

EL MERCADO ESPAÑOL DE RENTA FIJA ARRIESGADA: EL DIFERENCIAL DE RENTABILIDAD ABSOLUTO Y RELATIVO

*Francisco Escribano Sotos
Departamento de Economía y Empresa
Universidad de Castilla-La Mancha*

RESUMEN.—El mercado de renta fija arriesgada ha crecido considerablemente durante los últimos años, lo que se ha traducido en el incremento del número de trabajos que sobre el mismo se han realizado. La mayoría de los estudios sobre deuda arriesgada, ya sean de valoración o gestión de carteras, entre otros, utilizan el diferencial de rentabilidad como factor más relevante. La medida del diferencial de rentabilidad puede realizarse a través del diferencial de rentabilidad absoluto y el diferencial de rentabilidad relativo. En el presente trabajo, tras una definición de dichos diferenciales, se realiza un estudio empírico para determinar que ventajas tiene cada una de estas medidas, y cual de ellas parece más apropiada para el mercado español.

1. INTRODUCCIÓN

El mercado de renta fija arriesgada español ha estado tradicionalmente limitado por la pequeña dimensión de los emisores, la existencia de canales de financiación empresarial alternativos y por la inexistencia de un mercado de renta fija secundario desarrollado, transparente y eficaz. Ello ha supuesto que el volumen de negociación en los mercados españoles no haya sido tan elevado como en otros países, si bien, tal y como puede verse en la tabla 1, el volumen de negociación en los años 1998 y 1999 ha superado considerablemente los datos de años anteriores.

Tabla 1. VOLUMEN NEGOCIADO EN LOS MERCADOS SECUNDARIOS OFICIALES DE RENTA FIJA ARRIESGADA (MILL. DE PTAS.).

	Mdo. Bursátil	AIAF	M.D.P.A.O.P	TOTAL
1993	1.351.703	3.967.963	190.290	5.509.956
1994	1.286.203	4.673.018	721.250	6.680.471
1995	1.600.418	2.624.905	644.430	4.869.753
1996	4.046.272	2.633.809	820.290	7.500.371
1997	3.767.577	4.421.486	2.219.667	10.408.730
1998	8.766.279	7.174.534	2.095.000	18.035.813
1999	3.527.503	11.543.312	2.395.364	17.466.179
TOTAL	13.429.684	16.778.686	3.038.620	33.246.990

Fuente: Elaboración propia a partir de los informes anuales de AIAF Mercado de Renta Fija.

El mayor volumen que se observa desde finales de los años noventa en el mercado de bonos empresariales, supone que el número de participantes en este mercado sea más elevado. Ello implica que más personas requieren modelos que consideren el riesgo de insolvencia, al que están sujetos los bonos empresariales frente a los bonos del Tesoro.

Entre los factores que han permitido reaparecer en unos casos, y nacer en otros, los bonos arriesgados, se pueden considerar: la reducción global de los déficit de los países y el incremento relativo de las emisiones de los bonos empresariales frente a las emisiones del Tesoro; la disminución de las oportunidades de diversificación en la Unión Europea tras la adopción de la moneda única y el incremento del número de productos de crédito tras la tendencia de las empresas a cambiar su estructura de capital a favor de un mayor nivel de déficit ⁽¹⁾.

A partir del año 1998 el desarrollo de los mercados de renta fija arriesgada ha repercutido en la política económica, dado que muchas de las emisiones se utilizan como instrumentos de política monetaria del país en cuestión o de la Unión Europea. Además, el diferencial de rentabilidad de los bonos empresariales es una señal útil para explicar el comportamiento del ciclo empresarial ⁽²⁾, aplicación esta que debe añadirse a las de valoración de activos sujetos al riesgo de insolvencia o la de gestión de carteras que incorporan este tipo de activos.

(1) Véase Bevan y Garzarelli (2000).

(2) Gertler y Lown (1999) muestran como desde mediados de 1980 el diferencial entre bonos empresariales y del Tesoro en Estados Unidos tiene un significativo poder explicativo del ciclo empresarial.

Estos factores explican la necesidad de conocer los determinantes del diferencial de rentabilidad ⁽³⁾. Para separar sus distintos componentes el análisis parte de la revisión de la literatura sobre valoración de instrumentos financieros sujetos al riesgo de insolvencia. Merton (1974) representa uno de los primeros modelos estructurales para valorar bonos sujetos al riesgo de insolvencia. El resultado que obtiene es que el riesgo de insolvencia incrementa conforme lo hace el nivel de endeudamiento de las empresas. Adicionalmente, un incremento en la volatilidad del valor de los activos de la empresa incrementa la probabilidad de que la empresa incurra en insolvencia, lo que amplía el diferencial de rentabilidad. Según estos resultados, el diferencial de rentabilidad se puede explicar a partir de la volatilidad del valor de los activos empresariales.

La relación entre el diferencial de rentabilidad de los bonos empresariales y los tipos de interés libres de riesgo representa un importante componente de los modelos de valoración de los bonos arriesgados ⁽⁴⁾.

El trabajo comienza con la definición del diferencial de rentabilidad y los problemas de medida que se observan en el mercado español. Se continúa con una revisión de los modelos más recientes de valoración de bonos arriesgados y los factores que influyen en el diferencial de rentabilidad. El siguiente punto analiza las diferencias entre las medidas del diferencial de rentabilidad absoluto y relativo para, a partir de aquí, realizar el trabajo empírico. La estimación del diferencial de rentabilidad arriesgado para el mercado español, permite conocer qué medida del diferencial de rentabilidad es más adecuada en según que circunstancias y mercados.

2. DEFINICIÓN DE DIFERENCIAL DE RENTABILIDAD

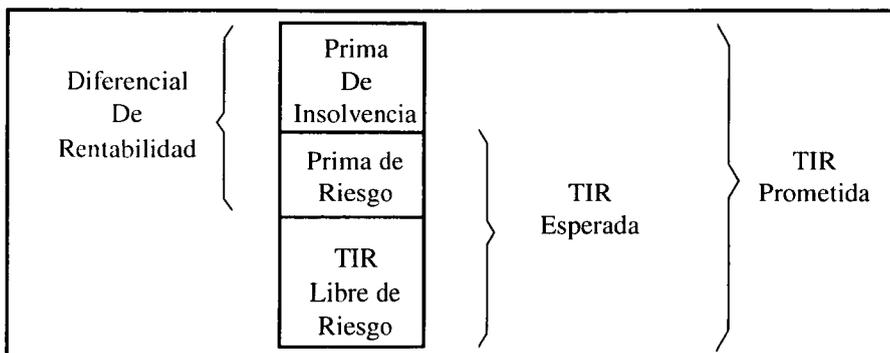
Dada la posibilidad de insolvencia, los inversores aversos al riesgo deben ser compensados por invertir en bonos empresariales en lugar de en activos libres del riesgo de insolvencia pero con características similares a los arriesgados. Para definir este diferencial de rentabilidad se parte de los diferentes componentes de la tasa interna de rendimiento (TIR) de un bono arriesgado ⁽⁵⁾. Gráficamente se puede representar como sigue (ver gráfico 1):

(3) Véase Elton, Gruber, Agrawal y Mann (1999).

(4) Según estos modelos el diferencial de rentabilidad está negativamente relacionado con el rendimiento de los bonos del Tesoro. Bevan y Garzarelli (2000), realizan un estudio de integración con el objeto de obtener si esta relación entre diferencial de crédito y tipo de interés libre de riesgo es negativa, obteniendo que la misma depende del plazo, pero que en el largo plazo es positiva.

(5) Véase Díaz, Escribano y Gento (1996).

Gráfico 1. COMPONENTES DE LA RENTABILIDAD DE UN BONO ARRIESGADO.



Fuente: Alexander y Sharpe (1995).

La medida del diferencial de rentabilidad representa la prima que los inversores demandan para ser compensados por el riesgo de insolvencia al que están sujetos.

Una primera aproximación al diferencial de rentabilidad se obtiene como la diferencia entre el TIR del bono arriesgado y el TIR del bono libre de riesgo denominado diferencial de rentabilidad absoluto. La segunda aproximación se obtiene como el cociente entre los tantos internos de rendimiento del bono arriesgado y el bono libre de riesgo, y se denomina diferencial de rentabilidad relativo.

El objetivo del presente trabajo no es separar los componentes del diferencial de rentabilidad, el riesgo de insolvencia (que refleja la probabilidad de que ocurra la insolvencia y las pérdidas asociadas) y la prima de riesgo (prima que solicitan los inversores por el mayor riesgo que soportan), si no que es medir el diferencial de rentabilidad. Para ello se distingue entre la medida del diferencial de rentabilidad absoluto y la del diferencial de rentabilidad relativo, con el fin de obtener la medida más adecuada a utilizar en posteriores trabajos sobre modelos de valoración, gestión de carteras, explicar el ciclo empresarial o determinadas variables macroeconómicas como la inflación.

Las medidas que se utilizan en este trabajo para el diferencial de rentabilidad absoluto y relativo, son la diferencia y cociente respectivamente entre el tanto interno de rentabilidad de un bono arriesgado y el tanto interno de rendimiento que tiene un bono teórico, determinado a través del descuento de los flujos de caja arriesgados al tipo de interés libre de riesgo⁽⁶⁾, con características similares de cupones y periodo hasta la amortización.

(6) El tipo de interés libre de riesgo se obtiene a partir de la estimación de la Estructura Temporal de los Tipos de Interés o curva cupón cero del mercado español.

2.1. PROBLEMAS DE MEDIDA

El primer problema a la hora de calcular el diferencial de rentabilidad a partir de un precio teórico es determinar dicho precio. El precio teórico se obtiene mediante el descuento de los flujos de caja prometidos por el bono arriesgado a los tipos de interés libres de riesgo. Este tipo de interés libre de riesgo, es el tipo de interés spot que se obtiene mediante la estimación de la Estructura Temporal de los Tipos de Interés (ETTI). Por tanto, el modelo utilizado para estimar la ETTI introduce limitaciones, a las que habrá que incorporar las propias de los datos utilizados.

El segundo problema para el periodo de estudio se caracteriza por contar con un número de observaciones relativamente reducido.

El tercer problema, es el relativo a la consideración de la tasa impositiva. La distinta imposición que tienen los bonos empresariales y los bonos del Tesoro, implica que un incremento de los tipos de interés tiene un efecto impositivo mayor en los bonos empresariales que en los bonos del Tesoro. Para compensar este efecto el rendimiento de los bonos empresariales debe incrementar más que el rendimiento de los bonos del tesoro, lo que conduce a una relación positiva entre rendimientos del Tesoro y diferenciales de rentabilidad. Este efecto impositivo sobre el diferencial de rentabilidad es difícil de separar, ya que estas magnitudes, dependen entre otras cosas, del nivel de ingresos y tipo marginal impositivo que tenga el inversor.

3. ¿QUÉ MUEVE EL DIFERENCIAL DE BONOS EMPRESARIALES?

Para identificar los determinantes específicos del diferencial de rentabilidad, se realiza una revisión de la literatura sobre valoración de instrumentos financieros sujetos al riesgo de insolvencia.

Los modelos teóricos sobre valoración de bonos arriesgados se pueden agrupar dentro de los modelos de riesgo de ruina, o modelos que utilizan la valoración de opciones, en tres categorías: modelos estructurales, modelos de forma reducida y modelos mixtos. Además, existe una serie de modelos que podríamos agrupar dentro de los modelos actuariales, cuyo objetivo es determinar los diferenciales de rentabilidad entre bonos arriesgados y libres del riesgo de insolvencia, que después utilizan para valorar activos arriesgados.

Los modelos de forma reducida como Jarrow y Turnbull (1995), Jarrow, Lando y Turnbull (1997) y Duffie y Singleton (1999) especifican el proceso de insolvencia directamente y puede ser interpretado como un proceso de saltos hacia la insolvencia. Son modelos muy utilizados en la práctica ya que su tratamiento analítico es sencillo. Sin embargo, debido a la abstracción que realizan de los activos de la empresa son menos útiles para encontrar los determinantes del diferencial de rentabilidad. Los modelos

estructurales, como Merton (1974), Kim, Ramaswamy y Sundaresan (1993), Nielsen, Saa-Requejo y Santa-Clara (1993) y Longstaff y Schwartz (1995), y los modelos mixtos como Cathcart y El-Jahel (1998) y Madan y Unal (2000) para valorar deuda arriesgada especifican un proceso al valorar la empresa y asumen que la insolvencia ocurre cuando el valor de la empresa alcanza un determinado nivel.

Los modelos de riesgo de ruina, se caracterizan por valorar bonos sujetos al riesgo de insolvencia y utilizar la Teoría de Valoración de Opciones desarrollada por Black y Scholes (1973) y Merton (1974). A partir de esta teoría Merton (1974) deriva una fórmula para bonos sujetos al riesgo de insolvencia en la fecha de amortización. La valoración de los bonos requiere del conocimiento del valor de la empresa, del valor nominal de la deuda, de la volatilidad del valor de los activos de la empresa, del TIR de los bonos libres del riesgo de insolvencia con una vida equivalente a los arriesgados y la fecha de amortización de los bonos.

Entre los factores que influyen en el diferencial de rentabilidad, Duffee (1998), considera bonos arriesgados con la posibilidad de amortización anticipada. El diferencial de rentabilidad de bonos que incorporan la posibilidad de amortización anticipada cae cuando los TIR del Tesoro crecen. Sin embargo, esta relación es más fuerte en bonos con posibilidad de amortización anticipada. Bevan y Garzarelli (2000) muestran que una mayor volatilidad de los activos de la empresa junto con un mayor nivel de endeudamiento amplía el diferencial de rentabilidad. La relación entre el diferencial de rentabilidad y los tipos de interés libres de riesgo, normalmente se ha considerado negativa⁽⁷⁾, es decir, cuando crece el diferencial de rentabilidad los tipos de interés libres de riesgo caen y a la inversa. Esta cuestión, según Morris, Neal y Rolph (1998) y Bevan y Garzarelli (2000) es cuestionable por dos razones: en primer lugar muchos estudios sobre diferenciales de rentabilidad se centran en el corto plazo, y no incorporan información sobre los movimientos de las dos variables en el tiempo. En segundo lugar, si el diferencial de rentabilidad y los tipos de interés libres de riesgo están cointegrados, puede ocurrir que una combinación de activos revierta a la media, entonces los coeficientes estimados relacionan cambios en los rendimientos con cambios en los diferenciales. Bevan y Garzarelli (2000) mantienen que la relación no tiene por qué ser negativa, sino que depende del horizonte temporal que se esté considerando. En el mismo trabajo los autores encuentran que cuanto mayor es el crecimiento económico más se estrecha el diferencial de rentabilidad.

Para Elton, Gruber, Agrawal y Mann (1999) el diferencial de rentabilidad se explica a partir de tres elementos: la compensación por la insolvencia esperada de los bonos empresariales, la compensación por la distinta

(7) Véase entre otros Longstaff y Schwartz (1995), Duffee (1998).

tasa impositiva a la que están sujetos bonos arriesgados y bonos del Tesoro y la compensación por el riesgo sistemático adicional en el rendimiento de los bonos empresariales.

4. FONDO DE LA CONTROVERSA ENTRE EL DIFERENCIAL DE RENTABILIDAD ABSOLU- TO Y RELATIVO

La literatura existente sobre diferencial de rentabilidad de bonos no deja claro que medida utilizar si el diferencial de rentabilidad absoluto o relativo, si bien, la más utilizada es el diferencial absoluto. En este apartado se analiza si existen diferencias a la hora de trabajar con una medida u otra, y si se observan diferencias entre ambas medidas, ¿qué aproximación es aconsejable, el diferencial absoluto, o el diferencial relativo, en el mercado español?

La controversia existente sobre qué magnitud se utiliza en la práctica se resuelve del siguiente modo⁽⁸⁾. Cuando las pérdidas por insolvencia son independientes del nivel de rendimiento, entonces la medida del diferencial a utilizar es la del diferencial absoluto. En este supuesto el diferencial absoluto, únicamente representa una compensación por las pérdidas sufridas por insolvencia. Sin embargo, no considera una prima de riesgo añadida al riesgo de crédito, que los inversores exigen por invertir en títulos con un mayor riesgo. Es decir, cuando se utiliza el diferencial de rentabilidad absoluto se asume que los inversores son neutrales al riesgo y solo se les recompensa cuando se produce la insolvencia.

Ahora bien, si el modelo considera el efecto impositivo e inversores aversos al riesgo, es decir, se trabaja con bonos sujetos a diferentes tasas impositivas e inversores que para invertir en los títulos más arriesgados piden una prima que les compense por el mayor riesgo, en ese supuesto se debe utilizar como medida del diferencial de rentabilidad el diferencial relativo. Por ejemplo, asumimos que un bono con rendimiento Y_1 está afectado por una tasa impositiva T_1 , y un segundo bono con un rendimiento Y_2 está afectado por una tasa impositiva T_2 . Si sus rendimientos después de impuestos son iguales tenemos:

$$Y_1(1 - T_1) = Y_2(1 - T_2) \quad [1]$$

reagrupando nos queda

$$Y_1 / Y_2 = (1 - T_2) / (1 - T_1) \quad [2]$$

(8) Véase al respecto Jones (1995).

Si el bono 2 tiene una tasa impositiva igual a cero, es decir, $T_2=0$, entonces:

$$Y_1/Y_2=1/(1-T_1) \quad [3]$$

La medida del ratio, o diferencial relativo, como medida del diferencial de rentabilidad iguala sus valores antes y después de impuestos, lo que significa que es independiente del nivel de los tipos de interés y recoge el efecto fiscal con independencia del tipo de interés que se tenga.

Si se comparan en España los bonos empresariales y los títulos del Tesoro, se observa que el Tesoro cuenta con títulos exentos de retención. Además, existen emisiones arriesgadas que cuentan con determinadas ventajas fiscales. La utilización del diferencial relativo como medida del diferencial de rentabilidad, permite que el efecto impositivo no sea importante ya que el valor del TIR antes y después de impuestos es el mismo. Por tanto, para un análisis comparado de títulos con distintos efectos fiscales la medida más adecuada del diferencial de rentabilidad es la relativa.

Por otro lado, si el TIR de un bono empresarial (Y_2) lo definimos como la suma del TIR del bono del Tesoro (Y_1) más una prima por las pérdidas sufridas por insolvencia (D), que refleja la probabilidad de que ocurra la insolvencia y las pérdidas asociadas: $Y_2=Y_1+D$; y a ello añadimos una prima de riesgo R , que solicitan los inversores por el mayor riesgo al que están sujetos:

$$Y_2 = Y_1 + D + (Y_1 \cdot R) \quad [4]$$

operando llegamos a la expresión

$$\frac{(Y_2 - D)}{Y_1} = 1 + R \quad [5]$$

Este resultado muestra como el diferencial relativo también recoge el efecto de inversores que exigen ser compensados por el mayor riesgo al que están sujetos por invertir en títulos arriesgados.

Para finalizar con el análisis comparado entre el diferencial de rentabilidad absoluto y relativo, se considera intuitivamente el diferencial de los bonos empresariales, lo que Dialynas y Edington (1992) llaman Teoría del rendimiento relativo. Sugieren que el diferencial relativo de bonos no gubernamentales es más estable y sus resultados más útiles que los obtenidos con el diferencial absoluto.

La consistencia empírica del diferencial relativo y la relativa inconsistencia del diferencial absoluto la podemos observar a partir de la tabla siguiente:

Tabla 2. DIFERENCIALES DE RENTABILIDAD ABSOLUTO Y RELATIVO

Periodo	Media Rendimientos Tesoro a 10 años	Media rendimientos bonos calificados BBB	Media de los diferenciales de rendimiento absoluto	Media de los Diferenciales de rendimiento relativos
1955-1959	3.46	4.21	75	1.217
1960-1964	4.03	4.79	76	1.189
1965-1969	5.32	6.22	95	1.169
1970-1974	6.82	8.75	197	1.283
1975-1979	8.17	10.04	191	1.229
1980-1984	12.30	15.18	276	1.234
1985-1989	8.81	10.92	209	1.240

Fuente: Pacific Investment Management Company & Wharton Econometric Forecasting Associates, Dialynas y Edington (1992).

La teoría confirma la intuición. Los inversores están más preocupados por los rendimientos relativos que por los nominales. Así en el periodo 1955-59, el diferencial absoluto es de 75 puntos básicos, lo que representa aproximadamente un 22% de los incrementos en el rendimiento para ese periodo. Sin embargo, esos mismos 75 puntos básicos en cualquier otro periodo de tiempo, por ejemplo para el 1980-84, suponen un incremento en la rentabilidad de los inversores del 6% únicamente. Los resultados confirman la importancia del nivel de rendimiento si se utiliza el diferencial absoluto o relativo. Si los mercados no reflejan variaciones importantes en los niveles de rentabilidad, o hay periodos de tiempo de cierta estabilidad es indiferente la medida del diferencial de rentabilidad que se utilice, mientras que en mercados o periodos en los que los diferenciales de rentabilidad son muy volátiles la medida más adecuada es el diferencial relativo.

5. ESTIMACIÓN DE LAS MEDIDAS DE DIFERENCIAL DE RENTABILIDAD

Los riesgos a los que está expuesto el inversor en renta fija son ⁽⁹⁾ el riesgo de interés, de liquidez, de insolvencia, de cambio, de inflación y amortización anticipada. En el estudio que se realiza, riesgos como el de tipo de cambio, inflación y amortización anticipada no se consideran, ya que se refiere a títulos del mercado español, con tipos de interés nominales y de amortización única.

(9) Véase para un análisis más completo Fabozzi y Fabozzi (1989).

Entre los factores que influyen sobre el TIR del bono, cabe destacar los efectos cupón y fiscal.

El efecto cupón, denominado sesgo del cupón, se define como la diferencia entre el tipo de interés de un bono cupón cero teórico para un plazo determinado y el TIR del bono. Depende, por tanto, de la amplitud del plazo hasta el vencimiento del título y de su cupón. A mayor cupón y mayor plazo de amortización en un bono, mayor sesgo del cupón sobre el TIR del título. Para una ETTI creciente el sesgo del cupón es positivo, y para ETTI decreciente el sesgo del cupón es negativo.

El análisis del sesgo del cupón descansa en el hecho de que los tipos de interés varían tanto al alza como a la baja y esto se traduce directamente en la TIR del bono. Hay emisiones de bonos con vencimientos muy cercanos que pagan cupones distintos y tienen TIR distintas; y hay bonos que pagan cupones diferentes que se amortizan en periodos distantes y cuya TIR es similar⁽¹⁰⁾.

En cuanto al efecto fiscal, los rendimientos de los títulos de renta fija están sujetos al rendimiento de capital mobiliario⁽¹¹⁾. La tenencia de un título con cupón elevado implica una desventaja fiscal respecto a los títulos que presentan cupones más reducidos, como consecuencia de que en los títulos con cupones más bajos se produce un aplazamiento de la tributación. En el caso de títulos cupón cero o emitidos al descuento la retención no se produce hasta el momento de la amortización o enajenación de los mismos.

El análisis de los dos factores muestra que es necesario conocer cual es el tipo de interés futuro, por lo que se precisa de una estimación de la ETTI o curva de tipos cupón cero para la correcta determinación de los diferenciales de rentabilidad⁽¹²⁾. Dado que los tipos de interés al contado no son directamente observables⁽¹³⁾, y que, por tanto, tampoco lo es la ETTI, hay que estimarla. En este trabajo se ha utilizado la metodología propuesta por Contreras, Ferrer, Navarro y Nave (1996), en la que se adapta el modelo de Vasicek y Fong (1982) al Mercado de Deuda Pública Anotada español⁽¹⁴⁾. En ella se utilizan métodos no paramétricos basados en fun-

(10) Véase al respecto los ejemplos del Instituto de Analistas Financieros (1996). Para un análisis más completo sobre el efecto cupón véase Tuckman (1995).

(11) En el periodo de análisis estudiado el pago de cupones soporta una retención a cuenta del 25%.

(12) La ETTI, o curva de tipos cupón cero, se define como la relación existente, en un momento del tiempo determinado, entre el rendimiento de los títulos de renta fija cupón cero (o bien emitidos al descuento) y el periodo que resta hasta su vencimiento, para títulos libres del riesgo de insolvencia y amortizables en dicho plazo.

(13) En la actualidad si es posible observar los tipos spot para distintos periodos del tiempo gracias a la separación de los flujos que genera el bono en cupón y principal, y la posibilidad de negociación por separado. Sin embargo, dado el bajo volumen negociado, es necesaria una estimación de los tipos de interés.

(14) Una revisión de los trabajos más relevantes sobre estimación de la ETTI en el mercado español puede verse en Nave (1998).

ciones *splines* exponenciales para la estimación previa de la función de descuento ⁽¹⁵⁾, $D(t)$. A partir de ella, se obtienen los tipos de interés al contado, R^t , correspondientes a cada plazo.

El modelo es el siguiente:

$$\sum_{r=1}^p C_r^k D(t_r^k) + \gamma W^k + \varepsilon_k \tag{6}$$

donde:

- P^k es el precio del título k expresado en tanto por uno de su valor nominal,
- C_r^k es la cuantía en tanto por uno del pago por cupones o amortización del principal con vencimiento en T ,
- $D(t)$ es la función de descuento, que proporciona el valor actual de una unidad monetaria disponible en t ,
- ε^k es el término de error ⁽¹⁶⁾,
- W^k es una variable que recoge el diferente tratamiento fiscal que tienen los Bonos y Obligaciones del Estado (B y OE) frente a las Letras del Tesoro (LT) como consecuencia de la retención a cuenta aplicable al pago de los cupones para los inversores residentes. Toma los siguientes valores:

$$W^k = \begin{cases} 0 & \text{para las LT} \\ C^k \sum_{i=1}^p (1 + y^k)^{-(s+i-1)} & \text{para los B y OE} \end{cases} \tag{7}$$

siendo:

- y^k el TIR del título k .
- s el período en años hasta el pago del primer cupón.
- p el número de pagos en concepto de cupones que genera el título k .

La estimación de la ETTI se realiza por el método de mínimos cuadrados generalizados, dada la naturaleza heteroscedástica de los términos de error del modelo.

(15) La función $D(t)$ proporciona el valor actual de una unidad monetaria disponible en t . La expresión que relaciona esta función con el tipo de interés al contado para el mismo plazo, es la siguiente:

$$R_t = \left(\frac{1}{D(t)} \right)^{1/t} - 1$$

(16) Su media es cero y su varianza depende de la *duración* del título.

Una vez estimada la ETTI se pueden calcular los diferenciales de rentabilidad para cada título. El TIR teórico, se obtiene a partir del precio de un título hipotético de deuda del Estado con los mismos flujos netos de caja que el bono arriesgado. El procedimiento de cálculo de este precio teórico consiste en actualizar los flujos netos de caja del título a partir de los tipos de interés al contado que proporciona la ETTI para cada plazo, evitando de esta forma la incidencia del sesgo del cupón, y añadiendo el término $\gamma \cdot W^k$ que anula el efecto de la prima fiscal provocado por la distinta cuantía de los cupones y el número de pagos por cupones.

La expresión de los diferenciales de rentabilidad absoluto y relativo son:

$$DR_A^k = y^k - y_T^k \quad [8]$$

$$DR_R^k = \frac{y^k}{y_T^k} \quad [9]$$

siendo:

- DR_A^k el diferencial de rentabilidad absoluto del título k ,
- DR_R^k el diferencial de rentabilidad relativo del título k ,
- y^k el TIR observado del título k ,
- y_T^k el TIR teórico del título k que se obtiene a partir del precio teórico procedente de la siguiente expresión:

$$P_T^k = \sum_{i=1}^p C_i^k (1 + R(t_i^k))^{-(s+i-1)} + \gamma \cdot W^k \quad [10]$$

donde:

- P_T^k es el precio teórico del título k expresado en tanto por uno de su valor nominal,
- C_i^k es la cuantía en tanto por uno del pago por cupones o amortización del principal con vencimiento en T ,
- $R(t)$ es el tipo de interés al contado o tipo cupón-cero correspondiente al plazo t ,
- s es el período en años hasta el pago del primer cupón,
- p es el número de pagos en concepto de cupones que genera el título k ,
- $\gamma \cdot W^k$ es la prima fiscal del título k como consecuencia de la retención del 25% del pago en concepto de cupones a que está sujeta dicho título.

6. ANÁLISIS DE LOS DATOS UTILIZADOS

El periodo analizado es el comprendido entre enero de 1993 y diciembre de 1997 (5 años). Se dispone, de las cotizaciones diarias de las opera-

ciones de compraventa simple al contado de los mercados: Bolsa Madrid, Bolsa de Bilbao, AIAF Mercado de Renta Fija y MDPA⁽¹⁷⁾. Los datos utilizados se someten a un proceso de filtro similar al realizado por Sarig y Warga (1989), que permita solucionar muchos de los problemas que se pueden plantear en el trabajo empírico.

Los datos utilizados definitivamente cumplen con las siguientes características:

1. Los precios utilizados son los medios diarios de las operaciones de compraventa simple al contado, en el mercado de deuda pública anotada y AIAF, mientras que para el mercado bursátil han sido los precios de cierre⁽¹⁸⁾.
2. Son emisiones de amortización única, por lo que se eliminan todos aquellos títulos que se amortizan por reducción del nominal unitario o simplemente por amortización anticipada.
3. No se consideran las emisiones con pago de cupones variables o indicados.
4. Se seleccionan aquellas emisiones que han cotizado un número mínimo de sesiones al año (entre 55 y 60), y por tanto son títulos que cuentan con una determinada liquidez.
5. Se eliminan todas aquellas emisiones cuyo emisor no esté calificado, lo que garantiza información sobre la calidad de las emisiones.

Se eliminan las emisiones bonificadas fiscalmente (en España actualmente son algunas de las emisiones de empresas eléctricas y las concesionarias de autopistas las que cuentan con estas ventajas).

En la estimación de la ETTI, los títulos que se han considerado ninguno de ellos supera el límite de los 10 años, de modo que trasladar los resultados a títulos con periodos hasta la amortización superiores podría producir algunas anomalías.

En cuanto al valor del TIR, se ha calculado para todos y cada uno de los títulos finalmente seleccionados siguiendo el siguiente criterio. Se utiliza el precio de cada uno de los mercados, capitalización compuesta, año natural, y fecha valor la fecha de negociación.

(17) Para la estimación de la Estructura Temporal de los tipos de interés se han utilizado los datos del mercado de deuda pública anotada, en operaciones de compraventa simple de letras del tesoro y bonos y obligaciones del estado. En cuanto a los datos utilizados de renta fija arriesgada se han utilizado únicamente las operaciones de bonos y obligaciones de Bolsa de Madrid, Mercado de Deuda Pública Anotada de otras administraciones y organismos públicos, Bolsa de Bilbao y AIAF.

(18) Esto si bien puede provocar algunos problemas de asincronía en los resultados, no parece que sea excesivamente relevante en el trabajo que aquí se realiza.

Los datos finalmente seleccionados se resumen en la tabla 3:

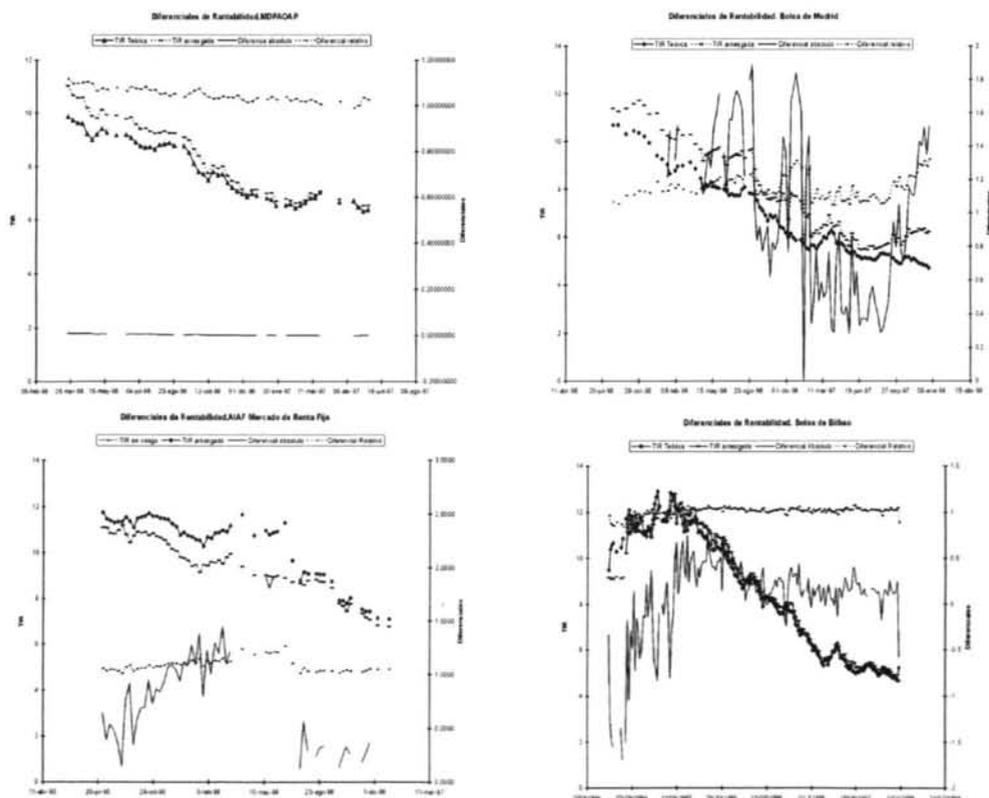
Tabla 3. TÍTULOS SELECCIONADOS POR MERCADOS

Mercados	Bolsa de Madrid	Bolsa de Bilbao	Mdo. Renta Fija AIAF	MDPA Otras Admones.	Total
N.º títulos seleccionados	29	7	28	22	86

Fuente: Elaboración propia, a partir de los datos suministrados por los mercados.

7. ANÁLISIS DE RESULTADOS

Gráfico 2. TIR Y DIFERENCIALES DE RENTABILIDAD



Los gráficos representan los TIR de los bonos teóricos y arriesgados, así como sus correspondientes diferenciales de rentabilidad relativo y absoluto de un bono representativo de los cuatro mercados que se están analizando (MDPAOAP, Bolsa de Madrid, AIAF y Bolsa de Bilbao). Se observa en los mismos que el diferencial absoluto tiene una variación mucho mayor que el diferencial relativo a lo largo del tiempo. Esta diferencia es más acusada en el mercado Bolsa de Madrid, ya que esta diferencia se acentúa cuando las variaciones de rendimiento son mayores.

Por otro lado, el diferencial relativo ha sido comparativamente más estable y aparentemente independiente del nivel de los tipos de interés. A partir de estas observaciones, se pueden comprobar estos resultados estadísticamente mediante el cálculo de su media y desviación típica.

Tabla 4. ESTADÍSTICOS DEL DIFERENCIAL ABSOLUTO Y RELATIVO

Mercados		DIF. Abs.	DIF. Rel.	TIR teórica	TIR arriesgada
Bolsa de Madrid	Media	0,85059	1,09824	8,995549	9,84613
	Desv. Típica	1,21216	0,14393	2,079364	2,44491
Bolsa de Bilbao	Media	0,13777	1,02072	8,09688	8,23465
	Desv. Típica	0,42265	0,04781	2,40058	2,43816
MDPA	Media	0,00284	1,0366	8,56290	8,84744
Otras Admnes.	Desv. Típica	0,004637	0,05621	1,86852	1,88621
Mdo. Renta fija	Media	0,37721	1,04366	8,72675	9,10396
	AIAF Desv. Típica	0,65469	0,07051	1,97232	2,12481

Fuente: Elaboración propia.

La tabla 4 muestra que el diferencial relativo es más estable y su estadístico es más apropiado para su utilización posterior en todos los mercados excepto en el MDPA Otras Administraciones. Para el diferencial absoluto en el mercado de Bolsa de Madrid, por ejemplo, su media es 0,85059 con una desviación típica de 1,21216 (0,85059+/-1,21216). En el caso del diferencial relativo para el mismo mercado, la media es 1,09824 con una desviación típica de 0,14393 (1,09824+/-0,14393), que constata lo que habíamos adelantado tras la observación de los gráficos, la mayor estabilidad en el diferencial relativo.

Finalmente, se han calculado las siguientes regresiones de la formulación de los diferenciales absolutos y relativos usando mínimos cuadrados ordinarios, para cada título seleccionado y para la totalidad del mercado. Las ecuaciones regresadas han sido las siguientes:

Diferencial absoluto:

$$DR_A = y - y_T = a + b \cdot y_T + \varepsilon_t \quad [11]$$

Diferencial relativo:

$$DR_R = \frac{y}{y_T} = a + b \cdot y_T + \varepsilon_t \quad [12]$$

Tabla 5. REGRESIONES DE LOS DIFERENCIALES ABSOLUTOS Y RELATIVOS

Mercado	N.º de Observaciones	Variable Dependiente	Constante	Coefficiente de y_T (estadístico t)
Bolsa de Madrid	2471	$y - y_T$	0,662715	0,020766 (1,768332)
		y/y_T	1,167580	-0,007719 (-5,570080)
Bolsa de Bilbao	866	$y - y_T$	0,411373	-0,035104 (-5,947542)
		y/y_T	1,081806	-0,007588 (-5,902701)
Mdo. Renta Fija	1838	$y - y_T$	0,157155	0,025216 (3,264375)
		y/y_T	1,052277	-0,000987 (-1,182600)
MDPA	988	$y - y_T$	0,006232	-0,039552 (-5,119119)
Otras Admones.		y/y_T	1,106215	-0,813016 (-8,904509)

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados de la regresión presentados en la tabla 5, para la totalidad de observaciones de cada uno de los mercados, muestra que el diferencial de rentabilidad en los mercados bolsa de Madrid, Bolsa de Bilbao y AIAF Mercado de renta fija no depende del nivel de rendimiento. El diferencial relativo obtiene mejores resultados, en general, si bien los valores del diferencial de rentabilidad absoluto también son relativamente pequeños, por lo que en principio ambas medidas son válidas en el mercado español.

8. CONCLUSIONES

El elemento clave, en la valoración de bonos arriesgados, y por tanto, en la gestión de activos arriesgados, es el diferencial de rentabilidad. Tras una presentación de los modelos de valoración de activos arriesgados, se

utiliza una formulación teórica, basada en el modelo de estimación de la ETTI de Contreras, Ferrer, Navarro y Nave (1996) que permite calcular el diferencial de rentabilidad absoluto y relativo.

Determinados ambos diferenciales el presente trabajo analiza que diferencial de rentabilidad, absoluto o relativo, es más apropiado para el mercado español. Los trabajos que se realizan sobre el mercado de renta fija arriesgada necesitan conocer qué medida es más adecuada en cada caso.

El resultado más importante que se obtiene es que el diferencial de rentabilidad relativo es más estable, y su valor no depende del nivel de rendimiento, lo que se cumple en todos los mercados excepto en el MDPA Otras administraciones. Esta conclusión coincide con la de otros trabajos para el mercado estadounidense como el de Lamy y Thompson (1988) y Jones, F.J. (1995).

Se puede justificar, en la práctica, la mayor estabilidad del diferencial de rentabilidad relativo y la independencia del nivel de rendimiento, del siguiente modo; cuando se trabaja con emisiones de bonos es muy importante detenerse a analizar el periodo de estudio que se considera. En periodos de tiempo en los cuales hay grandes variaciones de los tipos de interés, es más apropiado utilizar el diferencial relativo frente al absoluto, ya que este diferencial explica mejor la prima de riesgo por insolvencia. Sin embargo, durante periodos de tiempo en los cuales hay cierta estabilidad de los tipos de interés, parece más adecuado trabajar con el diferencial absoluto, si bien, las diferencias en este caso no son muy importantes.

De esta misma forma, se puede explicar para el mercado español, los resultados para el MDPA. En este mercado la estabilidad de los tipos de interés es superior a cualquier otro mercado, fundamentalmente por los títulos en el contratados, y los agentes que negocian en el mismo. Esto hace, que sin ser los resultados concluyentes, excepto para el mercado de Bolsa de Madrid, es preferible utilizar el diferencial relativo frente al absoluto en los mercados españoles de renta fija arriesgada, excepto en el MDPA.

Ahora bien, todos los resultados presentados deben ser interpretados con las limitaciones pertinentes. Por un lado, por las características de los datos utilizados, el periodo de tiempo analizado y por el número de datos con el que se ha trabajado. El número de observaciones utilizadas, si bien mejora la mayoría de los trabajos presentados hasta la fecha sobre renta fija arriesgada, todavía necesita de una ampliación en cuanto a la extensión de la serie estudiada, para dotar de una mayor robustez a los resultados obtenidos.

Este trabajo sobre el diferencial de rentabilidad es un primer paso que permitirá profundizar en el futuro en las investigaciones que se realicen sobre los mercados de renta fija arriesgada, ya sean de valoración, gestión de carteras, o predicción de variables.

BIBLIOGRAFÍA

- ALEXANDER, G.J. y SHARPE, W.F.: *Investments*, 5.ª Edición. Ed. Prentice Hall International, New Jersey. 1995.
- BEVAN, A. y GARZARELLI, F.: "Corporate Bond Spreads and the Business Cycle: Introducing GS-SPREAD" *Journal of Fixed Income*, marzo, 2000, pp. 8-18.
- BLACK, F. y SCHOLES, M.: "The pricing of options and corporate liabilities". *Journal of Political Economy*, vol. 81, 1973, pp. 637-654.
- CATHCART, L. y EL-JAHEL: "Valuation of defaultable bonds", *Journal of Fixed Income*, junio, 1998, pp. 65-78.
- CONTRERAS, D.; FERRER, R.; NAVARRO, E. y NAVE, J.M.: "Análisis factorial de la estructura temporal de los tipos de interés en España", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. 25, n.º 86, enero-marzo, 1996, pp. 139-164.
- DIALYNAS, C.P. y EDINGTON, D.H.: "Bond yield spreads: A postmodern view". *Journal of Portfolio Management*, Fall, 1992, pp. 68-75.
- DÍAZ, A.; ESCRIBANO, F. y GENTO, P.: "Modelos de Valoración del Riesgo de Insolvencia", *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, vol. 5, n.º 1, 1996, pp. 111-120.
- DÍAZ, A. y NAVARRO, E.: "El diferencial de rentabilidad en la deuda privada española". *Revista de Economía Aplicada*, vol. 5, n.º 14, 1997, pp. 51-79.
- DUFFEE, G.: "Treasury Yields and Corporate Bond Yield Spreads: An empirical Analysis". *Journal of Finance*, vol. 53, 1998, pp. 2.225-2.242.
- DUFFIE, D. y SINGLETON, K.: "Modeling Term Structure of Defaultable Bonds". Working Paper, Stanford University. 1999.
- ELTON, E.J.; GRUBER, M.J.; AGRAWAL, D. y MANN, C.: "Explaining the rate spread on corporate bonds?", Working Paper, Stern School of Business, New York University. 1999.
- FABOZZI, F.J.: *Fixed Income Mathematics*, Ed. Probus Publishing Company, Chicago. 1993.
- FABOZZI, F.J. y FABOZZI, T.D.: *Bond Markets, analysis and Strategies*, Ed. Prentice Hall International, New Jersey. 1989.
- GERTLER, M. y LOWN, C.S.: "The information in the High-Yield Bond Spread for the Business Cycle: Evidence and Some Implications". *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 15, n.º 3, 1999, pp. 132-150.
- Instituto de Analistas Financieros: *Curso de Bolsa y Mercados Financieros*, Ed. Ariel, Barcelona. 1996.
- JARROW, R. y TURNBULL, S.: "Pricing Derivatives on Financial Securities Subject to Credit Risk". *Journal of Finance*, vol. 50, 1995, pp. 53-86.
- JARROW, R.; LANDO, D. y TURNBULL, S.: "A Markov Model of the Term Structure of Credit Spreads", *Review of Financial Studies*, vol. 10, 1997, pp. 481-523.
- JONES, F.J.: "Corporate Bond Valuations" en Ho, T.S.: *Fixed Income Investment*, Ed. Irwin Professional Publishing. 1995.
- KIM, I.J.; RAMASWAMY, K. y SUNDARESAN, S.: "Does default risk in coupons affect the valuation of corporate bonds?: A contingent claims model", *Financial Management*, vol. 22, 1993, pp. 117-131.

- LONGSTAFF, F.A. y SCHWARTZ, E.S.: "A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt" *Journal of Finance*, vol. 50, n.º 3, 1995, pp. 789-819.
- MADAN, D.B. y UNAL, H.: "A two-factor hazard rate model for pricing risky debt and the term structure of credit spreads", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 35, n.º 1, marzo, 2000, pp. 43-65.
- MERTON, R.: "On the pricing of corporate debt". *Journal of Finance*, vol. 29, 1974, pp. 449-470.
- MORRIS, C.; NEAL, R. y ROLPH, D.: "Credit Spreads and Interest Rates: A Cointegration Approach". Federal Reserve Bank of Kansas City. 1998.
- NAVE, J.M.: *Estructura Temporal de los Tipos de Interés e Inmunización Financiera en el Mercado Español*. Tesis Doctoral. Universidad de Valencia. 1998.
- NIELSEN, SAA-REQUEJO y SANTA-CLARA: "Default risk and interest rate risk: the term structure of default spreads", I Jornadas de Economía financiera, Fundación BBV, Junio, 1993.
- SARIG, O. y WARGA, A.: "Some Empirical Estimates of the Risk Structure of Interest Rates", *Journal of Finance*, vol. 44, 1989, pp. 1351-1360.
- TUCKMAN, B.: *Fixed Income Securities: Tools for today's Markets*. Ed. John Wiley and Sons. 1995.