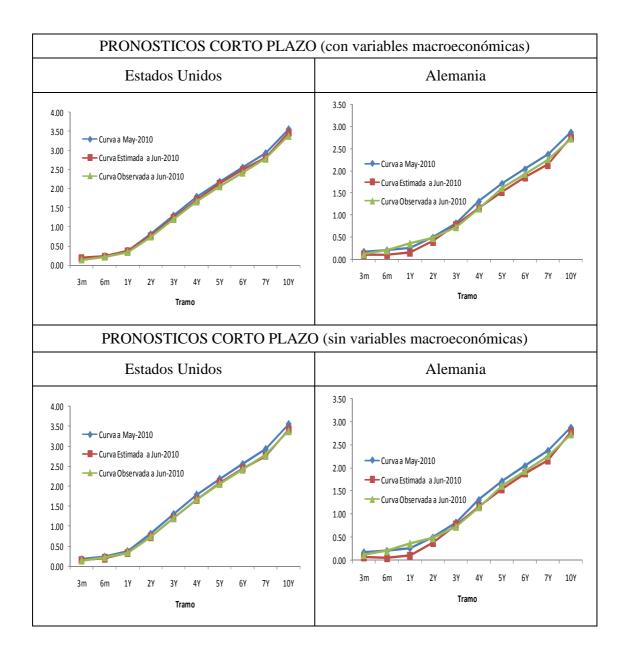
⁹ En el caso de Estados Unidos se consideran las expectativas inflacionarias a 12 meses y las de crecimiento a 6 meses del Conference Board con datos mensuales que van desde enero 1995 a junio 2010. Adicionalmente, la tasa referencial de la Reserva Federal, con la misma frecuencia, se emplea como expectativa sobre la política monetaria norteamericana. Con relación a Alemania, se consideran las expectativas de precios a 12 meses y de crecimiento publicados por la Comisión Europea y como expectativa de política monetaria se considera la tasa referencial del BCE. La frecuencia es similar a la de Estados Unidos y todos los datos fueron obtenidos a través de Bloomberg.

Los modelos dinámicos de vectores autoregresivos (VAR) son muy útiles para fines de pronóstico y de acuerdo a Lütkepohl (2005) los criterios FPE y AIC son más adecuados para definir el rezago adecuado siempre y cuando los objetivos del modelo dinámico son de pronóstico.

¹¹ Se incluyó adicionalmente una variable dummy para tomar en cuenta la crisis financiera desatada en la segunda mitad de 2008.

¹² Los resultados de ambos modelos estimados se presentan en el anexo.





De los resultados obtenidos se puede concluir lo siguiente:

• En el largo plazo (1 año o más), la inclusión de expectativas macroeconómicas genera un mejor pronóstico de la curva de rendimientos que solamente considerando la dinámica de los factores no observables¹³.

¹³ El inconveniente de los datos de expectativas económicas es que los pronósticos en base a los mismos pueden tener un horizonte máximo de 1 mes. En caso que se desee tener un pronóstico con un horizonte mayor, se pueden sustituir las variables de expectativas macroeconómicas con variables macroeconómicas observadas como ser: la inflación del consumidor y la producción industrial. Sin embargo, los pronósticos empleando estas variables tienen un mayor error que con las expectativas y ello se contrasta en algunos gráficos del anexo.

• En el corto plazo, los resultados son indistintos (ya sea considerando expectativas macroeconómicas o no).

3. Conclusiones y recomendaciones

La adopción de una perspectiva paramétrica de la modelación de la curva *spot* de rendimientos permite identificar cuatro factores no observables: nivel, pendiente, curvatura 1 y curvatura 2 (bajo el criterio de Svensson (1994)); lo que facilita el pronóstico de los mismos ya que solamente éstos factores son necesarios para explicar todos los movimientos en la curva de rendimientos.

En base a los factores no observables obtenidos, se incluyen variables de expectativas macroeconómicas relevantes (Inflación, Tasa Referencial de Política Monetaria y el Crecimiento) que ayudan en el pronóstico de los factores no observables y por ende, a la curva de rendimientos en general.

El contraste de los pronósticos de largo y corto plazo (incluyendo y excluyendo variables macroeconómicas) permite evidenciar que las proyecciones de largo plazo mejoran significativamente con la inclusión de variables de expectativas macroeconómicas. Por el contrario, en el corto plazo la proyección es indistinta. Adicionalmente, debido a la inexistencia de datos de expectativas macroeconómicas futuros (por ejemplo 1 año adelante) se pueden sustituir las expectativas por variables observadas (Inflación del Consumidor y Producción Industrial) que si cuentan con pronósticos mayores a 1 año. Sin embargo, los pronósticos tienen mayor error que los que consideran expectativas.

Finalmente, se podrían considerar para desarrollos posteriores la inclusión de una restricción de no arbitraje similar al trabajo de Ang y Piazzesi (2003) y además extender el modelo dinámico bajo una especificación estado – espacio que permita mayor flexibilidad en la modelación de la volatilidad en particular.

REFERENCIA BIBLIOGRAFICA

Ang, A., M. PIAZZESI (2003). "A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables". Journal of Monetary Economics 50, 745-787.

Banco Internacional de Pagos (1999). "Zero – coupon yield curves: technical documentation". Banco Internacional de Pagos, Suiza.

R. BLISS (1996). "Testing Term Structure Estimation Methods". Federal Reserve Bank of Atlanta. Working Paper 96-12a

Evans C. y D. MARSHALL (2007). "Economic determinants of the nominal yield curve". Journal of Monetary Economics 54, 1986-2003.

Diebold F. y C. LI (2006). "Forecasting the term structure of government bond yields". Journal of Econometrics 130, 337-364.

Diebold F., Rudebusch G. y S. AROUBA (2006). "The macroeconomy and the yield curve: a dynamic latent factor approach". Journal of Econometrics 131, 309-338

Diebold F., Li C. y V. YUE (2008). "Global yield curve dynamics and interactions: A dynamic Nelson – Siegel approach". Journal of Econometrics 146, 351-363.

ANEXO MODELOS ESTIMADOS ESTADOS UNIDOS

Vector Autoregression Estimates Date: 08/24/10 Time: 15:53

Sample (adjusted): 1995M04 2010M06 Included observations: 183 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []

	В0	B1	B2	В3
B0(-1)	0.809926	0.213043	-1.002826	0.801760
	(0.13609)	(0.18661)	(0.93460)	(0.85017)
	[5.95129]	[1.14168]	[-1.07300]	[0.94306]
B0(-2)	0.160087	-0.536189	-1.770280	1.254829
	(0.19329)	(0.26504)	(1.32741)	(1.20750)
	[0.82821]	[-2.02307]	[-1.33363]	[1.03920]
B0(-3)	-0.070836	0.305801	2.393845	-1.908217
	(0.12860)	(0.17633)	(0.88315)	(0.80337)
	[-0.55082]	[1.73421]	[2.71057]	[-2.37526]
B1(-1)	-0.247987	1.344195	-0.148038	-0.128311
	(0.11378)	(0.15601)	(0.78134)	(0.71076)
	[-2.17960]	[8.61626]	[-0.18947]	[-0.18053]
B1(-2)	0.552676	-0.958119	-2.995034	2.546192
	(0.17072)	(0.23409)	(1.17240)	(1.06649)
	[3.23731]	[-4.09301]	[-2.55462]	[2.38745]
B1(-3)	-0.311012	0.508391	3.040231	-2.455802
	(0.10790)	(0.14795)	(0.74098)	(0.67404)
	[-2.88246]	[3.43631]	[4.10301]	[-3.64342]
B2(-1)	-0.019189	0.082249	1.153538	-0.105180
,	(0.03069)	(0.04208)	(0.21073)	(0.19169)
	[-0.62534]	[1.95479]	[5.47397]	[-0.54869]
B2(-2)	0.046211	-0.064486	-0.146731	-0.077660
,	(0.04541)	(0.06227)	(0.31185)	(0.28368)
	[1.01762]	[-1.03565]	[-0.47051]	[-0.27376]
B2(-3)	-0.051583	0.041284	-0.082098	0.043245
, ,	(0.03147)	(0.04315)	(0.21611)	(0.19659)
	[-1.63914]	[0.95676]	[-0.37989]	[0.21998]

B3(-1)	-0.063133	0.149227	0.390733	0.673023
	(0.03500)	(0.04800)	(0.24038)	(0.21867)
	[-1.80361]	[3.10917]	[1.62547]	[3.07784]
D 2 (2)				
B3(-2)	0.102861	-0.141381	-0.300412	0.008994
	(0.05257)	(0.07208)	(0.36100)	(0.32839)
	[1.95676]	[-1.96149]	[-0.83217]	[0.02739]
B3(-3)	-0.084816	0.081611	0.016434	-0.038224
. ,	(0.03665)	(0.05026)	(0.25171)	(0.22897)
	[-2.31399]	[1.62385]	[0.06529]	[-0.16694]
С	0.098799	-0.104202	3.404955	-4.445141
	(0.30819)	(0.42258)	(2.11645)	(1.92525)
	[0.32058]	[-0.24658]	[1.60881]	[-2.30886]
D01	-0.555828	0.353222	0.031631	0.891290
D01	(0.20171)	(0.27658)	(1.38521)	
				(1.26008)
	[-2.75558]	[1.27712]	[0.02283]	[0.70733]
EXP_INLF(-1)	0.061448	-0.034050	-0.514816	0.601533
	(0.04328)	(0.05934)	(0.29722)	(0.27037)
	[1.41978]	[-0.57378]	[-1.73212]	[2.22487]
FFD (a)				
FED(6)	0.053266	0.031565	0.108641	0.276168
	(0.02787)	(0.03821)	(0.19139)	(0.17410)
	[1.91127]	[0.82600]	[0.56764]	[1.58626]
EXP_CREC(-1)	-7.03E-05	0.001813	0.007101	-0.009739
_	(0.00091)	(0.00124)	(0.00622)	(0.00566)
	[-0.07764]	[1.45980]	[1.14146]	[-1.72097]
Daminarad	0.002400	0.000420	0.00000	0.042020
R-squared	0.893496	0.968130	0.836860	0.843936
Adj. R-squared	0.883231	0.965058	0.821136	0.828894
Sum sq. resids	10.37804	19.51179	489.4346	405.0007
S.E. equation	0.250037	0.342842	1.717091	1.561974
F-statistic	87.03919	315.1674	53.22063	56.10427
Log likelihood	2.920450	-54.84600	-349.6802	-332.3536
Akaike AIC	0.153875	0.785202	4.007434	3.818072
Schwarz SC	0.452024	1.083351	4.305583	4.116221
Mean dependent	5.778408	-2.435755	-3.482274	2.039095
S.D. dependent	0.731710	1.834098	4.060048	3.776081
Determinant resid covariance	(dof adj.)	0.001325		
Determinant resid covariance		0.000897		
Log likelihood		-396.6343		
Akaike information criterion		5.077970		
Schwarz criterion		6.270566		

ALEMANIA

Vector Autoregression Estimates Date: 08/24/10 Time: 15:44 Sample: 1999M01 2010M06 Included observations: 138

Standard errors in () & t-statistics in []

	В0	B1	B2	В3
B0(-1)	0.889650	0.026065	2.276908	-1.710514
	(0.12202)	(0.18979)	(1.23685)	(1.12007)
	[7.29091]	[0.13734]	[1.84090]	[-1.52715]
B0(-2)	0.064132	-0.171962	-3.224413	1.516713
	(0.16564)	(0.25763)	(1.67897)	(1.52045)
	[0.38718]	[-0.66749]	[-1.92047]	[0.99754]
B0(-3)	-0.262547	0.524903	2.525710	-1.545976
	(0.18072)	(0.28108)	(1.83180)	(1.65885)
	[-1.45280]	[1.86747]	[1.37881]	[-0.93195]
B0(-4)	0.112896	-0.236989	-0.132344	0.009669
	(0.11761)	(0.18293)	(1.19217)	(1.07962)
	[0.95988]	[-1.29551]	[-0.11101]	[0.00896]
B1(-1)	-0.003210	1.028933	0.576659	-0.347573
	(0.07678)	(0.11941)	(0.77821)	(0.70474)
	[-0.04181]	[8.61670]	[0.74100]	[-0.49319]
B1(-2)	0.325728	-0.522919	-2.691272	1.642073
	(0.11241)	(0.17483)	(1.13939)	(1.03182)
	[2.89774]	[-2.99097]	[-2.36202]	[1.59143]
B1(-3)	-0.553002	0.871680	3.207460	-2.279306
	(0.12903)	(0.20069)	(1.30793)	(1.18445)
	[-4.28568]	[4.34335]	[2.45232]	[-1.92437]
B1(-4)	0.246792	-0.459442	-0.503114	0.284635
	(0.08287)	(0.12889)	(0.83998)	(0.76068)
	[2.97809]	[-3.56461]	[-0.59896]	[0.37419]
B2(-1)	0.027316	0.031053	1.292803	-0.294489
	(0.02261)	(0.03517)	(0.22920)	(0.20756)
	[1.20802]	[0.88297]	[5.64053]	[-1.41882]
B2(-2)	0.003822	0.027644	-0.814572	0.598152
	(0.03360)	(0.05226)	(0.34060)	(0.30844)
	[0.11376]	[0.52895]	[-2.39160]	[1.93928]

DO(0)	0.000740	0.004054	0.405000	0.047000
B2(-3)	-0.020746	-0.001851	0.495823	-0.347688
	(0.03411)	(0.05306)	(0.34580)	(0.31315)
	[-0.60813]	[-0.03488]	[1.43386]	[-1.11030]
B2(-4)	0.019626	-0.058390	-0.310095	0.125456
	(0.02522)	(0.03922)	(0.25562)	(0.23149)
	[0.77822]	[-1.48864]	[-1.21309]	[0.54195]
B3(-1)	0.006177	0.053459	0.553662	0.495871
	(0.02462)	(0.03830)	(0.24958)	(0.22602)
	[0.25085]	[1.39591]	[2.21836]	[2.19394]
B3(-2)	0.009519	0.023696	-0.859341	0.609823
	(0.03639)	(0.05659)	(0.36882)	(0.33400)
	[0.26162]	[0.41871]	[-2.32995]	[1.82581]
B3(-3)	-0.043427	0.039285	0.537289	-0.388569
	(0.03685)	(0.05732)	(0.37354)	(0.33828
	[-1.17842]	[0.68540]	[1.43836]	[-1.14867
B3(-4)	0.017098	-0.076002	-0.222679	0.029990
	(0.02662)	(0.04140)	(0.26978)	(0.24431
	[0.64241]	[-1.83599]	[-0.82541]	[0.12275
С	1.069549	-1.027554	-6.225646	5.594394
	(0.22665)	(0.35251)	(2.29735)	(2.08045
	[4.71902]	[-2.91494]	[-2.70993]	[2.68903
D01	0.029478	-0.376911	-1.405387	1.751914
	(0.11779)	(0.18321)	(1.19399)	(1.08126
	[0.25025]	[-2.05727]	[-1.17705]	[1.62025
EXP_INFL(-1)	-0.000845	0.002600	-0.049491	0.041176
	(0.00271)	(0.00421)	(0.02746)	(0.02487
	[-0.31207]	[0.61698]	[-1.80227]	[1.65582
EONIA(6)	0.015941	0.026668	0.020117	0.42400
, ,	(0.03424)	(0.05326)	(0.34711)	(0.31434
	[0.46552]	[0.50070]	[0.05796]	[1.34887
EXP_ECO(-1)	-0.000920	0.001814	0.004790	-0.017367
	(0.00264)	(0.00410)	(0.02674)	(0.02421
	[-0.34882]	[0.44224]	[0.17916]	[-0.71728
R-squared	0.932086	0.970196	0.761500	0.834027
Adj. R-squared	0.920477	0.965101	0.720731	0.805656
Sum sq. resids	2.576249	6.232170	264.6938	217.0724
S.E. equation	0.148389	0.230795	1.504108	1.362101
F-statistic	80.28862	190.4325	18.67832	29.39671

Log likelihood	78.86992	17.91599	-240.7546	-227.0689
Akaike AIC	-0.838694	0.044696	3.793545	3.595202
Schwarz SC	-0.393243	0.490147	4.238997	4.040654
Mean dependent	4.920687	-2.162883	-3.375753	1.492119
S.D. dependent	0.526205	1.235442	2.846214	3.089750
Determinant resid covarianc	e (dof adj.)	0.000384		
Determinant resid covariance Determinant resid covariance		0.000384 0.000199		
Determinant resid covariance		0.000199		

ANEXO B

COMPARACION PRONÓSTICO CON VARIABLES MACROECONOMICAS
OBSERVADAS

