

¿Es posible predecir el comportamiento del tipo de cambio? Una aplicación del modelo de Lucas al caso español

BARBERÁ DE LA TORRE, RAFAEL ANTONIO(*), DONCEL PEDRERA, LUIS MIGUEL(**)
y SAINZ GONZÁLEZ, JORGE(***)

Departamento de Economía Aplicada I. Universidad Rey Juan Carlos.

E-mails: (*) rafael.barbera@urjc.es - (**) luismiguel.doncel@urjc.es - (***) jorge.sainz@urjc.es

RESUMEN

El objetivo de toda inversión es lograr la mayor rentabilidad con el menor riesgo posible. El riesgo por tipo de cambio puede provocar que el rendimiento de una cartera de inversión esté desvirtuado con relación a los fundamentos económicos de los activos que componen dicha cartera. En este trabajo, por medio de la aplicación de la técnica de la calibración, se estudia la cuantía y el comportamiento de los tipos de cambio al contado, plazo y la prima de riesgo del mercado español en un modelo de equilibrio general. El análisis se efectúa para distintos grados de aversión al riesgo, de apertura de la economía y factores de descuento subjetivos de los individuos. Las predicciones obtenidas consiguen unos resultados muy positivos al recoger el comportamiento del tipo de cambio con un horizonte temporal de largo plazo.

Palabras clave: Tipos de cambio, valoración de activos, prima de riesgo, calibración.

On the predictability of the exchange rate behaviour: An application of Lucas' Model to the Spanish case

ABSTRACT

The goal of every investment is to obtain maximum return with minimum risk. Foreign exchange risk could cause that a portfolio return differs from the fundamentals of the assets which composes it. In this paper we study, by using the calibration method, the behaviour and size of the spot, forward exchange rate and forward premium for the Spanish market in a general equilibrium model. This research considers different risk aversion coefficients, opening levels in the economy and subjective discount factors. Results replicate closely the actual exchange rate behaviour in the long run.

Keywords: Exchange rates, asset pricing, risk premium, calibration.

JEL classification: C68, E17, F31, F37.

Artículo recibido en marzo de 2005 y aceptado para su publicación en enero de 2006.

Artículo disponible en versión electrónica en la página www.revista-eea.net, ref.: e-24107.

1. INTRODUCCIÓN

El objetivo de todo inversor es lograr una inversión lo más eficiente posible, esto es, conseguir el máximo rendimiento con el menor riesgo posible. Esta consideración implicaría la reducción de toda fuente posible de incertidumbre, incluido el riesgo país. Por ello, es ampliamente aconsejable formar una cartera de inversión con activos de distintas regiones económicas mundiales. El rendimiento final de toda cartera, en este caso, será función del comportamiento asociado de las divisas en las que están nominados dichos activos respecto a la moneda nacional. En un mundo cada vez más globalizado e integrado financieramente y donde las transacciones financieras constituyen la gran mayoría de los intercambios producidos, el análisis de la existencia de un pago en demasía, conocido como prima de riesgo, por la asunción de un riesgo por tipo de cambio y su posible cuantía puede tener una relevancia significativa.

Han sido varios los autores que han estudiado el riesgo por tipo de cambio en el Modelo de Lucas (1982). Hodrick y Srivastava (1986) fueron pioneros en este ámbito logrando una prima de riesgo positiva. Sin embargo, Engel (1992) indica que la cuantía de esta prima puede deberse más a las covarianzas entre las perturbaciones monetarias y la producción real que a una verdadera prima, hecho común en los modelos que plantean restricciones del tipo “*cash in advance*”. De hecho, Svensson (1985) y Hodrick (1989) modifican el modelo de tal forma que el dinero se convierte en un activo demandado no sólo por motivos de transacción sino también por motivos de precaución y depósito de valor. Su transformación permite ciertas ganancias predictivas pero sin ser suficientes para explicar el alto grado de volatilidad presente en los tipos de cambio. Macklem (1991), mediante el uso de la calibración en el modelo original de Lucas (1982) consigue replicar cualitativamente el comportamiento estocástico de los tipos pero falla en la obtención de la prima de riesgo. Backus *et al.* (1993), también mediante el empleo de la calibración e incorporando una función de utilidad basada en las pautas del consumo pasado del tipo Constantinides (1990) sí obtienen una mejora considerable respecto a las volatilidades de las tasas de retorno aunque lejos de las reales y con parámetros de preferencias no muy creíbles. Bekaert (1994) efectúa un cálculo similar tanto para el modelo de Lucas como para el de Svensson (1985) logrando mejoras en la volatilidad de la prima de riesgo pero perdiendo precisión en la determinación del tipo de cambio.

Debido a los problemas que plantean los modelos de competencia perfecta en la determinación del tipo de cambio y su prima de riesgo, Obstfeld y Rogoff (1995) desarrollan un modelo con precios rígidos, con un gran fundamento microeconómico y en un contexto intertemporal lo que supone un nuevo avance en este ámbito de estudio.

¹ Véase, el siguiente epígrafe sobre el modelo teórico para un análisis de las implicaciones de esta propiedad

No obstante, Hu (1997) vuelve a los orígenes del Modelo de Lucas para conseguir importantes avances en la obtención de primas de riesgo variable en el tiempo debido a las volatilidades en dinero y producción. En esa misma línea, Sul (1999) aplica la calibración en el Modelo de Lucas incorporando una función de utilidad aditivamente separable y consigue replicar el exceso de volatilidad de la tasa de retorno realizada del tipo de cambio así como la fuerte correlación del premio futuro. Moore y Roche (2002) mediante el uso de una función con persistencia en las pautas y externalidades en el consumo del tipo de Campbell y Cochrane (1999) replican mediante simulación la mayoría de las volatilidades presentes en el comportamiento de los tipos de cambio salvo la de la tasa de retorno esperada del tipo al contado.

Como se puede apreciar, los resultados en la búsqueda del mimetismo mediante simulación del comportamiento de los tipos de cambio son cada vez más alentadores, principalmente en lo referido a la obtención de los valores teóricos simulados. Aunque, quizá, se debería tener presente que no parece existir ningún modelo o especificación del tipo de cambio que cumpla todos los criterios de éxito para todos los tipos de cambio u horizontes temporales, Cheung *et al.* (2002).

1.1. ESTUDIOS ESPAÑOLES EN EL ANÁLISIS DEL TIPO DE CAMBIO

Son numerosos los autores nacionales que han realizado aportaciones muy relevantes en el ámbito del estudio de la modelización y comportamiento de los tipos de cambio así como de la generación de las primas de riesgo.

Pi (1989), Ayuso y Restoy (1992) y Ayuso *et al.* (1992) efectúan análisis sobre la eficiencia en el mercado cambiario de la peseta para obtener la misma conclusión, en este mercado no se cumple el supuesto de eficiencia por la existencia de individuos aversos al riesgo sugiriéndose la presencia de una prima de riesgo. Esta presencia va a ocasionar que sea extremadamente difícil, tanto por el alto grado de volatilidad como por la complejidad del proceso subyacente que lo gobierna, la predicción del comportamiento dinámico del tipo de cambio, Bajo y Sosvilla (1993).

De hecho, Manrique (2001), presenta para el tipo de cambio de la peseta respecto al marco alemán, bajo el enfoque de equilibrio de *stocks* o mercado de activos, distintas modelizaciones y estimaciones tanto suyas como de otros autores nacionales y extranjeros, obteniendo unos resultados poco alentadores. En el terreno de los modelos de equilibrio general, Jiménez (2003) efectúa un estudio de simulación para el comportamiento del tipo de cambio y de la prima de riesgo generada en estos modelos alcanzando unos resultados, para los tipos de cambio, algo alejados de los verdaderamente observados mientras que son más positivos en lo referido a la prima de riesgo.

Debido, en parte, a estos resultados, en los últimos años ha tomado fuerza la inclusión de nuevas variables como la llegada de nueva información a los mercados lo que consigue un aumento significativo de la volatilidad en los modelos, como muestra Vega (2002), o nuevas técnicas de predicción mediante el uso de predictores

no lineales, Bajo *et al.* (2001), Fernández *et al.* (2003) y Andrada *et al.* (2004). Este nuevo método aporta unas mejoras importantes en términos predictivos en relación a los predictores lineales del tipo de cambio además de nueva información no contenida en otros modelos como el de paseo aleatorio.

Sin embargo, mantiene el interés, precisamente por no haberse logrado unas réplicas adecuadas de las autocorrelaciones y la prima de riesgo existentes en la realidad, el estudio del cálculo de la prima de riesgo y la predicción del tipo de cambio en los modelos de equilibrio general mediante los métodos clásicos.

Con la vista puesta en esta meta, la investigación desarrollada en este trabajo articula una economía artificial que, con la ayuda de ciertos parámetros de comportamiento y dentro del marco teórico de un modelo de equilibrio general del tipo especificado por Lucas aplicado al riesgo cambiario, intenta alcanzar unos resultados acordes con los observados en la realidad española antes de la incorporación de la peseta a la moneda única.

En concreto, nuestro estudio aplica la técnica de la calibración al caso español. Para ello, se calcularán unos valores simulados para los tipos de cambio al contado y a plazo de la peseta respecto al dólar; la volatilidad, medida a través de la desviación típica; y la autocorrelación de primer orden mostrada por la tasa bruta de depreciación, el premio a plazo y la tasa de retorno por la especulación. Una vez obtenidos estos valores, se procede a su comparación con los reales para comprobar el grado de exactitud cualitativo y cuantitativo de predicción que atesora el modelo. Como producto de esta investigación, se obtienen unos resultados bastante satisfactorios respecto a la pauta que presentan las autocorrelaciones simuladas y a la prima de riesgo generada por el Modelo. Es conveniente destacar que nuestro principal objetivo es contrastar las técnicas analíticas empleadas y, en menor medida, cuáles sean las divisas a estudio. El uso de la peseta en vez del euro es imprescindible, en este caso, debido a la escasez de series temporales amplias para la aplicación de las técnicas utilizadas en este análisis.

La estructura del artículo es la siguiente: en primer lugar y tras esta introducción, se exponen las características de la economía bajo los supuestos del modelo de Lucas. Tras indicar, brevemente, las características del método de la calibración en la tercera sección, se revelarán, en la cuarta, los parámetros tecnológicos, de preferencia individual y los datos utilizados en el análisis. En la quinta sección se encuentra el cuerpo central de nuestra investigación, al aplicarse el estudio del tipo de cambio a las particularidades de la economía española. Por último, se presentan las conclusiones alcanzadas.

2. EL MODELO TEÓRICO

En esta investigación se analiza el Modelo de Lucas (1982). De este modo, la economía se fundamenta en el consumo de los agentes y, mediante el uso de un equilibrio general dinámico donde las dotaciones de dinero y bienes se introducen en el modelo aleatoriamente, se determina el tipo de cambio.

El modelo parte de la consideración de dos países, cada uno de ellos con un número dado de habitantes y renta per cápita. Debido a que el comportamiento exhibido por los agentes sigue una pauta común, es posible normalizar la población y analizar la forma de actuación de un único agente representativo que denominaremos *economía doméstica*. Este agente define sus preferencias sobre una corriente de dotaciones futuras de bienes de consumo. Además, se comporta de forma racional y muestra aversión al riesgo.

El problema con el que se enfrenta el agente de la economía doméstica consiste en maximizar su utilidad esperada a lo largo de toda su vida:

$$E_t \left(\sum_{j=0}^{\infty} \beta^j u(c_{xt+j}, c_{yt+j}) \right) \quad [1]$$

La función $u(c_{xt}, c_{yt})_2$ sirve para especificar dicho comportamiento y, además, existe un factor subjetivo de descuento, β , con $0 < \beta < 1$. Tanto la función de utilidad, $u(\cdot)$, como el factor de descuento, son comunes a ambas economías, es decir, los agentes tienen las mismas preferencias y, únicamente, se diferencian en sus dotaciones iniciales. Al individuo nacional se le dota a inicio del periodo con una cantidad aleatoria de la producción nacional, x_t , pero consume c_{xt} y c_{yt} unidades del bien nacional y del extranjero respectivamente. El extranjero, por su parte, recibe otra cantidad también aleatoria de la producción de su país a modo de dotación, y_t , y consume las cantidades c_{xt}^* y c_{yt}^* ³ de bienes. A efectos de cálculos posteriores se atribuirá al bien nacional, x_t , la propiedad de ser el bien numerario.

A fin de que no nos hallemos dentro de una economía de trueque, se obliga a los agentes al uso del dinero para la compra de bienes. Será, por tanto, necesario disponer de dinero en efectivo por adelantado⁴. Estas restricciones del tipo *cash in advance* suponen que los consumidores al principio de cada período reciben la dotación de dinero de su país y como el dinero no produce utilidad directa, es decir, únicamente se desea por motivos transacción todo se gastará en la compra de bienes⁵. No obstante, conviene resaltar que los agentes de esta economía necesitarán disponer de ambas

² Se asumirá que la función de utilidad satisface las propiedades, generalmente, aceptadas de comportamiento de un consumidor. Esto es, la función de utilidad está acotada, es continuamente diferenciable, creciente en ambas variables y estrictamente cóncava, lo que conlleva que la utilidad marginal del consumo es positiva pero decreciente. Matemáticamente, significaría que $u' > 0$ y $u'' \leq 0$.

³ En adelante, todas las variables con asterisco se refieren a los valores de la economía extranjera.

⁴ En la literatura financiera esta propiedad se conoce como una restricción *cash in advance*.

⁵ Svensson (1985) y Hodrick (1989) modifican esta premisa de tal forma que los consumidores reciban la información antes de la apertura del mercado de bienes, lo que ocasiona que se demande también el dinero por motivo precaución y como depósito de valor.

monedas porque los bienes nacionales, únicamente pueden ser comprados con la moneda nacional y los bienes extranjeros con divisas. Dado, además, que esta economía presenta un conjunto completo de mercados en equilibrio la oferta monetaria de dinero nacional, M_t , y la del país extranjero, N_t , cumplen:

$$M_t = P_t x_t \quad [2]$$

$$N_t = P_t^* y_t \quad [3]$$

donde P_t será el precio nominal del único bien producido en la economía nacional y, para el caso extranjero, P_t^* . Las ecuaciones [2] y [3] representan las típicas ecuaciones con velocidad unitaria según la teoría cuantitativa del dinero.

Se debe añadir que un comportamiento optimizador por parte de los agentes en este modelo supone que el mejor seguro entre ambos es el de eliminar completamente el riesgo país o idiosincrásico por medio del reparto igualitario de las dotaciones, *pooling equilibrium*, tanto de bienes, activos o cantidad de dinero. De esta forma, los individuos tan sólo se expondrían al riesgo sistemático que no es diversificable⁶.

La necesidad de acudir a los mercados de activos para la obtención de ambas monedas supone el establecimiento de un precio relativo entre ellas, el tipo de cambio nominal, que se denotará por S_t y se define como el número de unidades de moneda nacional necesarias para obtener una unidad de moneda extranjera⁷. De las propias condiciones de optimalidad del modelo se obtiene:

$$\frac{u_2(c_{xt}, c_{yt})}{u_1(c_{xt}, c_{yt})} = \frac{S_t P_t^*}{P_t} = \frac{S_t M_t y_t}{N_t x_t} \quad [4]$$

Es decir, en el óptimo, la Relación Marginal de Sustitución entre ambos bienes debe igualarse al cociente de precios relativos entre ellos. Esto permite obtener la siguiente expresión del tipo de cambio, S_t :

$$S_t = \frac{u_2(c_{xt}, c_{yt}) M_t y_t}{u_1(c_{xt}, c_{yt}) N_t x_t} \quad [5]$$

De esta forma, se obtiene una expresión del tipo de cambio nominal de equilibrio expresado en términos de la moneda local según la paridad de poder de compra y que depende de las ofertas monetarias relativas, del producto interior bruto de cada país y de las preferencias de los individuos definidos por la función de utilidad. Sin embargo, las expectativas futuras no están incluidas, explícitamente, en esta ecuación.

⁶ La situación de *pooling equilibrium* es consistente en modelos con mercados financieros completos pero en situaciones con mercados incompletos el grado de diversificación del riesgo puede ser mucho más reducido desapareciendo el reparto igualitario.

⁷ Nótese que los individuos desean comprar también moneda extranjera para protegerse de un posible riesgo específico a uno de los países.

En lo que respecta a las ofertas y demandas de dinero, la expresión [5] es consistente con la determinación del tipo de cambio conforme a la teoría monetaria que tiene en consideración las relativas ofertas y demandas monetarias⁸. Además, la misma ecuación nos indica que el tipo de cambio va a depender de cuáles sean las preferencias de los individuos. Debido a esta dependencia, se considera apropiado adoptar una función de utilidad específica para lograr una solución⁹.

En concreto, la función que se va a emplear es:

$$u(c_x, c_y) = \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad [6]$$

con $C_t = c_{xt}^\theta c_{yt}^{1-\theta}$ y la utilidad marginal del consumo positiva, $u' > 0$, pero decreciente, $u'' < 0$. El parámetro θ representa la proporción que del gasto total en consumo se emplea en el bien nacional y γ es el coeficiente de aversión relativa al riesgo. Ello origina que, ahora la expresión para el tipo de cambio de equilibrio sea:

$$S_t = \frac{(1-\theta)}{\theta} \frac{(1/2)x_t C_t^{1-\gamma}}{(1/2)y_t C_t^{1-\gamma}} \frac{M_t}{N_t} \frac{y_t}{x_t} = \frac{(1-\theta)M_t}{\theta N_t} \quad [7]$$

puesto que en equilibrio, como se ha indicado anteriormente, el seguro óptimo contra el riesgo idiosincrásico supone que $c_{xt} = x_t/2$ y $c_{yt} = y_t/2$.

El modelo que se está estudiando permite valorar también bonos nominales. Este aspecto es crucial en la obtención de una expresión para el tipo de cambio a plazo¹⁰. Sea b_t el precio en moneda local en el período t de un bono de un único período de maduración que promete el pago de una unidad de moneda local al inicio del período $t+1$. El coste, en términos de utilidad, de la compra de este activo será,

⁸ Este hecho se debe a la estrecha ligazón existente en este modelo entre la cantidad de dinero demandada y la cantidad de bienes comprados, al existir, únicamente, demanda de dinero por motivos de transacción. Además, un incremento de la producción extranjera respecto a la nacional provocará que se deban pagar más unidades de moneda local por unidad de extranjera.

⁹ No existe un consenso en la literatura financiera sobre cuál debe ser la especificación más conveniente a la hora de representar los gustos individuales. Sin embargo, de los estudios efectuados por Sibert (1996) y Bekaert (1996) se extrae la idea que tal debate puede no ser tan fructífero como en principio parece. Así, sus investigaciones muestran cómo las ganancias en términos de riesgo del tipo de cambio que aportan las funciones de utilidad con preferencias no comunes, por ejemplo aquéllas con hábitos en el consumo, con relación a las funciones de preferencias normalmente utilizadas son muy escasas, por no decir despreciables. Véase Engel (1992) para un análisis de las propiedades que la función que se va a utilizar en esta investigación exhibe en comparación con otras funciones de utilidad.

¹⁰ El precio que se obtiene es un "precio sombra" ya que en el Modelo de Lucas, debido a las características de la economía que se está analizando, no existen, realmente, transacciones de activos. Los agentes nunca cambiarán la composición de su cartera, pero este hecho permite valorar cuál sería el precio hipotético de un bono nominal que provocase una oferta neta nula.

$u_1(c_{xt}, c_{yt})b_t/P_t$. En equilibrio, este coste debe igualar la expectativa sobre la utilidad marginal descontada de su pago, $\beta E_t[u_1(c_{xt}, c_{yt})/P_{t+1}]$.

Si se emplea en el análisis una función de utilidad que presenta una aversión relativa al riesgo constante, la expresión para b_t conociendo que $b_t = (1 + i_t)^{-1}$ donde i_t es el tipo de interés nominal de la economía doméstica será:

$$b_t = \frac{1}{1 + i_t} = \beta E_t \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{1-\gamma} \left(\frac{M_t}{C_{t+1}} \right) \right] \quad [8]$$

De forma similar, se hallará b_t^* . El tipo de cambio a plazo de equilibrio, F_t , bajo el supuesto de la paridad cubierta de intereses y aunque no exista un mercado de futuros en este modelo, puede ser expresado como:

$$F_t = \frac{(1 + i_t)S_t}{(1 + i^*)} = S_t \frac{b_t^*}{b_t} \quad [9]$$

Como se ha demostrado anteriormente, el tipo de cambio al contado teórico y el tipo de cambio futuro del siguiente período pueden determinarse en el Modelo de Lucas como función de las dotaciones de bienes y las ofertas monetarias. De forma paralela, ambas ecuaciones permiten hallar la tasa bruta de depreciación, S_{t+1}/S_t , el premio a plazo, F_t/S_t , el pago *ex-post* o ganancias por la especulación, $(S_{t+1} - F_t)/S_t$, y el pago futuro previsto o prima de riesgo consistente en la diferencia de los rendimientos futuros esperados de inversiones en moneda extranjera con contratos al contado y con contratos a plazo, $E_t(S_{t+1} - F_t)/S_t$.

En el caso de la función de utilidad que se está analizando, la prima de riesgo puede ser obtenida mediante la aplicación de la esperanza condicionada al tipo de cambio al contado del siguiente período. Su expresión final será:

$$\frac{E_t(S_{t+1} - F_t)}{S_t} = E_t \left[\frac{M_{t+1}N_t}{N_{t+1}M_t} \right] - \frac{b_t^*}{b_t} \quad [10]$$

que indica que el grado de incertidumbre de la economía real y de la monetaria junto con las preferencias de los agentes, todo ello incluido en los precios de equilibrio de los bonos, determinan la prima de riesgo. Es decir, la incertidumbre capturada por este modelo se corresponde con aquella incertidumbre asociada al comportamiento estocástico de la economía.

3. EL MÉTODO DE LA CALIBRACIÓN

Calibrar consiste en simular un modelo teórico proporcionándole ciertos valores “razonables” de parámetros que intentan capturar las preferencias y el grado tecnológico presentes en una economía y así observar, si los resultados artificiales reproducen con cierta exactitud fenómenos que acontecen en el mundo real. Lo cierto es que este método implica que se cumplan ciertos supuestos derivados de un proceso de optimización intertemporal, procesos estocásticos e información perfecta por parte de los agentes junto con el valor, acorde con estudios previos tanto econométricos como macroeconómicos, de unos parámetros tecnológicos y de comportamiento individual.

La dificultad de la labor que requiere la calibración, reside en el hecho de que es necesario conocer el valor cuantitativo de toda una serie de parámetros que subyacen tras las funciones de producción y utilidad especificadas en el modelo, Johansen (1960). No hemos de olvidar que la calibración enfatiza sobremanera la construcción de un estado estacionario según las decisiones económicas intertemporales de los agentes. Es decir, aunque estos parámetros puedan ser estimados por los datos, no pertenecen, *per se*, al ámbito económico que se estudia en el modelo.

Para la resolución del Modelo de Lucas mediante la calibración se seguirá la técnica empleada por Mehra y Prescott (1985) y Backus *et al.* (1993) consistente en la imposición de que cada una de las variables a estudio pueden mostrar en cada período de tiempo dos valores, “bueno” o “malo”, dependiendo del estado de la naturaleza en el que se materialicen.

En la exposición previa del modelo teórico se ha podido apreciar que tanto la acumulación del capital como la producción no están definidas por un proceso específico. Esto es, la tecnología aparece como un suceso estocástico que gobierna la producción de ambos bienes. El mismo proceso ocurre con la oferta monetaria. Este hecho posibilita que la pauta temporal seguida por la producción y la oferta monetaria puedan describirse mediante un proceso de Markov.

En nuestra investigación se denota a las variables aleatorias con la tilde “~”. El modelo viene condicionado por una tasa de crecimiento monetaria exógena tanto para el país nacional, $\tilde{\lambda}$, como para el extranjero, $\tilde{\lambda}^*$. Lo mismo acontece con la tasa de crecimiento de la producción, \tilde{g} y \tilde{g}^* . Considérese el vector de estado de las variables $\tilde{\Phi} = (\tilde{\lambda}, \tilde{\lambda}^*, \tilde{g}, \tilde{g}^*)$, que sigue un proceso gobernado por una cadena de Markov. A cada elemento del vector se le asigna un valor “alto” o “bajo” acorde con la realización que tenga en cada estado respecto a la media observada del valor a lo largo del período de análisis. Así, si la tasa de crecimiento monetaria nacional en un determinado año está por encima de la media se le asignará el subíndice uno, $\tilde{\lambda}_1$, mientras que si está por debajo se le asignará el subíndice dos, $\tilde{\lambda}_2$. Las otras

tres variables recibirían un tratamiento análogo. En consecuencia, habría 16 estados posibles de la naturaleza al asumir la existencia de cuatro variables independientes.

El siguiente paso consiste en clasificar los datos en los dieciséis posibles estados de la naturaleza en función de si las observaciones de las variables se encuentran por encima o debajo de la media. Para ello, se establecerá una matriz de transición de probabilidad entre estados \mathbf{P} , donde $p_{jk} = \Pr[\tilde{\phi}_{t+1} = \phi_k | \tilde{\phi}_t = \phi_j]$ es el elemento jk -ésimo. Esto es, sean ξ y δ las probabilidades de que la tasa de crecimiento monetario y de producción nacional se encuentren en este período en el mismo estado que en el período anterior. Por ejemplo, si actualmente la variable tasa de crecimiento monetario está en el estado uno (alto) se tendría que $\Pr[\tilde{\lambda}_{t+1} = 1 | \tilde{\lambda}_t = 1] = \xi$. Idéntico significado es el de ξ^* y δ^* para la economía extranjera. Considérense ahora las matrices:

$$\begin{aligned} \Xi &\equiv \begin{pmatrix} \xi & 1-\xi \\ 1-\xi & \xi \end{pmatrix} & \Omega &\equiv \begin{pmatrix} \delta & 1-\delta \\ 1-\delta & \delta \end{pmatrix} \\ \Xi^* &\equiv \begin{pmatrix} \xi^* & 1-\xi^* \\ 1-\xi^* & \xi^* \end{pmatrix} & \Omega^* &\equiv \begin{pmatrix} \delta^* & 1-\delta^* \\ 1-\delta^* & \delta^* \end{pmatrix}, \end{aligned} \quad [11]$$

para la obtención de la matriz de transición compuesta por dieciséis filas y dieciséis columnas puede emplearse el producto de Kronecker, \otimes , de $\Xi \otimes \Omega \otimes \Xi^* \otimes \Omega^*$, donde la probabilidad de que se dé el estado uno en este período, cuando también se dio en el período pasado, es $\xi\delta\xi^*\delta^*$. En el modelo, las probabilidades de transición de cada estado se obtienen de la frecuencia relativa encontrada en los datos de las transiciones del estado ϕ_j al ϕ_k .

A continuación, una vez que se ha dotado a los parámetros del modelo de unos valores plausibles acordes con la teoría previa, se establece una secuencia de T realizaciones de las variables que se van a analizar. En nuestro caso, la tasa de cambio bruta del tipo de cambio, S_{t+1}/S_t , el premio a plazo, F_t/S_t y la prima de riesgo, $E_t(S_{t+1} - F_t)/S_t$. Para ello, a partir de un vector que recoge las probabilidades iniciales, \underline{v} , se materializa el vector del estado inicial de las variables. La regla seguida en la determinación del estado inicial es:

$$\begin{aligned}
\phi_1 & \text{ si } u_t < v_1, \\
\phi_2 & \text{ si } v_1 < u_t < \sum_{j=1}^2 v_j, \\
\phi_3 & \text{ si } \sum_{j=1}^2 v_j < u_t < \sum_{j=1}^3 v_j, \\
& \vdots \\
\phi_{16} & \text{ si } \sum_{j=1}^{15} v_j < u_t < 1.
\end{aligned} \tag{12}$$

donde u_t es una variable uniforme aleatoria independiente que se distribuye de forma idéntica y que toma valores comprendidos entre cero y uno. Los posteriores estados se determinarán siguiendo un proceso similar.

Una vez concluido este procedimiento, se procede a la generación de diez mil series temporales con las que se calcularán ciertos coeficientes de autocorrelación y volatilidad entre las variables.

4. PARÁMETROS TECNOLÓGICOS, PREFERENCIALES, DATOS EMPLEADOS Y HERRAMIENTA DE CÁLCULO

La asignación de los valores que controlan el modelo es el requisito a satisfacer en la etapa posterior del método de calibración. Estos valores pueden consignarse a través de estimaciones propias o bien, establecerse según lo enunciado por la literatura que previamente ha analizado estos parámetros ya sea en estudios similares o en otros ámbitos de la economía. En el caso de este trabajo los parámetros que se deben cuantificar son el factor de descuento subjetivo, β , el coeficiente de aversión relativa al riesgo, γ , y la proporción de bienes nacionales en el consumo final, θ . En todos los casos, las fuentes de determinación de sus valores son las investigaciones precedentes efectuadas por diversos autores.

Con respecto al factor de descuento subjetivo, β , existe un amplio consenso en la literatura financiera que su valor se encuentra bastante cercano a uno. Kydland y Prescott (1982), indican 0,99, y Obstfeld (1994), establece un valor de 0,98. Este dato supondría la consideración de un tipo de interés libre de riesgo anual de la economía entre un cero y un ocho por ciento. El valor que se empleará en el análisis es el de 0,99. En el presente estudio, también se han efectuado los cálculos para un valor del factor de descuento subjetivo de 0,98. No obstante, al no provocar cambios significativos en ninguno de los resultados alcanzados por el modelo, éstos sólo se incluyen a modo de comentario.

Sin embargo, respecto al valor del coeficiente de aversión relativo al riesgo que expresa el deseo de los individuos a sustituir consumos entre períodos sucesivos, γ , no existe un consenso amplio. Aunque la mayor parte de autores considera que su valor debe estar comprendido entre cero y diez, Constantinides (1990), Heaton (1993), Obstfeld (1994) son algunos ejemplos, Mehra y Prescott (1985) indican que el grado de aversión al riesgo debe ser alto para lograr unos resultados parejos a los observados en la realidad. Es por ello, que otros autores establecen cifras de hasta veinte como en Tesar (1995). En el presente estudio se le asignarán valores de cero, cinco, diez, veinte y treinta, teniendo presente que los más altos implicarían una aversión al riesgo que no se podría considerar como razonable.

Por último, respecto a la participación de los bienes nacionales en el consumo final, siguiendo el supuesto de una cobertura del riesgo perfecta, el valor de θ sería de 0,5. Este valor no estaría muy alejado de la realidad puesto que para la mayoría de países industrializados se encuentra entre 0,25 y 0,75, como se refleja en Cole y Obstfeld (1991). Además, conviene resaltar en este punto que la solución obtenida, principalmente en el estudio de la prima de riesgo, si se aplica un valor de 0,25 es distinta a la que se obtiene con 0,75. Este resultado es lógico, ya que al cambiar el peso del consumo nacional varía el riesgo cambiario. Sin embargo, esta distinta respuesta no es ni mucho menos suficiente para producir primas de riesgo como las reales. Por esta razón se considera una cobertura perfecta ante el riesgo.

Antes de comentar las características técnicas de los datos, es conveniente explicar los motivos de la elección para el análisis de la prima de riesgo cambiaria del tipo de cambio peseta/dólar.

La elección de la peseta es obvia al tratarse de un estudio que se centra en la investigación del mercado cambiario español. Es esta la razón que justifica que se haya elegido para el análisis el tipo de cambio de la peseta con respecto al dólar, ya que la inmensa mayoría de las transacciones con el extranjero se realizan en dólares y, por ello, la pauta que siga este tipo de cambio es referente de lo que acontecía en el mercado cambiario español. Además, la incorporación de la peseta al SME invalida el análisis de cualquier otro tipo de cambio respecto a otra moneda europea al no existir una pauta libre de comportamiento.

Respecto al período temporal, el análisis va a realizarse para un intervalo de tiempo que transcurre desde comienzos de 1980 hasta finales de 1998. La elección de este período ha venido impuesta tanto por hechos históricos como por necesidades de cálculo. En cuanto a los acontecimientos históricos, la incorporación definitiva de la peseta a la moneda única europea en 1999 es la causa de que sea ésta la fecha de finalización del estudio. Por otra parte, la necesidad técnica, al tener que contar con una serie lo suficientemente amplia en el resto de las variables españolas incorporadas en el modelo con el fin de poder realizar la calibración del modelo, es el motivo de que el comienzo del estudio se inicie en 1980. Las variables estadounidenses se incorporan en función de las disponibilidades españolas.

Las series de datos usadas para cada uno de los países incluidos en el análisis son el Gasto en Consumo Privado Final en términos reales con relación al Producto Interior Bruto (PIB), la Oferta Monetaria medida por el agregado M1, el tipo de cambio al contado y la Población Total. Esta última serie se utiliza para el cálculo de las series de consumo y dinero per cápita. Las series se han obtenido de OCDE, *Main Economic Indicators*, tienen periodicidad trimestral y están constituidas por setenta y seis observaciones. Para la serie de Población Total, que era de periodicidad anual, se ha construido una de periodicidad trimestral.

Además de esta conversión en la serie poblacional, se ha transformado la serie original del Gasto en Consumo Privado Final tanto para España como para Estados Unidos debido a que, en el primer caso, el año base era 1986 y, en el segundo, 1996, mientras que el resto de variables presentaban como año base 1995. Para realizar esta transformación se ha utilizado el Deflactor Implícito del PIB con año base 1995.

Otro aspecto a resaltar es que en el Modelo de Lucas, el consumo iguala al PIB y, en principio, es indiferente qué datos se usen, pero como los tipos de cambio en este modelo dependen de la utilidad y ésta del consumo, en este trabajo se ha preferido utilizar datos de consumo. Por último, los cálculos se han llevado a cabo utilizando el programa matemático Gauss.

5. CALIBRACIÓN EN EL CASO ESPAÑOL

5.1. GENERACIÓN DE LOS TIPOS DE CAMBIO

El proceso de calibración español comienza con el establecimiento de la matriz de transición de la economía. Para ello, es necesario constituir los dieciséis posibles estados de la naturaleza, de acuerdo al valor que tomen las variables del modelo. En el estudio se considera a España como el país local y a Estados Unidos como el extranjero.

Como se ha indicado anteriormente, los datos de consumo y dinero per cápita de los respectivos países determinan el valor que toma cada una de las variables en su estado favorable o desfavorable. La cuantía que se asigna en el estado favorable es la media de todos los valores de los estados favorables, y viceversa. Los valores medios de los estados favorables y desfavorables para la economía española y estadounidense aparecen en el Cuadro 1.

Los resultados plasmados en el Cuadro 1 apuntan dos aspectos interesantes. El primero de ellos es que la tasa de crecimiento del consumo varía más, en términos relativos, en España que en Estados Unidos, quizá debido a la también mayor variabilidad del dinero que se produce en nuestro país. En segundo lugar, en Estados Unidos, como se puede apreciar del valor casi unitario en el estado desfavorable, son escasos los años en los que se produce una caída en el gasto en el consumo.

CUADRO 1. Tasa Media de Crecimiento del Consumo y Dinero Per Cápita en los Estados Favorables y Desfavorables de España y Estados Unidos

	Tasa Media de Crecimiento			
	Consumo		Dinero	
	Favorable	Desfavorable	Favorable	Desfavorable
España	1,012 (g_1)	0,998 (g_2)	1,018 (λ_1)	0,982 (λ_2)
EE.UU.	1,010 (g_1^*)	1,000 (g_2^*)	1,013 (λ_1^*)	0,988 (λ_2^*)

Una vez obtenidos los valores medios de las variables, se clasifica las observaciones en cada uno de los posibles estados según sean superiores o inferiores a su media. A continuación, se construyen las probabilidades de transición entre estados, de tal forma, que la probabilidad p_{jk} sea igual a la frecuencia relativa con la que se produce en los datos el cambio desde el estado ϕ_j al estado ϕ_k .

Ya establecida la Matriz de Transición de la economía, es posible generar los valores para las series simuladas de los tipos de cambio al contado, a plazo y la prima de riesgo. En concreto, se van a comparar los valores medios, las autocorrelaciones y las volatilidades de, la tasa de depreciación bruta del tipo de cambio, S_{t+1}/S_t , la prima a plazo, F_t/S_t y de la tasa de retorno por la especulación, $(F_t - S_{t+1})/S_t$ -de las series generadas en el proceso de calibración respecto a los datos reales.

Para efectuar dicha contrastación, se muestra en el Cuadro 2 la cuantía que presentan tanto los datos reales como los observados de los valores medios, autocorrelaciones y volatilidades. Como puede apreciarse, aunque la tasa de depreciación y la prima a plazo presentan unos valores medios muy parecidos, la volatilidad de la primera es mucho más alta. Por tanto, el tipo de cambio a plazo no predice correctamente el comportamiento futuro del tipo de cambio en el corto plazo aunque sí en el largo. Por otra parte, aunque las ganancias por especulación, en media, son pequeñas, sin embargo, su valor presenta una gran fluctuación. Éste es otro síntoma de la diferencia en volatilidades entre la predicción que del tipo de cambio al contado futuro realiza el tipo de cambio a plazo y el que, realmente, acontece.

De la comparación de los valores reales a los simulados se puede apreciar como, en términos generales, ambos siguen la misma pauta de comportamiento descrita anteriormente, a diferencia de Jiménez (2003). Es decir, los valores medios de la tasa de depreciación y de la prima de riesgo son muy parejos, presentando la primera una volatilidad más alta. La tasa de retorno por la especulación, en ambos casos, presenta el grado de volatilidad mayor respecto a los otros conceptos. Sin embargo, el signo es el contrario, debido a que el valor medio para la prima a plazo es menor que la tasa bruta de depreciación en el caso de las series simuladas.

Otro aspecto a destacar es que, a pesar de que el comportamiento cualitativo parece idéntico, no lo es tanto el cuantitativo. Las autocorrelaciones de las series artificiales son

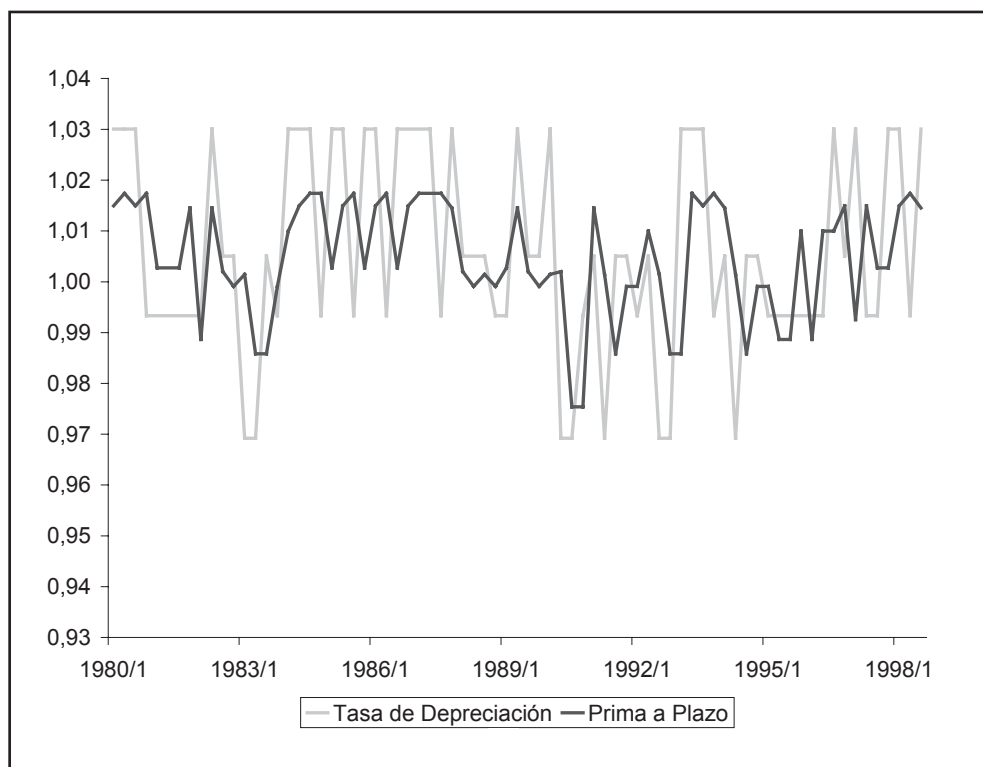
mayores que las de las reales mientras que las volatilidades son menores. Ambos aspectos son fácilmente explicables. En principio, el dato de la correlación no debe de extrañar por la forma en que se construyen las series. Recordemos que éstas se generan a partir de las respectivas ofertas monetarias y consumos que, habitualmente, suelen mostrar una escasa fluctuación. Respecto a la diferencia en volatilidades, recordemos que en el Modelo de Lucas no se incorporan las expectativas futuras sobre el tipo de cambio y, sin embargo, sí se incluye la creencia en la paridad cubierta de intereses. Si esto es así, las variaciones importantes en las expectativas sobre los tipos de cambio provocarán volatilidades mayores en las series reales. El grado de similitud de comportamiento de los tipos de cambios simulados respecto a los reales puede también apreciarse en el Gráfico 1.

Del Gráfico 1 se pueden extraer varias conclusiones significativas. Primero, se aprecia que la volatilidad de la tasa de depreciación es mayor que la de la prima a plazo. Además, ambas series presentan un comportamiento bastante similar en cuanto a la tendencia, esto es, el tipo de cambio a plazo sigue la misma tendencia del tipo de cambio al contado futuro. Sin embargo, al igual que ocurre con los datos reales, aparece un retardo en la predicción.

CUADRO 2. Valor Medio, Autocorrelación y Volatilidad de las Series Reales y Simuladas del Tipo de Cambio Peseta/Dólar

	Tipo de Cambio Trimestral Peseta/Dólar	
	Simulados	Reales
	Tasa bruta de Depreciación, S_{t+1}/S_t	
Media	1,002301	1,010691
1ª Autocorrelación	0,377	0,264
Volatilidad	0,021109	0,057236
	Prima a plazo, F_t/S_t	
Media	1,001808	1,011817
1ª Autocorrelación	0,374	0,238
Volatilidad	0,0119783	0,021219
	Tasa de retorno por la Especulación, $(F_t - S_{t+1})/S_t$	
Media	-0,001646	0,001401
1ª Autocorrelación	0,679	0,381
Volatilidad	0,045301	0,063992

Nota: El término que mide el grado de volatilidad es la desviación típica.

GRÁFICO 1. Tasa de Depreciación y Prima a Plazo Simulada para el Caso Español.

En el análisis del Cuadro 2 y Gráfico 1, se ha utilizado un coeficiente de aversión al riesgo de diez, un $\beta = 0,99$ y la participación del consumo nacional en el consumo del individuo es del 50%, $\theta = 0,5$. No obstante, observando los Cuadros 3, 4 y 5 es posible apreciar que los valores estadísticos de los tipos de cambio no cambian al variar el coeficiente de aversión al riesgo, el grado de internacionalización de la economía o el factor de descuento subjetivo, manteniendo el resto de parámetros.

Del estudio de los Cuadros 3, 4 y 5 se desprende el resultado de que cambios en los parámetros, tan sólo afectan de forma muy residual a las estimaciones de la prima a plazo. Esta invariabilidad de los valores, ni tan siquiera se produce al cambiar el factor de descuento subjetivo. Por tanto, el resultado conseguido en el análisis del Cuadro 2 es extrapolable al resto de parámetros del modelo que pueden determinar el comportamiento de la economía.

La conclusión final que se alcanza de este primer análisis es que mediante la calibración al modelo de Lucas se logra replicar cualitativamente el comportamiento seguido por el tipo de cambio de la peseta con respecto al dólar.

CUADRO 3. Valor Medio, Autocorrelación y Volatilidad de las Series Simuladas del Tipo de Cambio Peseta/Dólar para Distintos Grados de Aversión Relativa al Riesgo

	Grado de Aversión Relativa al Riesgo		
	$\gamma = 0$	$\gamma = 10$	$\gamma = 30$
Tasa bruta de Depreciación, S_{t+1}/S_t			
Media	1,002301	1,002301	1,002301
1ª Autocorrelación	0,377272	0,377272	0,377272
Volatilidad	0,021109	0,021109	0,021109
Prima a plazo, F_t/S_t			
Media	1,001836	1,001808	1,001753
1ª Autocorrelación	0,373969	0,374303	0,374702
Volatilidad	0,011975	0,011978	0,011991
Tasa de retorno por la Especulación, $(F_t - S_{t+1})/S_t$			
Media	-0,001646	-0,001646	-0,001646
1ª Autocorrelación	0,679463	0,679463	0,679463
Volatilidad	0,045301	0,045301	0,045301

Nota: El término que mide el grado de volatilidad es la desviación típica.

CUADRO 4. Valor Medio, Autocorrelación y Volatilidad de las Series Simuladas del Tipo de Cambio Peseta/Dólar para Distintos Grados de Apertura de la Economía

	Grado de Apertura de la Economía		
	$\theta = 0,25$	$\theta = 0,5$	$\theta = 0,75$
Tasa bruta de Depreciación, S_{t+1}/S_t			
Media	1,002301	1,002301	1,002301
1ª Autocorrelación	0,377272	0,377272	0,377272
Volatilidad	0,021109	0,021109	0,021109
Prima a plazo, F_t/S_t			
Media	1,001788	1,001808	1,001829
1ª Autocorrelación	0,374799	0,374303	0,373788
Volatilidad	0,011980	0,011978	0,011976
Tasa de retorno por la Especulación, $(F_t - S_{t+1})/S_t$			
Media	-0,001646	-0,001646	-0,001646
1ª Autocorrelación	0,679463	0,679463	0,679463
Volatilidad	0,045301	0,045301	0,045301

Nota: El término que mide el grado de volatilidad es la desviación típica.

No obstante, aparecen problemas en el aspecto cuantitativo pero que proceden, en su mayor parte, de los propios fundamentos del modelo teórico. Así, el mayor grado de correlación existente en las series simuladas respecto a las reales se debe a que en este modelo, el tipo de cambio es función de las ofertas monetarias, las preferencias y consumo de los individuos y no olvidemos que todo lo que se produce se consume. Estos tres factores, ofertas monetarias, preferencias y consumo, exhiben una alta permanencia en sus valores a lo largo del tiempo, ya que la política monetaria suele formar parte de una estrategia para el crecimiento económico en el largo plazo. La pauta de consumo y las preferencias de los individuos también constituyen una estrategia de largo plazo. Éstos son los motivos que provocan la mayor correlación en las series simuladas y la menor volatilidad respecto a las series reales.

CUADRO 5. Valor Medio, Autocorrelación y Volatilidad de las Series Simuladas del Tipo de Cambio Peseta/Dólar para Distintos Factores de Descuento Subjetivo

	Factor de Descuento Subjetivo	
	$\beta = 0,98$	$\beta = 0,99$
	Tasa bruta de Depreciación, S_{t+1}/S_t	
Media	1,002301	1,002301
1ª Autocorrelación	0,377272	0,377272
Volatilidad	0,021109	0,021109
	Prima a plazo, F_t/S_t	
Media	1,001808	1,001808
1ª Autocorrelación	0,374303	0,374303
Volatilidad	0,011978	0,011978
	Tasa de retorno por la Especulación, $(F_t - S_{t+1})/S_t$	
Media	-0,001646	-0,001646
1ª Autocorrelación	0,679463	0,679463
Volatilidad	0,045301	0,045301

Nota: El término que mide el grado de volatilidad es la desviación típica.

5.2. LA PRIMA DE RIESGO POR TIPO DE CAMBIO

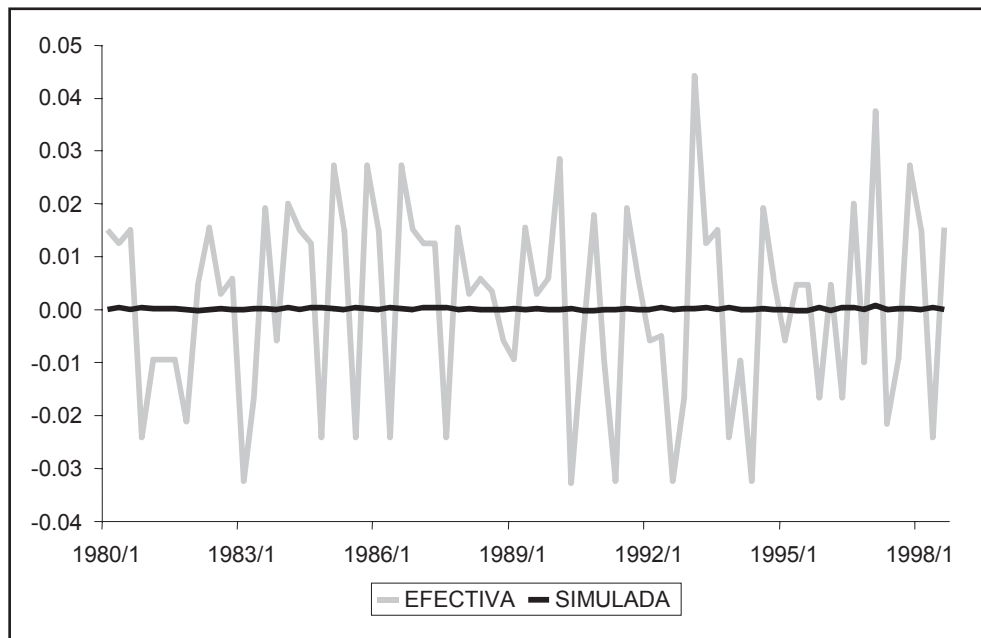
Una vez estudiada la norma que siguen los tipos de cambio al contado y plazo simulados, se procede a analizar la evolución de la prima de riesgo cambiaria. Se trata de ampliar la investigación comparando la predicción que de la prima de riesgo realiza el modelo simulado, $E_t(S_{t+1} - F_t)/S_t$, con la que verdaderamente acontece según los datos, $(S_{t+1} - F_t)/S_t$. Los resultados para el tipo de cambio de la peseta con relación al dólar se muestran en el Cuadro 6. La simulación se ha realizado con unos valores de los parámetros de diez para la aversión al riesgo, igual porcentaje de consumo nacional y extranjero y un factor de descuento subjetivo de 0,99.

El Cuadro 6 muestra, en cierto sentido, unos resultados bastante desalentadores en cuanto a la predicción que de la prima de riesgo cambiario genera el modelo. Para comenzar, mientras en los datos reales ésta es negativa, los simulados exhiben una prima positiva. Además, la volatilidad que se genera es casi nula si se compara con la existente en los datos reales. Esta diferencia en volatilidades, se puede apreciar, fácilmente, en el Gráfico 2.

CUADRO 6. Valor Medio, Autocorrelación y Volatilidad de las Series Simuladas y Reales de la Prima de Riesgo para el Tipo de Cambio Peseta/Dólar

	Prima de Riesgo para el Tipo de Cambio Trimestral Peseta/Dólar	
	Simulada, $E_t(S_{t+1} - F_t)/S_t$	Real, $(S_{t+1} - F_t)/S_t$
Valor Medio	0,000229	-0,001401
1ª Autocorrelación	-0,044	0,381
Volatilidad	0,000284	0,063992

Nota: El término que mide el grado de volatilidad es la desviación típica.

GRÁFICO 2. Prima de Riesgo Efectiva y Simulada para el Caso Español

Otra diferencia destacable entre el cálculo de la prima de riesgo y el de los tipos de cambio, es que ahora sí se producen variaciones importantes dependiendo del valor que tomen los parámetros que caracterizan el comportamiento del modelo.

Los Cuadros 7 y 8 muestran los valores de los estadísticos relevantes cuando cambia el grado de aversión al riesgo, Cuadro 7, o el grado de apertura de la economía, Cuadro 8, y se mantienen el resto de parámetros iguales a los utilizados en el Cuadro 6. Por su parte, el Cuadro 9 recoge los valores mínimos, primera columna, y máximos, tercera columna, alcanzados por la prima de riesgo y los compara con los datos simulados del Cuadro 6, columna central.

CUADRO 7. Valor Medio, Autocorrelación y Volatilidad de las Series Simuladas de la Prima de Riesgo para Distintos Grados de Aversión Relativa al Riesgo

	Grado de Aversión Relativa al Riesgo		
	$\gamma = 0$	$\gamma = 10$	$\gamma = 30$
	Prima de Riesgo Simulada, $E_t(S_{t+1} - F_t)/S_t$		
Valor Medio	0,000196	0,000229	0,000293
1ª Autocorrelación	-0,339560	-0,044908	0,109369
Volatilidad	0,000144	0,000284	0,000725

Nota: El término que mide el grado de volatilidad es la desviación típica.

CUADRO 8. Valor Medio, Autocorrelación y Volatilidad de las Series Simuladas de la Prima de Riesgo para Distintos Grados de Apertura de la Economía

	Grado de Apertura de la Economía		
	$\theta = 0,25$	$\theta = 0,5$	$\theta = 0,75$
	Prima de Riesgo Simulada, $E_t(S_{t+1} - F_t)/S_t$		
Valor Medio	0,000251	0,000229	0,000207
1ª Autocorrelación	0,032850	-0,044908	-0,194303
Volatilidad	0,000379	0,000284	0,000201

Nota: El término que mide el grado de volatilidad es la desviación típica.

Del estudio de los Cuadros 7, 8 y 9 se extraen aspectos relevantes. En primer lugar, el grado de apertura de la economía y el grado de aversión al riesgo influyen de forma importante en la generación tanto de riesgo como de su volatilidad. Por el contrario, el factor de descuento subjetivo no provoca cambios significativos en ninguno de los conceptos estudiados. En segundo lugar, de las dos variables relevantes, el grado de aversión al riesgo por parte de los individuos y el grado de apertura de la economía, la primera se constituye como el factor fundamental ya que logra un aumento mucho mayor tanto del valor medio de la prima, se incrementa en un cincuenta por ciento, como de su volatilidad, casi el quinientos por ciento, al cambiar desde el valor más pequeño al más alto, Cuadros 7 y 8.

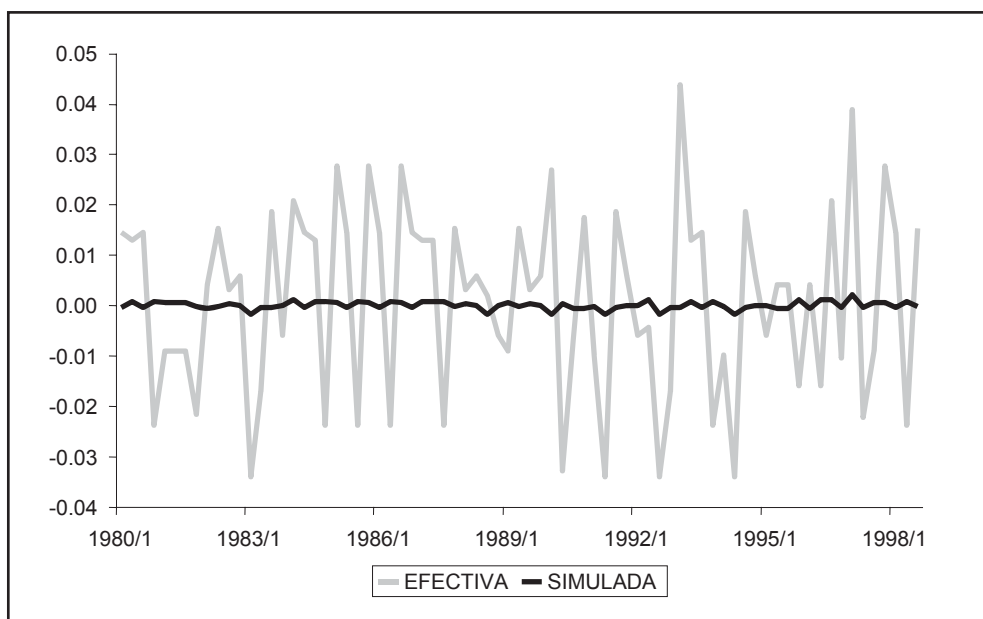
El crecimiento más espectacular acontece cuando se permite el máximo grado de apertura de la economía y de aversión al riesgo, tal es el caso de la columna de la derecha en el Cuadro 9, de donde se puede concluir que la prima sube en más de la mitad de la cuantía respecto al valor mínimo y la volatilidad se multiplica por diez. Este incremento de la prima se aprecia, gráficamente, en el Gráfico 3. Sin embargo, a pesar del extraordinario aumento en la magnitud de la volatilidad, ésta no llega a representar el uno por ciento de la real. De hecho, el riesgo máximo alcanzado en los dieciséis posibles estados de la naturaleza es del 0,22%.

CUADRO 9. Valor Medio, Autocorrelación y Volatilidad de las Series Simuladas de la Prima de Riesgo para los Valores Máximos y Mínimos de la Prima

	Valores Máximos y Mínimos de la Prima de Riesgo		
	$\gamma = 0, \theta = 0,75$	$\gamma = 10, \theta = 0,5$	$\gamma = 30, \theta = 0,25$
	Prima de Riesgo Simulada, $E_t(S_{t+1} - F_t)/S_t$		
Valor Medio	0,000190	0,000229	0,000346
1ª Autocorrelación	-0,353822	-0,044908	0,128327
Volatilidad	0,000147	0,000284	0,001060

Nota: El término que mide el grado de volatilidad es la desviación típica.

GRÁFICO 3. Prima de Riesgo Efectiva y Simulada para el Caso Español con $\gamma = 30$ y $\theta = 0,25$



En definitiva, la alta correlación en las series de la política monetaria y las pautas de consumo y de preferencias de los individuos, parecen ser las causantes de los pobres resultados alcanzados en la generación de la prima de riesgo. Como en el Modelo de Lucas, el tipo de cambio no depende de las expectativas de los individuos, la alta volatilidad que recogen las expectativas a modo de incorporación de la nueva información no se incorpora en el modelo. Por el contrario, las variables relevantes en la

generación del tipo de cambio adolecen de variabilidad en el tiempo, ya que tanto la política monetaria como las pautas de consumo individuales, para ser efectivas, deben ser estables en el tiempo¹¹.

CONCLUSIONES

En este estudio se han descrito los supuestos que subyacen en una economía teórica como la del Modelo de Lucas (1982). Este modelo permite analizar el comportamiento de un tipo de cambio, fundamentándose en el consumo de los agentes, mediante la aplicación de un equilibrio general dinámico con dotaciones y mercados completos y donde las dotaciones de dinero y bienes son introducidas en el modelo aleatoriamente. El tipo de cambio, en este caso, va a depender de las ofertas monetarias relativas, el producto interior bruto de cada país y las preferencias de los individuos, definidas éstas por su función de utilidad. Sin embargo, las expectativas futuras no están incluidas, explícitamente, en esta ecuación. La existencia de un tipo de cambio al contado teórico junto con la tenencia de contratos sobre tipos de cambio futuros provocan la presencia de una prima de riesgo.

Los resultados obtenidos en la investigación, tras la calibración del modelo, han sido bastante fructíferos. Los valores simulados de los tipos de cambio al contado y a plazo siguen la misma tendencia que los reales. Los valores medios de la tasa de depreciación y de la prima de riesgo son muy parejos, presentando la primera una volatilidad mucho mayor. La tasa de retorno por la especulación, en ambos casos, tiene el mayor grado de volatilidad respecto a los otros conceptos analizados. Además, y como sucede en la realidad, la volatilidad de la tasa de depreciación es mayor que la de la prima a plazo, presentando ambas series un comportamiento bastante similar en cuanto a la tendencia y, apareciendo un retardo en la predicción del tipo de cambio futuro respecto al tipo al contado futuro. Por último, los valores estadísticos de los tipos de cambio no varían significativamente al cambiar los valores del coeficiente de aversión al riesgo, el grado de internacionalización de la economía o el factor de descuento subjetivo.

En lo referente a la prima de riesgo, se comprueba que tanto el grado de apertura de la economía como el de aversión al riesgo, éste en una cuantía mucho mayor, influyen de forma importante tanto en la generación de riesgo como de su volatilidad, por el

¹¹ Los individuos se caracterizan por presentar una tendencia continuada y sin grandes alteraciones en el gasto en el consumo. En las épocas favorables ahorran, mientras que en las desfavorables pueden gastar parte de los ahorros o acudir a los mercados financieros y traer al presente renta futura, de tal forma que su gasto en el consumo no sufra grandes variaciones. Del mismo modo, los gobiernos para lograr estabilidad en la economía, deben ejercer una labor política lo más constante posible con el fin de no crear incertidumbres que repercutan en el crecimiento. En economías desarrolladas, como las de este análisis, éstas características se cumplen.

contrario esto no sucede con el factor de descuento subjetivo. Así, variaciones en el grado de aversión al riesgo individual permiten incrementar el valor medio de la prima en un cincuenta por ciento y la volatilidad casi en un quinientos por ciento.

En el trabajo también se han obtenido unas autocorrelaciones para las variables simuladas que siguen el mismo comportamiento cualitativo que el de las reales. Sin embargo, debe indicarse que tanto en el caso de las autocorrelaciones como en el del análisis de la volatilidad de la prima de riesgo aparecen distorsiones en el aspecto cuantitativo que proceden en su mayor parte de los propios fundamentos del modelo. Así, el mayor grado de correlación existente en las series simuladas respecto a las reales puede deberse a que en este modelo, el tipo de cambio es función de las ofertas monetarias, las preferencias y el consumo de los individuos y estos tres factores, política monetaria, pautas de consumo y preferencias exhiben una alta tendencia temporal continuada y sin graves alteraciones en las economías de nuestra investigación. La baja volatilidad de los datos simulados respecto a las series reales estaría causada por la omisión, en el modelo, de las expectativas de los individuos.

Como reflexión final, conviene destacar que el Modelo de Lucas es un modelo de equilibrio general y, por su propia naturaleza, presenta la habilidad de predecir el comportamiento seguido por el tipo de cambio en una situación de equilibrio a largo plazo. Acorde con ese objetivo, este modelo logra simular el comportamiento que sigue el tipo de cambio de la peseta con respecto al dólar en el período analizado. La búsqueda de nuevos métodos que permitan capturar, en toda su extensión, los fenómenos que acontecen en el corto plazo posibilita futuras líneas de investigación en este ámbito de estudio.

BIBLIOGRAFÍA

- ANDRADA, J., S. SOSVILLA Y F. FERNÁNDEZ (2004): "Predicción del Tipo de Cambio Dólar-Euro: Un Enfoque No Lineal". *Información Comercial Española*, 814, pp. 141-150.
- AYUSO, J., J. J. DOLADO Y S. SOSVILLA-RIVERO. (1992): "Efficiency in the Peseta Forward Exchange Rate Market". *Discussion Paper 627*, CEPR.
- AYUSO, J. Y F. RESTOY. (1992): "Eficiencia y Primas de Riesgo en los Mercados de Cambio". *Documento de trabajo 9225*, Banco de España.
- BACKUS, D. K., A. W. GREGORY Y C. I. TELMER. (1993): "Accounting for Forward Rates in Markets for Foreign Currency". *Journal of Finance*, 48, no. 5, pp. 1887-1908.
- BAJO, O. Y S. SOSVILLA. (1993): "Teorías del Tipo de Cambio: Una Panorámica". *Revista de Economía Aplicada*, 2, pp. 175-205.
- BAJO, O., S. SOSVILLA Y F. FERNÁNDEZ. (2001): "Asymmetry in the EMS: New Evidence based on Non Linear Forecasts". *European Economic Review*, 45, pp. 451-473.
- BEKAERT, G. (1996): "The Time Variation of Risk and Return in Foreign Exchange Markets: A General Equilibrium Perspective". *Review of Financial Studies*, 9, pp. 427-470.
- BEKAERT, G. (1994): "Exchange Rate Volatility and Deviations from Unbiasedness in a Cash-in-Advance Model". *Journal of International Economics*, 36, pp. 29-52.
- CAMPBELL, J. Y. Y J. H. COCHRANE. (1999): "By Force of Habit: a Consumption-base Explanation of Aggregate Stock Market Behaviour". *Journal of Political Economy*, 107, pp. 205-251.
- CHEUNG, Y. W., M. D. CHINN Y A. GARCÍA. (2002): "Empirical Exchange Rate Models of the Nineties: Are Any Fit to Survive? *Working Paper 9393*, NBER.
- COLE, H. L. Y M. OBSTFELD. (1991): "Commodity Trade and International Risk Sharing: How Much Do Financial Markets Matter?" *Journal of Monetary Economics*, 28, pp. 3-24.
- CONSTANTINIDES, G. M. (1990): "Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle". *Journal of Political Economy*, 98, pp. 519-543.
- ENGEL, C. M. (1992): "On the Foreign Exchange Risk Premium in a General Equilibrium Model". *Journal of International Economics*, 32, pp. 305-319.
- FAMA, E. F. (1984): "Forward and Spot Exchange Rates". *Journal of Monetary Economics*, 14, pp. 319-338.
- FERNÁNDEZ, F., S. SOSVILLA Y J. ANDRADA (2003): "Technical Analysis in Foreign Exchange Markets: Evidence from the EMS". *Applied Financial Economics*, 13, pp. 113-122.
- HEATON, J. (1993): "An Empirical Investigation of Asset Pricing with Temporally Dependent Preference Specifications". *Econometrica*, 61, pp. 353-385.
- HODRICK, R. J. (1989): "Risk Uncertainty and Exchange Rates", *Journal of Monetary Economics*, 23, pp. 433-459.

- HODRICK, R. J. Y S. SRIVASTAVA. (1986): "The Covariation of Risk Premiums and Expected Future Spot Exchange Rates". *Journal of International Money and Finance*, 5, (suplemento), pp. 5-21.
- HU, X. (1997): "Macroeconomic Uncertainty and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market". *Journal of International Money and Finance*, 16, nº 5, pp. 699-718.
- JIMÉNEZ, J. A. (2003): *Los Modelos de Equilibrio General Estocástico y el Tipo de Cambio*, Memoria de Tesis Doctoral, Universidad Complutense de Madrid.
- JOHANSEN, L. (1960): *A Multi-Sectoral Study of Economic Growth*, Amsterdam: North Holland.
- KYDLAND, F. E. Y E. C. PRESCOTT. (1982): "Time to Build and Aggregate Fluctuations". *Econometrica*, 50, pp. 1345-1370.
- LUCAS, R. E. (1982): "Interest Rates and Currency Prices in a Two-Country World". *Journal of Monetary Economics*, 10, pp. 335-359.
- MACKLEM R. T. (1991): "Forward Exchange Rates and Risk Premiums in Artificial Economies". *Journal of International Money and Finance*, 10, pp. 365-391.
- MANRIQUE, C. (2001): "La Modelización del Tipo de Cambio de la Peseta y el Marco Alemán durante el período 1987-1996". *Documento de Trabajo de la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales* no 2001-18. Universidad Complutense de Madrid.
- MEHRA, R. Y E. C. PRESCOTT. (1985): "The Equity Premium: A Puzzle". *Journal of Monetary Economics*, 15, pp. 145-161.
- MOORE, M. J. Y M. J. ROCHE. (2002): "Less of a Puzzle: A New Look at the Forward Forex Market". *Journal of International Economics*, 58, pp. 387-411.
- OBSTFELD, M. (1994): "Evaluating Risky Consumption Path: The Role of Intertemporal Substitutability". *European Economic Review*, 38, pp. 1471-1486.
- OBSTFELD, M. Y K. ROGOFF. (1995): "Exchange Rate Dynamics Redux". *Journal of Political Economy*, 103, pp.624-660.
- PI, J. (1989): "La eficiencia del tipo de cambio peseta-dólar en un contexto multimercado". *Investigaciones Económicas*, 13, no. 1, pp. 167-180.
- SIBERT, A. (1996): "Unconventional Preferences: Do They Explain Foreign Exchange Risk Premia?". *Journal of International Money and Finance*, 15, no. 1, pp. 149-165.
- SUL, D. (1999): "Excess Volatility of Realized Excess Profit from Currency Speculation in a Two-Country General Equilibrium Model". *Review of International Economics*, 7, no. 2, pp. 280-296.
- SVENSSON, L. E. O. (1985): "Currency Prices, Terms of Trade and Interest Rates: A General Equilibrium Asset-Pricing Cash-in-Advance Approach". *Journal of International Economics*, 18, pp. 17-41.
- TESAR, L. L. (1995): "Evaluating the Gains from International Risksharing". *Carnegie-Rochester Conferences Series on Public Policy*, 42, pp. 95-143.
- VEGA, M. (2002): "Tipos de Cambio Flexibles, Volatilidad y Nueva Información: La Nueva Información como Fuente de Volatilidad". *Estudios sobre la Economía Española* 139, FEDEA.