

LIQUIDEZ Y TAMAÑO DEL MERCADO: DIFERENCIALES DE RENTABILIDAD A LARGO PLAZO TRAS LA UME.

Marta Gómez-Puig*
Universitat de Barcelona y Borsa de Barcelona.
Abril 2005.

Resumen

El objetivo de este trabajo es el análisis de la importancia relativa de los principales factores de riesgo doméstico que componen los diferenciales de rentabilidad de la deuda pública a largo plazo tras la Integración Monetaria. Los resultados muestran que un cambio en la valoración del mercado de la prima de liquidez podría haber ocurrido con el inicio de la Unión Cambiaria.

JEL Clasificación: E44, F36, G15.

Palabras Clave: Integración Monetaria, Mercados de Deuda Pública, Riesgo de Crédito Doméstico e Internacional y Liquidez de Mercado.

* Departament de Teoria Econòmica. Universitat de Barcelona. Diagonal 690, Barcelona 08034. Spain. T: 34-934.021.937. Fax: 34-934.039.082..E-mail: marta.gomezpuig@ub.edu. Mis agradecimientos al Departamento de Economía del MIT por su hospitalidad y al Ministerio de Educación por su ayuda financiera. También estoy agradecida a Rudi Dornbusch, Roberto Rigobon y todos los participantes del International Breakfast Workshop del MIT por sus valiosos comentarios sobre un borrador muy preliminar del trabajo. Agradecimientos especiales a Jordi Galí, Alessandro Missale y Jaume Ventura, por sus inestimables comentarios sobre versiones anteriores del trabajo. Asumo enteramente toda la responsabilidad de los errores finales que puedan aparecer en la versión final del mismo.

1. Introducción.

El desmantelamiento del riesgo de cambio en enero de 1999 y la eliminación (o reducción hasta niveles insignificantes) de las diferentes regulaciones existentes en materia de fiscalidad sobre los intereses de las rentas del capital entre los países europeos durante la década de los noventa tuvo como consecuencia una reducción de dos de los más importantes componentes de los diferenciales de rentabilidad a largo plazo. Lógicamente, este hecho propició una importante convergencia en los diferenciales a 10 años frente a Alemania durante el período enero 1999-diciembre 2001. No obstante, la convergencia únicamente implicó una importante reducción de los costes relativos de endeudamiento de los países que acostumbraban a presentar superiores spreads, inferiores calificaciones crediticias (“rating”) y más elevados niveles de riesgo de cambio. Contrariamente, los países que menos se beneficiaron de la eliminación del riesgo de cambio experimentaron un incremento en sus costes relativos de endeudamiento (véase tabla 1).

El objetivo de este trabajo es doble: Primero, descomponer los diferenciales de rentabilidad europeos a largo plazo en los dos principales factores de riesgo doméstico (diferencias de liquidez y de riesgo de crédito) que todavía perduran tras el inicio de la Unión Monetaria Europea (UME). Segundo, estudiar si se ha producido un cambio en el precio asignado por los mercados a los citados factores tras la introducción del euro. Así, el análisis requiere de una corrección previa de los diferenciales de rentabilidad en el periodo pre-UME para eliminar de los mismos el factor “riesgo de cambio”. Por consiguiente, siguiendo el trabajo de Favero et al.(1997) descomponemos el diferencial total de rentabilidades frente a Alemania en dos elementos: (i) el factor de riesgo de cambio, y (ii) otros factores, donde el primer componente se aproxima a la diferencia entre el tipo de interés swap a 10 años en la moneda de denominación del bono en cuestión, y el tipo de interés swap a 10 años en marcos alemanes. Curiosamente, una vez ajustados por el diferencial de tipos swap, con la Unión Cambiaria, los diferenciales ajustados aumentan para todos los países (véase la tabla 1).

La muestra está compuesta de datos diarios desde enero de 1996 hasta diciembre de 2001 (la misma extensión es pues considerada para ambos periodos UME y pre-UME) e incluye todos los países de la Unión Monetaria excepto Luxemburgo y Grecia. La calificación crediticia o “rating” es la proxy utilizada para medir las diferencias de riesgo de crédito, y tanto el diferencial comprador/ vendedor, como el nivel relativo de endeudamiento son las variables exógenas que capturan las diferencias de

liquidez en el mercado (todas las variables independientes están en términos relativos a los valores germanos). Los principales resultados del análisis son un cambio en la valoración efectuada por los agentes del tamaño relativo del mercado. En particular, los resultados apoyan la existencia de una relación no-lineal negativa entre el nivel relativo de endeudamiento y los diferenciales de interés ajustados, la cual además, se habría acentuado con el inicio de la Unión Cambiaria. El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera: La sección 2 subraya algunas consideraciones acerca del riesgo de crédito y la liquidez del mercado. La sección 3 describe los datos. La sección 4 explica el método de estimación y presenta los resultados. Finalmente, la sección 5 recoge las conclusiones del trabajo.

2. Riesgo de crédito y de liquidez.

En primer lugar, analizaremos si con la UME pudiera haber incrementado el riesgo de crédito debido a la expresa prohibición de monetización del déficit público o a la implantación de la cláusula de “no bail-out”, o si, contrariamente el umbral máximo que actualmente limita tanto el déficit público como el nivel de endeudamiento de los gobiernos (que, de hecho, ha resultado en una clara mejoría de las finanzas públicas), se ha reflejado en una disminución del riesgo de crédito percibido por los agentes. En segundo, no debe olvidarse que la introducción del euro ha contribuido a disminuir la segmentación antes existente entre los diferentes mercados de deuda pública europeos dado que la eliminación del riesgo de cambio ha eliminado una importante barrera que previamente favorecía la existencia de mercados domésticos cautivos. En este escenario más competitivo, el segundo punto que estudiaremos será si ha variado la relevancia de las diferencias de liquidez en los diferentes mercados. Para capturar este último efecto utilizaremos dos variables “proxy”, el diferencial comprador/ vendedor y el nivel relativo de endeudamiento. La primera variable refleja el coste que incurre un inversor típico para deshacer una posición y es, en consecuencia, una clara medida del grado de liquidez del mercado. Por su parte, la segunda mide la profundidad del mismo ya que a mayor tamaño del mercado, menores serán los costes de información debido al hecho de que la frecuencia con la que se efectuarán transacciones de los diferentes títulos aumentará y, con ello, un mayor número de inversores será susceptible de haber analizado sus características.

En este sentido, Inoue (1999) subraya que en los países que conforman el G-10, cuánto mayor es el saldo de deuda pública emitida por el Gobierno, mayor es el grado de negociación de la misma,

tanto en el mercado al contado, como en el de futuros, y superior el nivel de liquidez. Martin y Rey (2004) muestran que, en general, el tamaño es significativo en el comercio de activos financieros, es decir que a mayor tamaño de un país, superiores serán las cotizaciones de los activos en él negociados. McCauley y Remolona (2000) señalan que si existen importantes costes fijos asociados a la obtención de información acerca de la evolución futura de los tipos de interés, el tamaño del conjunto del mercado de deuda pública de un país es significativo. En particular, calculan que podrían existir un tamaño umbral que se situaría alrededor de los 100-200 miles de millones de dólares. De ese modo, debajo del citado nivel, el mantenimiento de un mercado de deuda pública líquido podría no resultar fácil (en la zona euro, sólo cinco países sobrepasan en citado umbral, véase la tabla 2). Finalmente, Economides y Siow (1988) destacan la posible existencia de un “trade-off” entre la liquidez y el tamaño del mercado. En consecuencia, si el tamaño influye en la liquidez del mismo, “ex-ante” los inversores preferirán mercados grandes y líquidos y, con ello, la liquidez se “auto-alimentará”. Hasta donde llega nuestro conocimiento, una base de datos diaria de una de las más importantes medidas de liquidez, los diferenciales comprador/ vendedor, que corresponda a la actividad negociadora que tiene lugar en el mercado global de deuda pública de la zona euro, no ha sido todavía utilizada en un análisis empírico.

3. Descripción de los datos.

Con el fin de que la serie utilizada sea homogénea, es preciso corregir los diferenciales de rentabilidad durante el período anterior al inicio de la Unión Monetaria por el componente “riesgo cambiario”. Con ese objetivo, aproximamos la expectativa de variación del tipo de cambio al diferencial de tipos de interés swap. Así pues, denominamos:

$I_{i,10}$ = Tipo de interés a 10 años de la deuda pública del país i

$IRS_{i,10}$ = Tipo de interés swap a 10 años en la moneda i

Donde considerando que las diferencias fiscales han sido reducidas hasta niveles insignificantes a lo largo de la década de los 90.

$$I_{i,10} = f(DR_{i,10}, L_{i,10}, ER_{i,10}) \quad (1)$$

$DR_{i,10}$ = riesgo de crédito de la deuda pública a 10 años del país i

$L_{i,10}$ = liquidez de las emisiones de deuda pública a 10 años del país i .

$ER_{i,10}$ = riesgo de cambio de la moneda i en un horizonte diez años.

Por consiguiente, el diferencial de rentabilidad a diez años del país i e relación a Alemania será:

$$[I_{i,10} - I_{GE,10}]_t = f([DR_{i,10} - DR_{GE,10}]_t, [L_{i,10} - L_{GE,10}]_t, [ER_{i,10} - ER_{GE,10}]_t) \quad (2)$$

Entonces, aproximando:

$$[IRS_{i,10} - IRS_{GE,10}]_t = f([ER_{i,10} - ER_{GE,10}]_t) \quad (3)$$

En estas circunstancias, la variable “*ADJUSTED SPREAD_{it}*”, i.e. la diferencia entre el diferencial total de rentabilidades y el diferencial de tipos swap, que utilizamos como variable dependiente fundamentalmente reflejará la suma entre el diferencial de riesgo de crédito y el diferencial de liquidez entre el país i y Alemania.

$$YIELD\ SPREAD_{it} = [I_{i,10} - I_{GE,10}]_t = f([DR_{i,10} - DR_{GE,10}]_t, [L_{i,10} - L_{GE,10}]_t, [ER_{i,10} - ER_{GE,10}]_t) \quad (2)$$

$$\begin{aligned} ADJUSTED\ SPREAD_{it} &= ASPREAD_{it} = \\ &= [I_{i,10} - I_{GE,10}]_t - [IRS_{i,10} - IRS_{GE,10}]_t = \\ &= f([DR_{i,10} - DR_{GE,10}]_t, [L_{i,10} - L_{GE,10}]_t) \end{aligned} \quad (4)$$

Así pues, la variable dependiente incorporará cuatro factores: el riesgo de crédito y la liquidez de las emisiones de deuda pública del país i , junto con el riesgo de crédito y la liquidez de las emisiones de deuda pública germanas.

Los tipos de interés a 10 años y los tipos swap al mismo plazo han sido obtenidos de Datastream y corresponden a la emisión “on the run” (benchmark) para cada mercado en cada momento del tiempo. Los diferenciales comprador/ vendedor, que han sido obtenidos de Bloomberg, han sido calculados para cada país para la emisión benchmark en cada momento del tiempo, utilizando las mismas fechas de inicio para las mismas que Datastream utiliza para construir sus series temporales de tipos de interés y tipos swap. Los saldos diarios de deuda pública han sido calculados para cada país a partir de los datos trimestrales suministrados por el Banco Internacional de Pagos (véase tabla 2), asumiendo una tasa diaria constante de crecimiento. Finalmente para la variable “rating” ha sido construida una escala, a partir de los datos que Bloomberg proporciona acerca de las calificaciones crediticias otorgadas por las Agencias Standard & Poor’s y Moody’s, inspirada en Blanco (2001). Todas las variables dependientes se muestran en términos relativos frente a los valores que toman

en Alemania ya que la variable dependiente ($ASPREAD_{it}$) es el diferencial de rentabilidad a 10 años ajustado frente al país germano.

En consecuencia:

$BIDASKDIF_{it}$ = es la diferencia entre el bid/ask spread en el país i y el bid/ask spread en Alemania.

$OUTDEBTRAT_{it}$ = es el ratio entre el saldo vivo total de deuda pública en el país i y el saldo vivo total en Alemania.

$RATINGDIF_{it}$ = es la diferencia entre el valor de la escala de rating calculado para el país i y el de Alemania.

4. Estimación y resultados.

La base de datos combina series temporales con datos de corte transversal. Tal como hemos señalado contamos con 9 grupos (países) y un promedio de 1440 observaciones por grupo. Algunas características específicas de la muestra requieren, no obstante, un método de estimación que sea robusto ante la posibilidad de autocorrelación y de heterocedasticidad. Por un lado, en el modelo la frecuencia de los datos (diaria) difiere de la frecuencia del vencimiento que corresponde a la variable dependiente utilizada (10 años), en consecuencia la muestra podría incluir alguna información no utilizada en la estimación pero incluida en el término de error. Por otro lado, la varianza de la variable dependiente difiere entre países, por consiguiente la heterocedasticidad pudiera ser significativa entre grupos. Por estas razones utilizamos el método de estimación denominado “feasible generalized least squares” (FGLS). Este método permite solventar los dos problemas antes mencionados.

Además de las variables que han sido descritas en la sección precedente, también ha sido incluida una variable dummy para cada país y variables dummies con frecuencia mensual (los resultados de éstas no se presentan debido a su larga extensión), con el objetivo de capturar la potencial existencia, tanto de elementos específicos para cada país, como de eventuales efectos temporales.

Adicionalmente, como nuestro objetivo es analizar si los coeficientes varían con el inicio de la UME, hemos introducido una dummy (*DPRE*) que toma el valor 1 en el período pre-UME (y 0, en caso contrario) y hemos calculado los coeficientes correspondientes a las interacciones entre esta dummy y el resto de variables. Finalmente, dado que nuestro propósito es evaluar si existe una relación no-lineal entre el nivel relativo de endeudamiento y los diferenciales de rentabilidad ajustados, hemos formulado una especificación cuadrática para la variable $OUTDEBTRAT_{it}$.

De ese modo la ecuación a estimar será:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \gamma DPRE_t + \delta MONTHLYDUMMIES_t + \lambda COUNTRYDUMMIES_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

donde,

$$\text{previamente definida: } OUTDEBTRAT2_{it} = (OUTDEBTRAT_{it})^2 \quad (6)$$

el vector de variables independientes será:

$$X_{it} = (BIDASKDIF_{it}, OUTDEBTRAT_{it}, OUTDEBTRAT2_{it}, RATINGDIF_{it}) \quad (7)$$

Adicionalmente,

$$\beta = \beta_1 + \beta_2 DPRE_t$$

de tal manera que el efecto marginal sobre una variable será:

$$\beta = \beta_1 \text{ (en el período UME), y}$$

$$\beta = \beta_1 + \beta_2 \text{ (en el pre-UME)}$$

La tabla 3 presenta los valores de los coeficientes que han sido estimados, junto con sus respectivos errores estándar. Para cada una de las variables exógenas, esta tabla presenta el efecto marginal correspondiente al período EMU (β_1) y al pre-EMU ($\beta_1 + \beta_2$). Las principales conclusiones que de la misma pueden extraerse son que un cambio en la valoración de la liquidez, medida tanto por los diferenciales comprador/ vendedor como por el tamaño relativo del mercado, más que del riesgo de crédito, podría ser el factor explicativo del aumento de los diferenciales de rentabilidad ajustados tras el inicio de la EMU. Así, si bien los resultados apoyan la idea de que la variable $ASPREAD_{it}$

contiene un componente que recoge el riesgo de crédito que compensa a los inversores por la asunción del mismo, el efecto marginal de esta variable no aumenta con la Integración Monetaria. Contrariamente, el efecto marginal del diferencial comprador/ vendedor, no sólo es significativamente positivo en los dos períodos, sino que, además, aumenta con el inicio de la Unión Cambiaria. Con relación al nivel relativo de endeudamiento, los resultados apoyan la existencia de una relación no lineal negativa en ambos períodos, cuyo impacto marginal sobre los diferenciales de rentabilidad ajustados aumenta en términos absolutos con la UME (el efecto es superior cuanto inferior es el tamaño del mercado). En consecuencia, especialmente en el caso de los pequeños mercados, las economías de escala ligadas al tamaño parecen haber aumentado con la instauración del euro. De hecho, los países que, en términos relativos, poseen un mercado de deuda pública de superior tamaño respecto a Alemania (Italia, Francia y España), son los que han registrado un incremento inferior en los diferenciales de rentabilidad ajustados (véase tablas 1 y 2). En esta misma línea, otros autores tales como Bernoth et al. (2004) también destacan que tras el inicio de la UME puede observarse que las rentabilidades de los bonos a largo plazo germanos se sitúan todavía por debajo de las emitidas por Gobiernos con unas finanzas públicas mucho más saneadas, debido precisamente a la ventaja comparativa que presenta el mercado germano debido a su tamaño. Estas observaciones, sin duda apoyan nuestras conclusiones.

5. Conclusiones.

El diferencial de rentabilidad ajustado frente a la deuda pública alemana a 10 años de los países de la zona euro ha experimentado un aumento promedio de 11,98 puntos básicos desde el inicio de la Unión Monetaria. Este hecho se ha traducido en una disminución inferior a la esperada en los costes de endeudamiento (de hecho, han aumentado en el caso de Austria, Bélgica, Francia y los Países Bajos). Por consiguiente, bien un cambio en los factores de riesgo doméstico (diferencias en la liquidez o en el riesgo de crédito) o en la valoración que el mercado efectúa de los mismos podría haber ocurrido con la UME. Los resultados del análisis empírico efectuado proporcionan evidencia sobre el hecho de que las economías de escala vinculadas al tamaño del mercado podrían haber aumentado con la Unión Cambiaria y que ese aumento sería superior cuanto más pequeño (y potencialmente más ilíquido) fuera el mercado de deuda pública.

En concreto, la evidencia apoya la idea de que un cambio en la valoración que los agentes efectúan de los diferenciales de liquidez, tanto si se miden por los diferenciales comprador/ vendedor como por el tamaño relativo de los mercados, más que de las diferencias de riesgo de crédito, podría ser el

factor explicativo del incremento de los diferenciales ajustados en el período UME. En particular, los resultados apoyan la existencia de una relación positiva en el caso de los diferenciales comprador/ vendedor y de una relación no-lineal negativa entre los niveles relativos de endeudamiento y los diferenciales ajustados. En ambos casos, el efecto marginal se ha acentuado con la Unión Monetaria. De ese modo, aunque con la precaución necesaria debido a la dificultad en aislar las variables que capturan la liquidez (a menudo existe una interacción importante entre éstas y las que controlan el riesgo de crédito), la evidencia empírica, que además es apoyada por los sentimientos de los participantes en los mercados y los gestores de la deuda pública en los diferentes Estados miembros, nos permite defender que la eliminación de la barrera cambiaria podría haber implicado un cambio en la valoración que los mercados otorgan a los diferenciales de liquidez más que a la que conceden a los diferenciales de riesgo de crédito. Este hecho sería susceptible de explicar el incremento observado de los diferenciales ajustados con la Integración Monetaria que, no obstante, difiere según el tamaño del mercado.

En este contexto, dado que el mercado de deuda pública alemán es el segundo en tamaño de la zona euro (solamente es superado por el mercado italiano), fácilmente podría haberse producido una concentración de la actividad negociadora en ese mercado y en consecuencia haber aumentado las diferencias de liquidez a favor de los bonos germanos, las cuales podrían haberse trasladado en superiores diferenciales de rentabilidad ajustados. De hecho, los países con superior tamaño de mercado con relación a Alemania (Italia, Francia y España) son justamente los que han experimentado un inferior aumento en sus diferenciales de rentabilidad ajustados con la introducción del euro (véase la tabla 1). De ese modo, en el actual contexto de superior competitividad entre los mercados de deuda pública europeos, los mercados de inferior tamaño podrían haber resultado penalizados dado que ahora compiten mucho más estrechamente con los mercados más grandes por la misma cantidad de fondos. Por consiguiente, con la introducción de la moneda única, el éxito de los mercados de deuda pública de la zona euro podría verse limitado por su grado de liquidez y de tamaño relativo.

Referencias.

- Bernoth, K, J.Von Hagen and L. Schuknecht, 2004. Sovereign risk premia in the European Government Bond Market. European Central Bank working paper n. 369, june.
- Blanco, R., 2001. The euro-area Government Securities Market: Recent Developments and Implications for Market Functioning. Documento de trabajo del Banco de España n. 0120.
- Economides, N. and A.Siow, 1988. "The Division of Markets is Limited by the Extent of Liquidity (Spatial Competition with Externalities)". *American Economic Review*, Vol.78, n°1 pp 1719-1734.
- Favero, Carlo, F.Giavazzi and L.Spaventa, 1997."High Yields: The Spread on German Interest Rate". *The Economic Journal*, Vol.107, Issue 443.
- Inoue, H., 1999."The Structure of Government Securities Markets in G10 Countries: Summary of Questionnaire Results". *BIS Committee on the Global Financial System Publications n.11*.
- Martin, P and H.Rey, 2004. Financial super-markets: size matters for asset trade. *Journal of International Economics* 64, pp. 335-361.
- McCauley R. and E.Remolona, 2000. "Size and Liquidity of Government Bond Markets". *BIS Quarterly Review*, November.

TABLA 1

	PRE-UME (1996-1998)			UME (1999-2001)			Diferencias entre EMU y pre-EMU	
	$(I_i - I_{DM})$	$(IRS_i - IRS_{DM})$	$ASPREAD_i$	$(I_i - I_{DM})$	$(IRS_i - IRS_{DM})$	$ASPREAD_i$	$(I_i - I_{DM})$	$ASPREAD_i$
	(1)	(2)	(3)=(1)-(2)	(4)	(5)	(6)=(4)-(5)	(4)-(1)	(6)-(3)
AT	9.07	-0.33	9.40	24.42	-0.01	24.43	15.34	15.03
BE	33.06	4.29	28.77	46.30	-0.01	46.31	13.24	17.53
FI	43.56	41.31	2.25	21.95	-0.01	21.96	-21.61	19.71
FR	2.97	-3.10	6.07	14.05	0.00	14.05	11.08	7.98
IE	50.52	43.84	6.68	14.78	0.00	14.78	-35.74	8.10
IT	157.73	133.04	24.69	32.32	0.05	32.27	-125.40	7.58
NL	-2.70	-3.52	0.83	14.22	-0.01	14.23	16.92	13.40
PT	111.73	91.42	20.31	31.85	0.22	31.63	-79.88	11.31
SP	118.06	97.99	20.07	27.24	0.04	27.20	-90.82	7.13
media	58.22	44.99	13.23	25.24	0.03	25.21	-32.99	11.98
St.dev.	57.48	51.37	10.33	10.66	0.08	10.64	53.77	4.69

NOTA: AT: Austria, BE: Belgium, FI: Finland, FR: France, IE: Ireland, IT: Italy, NL: The Netherlands, PT: Portugal, SP: Spain. Fuente: : Datastream. $(I_i - I_{DM})$ = Diferencial de rentabilidad a 10 años frente a Alemania, $(IRS_i - IRS_{DM})$ = Diferencial de tipos swap a 10 años frente a Alemania, $ASPREAD_i = (I_i - I_{DM}) - (IRS_i - IRS_{DM})$

TABLA 2

SALDOS VIVOS DE DEUDA PÚBLICA									
(Miles de millones de euros)									
	1995-12	1996-12	1997-12	1998-12	1999-12	2000-12	2001-12	promedio	% sobre UME
Irlanda	19.93	23.20	23.12	21.93	24.73	24.07	19.95	23.15	0.69
Portugal	35.19	36.47	32.84	34.04	37.49	42.35	45.61	37.67	1.13
Finlandia	33.20	38.15	41.56	44.28	45.60	47.70	46.28	43.39	1.30
Austria	57.04	58.95	63.87	69.28	86.05	99.74	100.52	76.80	2.30
Grecia	64.10	79.58	84.47	84.80	88.43	96.73	102.20	87.23	2.62
Holanda	155.64	159.89	159.68	170.12	178.14	180.98	177.50	171.44	5.14
Bélgica	228.86	230.59	228.41	229.67	231.85	246.18	248.66	236.75	7.10
España	211.07	241.63	259.63	272.41	287.34	311.04	299.43	269.56	8.09
Francia	497.35	536.05	565.50	623.91	639.85	708.45	709.23	614.79	18.45
Alemania	676.53	682.74	699.45	738.75	767.35	816.77	790.81	734.97	22.05
Italia	896.49	1022.19	1011.08	1037.09	1042.62	1088.36	1056.96	1036.69	31.11
UME	2875.40	3109.45	3169.63	3326.27	3429.43	3662.37	3597.15	3332.43	100.00

Fuente: Banco Internacional de Pagos.

TABLA 3

Cross-Sectional Time-Serie FGLS Regression, with country dummies				
Sample: Pre-EMU: 1996:01-1998:12; EMU: 1999:01-2001-12				
dependent variable: $ASPREAD_{it}$				
	$BIDASKDIF_{it}$	$OUTDEBTRAT_{it}$	$OUTDEBTRAT2_{it}$	$RATINGDIF_{it}$
$\beta(EMU) = \beta_1 (X_{it})$	0.167** (0.020)	-0.320** (0.059)	-0.130** (0.038)	0.014** (0.002)
$\beta_2 (DPRE_{it} * X_{it})$	-0.064** (0.024)	0.096** (0.012)	-0.024** (0.009)	0.005** (0.001)
$\beta (preEMU) = \beta_1 + \beta_2$	0.103**	-0.225**	-0.154**	0.019**
Number of observations =	12928			
Number of groups =	9			
Avg obs per group =	1440.56			
Log likelihood =	25386.52			
Wald chi2 =	50894.2			
Prob > chi2 =	0.00			
**Significant at 5 percent confidence level.*Significant at 10 percent confidence level.				
Standard Errors within parentheses				