

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID  
DEPARTAMENTO DE FUNDAMENTOS DEL ANÁLISIS ECONÓMICO I

PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN, OBJETIVOS DE  
INFLACIÓN Y REGLAS DE POLÍTICA MONETARIA

Autor: VÍCTOR LÓPEZ PÉREZ  
Directores: SAMUEL BENTOLILA CHOCRÓN  
RAFAEL REPULLO LABRADOR

TESIS DOCTORAL  
Enero 2004



**PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN, OBJETIVOS DE  
INFLACIÓN Y REGLAS DE POLÍTICA MONETARIA**



UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID  
DEPARTAMENTO DE FUNDAMENTOS DEL ANÁLISIS ECONÓMICO I

PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN, OBJETIVOS DE  
INFLACIÓN Y REGLAS DE POLÍTICA MONETARIA

Autor: VÍCTOR LÓPEZ PÉREZ  
Directores: SAMUEL BENTOLILA CHOCRÓN  
RAFAEL REPULLO LABRADOR

TESIS DOCTORAL  
Enero 2004



*A mi hermano*





# Agradecimientos

Esta tesis doctoral ha sido supervisada por Samuel Bentolila y Rafael Repullo, a los que agradezco su confianza y comprensión a lo largo de estos años. Esta tesis se ha desarrollado en dos fases. Una primera etapa transcurrió durante mi periodo de doctorando en el Centro de Estudios Monetarios y Financieros (CEMFI). Por ello considero justo agradecer al CEMFI su financiación, la calidad de la formación que he recibido y el excepcional entorno de trabajo que me ha proporcionado. La segunda etapa supuso compaginar la finalización de la tesis con mi labor profesional como economista en la División de Estrategia de Política Monetaria del Banco Central Europeo (BCE), de forma que desearía agradecer al BCE el hecho de haberme facilitado el tiempo suficiente para concluir este trabajo.

Me gustaría extender estos agradecimientos al profesorado del CEMFI, y en especial a Pedro Mira y Claudio Michelacci, por sus valiosos comentarios. Entre los colegas de doctorado, debo un profundo agradecimiento a Pedro Albarrán, Cristina Barceló, Jesús M. Carro, Antonio Díez de los Ríos, Ildefonso Méndez y, especialmente, a Francisco Peñaranda. Mención aparte merece Christian Romero, sin cuyo ejemplo y apoyo esta tesis ni siquiera se hubiese empezado.

La visita que realicé al Departamento de Investigación del BCE durante el invierno de 2002, supervisada por Frank Smets y Benoit Mojon, representó otro importante hito en esta tesis. Además, allí inicié una fructífera relación académica con Matt Klaeffling, cuya influencia ha sido decisiva en la finalización de esta tesis. Asimismo, agradezco al Departamento de Fundamentos del Análisis Económico I de la Universidad Complutense de Madrid la acogida en su programa de doctorado. En especial, valoro la colaboración de Julio Segura y de los dos lectores externos de la versión preliminar de esta tesis, Claudio Michelacci y Fernando Restoy.

El primer capítulo de esta tesis se benefició notablemente de los comentarios de Jordi Galí. El segundo capítulo se enriqueció con aportaciones de Günter Coenen y José García-Solanes. Mis conversaciones con Lawrence Christiano fueron muy valiosas para el desarrollo del tercer y cuarto capítulos. También fueron muy útiles los comentarios recibidos en mis presentaciones en el VII Congreso Anual de la Asociación Económica de Latinoamérica y el Caribe (LACEA, Madrid, 2002), el BCE, el I Taller en Economía Internacional (Málaga, 2002), la VI Conferencia Internacional sobre Tendencias Actuales en Economía (Rodas, 2003), la Universidad Politécnica de Cartagena y los seminarios de doctorado del CEMFI.

También deseo recordar en estos agradecimientos a Consuelo Gámez, que fué quien guió mi etapa final en la Universidad de Málaga antes de comenzar el doctorado. Finalmente me gustaría señalar que esta tesis debe mucho al apoyo y cariño de mi familia y mi novia. Sin ellos nada de esto habría sido posible.



# Índice

<b>Introducción</b> .....	<b>1</b>
<b>1 ¿Ha Seguido el Banco de España una Regla de Taylor en Tiempo Real?</b> .....	<b>7</b>
1.1 Introducción .....	8
1.2 Marco teórico .....	9
1.3 Resultados empíricos .....	11
1.3.1 Modelo sin inercia en los tipos de interés .....	11
1.3.2 Cambios en el objetivo de inflación .....	14
1.3.3 Modelo con inercia en los tipos de interés .....	15
1.3.4 La función de reacción ampliada del Banco de España .....	17
1.4 Conclusiones .....	18
1.5 Referencias bibliográficas .....	20
1.6 Apéndice: cuadros y gráficos .....	22
<b>2 Indiciación de Salarios y Persistencia de la Tasa de Inflación</b> .....	<b>27</b>
2.1 Introducción .....	28
2.2 El modelo .....	30
2.2.1 Supuestos .....	30
2.2.2 Las fases del modelo .....	33
2.2.3 La decisión de consumo .....	34
2.2.4 La política monetaria .....	36
2.2.5 La fijación de precios .....	36

2.2.6	La fijación de salarios .....	37
2.2.7	Estática comparativa .....	41
2.3	Simulaciones .....	42
2.3.1	Funciones de respuesta al impulso .....	44
2.3.2	Autocorrelaciones de la tasa de inflación .....	45
2.4	Análisis de bienestar .....	46
2.5	Conclusiones .....	49
2.6	Referencias bibliográficas .....	51
2.7	Apéndice .....	56
2.7.1	Log-linealización de la condición de primer orden del problema de fijación de salarios .....	56
2.7.2	Derivación de la ecuación de inflación .....	58
2.7.3	Ecuaciones en forma reducida .....	60
2.7.4	Cuadros y gráficos .....	63
<b>3</b>	<b>Objetivos de Inflación y la Trampa de la Liquidez .....</b>	<b>69</b>
3.1	Introducción .....	70
3.2	Inflación óptima y el límite inferior .....	72
3.2.1	Inflación óptima .....	72
3.2.2	La existencia del límite inferior a los tipos de interés .....	74
3.2.3	La relevancia del límite inferior .....	76
3.3	Un modelo simple .....	78
3.3.1	Especificación del modelo .....	78
3.3.2	La solución del modelo .....	82
3.4	Principales resultados .....	87

3.4.1	Coeficientes de la forma reducida .....	87
3.4.2	La probabilidad de alcanzar el límite inferior .....	87
3.4.3	Objetivos de inflación y bienestar .....	88
3.4.4	El sesgo del enfoque lineal .....	91
3.5	Conclusiones .....	91
3.6	Referencias bibliográficas .....	94
3.7	Apéndice .....	101
3.7.1	Principales resultados para un valor alternativo del tipo de interés real de equilibrio .....	101
3.7.2	Cuadros y gráficos .....	102
<b>4</b>	<b>Política Monetaria con Inercia y el Límite Inferior a los Tipos de Interés .....</b>	<b>109</b>
4.1	Introducción .....	110
4.2	Revisión de la literatura sobre persistencia de los tipos de interés .....	111
4.2.1	Evidencia empírica .....	111
4.2.2	Argumentos teóricos que justifican la inercia en la política monetaria ..	115
4.2.3	Cómo generar inercia en la política monetaria .....	122
4.3	El modelo .....	128
4.3.1	La especificación teórica .....	128
4.3.2	La solución del modelo .....	130
4.4	Principales resultados .....	133
4.4.1	Coeficientes de las ecuaciones de forma reducida .....	133
4.4.2	La probabilidad de alcanzar el límite inferior .....	133
4.4.3	Los efectos de la persistencia del tipo de interés sobre el bienestar ....	134

4.5 Conclusiones.....	136
4.6 Referencias bibliográficas.....	138
4.7 Apéndice: cuadros y gráficos .....	144

# Introducción

Esta tesis doctoral analiza los efectos de las decisiones de estrategia de política monetaria desde el punto de vista de un banco central que trata de estabilizar la senda temporal de las variables macroeconómicas clave. Es evidente que para la autoridad monetaria resulta de vital importancia conocer las repercusiones que pueden tener sobre el bienestar de los agentes tanto la elección de su objetivo de política como la forma de conseguirlo. Esta tesis presta atención al problema de la elección del objetivo de inflación, analiza la persistencia de los tipos de interés y aborda la respuesta del instrumento de política a diferentes grados de persistencia de la tasa de inflación. La tesis dedica un capítulo a cada una de estas áreas.

De forma más específica, el primer capítulo de esta tesis analiza la instrumentación de la política monetaria en España durante el periodo 1984-1998. En esos quince años se produjeron cambios sustanciales en el entorno macroeconómico español, como la entrada en el Sistema Monetario Europeo y el proceso de convergencia hacia la Unión Económica y Monetaria. Si bien se inició la década de los ochenta con un sistema de instrumentación en dos niveles, con un agregado monetario como objetivo intermedio, a partir de mediados de los noventa se optó por la transición a un esquema de nivel único, cuyo objetivo final era la estabilidad de precios.

Sin embargo, cabe la posibilidad que una regla simple de política monetaria sea capaz de explicar, con cierta precisión, los movimientos en el instrumento de política de la autoridad monetaria española. Por lo tanto, desde un punto de vista metodológico, en este capítulo se estiman reglas simples de tipos de interés que puedan aproximar en cierta medida el complejo proceso de toma de decisiones en un banco central.

La principal innovación de esta tesis en este sentido consiste en explotar el conjunto de información que la autoridad monetaria española disponía a la hora de decidir los ajustes en el tipo de interés. Es lo que se conoce en la literatura como conjunto de información en tiempo real. En concreto, se utilizan las previsiones de inflación y brecha del producto procedentes de las series confidenciales del Banco de España. También se tiene en cuenta la posible existencia de errores de estimación de la brecha del producto por el desconocimiento del producto potencial. Por último es necesario considerar el carácter provisional de las mediciones recientes tanto del producto como del nivel de precios.

Al proceder de esta forma se puede responder a dos cuestiones. En primer lugar, se obtiene evidencia acerca de las diferentes respuestas del tipo de interés de política a la evolución de diferentes variables macroeconómicas. Y en segundo lugar, permite contrastar la robustez de los análisis llevados a cabo con anterioridad, en los que no se había tenido en cuenta explícitamente el conjunto de información disponible en el momento en el que el Banco de España debía tomar las decisiones de tipos de interés.

Dos conclusiones se pueden extraer de este primer capítulo. La primera consiste en que desde 1988 a 1998 el comportamiento del Banco de España se puede aproximar razonablemente mediante una regla simple de tipos de interés. Dicha regla implica que los cambios en el tipo de interés dependen fundamentalmente de tres factores: las desviaciones



esperadas de la tasa de inflación con respecto a la tasa objetivo, la estimación de la brecha del producto y el tipo de interés vigente hasta entonces. En este sentido, las estimaciones obtenidas indican que el Banco de España instrumentó la política monetaria incrementando el tipo de interés real al aumentar las expectativas de inflación.

Y la segunda conclusión de este capítulo se sintetiza en que, al realizar este tipo de análisis, es importante hacer un supuesto realista acerca del conjunto de información de la autoridad monetaria. Trabajos anteriores suponen que las expectativas de la autoridad monetaria son racionales, obteniendo resultados poco razonables como, por ejemplo, que el banco central acomoda la inflación y no tiene en cuenta el ciclo económico al decidir si modifica o no los tipos de interés. Al aproximarse al conjunto de información en tiempo real del Banco de España, los resultados son más acordes con lo esperado a priori.

El segundo capítulo de la tesis analiza, ya desde un punto de vista normativo, uno de los factores relevantes a la hora de tomar decisiones de política monetaria: la persistencia de la tasa de inflación. En general, el grado de persistencia observado en la inmensa mayoría de los países de la OCDE es bastante elevado, lo que implica que una perturbación no permanente puede tener efectos sobre la tasa de inflación de esos países durante períodos de tiempo prolongados. Sin embargo, a pesar de ser un fenómeno empíricamente constatado, la persistencia de la tasa de inflación es un concepto difícil de explicar desde un punto de vista teórico en el contexto de modelos con expectativas racionales.

En este capítulo se elabora un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico, que puede ser usado para explicar la dependencia empírica de las tasas de inflación pasadas en la tasa de inflación actual. El elemento central del modelo es la existencia de cláusulas de indicación salarial en los contratos de trabajo, que vinculan los movimientos salariales con la inflación pasada observada.

La principal conclusión que se puede extraer del modelo es que una mayor proporción de contratos de trabajo que incluyan cláusulas de indicación provoca un mayor grado de persistencia de la tasa de inflación. Sin embargo, en el contexto de este modelo, un grado de indicación a la inflación pasada tan razonablemente pequeño como los observados en la práctica no es capaz de explicar la elevada autocorrelación que presenta la tasa inflación estadounidense durante las últimas décadas.

Para concluir este capítulo se lleva a cabo un análisis de bienestar. Este análisis revela que las decisiones óptimas de política monetaria suponen una mayor reacción del tipo de interés nominal a la inflación esperada cuando el grado de persistencia de la inflación aumenta. Esto es así porque la autoridad monetaria no sólo tiene que contrarrestar el incremento en la inflación esperada, sino también su efecto sobre la brecha del producto. Y la dimensión de dicho efecto, en un modelo con expectativas, aumenta con el grado de persistencia de la tasa de inflación.

El tercer capítulo de la tesis analiza las implicaciones de la existencia de un límite inferior a los tipos de interés para la toma de decisiones de política monetaria en la práctica.

El tipo de interés es el principal instrumento del banco central, pero la autoridad monetaria no puede reducirlo por debajo del coste que los agentes deben soportar por mantener dinero en efectivo. Es decir, la política monetaria puede resultar inefectiva para estabilizar la economía tras una perturbación negativa cuando los tipos de interés son ligeramente superiores a cero.

En las décadas de los setenta y ochenta este hecho no pasaba de ser una curiosidad teórica. Las altas tasas de inflación durante prolongados períodos de tiempo permitían mantener tipos de interés nominales relativamente elevados. Sin embargo, dos acontecimientos han atraído la atención, tanto de la comunidad científica como de los bancos centrales, hacia el estudio del límite inferior a los tipos de interés nominales: en primer lugar, la experiencia de Japón desde la segunda mitad de los noventa, con tasas de inflación negativas y tipos de interés virtualmente iguales a cero; y en segundo lugar, el descenso continuado de los tipos de interés de política monetaria hasta niveles históricamente desconocidos tanto en Estados Unidos como en la Unión Europea.

En este contexto, este tercer capítulo explora la elección de la definición cuantitativa del objetivo de política. Se presenta un modelo teórico de equilibrio general dinámico con expectativas racionales, en el que la autoridad monetaria se enfrenta a la decisión de elegir el objetivo de inflación para maximizar la utilidad esperada del agente representativo.

Al tomar dicha decisión, el banco central debe tener en cuenta dos factores. Por un lado, elegir un objetivo de inflación demasiado bajo puede reducir en demasía el margen de que dispone la autoridad monetaria para reducir los tipos de interés, ya que éstos no pueden ser negativos. Como consecuencia, el instrumento de política alcanzaría con demasiada frecuencia su límite inferior, provocando que la política monetaria perdiera efectividad a la hora de contrarrestar las perturbaciones con consecuencias deflacionistas.

Por otro lado, un objetivo de inflación demasiado elevado puede provocar distorsiones en los mercados y considerables pérdidas de bienestar a agentes aversos al riesgo, debido, entre otras cosas, al incremento en la incertidumbre.

Este capítulo introduce una innovación metodológica de importancia: la respuesta de la economía ante una perturbación depende en gran medida del margen de actuación de que disponga la autoridad monetaria para modificar los tipos de interés. Por ejemplo, la magnitud de una recesión tras una perturbación negativa será relativamente reducida si el tipo de interés de equilibrio está considerablemente por encima de cero, ya que las propiedades estabilizadoras de la política monetaria no se ven mermadas por el límite inferior. En cambio, si el tipo de interés nominal de equilibrio fuese cero, como sugiere la regla de Friedman, la magnitud de la recesión sería considerablemente superior, ya que la política monetaria no puede estabilizar la senda del producto y la inflación por medio de un recorte en el instrumento de política. De hecho, en este modelo las expectativas de los agentes deben depender del margen de maniobra de que dispone el banco central para reducir el tipo de interés.

Los resultados de este tercer capítulo, bajo un tipo de interés real de equilibrio igual al 2%, son los siguientes: en primer lugar, la probabilidad de que la restricción de no negatividad sobre los tipos de interés nominales sea activa crece de forma no lineal cuando el

objetivo de inflación disminuye, aumentando rápidamente para objetivos de inflación por debajo del 1 por ciento. Esta probabilidad está alrededor del 5 por ciento para un objetivo de inflación igual a cero, se reduce a un 2 por ciento para un objetivo de inflación igual al 1 por ciento, y cae por debajo del 1 por ciento para un objetivo de inflación del 2 por ciento. En segundo lugar, el modelo simple que se presenta en estas páginas implica que el objetivo de inflación que maximiza la utilidad esperada del agente representativo es del 2 por ciento.

Finalmente, el cuarto capítulo de esta tesis examina uno de los hechos estilizados en el ámbito de estudio de la política monetaria: los bancos centrales se comportan de tal forma que generan persistencia en los tipos de interés nominales. En concreto, las autoridades monetarias suelen responder a las perturbaciones mediante el diseño de una senda a medio plazo para el instrumento de política. Dicha senda se caracteriza por desviarse progresivamente del tipo de interés neutral una vez que la perturbación afecta a la economía para, posteriormente, retornar lentamente al tipo de interés neutral después de que la perturbación haya desaparecido.

En este capítulo se resume en primer lugar la evidencia empírica existente en la literatura sobre la inercia de los tipos de interés. En concreto, se revisan los resultados de tres grupos de estudios: la estimación de reglas de política monetaria con persistencia del instrumento utilizado por el banco central, el estudio de la estructura de plazos de tipos de interés y los análisis de duración.

Seguidamente, se investiga cuáles son las justificaciones teóricas para ese tipo de comportamiento inercial. En este sentido, se destaca que frecuentes cambios en el tipo de interés de política pueden inducir, hasta cierto punto, un incremento en la incertidumbre y perjudicar el buen funcionamiento del sistema financiero. Asimismo, repetidos cambios bruscos en la senda de los tipos de interés nominales pueden ser percibidas por el público como “errores” de política. Además, esta tendencia a suavizar los cambios en el instrumento de política puede ser el resultado de un proceso de aprendizaje llevado a cabo por la autoridad monetaria sobre los efectos macroeconómicos de sus decisiones. Finalmente, se puede defender que una política monetaria con inercia en los tipos de interés permite reducir considerablemente las consecuencias negativas que pueden surgir de la existencia del límite inferior a los tipos de interés nominales.

Posteriormente, en este capítulo se repasan los mecanismos existentes para implementar una política monetaria con inercia. En este sentido, la existencia de una tecnología de compromiso que pueda ser utilizada por el banco central para hacer creíbles sus promesas es ciertamente relevante. Si dicha tecnología está disponible, basta con que la autoridad monetaria se comprometa a aplicar una regla de política con inercia. Sin embargo, en la práctica esto no suele ser posible, por lo que sería necesario imponer al banquero central unos objetivos apropiados. Por ejemplo, un objetivo en términos del nivel de precios, en lugar de un objetivo de inflación, puede hacer que la autoridad monetaria se comporte de tal manera que se genere inercia en los tipos de interés.

Este capítulo trata de profundizar en esta línea de investigación, analizando si la probabilidad de alcanzar el límite inferior a los tipos de interés disminuye al incrementar el grado de inercia del instrumento de política. Además, se calcula el grado óptimo de inercia en el contexto de un modelo neo-keynesiano simple con expectativas racionales. Es importante hacer notar que este estudio se basa en el capítulo 3 de esta tesis, en lo que a la utilización de técnicas de resolución no lineales consistentes con el modelo se refiere. Dichas técnicas permiten calcular las ecuaciones en forma reducida y las expectativas racionales de los agentes.

Los principales resultados de este capítulo se pueden resumir como sigue. Primero, cierto grado de inercia en el tipo de interés nominal incrementa el bienestar esperado del agente representativo. Segundo, el grado óptimo de inercia es bastante elevado, muy en la línea del comportamiento observado en la mayoría de bancos centrales. Y, finalmente, la inercia en la política monetaria permite al banquero central imponer un objetivo de inflación más ambicioso, porque la probabilidad de que el tipo de interés alcance su límite inferior decrece.

## Capítulo 1:

¿Ha Seguido el Banco de España una Regla de Taylor en Tiempo Real?

## 1.1 Introducción

La relevancia de las decisiones de política monetaria sobre los agentes económicos es manifiesta. Este hecho se hace patente en la repercusión que tiene en los medios de comunicación cualquier anuncio de modificación de tipos de interés por parte de la Reserva Federal o del Banco Central Europeo. Por ello, cada vez son más los trabajos que tratan de analizar el comportamiento de los bancos centrales<sup>1</sup>, cuyas decisiones son, en muchos casos, el resultado de una combinación entre reglas de política monetaria y cierto grado de discrecionalidad. Incluso el propio Alan S. Blinder, ex-vicepresidente de la Reserva Federal, afirma que “la actividad de los bancos centrales tiene tanto de ciencia como de arte” (Blinder, 1997).

Ahora bien, existen reglas monetarias simples que relacionan el instrumento de política con determinadas variables macroeconómicas. Estas reglas tratan de aproximar el comportamiento de la autoridad monetaria, no de captar meras relaciones tecnológicas entre variables. Si las decisiones de los bancos centrales son observacionalmente similares a las tomadas aplicando una regla<sup>2</sup>, la forma funcional de la misma y las estimaciones de sus coeficientes nos pueden dar información acerca del modo en que el banco central responde a la situación pasada, presente o esperada de la economía.

Una de las reglas de política monetaria de mayor relevancia es la conocida como regla de Taylor. Fue propuesta por John Taylor en 1993 para el caso estadounidense:

$$i_t = (r^* + \pi^*) + 1,5(\pi_{t-1,t-4} - \pi^*) + 0,5(y_{t-1,t-4} - y_{t-1,t-4}^*) \quad [1.1]$$

donde  $i_t$  denota el tipo de interés de los fondos federales,  $r^*$  es el tipo de interés real objetivo,  $\pi_{t-1,t-4} - \pi^*$  representa la desviación de la tasa de inflación con respecto al objetivo en los últimos cuatro trimestres y el término  $y_{t-1,t-4} - y_{t-1,t-4}^*$  mide la diferencia (en tanto por ciento) entre el Producto Nacional Bruto (PNB) real americano y el producto potencial, es decir, la llamada brecha del producto. La relevancia de esta especificación radica fundamentalmente en que replicaba especialmente bien los movimientos del tipo de interés de los fondos federales desde 1987 hasta 1992, periodo durante el cual la Reserva Federal consiguió reducir los niveles de inflación y las fluctuaciones cíclicas del producto.

Clarida, Galí y Gertler (1999) generalizan la regla de Taylor, de forma que el tipo de interés responda a variables macroeconómicas esperadas en lugar de a variables pasadas. Las estimaciones de este tipo de reglas con expectativas<sup>3</sup> se realizan incluyendo los valores adelantados del producto y la inflación en lugar de las previsiones de dichas variables. Con ello se supone que las expectativas formuladas por la autoridad monetaria son racionales y sus errores de predicción, por tanto, impredecibles. De hecho, sustituir en la regla de

<sup>1</sup> Ver, por ejemplo, Taylor (1993) y Clarida, Galí y Gertler (1999) para el caso estadounidense y Peersman y Smets (1998) y Gerlach y Schnabel (2000) para la zona Euro.

<sup>2</sup> Probablemente la autoridad monetaria no habrá tomado sus decisiones mediante el uso mecánico de una regla simple, pero es posible que su comportamiento pueda aproximarse bastante bien mediante una regla.

<sup>3</sup> Por ejemplo, Clarida, Galí y Gertler (1999) y Dolado, María-Dolores y Naveira (2000).

política las desviaciones futuras realizadas en lugar de las esperadas es equivalente a considerar que el banco central dispone de información perfecta.

Este capítulo trata de analizar el comportamiento del Banco de España durante el periodo 1984-1998 bajo un supuesto más realista: el conjunto de información de la autoridad monetaria está compuesto por la información disponible en el momento de la toma de decisiones. Es lo que se conoce en la literatura como conjunto de información en tiempo real. Para ello, hay que tener en cuenta las previsiones del producto y la inflación realizadas por el Banco de España en cada momento del tiempo, la posible existencia de errores de estimación de la brecha del producto por el desconocimiento del producto potencial y el carácter provisional de las mediciones recientes. El objetivo principal es comparar los resultados de la estimación de una regla de política utilizando tanto los datos definitivos como los datos disponibles en tiempo real por el Banco de España.

La conclusión principal de este capítulo es que el Banco de España ha tomado las decisiones de política monetaria desde 1988 hasta 1998 como si hubiese seguido una regla similar a la propuesta por Taylor. Dicha regla indica que la autoridad monetaria española trató de contrarrestar las desviaciones esperadas de la tasa de inflación con respecto al objetivo de inflación mediante movimientos en el tipo de interés real. Además, existen diferencias relevantes entre los resultados obtenidos bajo los distintos supuestos acerca de la información que posee la autoridad monetaria<sup>4</sup>.

La estructura del capítulo es la siguiente. La sección 2 revisa el marco teórico desarrollando analíticamente una variante de la regla de Taylor. En la sección 3 se estiman algunas posibles reglas de tipos de interés que pretenden describir el comportamiento del Banco de España desde 1984 hasta 1998. Por último, la sección 4 expone las principales conclusiones.

## 1.2 Marco teórico

El problema al que se enfrenta la autoridad monetaria, en el contexto de un modelo macroeconómico genérico con rigideces de precios, consiste en elegir una senda de tipos de interés nominales,  $i_t$ , desde el momento  $t$  hasta  $\infty$  tal que:

$$\text{Min } E_t^{BC} \sum_{\tau=t}^{\infty} \phi^{\tau-t} [\alpha_1(\pi_{\tau} - \pi_{\tau}^*)^2 + \alpha_2(y_{\tau} - y_{\tau}^*)^2 + \alpha_3(i_{\tau} - i_{\tau}^*)^2 + \alpha_4(i_{\tau} - i_{\tau-1})^2] \quad [1.2]$$

$$\text{s.a. } y_t - y_t^* = \sum_{k=1}^{k=K} \beta_k^y (y_{t-k} - y_{t-k}^*) - \sum_{l=0}^{l=L} \beta_l^r (i_{t-l} - E_{t-l}(\pi_{t-l+1})) + u_{1t} \quad [1.3]$$

<sup>4</sup> Este resultado fue obtenido por Orphanides (2001) para el caso estadounidense.

$$\pi_{t+1} = \sum_{m=0}^{m=M} \beta_m^\pi \pi_{t-m} + \sum_{n=0}^{n=N} \beta_n^g (y_{t-n} - y_{t-n}^*) + u_{2t} \quad [1.4]$$

donde  $\pi_t$  representa la tasa de variación de los precios o tasa de inflación,  $\pi_t^*$  es la tasa de inflación objetivo de la autoridad monetaria,  $y_t$  representa la producción de la economía en el periodo  $t$ ,  $y_t^*$  el producto potencial de la economía en el periodo  $t$  definido como la producción obtenida sin rigideces nominales y, por último,  $i_t^*$  es el tipo de interés nominal objetivo definido como la suma del tipo de interés real objetivo y la tasa de inflación objetivo.  $\phi$  es el factor de descuento.  $E_t^{BC}$  denota el operador esperanza condicionada al conjunto de información de que dispone el banco central al comienzo del periodo  $t$  y  $E_t$  representa la esperanza condicionada al conjunto de información que disponen los agentes económicos al comienzo del periodo  $t$ .

La especificación de la función de pérdida indica que el banco central no desea ni desviaciones de la inflación con respecto al objetivo de inflación fijado, ni desviaciones de la producción con respecto al producto potencial de la economía, ni desviaciones del tipo de interés nominal con respecto al tipo de interés nominal de largo plazo<sup>5</sup>, ni volatilidad excesiva de los tipos de interés<sup>6</sup>. Dichas desviaciones reciben ponderaciones en la función objetivo de la autoridad monetaria captadas por los coeficientes  $\alpha_i$ .

Las dos restricciones describen el funcionamiento de la economía. La primera de ellas es una función de demanda o curva IS. La segunda restricción es una curva de Phillips<sup>7</sup>. De esta forma la autoridad monetaria puede incrementar la brecha del producto disminuyendo los tipos de interés nominales pero a costa de aumentar el nivel de inflación futura.

Es importante resaltar que el tipo de interés nominal no afecta contemporáneamente a la tasa de inflación sino que lo hace con un periodo de retardo. Esto permite, como demuestran Svensson (1997) y Ball (1997), simplificar el problema y resolver periodo a periodo. De la condición de primer orden se obtiene:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) \bar{i}_t \quad [1.5]$$

<sup>5</sup> La justificación para incluir esta desviación responde al hecho de que una economía pequeña toma como dado el tipo de interés real del exterior, por lo que el banco central debe instrumentar una política monetaria fijando un tipo de interés nominal compatible, a medio plazo, con esta restricción exterior (aunque a corto plazo pueda desviarse de ella).

<sup>6</sup> La autoridad monetaria puede tratar de evitar la excesiva volatilidad de los tipos de interés a corto plazo para favorecer el buen funcionamiento de los mercados financieros (Goodfriend, 1991); o bien porque se encuentra en proceso de “aprendizaje” acerca de los mecanismos de transmisión de la economía; o porque, de esta forma, puede afectar a los tipos de interés a largo plazo con menores movimientos del tipo de interés a corto plazo (Rotemberg y Woodford, 1998); o incluso porque cambios en el nivel y en la senda de los tipos de interés pueden inducir al público a pensar que el banco central desconoce el funcionamiento de la economía y debe corregir sus propios errores (Ellis y Lowe, 1997). El lector puede encontrar en el capítulo 4 una discusión en detalle sobre la justificación teórica y las ventajas de generar inercia en la política monetaria.

<sup>7</sup> Los términos  $u_{1t}$  y  $u_{2t}$  pueden interpretarse como perturbaciones de demanda y de oferta respectivamente.



con  $\rho = \frac{\alpha_4}{\alpha_3 + \alpha_4}$  y, además,

$$\bar{i}_t \equiv i_t^* + \beta(E_t^{BC}(\pi_{t+1}) - \pi_{t+1}^*) + \gamma E_t^{BC}(y_t - y_t^*) \quad [1.6]$$

donde  $\beta = \frac{\alpha_1 \beta_0^r \beta_0^g}{\alpha_3}$  y  $\gamma = \frac{\alpha_2 \beta_0^r}{\alpha_3}$ .

Bajo el supuesto de que el banco central dispone de información perfecta,  $\bar{i}_t$  se expresaría de la forma:

$$\bar{i}_t^{per} = i_t^* + \beta(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) + \gamma(y_t - y_t^*) \quad [1.7]$$

Si las expectativas que formula la autoridad monetaria son racionales,  $\bar{i}_t$  sería:

$$\bar{i}_t^{rac} = i_t^* + \beta(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) + \gamma(y_t - y_t^*) + v_t \quad [1.8]$$

con  $v_t = \beta(E_t^{BC}(\pi_{t+1}) - \pi_{t+1}^*) + \gamma(E_t^{BC}(y_t) - y_t)$ . En la literatura se trata de obtener estimaciones de  $\rho$ ,  $\beta$  y  $\gamma$  mediante el modelo de regresión descrito por [1.5] y [1.8]. Nótese que la representación en términos de esperanza condicionada de este modelo de regresión es la misma que la del modelo descrito por [1.5] y [1.7]. Sólo difieren en la interpretación del término de error<sup>8</sup>. Sin embargo, si el supuesto de expectativas racionales no se verifica<sup>9</sup>, la combinación de [1.5] y [1.8] no es la especificación correcta que se deriva del modelo teórico. El propósito de este trabajo es obtener estimaciones de los parámetros de la función de reacción descrita directamente por las ecuaciones [1.5] y [1.6], al poder disponer, a diferencia de trabajos anteriores, de las previsiones que formuló el Banco de España para instrumentar la política monetaria entre 1984 y 1998.

## 1.3 Resultados empíricos

### 1.3.1 Modelo sin inercia en los tipos de interés

Se comienza el análisis con la estimación de la regla de comportamiento de un banco central en el caso particular en el que a la autoridad monetaria no le preocupa la volatilidad de los tipos de interés ( $\alpha_4 = 0$ , lo que provoca  $\rho = 0$ ):

$$i_t = i^* + \beta(E_t^{BC}(\pi_{t+1}) - \pi_{t+1}^*) + \gamma E_t^{BC}(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t \quad [1.9]$$

<sup>8</sup> Mientras bajo el supuesto de expectativas racionales el término de error capta errores de predicción de la autoridad monetaria, bajo el supuesto de que el banco central dispone de información perfecta puede captar errores transitorios en la instrumentación de la política monetaria.

<sup>9</sup> El supuesto de que el banco central formula expectativas racionales no se verificaría si se cometen errores de estimación sistemáticos del producto potencial que provoquen errores de predicción sistemáticos de la brecha del producto. Orphanides (1999) muestra que este pudo ser el caso de la Reserva Federal durante los años sesenta y setenta.

donde  $\varepsilon_t$  es una perturbación aleatoria que puede interpretarse como el error aleatorio transitorio cometido en la fijación del tipo de interés por parte de la autoridad monetaria.

Se estima esta especificación para el periodo 1984:01 a 1998:05 por el método generalizado de momentos (MGM)<sup>10</sup>. Además, mediante este mismo método y con el propósito de compararlas con las anteriores, se van a obtener estimaciones de los parámetros de la regla de política bajo el supuesto de que el Banco de España posee información perfecta.

En relación con los datos utilizados, para los tipos de interés de intervención de la autoridad monetaria se emplea el tipo marginal a un día de los préstamos de regulación monetaria hasta mayo de 1990. Tras esta fecha se incluye el tipo marginal de las subastas a 10 días de adquisiciones temporales de Certificados del Banco de España. Las previsiones de inflación (tasa de variación interanual desestacionalizada del Índice de Precios al Consumo) se han tomado de los documentos “La situación inflacionista en España” y “La inflación en España” de la serie confidencial de documentos internos del Banco de España. Desgraciadamente, sólo se dispone de series completas para las previsiones contemporáneas (previsión realizada, por ejemplo, en julio, de la inflación en julio con información hasta junio) y de previsiones a un mes (previsión realizada, por ejemplo, en julio, de la inflación en agosto con información hasta junio) por lo que serán las utilizadas en este trabajo. Para las previsiones de la brecha del producto desestacionalizada, a partir de finales de 1994 los cuadros de programación monetaria (también pertenecientes a la serie confidencial de documentos internos) recogen explícitamente previsiones trimestrales de la tasa de crecimiento anual del Producto Interior Bruto (PIB). Anteriormente no se presentaban previsiones del PIB en dichos documentos internos pero el Servicio de Estudios del Banco de España ha calculado previsiones anuales implícitas de la tasa de variación del PIB real desde 1982<sup>11</sup>. La comparación entre las previsiones y las realizaciones tanto del producto como de la inflación se recoge en los gráficos 1 y 2.

Como objetivo de inflación se toma el publicado en la Ley de Presupuestos Generales del Estado de cada año<sup>12</sup>, suponiendo una senda de aproximación lineal al objetivo de inflación entre la inflación interanual de diciembre del año  $t-1$  y el objetivo de inflación (para diciembre) del año  $t$ . Para el cálculo del PIB potencial bajo el supuesto de información en tiempo real, se ajusta una tendencia lineal a la serie del PIB real (en pesetas de 1986) desestacionalizado desde 1970 hasta cada momento  $t$  en el intervalo comprendido entre enero de 1984 y diciembre de 1998<sup>13</sup>.

---

<sup>10</sup> Véase Hansen (1982).

<sup>11</sup> Los datos de inflación son mensuales mientras que los de producto son trimestrales o anuales, por lo que se han mensualizado estos últimos.

<sup>12</sup> En 1988 y 1989 las desviaciones de la inflación con respecto al objetivo alcanzaron dimensiones considerables (2,8 y 3,3 puntos porcentuales respectivamente), hecho que reduce la credibilidad del objetivo de inflación en esos años.

<sup>13</sup> Otros procedimientos como el filtro de Hodrick-Prescott (con  $\lambda=14400$ ) o tendencias sobre la serie en logaritmos del PIB real desestacionalizado arrojan resultados en buena medida diferentes a los aquí expuestos pero, en mi opinión, el componente cíclico resultante no recoge de foma plausible el comportamiento de la

El conjunto de instrumentos en la estimación con información en tiempo real está formado por seis desfases del tipo de interés nacional y del tipo de interés alemán, doce desfases (en tiempo real) de la desviación de la tasa de inflación con respecto al objetivo y de la brecha del producto, además de las previsiones contemporáneas de la inflación y el producto.

Para la estimación bajo el supuesto de información perfecta, se sustituyen los valores esperados de la tasa de inflación y de la brecha del producto por los valores efectivamente realizados. Además, para el cálculo del producto potencial, se ajusta una tendencia lineal a la serie del PIB real desestacionalizado desde 1970 hasta 1998. Por último, el conjunto de instrumentos incluye seis desfases del tipo de interés nacional y del tipo de interés alemán y doce desfases de la desviación de la tasa de inflación con respecto al objetivo y de la brecha del producto.

Los resultados de la estimación con información en tiempo real aparecen en la primera fila del cuadro 1. Resultan algo mejores que las obtenidas con información perfecta (primera fila del cuadro 2) pero no son coherentes con lo que se esperaría a priori. Se obtiene un coeficiente asociado a las desviaciones de inflación significativamente menor que la unidad en ambos casos. Esto significaría que la autoridad monetaria disminuye el tipo de interés real cuando se incrementan las expectativas de inflación al aumentar el tipo nominal en menor cuantía que el aumento en las expectativas inflacionistas. La disminución del tipo real favorece el incremento de la demanda, lo que genera nuevas presiones al alza sobre los precios. Este comportamiento poco plausible a priori se conoce en la literatura con el término “acomodar” la inflación.

Sin embargo, la especificación propuesta por Taylor presenta algunos inconvenientes para analizar la economía española durante el periodo 1984-1998. Por ejemplo, impone la invariabilidad del objetivo de inflación al mantener constante  $i^*$  durante todo el periodo 1984-1998. Además, a lo largo del horizonte temporal considerado, los regímenes de política monetaria en España han cambiado considerablemente: se ha pasado de un esquema en dos etapas con el objetivo intermedio de controlar un agregado monetario (hasta 1987) a un esquema de una única etapa, con el tipo de interés como instrumento para alcanzar el objetivo propuesto de inflación. Por si fuera poco, la entrada en el Sistema Monetario Europeo (en 1989) provocó que el Banco de España se comprometiera a tomar medidas para defender la paridad de la peseta en el sistema, compromiso que se modificó sustancialmente tras la ampliación de las bandas de fluctuación del tipo de cambio en 1993. Por último, la aprobación de la ley de Autonomía del Banco de España (1994) y el compromiso de cumplimiento con los criterios de convergencia de Maastricht modificaron sustancialmente el entorno y los objetivos de la autoridad monetaria.

---

economía española durante el periodo analizado.

### 1.3.2 Cambios en el objetivo de inflación

Los Presupuestos Generales del Estado publican cada año la tasa de inflación objetivo para la economía española<sup>14</sup>. Dicha tasa no se ha mantenido constante durante el periodo analizado como se aprecia claramente en el gráfico 3. Por ejemplo, las tasas de inflación objetivo experimentaron un descenso notable desde el 5% de 1993 al 2% de 1998.

La especificación con expectativas propuesta con anterioridad impone la invariabilidad del objetivo de inflación. Una forma simple de relajar este supuesto consiste en permitir la existencia de un cambio en dicho objetivo. Evidentemente la elección de la ubicación de este cambio tiene un marcado carácter arbitrario pero, en mi opinión, un buen candidato es el año 1993. Dos razones pueden justificar esta elección: en primer lugar, el objetivo de inflación de 1987 es prácticamente el mismo que el de 1992. Si se tiene en cuenta que las tasas objetivo de 1988 y 1989 no representaban un objetivo creíble, sino que el mercado esperaba tasas más elevadas, se puede hablar de cierta estabilidad de esta variable durante el periodo 1987-1992. En segundo lugar, el 2 de agosto de 1993 se ampliaron las bandas de fluctuación de los tipos de cambio de las monedas que integraban el Sistema Monetario Europeo. Esto pudo permitir al Banco de España concentrarse más en la lucha contra la inflación. Probablemente, las tasas objetivo propuestas ganaron en credibilidad y se interpretaron como el verdadero objetivo de la autoridad monetaria<sup>15</sup>. Por tanto, se estima la siguiente ecuación:

$$i_t = i_{84-92}^* D8492 + i_{93-98}^* D9398 + \beta(E_t^{BC}(\pi_{t+1}) - \pi_{t+1}^*) + \gamma E_t^{BC}(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t \quad [1.10]$$

donde  $i_{84-92}^*$  es el tipo de interés nominal objetivo desde 1984:01 hasta 1992:12 (ya que  $D8492$  es una variable binaria que toma el valor uno para ese periodo y cero en el resto) y  $i_{93-98}^*$  representa su homónimo para el periodo 1993:01-1998:05 ( $D9398$  toma el valor uno entre 1993:01 y 1998:05 y cero en el resto). Los resultados de las estimaciones se recogen en las segundas filas de los cuadros 1 y 2. Son muy similares bajo supuestos alternativos acerca de la información disponible por la autoridad monetaria. De hecho, los coeficientes estimados  $\hat{\beta}$  y  $\hat{\gamma}$  con información en tiempo real no son significativamente distintos a los estimados si la autoridad monetaria dispone de información perfecta. Por otra parte, los tipos de interés objetivo estimados,  $\hat{i}_{84-92}^*$  y  $\hat{i}_{93-98}^*$ , son significativamente diferentes uno del otro, por lo que permitir variabilidad en el objetivo de inflación tiene sentido en este contexto.

<sup>14</sup> A partir de 1995, el Banco de España publicó sus propios objetivos de inflación. Las diferencias entre ambas tasas objetivo son mínimas.

<sup>15</sup> De hecho, a partir de junio de 1994, con la aprobación de la Ley de Autonomía del Banco de España, se recoge explícitamente que el objetivo principal de la política monetaria es la estabilidad de precios (Ayuso y Escrivá, 1997). En esta misma dirección, Dolado y María-Dolores (2000), mediante un enfoque micro-económico, encuentran evidencia a favor de que el Banco de España mostró una mayor respuesta a la inflación a partir de 1992.

De nuevo los resultados no son los esperados a priori, principalmente porque siguen indicando que el Banco de España acomodaba la inflación ( $\hat{\beta} < 1$ ). Sin embargo, la especificación resultante del análisis teórico incluía un retardo del tipo de interés, por lo que es posible que aún se estén omitiendo variables relevantes.

### 1.3.3 Modelo con inercia en los tipos de interés

Es muy probable que el Banco de España, en un entorno como el que se movió la economía española en las décadas de los años 80 y 90, no sólo se interesara por estabilizar el producto y controlar la inflación. También pudo pretender la consecución de otros objetivos mediante la instrumentación de la política monetaria. Uno de ellos pudo ser la estabilidad en los tipos de interés. Por tanto, se estima la especificación siguiente:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[i_{84-92}^* D8492 + i_{93-98}^* D9398 + \beta(E_t^{BC}(\pi_{t+1}) - \pi_{t+1}^*) + \gamma E_t^{BC}(y_t - y_t^*)] + \varepsilon_t \quad [1.11]$$

Los resultados aparecen en las terceras filas de los cuadros 1 y 2. Los coeficientes estimados difieren en buena medida dependiendo del supuesto realizado sobre la información que posee la autoridad monetaria. Bajo información en tiempo real, la estimación de  $\beta$  es significativamente mayor que la unidad (el Banco de España incrementa los tipos de interés reales ante repuntes inflacionistas futuros esperados) y la estimación de  $\gamma$  es significativamente distinta de cero (el Banco de España, a la hora de fijar los tipos de interés nominales, tiene en cuenta la posición cíclica de la economía). Bajo el supuesto de disponibilidad de información perfecta, la estimación de  $\beta$  no es significativamente mayor que uno y la estimación de  $\gamma$  no difiere significativamente de cero. En ambos casos se obtiene un elevado grado de persistencia en los tipos de interés nominales de intervención<sup>16</sup>.

Otros trabajos han estimado especificaciones similares a la ecuación [1.11]. Clarida, Galí y Gertler (1999) utilizan datos trimestrales de la economía estadounidense para los períodos 1960-1979 y 1979-1996. Estos mismos autores analizan el caso alemán para el período 1979-1993. Dolado, María-Dolores y Naveira (2000) emplean datos mensuales de España (1989-97), Francia (1980-97) y Alemania (1980-97). En todos ellos se realiza el supuesto de que el banco central formula expectativas racionales. El cuadro 3 muestra la comparación entre los resultados de esos trabajos y los obtenidos aquí.

La estimación del coeficiente de las desviaciones de inflación con respecto a la tasa objetivo es mayor que el obtenido por Dolado, María-Dolores y Naveira (2000) para España. De hecho, bajo el supuesto de información en tiempo real, la estimación de  $\beta$  es la más elevada de la tabla, aunque las variaciones en el supuesto de información impiden una comparación rigurosa. Una explicación de la elevada magnitud del coeficiente estimado podría hallarse en la menor reputación en la lucha contra la inflación del Banco de España

<sup>16</sup> Clarida, Galí y Gertler (1999) afirman que, en estimaciones con datos trimestrales,  $\rho$  habitualmente toma valores de 0,8 ó 0,9. No es de extrañar que con datos mensuales sea ligeramente superior.

en comparación con la Reserva Federal y sobre todo con el Bundesbank. Este hecho habría obligado a la autoridad monetaria española a responder con movimientos del tipo de interés de mayor magnitud a los incrementos en las expectativas inflacionistas.

Además, con información en tiempo real, la estimación del coeficiente de la brecha del producto es positivo y significativo. Con información perfecta dicha significatividad para España desaparece.

Parece que la regla de comportamiento del Banco de España es mucho más coherente cuando se tiene en cuenta el conjunto de información de que disponía a la hora de tomar las decisiones de política monetaria. La razón principal para la existencia de divergencias en los resultados es la estimación de la brecha del producto bajo los diferentes conjuntos de información. El gráfico 4 muestra cómo es posible que el Banco de España, debido a las limitaciones en la información disponible, sobrestimara la brecha del producto durante el periodo 1984-1995<sup>17</sup>.

¿Explica esta regla los movimientos del tipo de interés en la práctica? Para tener una idea de la bondad del ajuste, el gráfico 5 muestra en trazo continuo el tipo de interés de intervención que mantuvo la autoridad monetaria española durante el periodo 1984-1998. La línea discontinua refleja el tipo de interés que el Banco de España habría fijado si hubiese aplicado exactamente la regla [1.11] con la información disponible. Los coeficientes de la regla corresponden a los estimados con información en tiempo real.

Se aprecia cómo la especificación propuesta replica bastante bien los movimientos del tipo de interés de intervención a partir de 1988. Es decir, desde ese momento, el Banco de España ha instrumentado la política monetaria de una forma similar a la resultante de aplicar una variante de la regla de Taylor. Sin embargo, desde 1984 a 1987 las divergencias son notables. Pueden estar motivadas por el hecho de que durante ese periodo el banco central instrumentaba su política mediante el control mixto de la cantidad de dinero y de los tipos de interés (Ayuso y Escrivá, 1997)<sup>18</sup>.

El episodio de 1987 merece atención especial: tras el primer trimestre de ese año, la tasa de crecimiento del agregado monetario (Activos Líquidos en Manos del Público, ALP) fue muy superior a la prevista, en parte por el fuerte crecimiento de la economía española y en parte por el imprevisto descenso de la velocidad de circulación del dinero desde finales de 1986. Ante tales circunstancias, el Banco de España decidió llevar a cabo una política monetaria de marcado carácter restrictivo, incrementando los tipos de interés de forma notable. Sin embargo, en un contexto de expectativas de apreciación de la peseta, el diferencial de tipos de interés creado provocó un aumento de la demanda de pesetas en los mercados cambiarios. Las presiones generadas a favor de la peseta eran tan fuertes que fue necesario tomar medidas de control de cambios con la esperanza de fre-

---

<sup>17</sup> Un resultado similar es el obtenido por Orphanides (2001) con datos de Estados Unidos, con la diferencia de que, según su trabajo, la Reserva Federal pudo haber subestimado sistemáticamente la brecha del producto durante el periodo 1987-1992.

<sup>18</sup> María-Dolores (2001) aporta evidencia a favor del control mixto durante los primeros años de la década de los ochenta.

nar la entrada de capitales de carácter especulativo a corto plazo. Pero la efectividad de dichas medidas no fue la prevista, por lo que el Banco de España se vio obligado a realizar compras masivas de divisas. Por ello, a partir de junio de 1987 se optó por una política monetaria de carácter menos estricto, reduciendo los tipos de interés de los mercados monetarios. Cabe destacar que durante este periodo, la regla estimada indica que la situación macroeconómica a comienzos de 1987 aconsejaba un descenso de los tipos de interés de intervención y no el incremento observado en la práctica.

### 1.3.4 La función de reacción ampliada del Banco de España

En el apartado anterior se mostraba cómo la regla de Taylor es incapaz de explicar la elevada volatilidad del tipo de interés de intervención durante el periodo 1984-1987. Durante esos años, el Banco de España instrumentaba la política monetaria en dos niveles, fijando un objetivo intermedio: la tasa de crecimiento de algún agregado monetario amplio. La definición de cantidad de dinero escogida fue la de los ALP. La alta volatilidad de los tipos de interés durante parte de este periodo reside en que el Banco de España ejercía un control mixto de precios y cantidades en el mercado de dinero.

Sin embargo, la autoridad monetaria podría haber estado utilizando los tipos de interés para compensar los efectos de las desviaciones de la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero con respecto a la tasa objetivo. Si la desviación es positiva, se podrían incrementar los tipos de interés para, de esta forma, elevar el coste de oportunidad del dinero y disminuir su demanda. Si esto es cierto, es posible que estas desviaciones puedan explicar en parte los movimientos de los tipos de interés desde 1984 hasta 1994<sup>19</sup>.

Por otra parte, la entrada de la peseta en el Sistema Monetario Europeo en 1989 añadió una restricción a la instrumentación de la política monetaria en España: el tipo de cambio no debía abandonar la zona objetivo asignada. De hecho, desde septiembre de 1992 hasta agosto de 1993, durante la crisis del Sistema Monetario Europeo, algunos movimientos del tipo de interés de intervención fueron el resultado del acercamiento del tipo de cambio a la banda de máxima depreciación de la peseta. Por ello, se incluye en la especificación la desviación porcentual con respecto a la paridad central fijada del tipo de cambio de la peseta frente al marco alemán.

La forma funcional de la función de reacción queda de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
 i_t = & \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[i_{84-92}^* D8492 + i_{93-98}^* D9398 + \\
 & + \beta(E_t^{BC}(\pi_{t+1}) - \pi_{t+1}^*) + \gamma E_t^{BC}(y_t - y_t^*) + \\
 & + \delta D_t^{tc}(tc_t - tc_t^*) + \theta D_t^{alp}(\Delta ALP_t - \Delta ALP_t^*)] + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{1.12}$$

donde  $tc_t - tc_t^*$  recoge la desviación porcentual desestacionalizada del tipo de cambio nominal bilateral peseta/DM con respecto a su paridad central en el Sistema Monetario Europeo.

<sup>19</sup> A partir de 1995 no se publican intervalos objetivo para la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero.

Valores positivos significan apreciaciones, luego el signo esperado de  $\delta$  es negativo, pues la autoridad monetaria trata de detener las depreciaciones excesivas de la peseta aumentando su atractivo en los mercados internacionales. Esto se consigue incrementando los tipos de interés.  $D_t^{tc}$  es una variable binaria que toma el valor uno desde 1989:06 hasta 1998:05 y cero para el resto del periodo muestral. El término  $\Delta ALP_t - \Delta ALP_t^*$  mide las desviaciones desestacionalizadas entre la tasa de crecimiento de los ALP y la tasa de crecimiento objetivo, por lo que el signo esperado de  $\theta$  es positivo. Como tasa de crecimiento objetivo se escoge el centro del intervalo objetivo que aparece en Ayuso y Escrivá (1997).  $D_t^{alp}$  es una variable ficticia que toma el valor uno desde 1984:01 a 1994:12 y cero en el resto del periodo muestral. Se ha supuesto una senda de aproximación lineal al objetivo como la realizada para la tasa de inflación.

Las estimaciones se realizan por el método generalizado de momentos. Los resultados de las mismas aparecen en las últimas filas de los cuadros 1 y 2. Bajo el supuesto de disponibilidad de información en tiempo real, todos los coeficientes estimados tienen los signos esperados, aunque el coeficiente que acompaña a las desviaciones de la cantidad de dinero no es significativamente distinto de cero. De nuevo, se obtiene que el Banco de España no acomoda la inflación ( $\hat{\beta} > 1$ ). Bajo el supuesto de información perfecta, la estimación del coeficiente  $\beta$  presenta signo contrario al esperado.

Al simular el tipo de interés que el Banco de España habría fijado si hubiese seguido la regla [1.12] estimada bajo el supuesto de que la autoridad monetaria posee información en tiempo real, tampoco se aproximan bien los movimientos de los tipos de interés en los primeros años de la muestra. Parece que, durante este periodo, el comportamiento del tipo de interés como variable que jugaba en parte el papel de vaciar el mercado de dinero se impone a la idea de que el Banco de España pudiese utilizarlo como instrumento principal de política económica.

## 1.4 Conclusiones

Este primer capítulo analiza la instrumentación de la política monetaria en España durante el periodo 1984-1998. Durante estos años se han producido cambios sustanciales en el entorno económico español, como la entrada en el Sistema Monetario Europeo o el proceso de convergencia hacia la Unión Económica y Monetaria, provocando profundas modificaciones en la forma de actuar del Banco de España. Si la década de los ochenta comenzó con un sistema de instrumentación en dos niveles, controlando un agregado monetario como objetivo intermedio, en los últimos años de competencia nacional en política monetaria se optó por la transición a un esquema de un único nivel, con el objetivo final de la estabilidad de precios.

Sin embargo, es posible que una regla simple de política monetaria sea capaz de explicar, con cierta precisión, los movimientos en el tipo de interés de intervención del



Banco de España. De esta forma, se puede obtener información acerca de la dirección y la magnitud de las respuestas del banco central a la situación macroeconómica pasada, presente o esperada.

Las conclusiones de este capítulo son dos. En primer lugar, desde 1988 a 1998 el comportamiento del Banco de España se puede aproximar mediante una regla simple de tipos de interés. Si bien una forma funcional sencilla puede replicar a grandes rasgos el comportamiento de los tipos de interés en España a partir de 1988, no es capaz de explicar la elevada volatilidad de los mismos entre los años 1984 y 1987. La explicación puede encontrarse en que, durante este periodo, el Banco de España instrumentó la política monetaria mediante un control compartido de la cantidad de dinero y de los tipos de interés. La regla tampoco es capaz de replicar la pronunciada subida y posterior disminución de los tipos de interés de intervención ocurrida en España durante 1987.

La citada regla de tipos de interés es similar a la especificada por Taylor para la economía estadounidense, aunque modificada para captar el deseo de la autoridad monetaria de suavizar la senda del instrumento de política. Es decir, los cambios en el tipo de interés dependen fundamentalmente de tres factores: las desviaciones esperadas de la tasa de inflación con respecto a la tasa objetivo, la estimación de la brecha del producto y el tipo de interés vigente hasta entonces. Las estimaciones obtenidas son evidencia a favor de que el Banco de España instrumentó la política monetaria incrementando el tipo de interés real al aumentar las expectativas de inflación. Además, al igual que en otros países europeos (como en Alemania o en Francia), se verifica un elevado grado de persistencia en el tipo de interés. De esta forma se refuerza el resultado existente en la literatura de que si el Banco Central Europeo instrumenta la política monetaria en la zona Euro mediante una regla de Taylor en realidad no se desvía de la forma de actuar de algunos bancos centrales nacionales europeos hasta el momento de la transferencia de competencias (Peersman y Smets, 1998, Gerlach y Schnabel, 2000).

En segundo lugar, como afirma Orphanides (2001) para el caso estadounidense, al realizar este tipo de análisis es importante hacer un supuesto realista acerca del conjunto de información de la autoridad monetaria. Trabajos anteriores suponen que las expectativas de la autoridad monetaria son racionales. Sin embargo, si el supuesto de expectativas racionales no se verifica, el modelo teórico es falso. Por ello, se obtienen resultados poco razonables como, por ejemplo, que el banco central acomoda la inflación y no tiene en cuenta el ciclo económico al decidir si modifica o no los tipos de interés. Al aproximarse al conjunto de información en tiempo real del Banco de España, los resultados son más acordes con lo esperado a priori.

## 1.5 Referencias bibliográficas

- Ayuso, J., y J. L. Escrivá (1997), “La Evolución de la Estrategia de Control Monetario en España”, en *La Política Monetaria y la Inflación en España*, cap. 2, Alianza Economía.
- Ball, L. (1997), “Efficient Rules for Monetary Policy”, NBER. Documento de trabajo 5952.
- Calvo, G. (1983), “Staggered Prices in an Utility Maximizing Framework”, *Journal of Monetary Economics* 12, pp. 129-152.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1997), “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and some Theory”, NBER. Documento de trabajo 6442.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1998), “Monetary Policy Rules in Practice: some International Evidence”, *European Economic Review* 42, pp. 1033-1067.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1999), “The Science of Monetary Policy: a New Keynesian Perspective”, *Journal of Economic Literature* 37, pp. 1661-1707.
- Dolado, J. J., R. María-Dolores y M. Naveira (2000), “Asymmetries in Monetary Policy Rules: some European Evidence”, CEPR. Documento de discusión 2441.
- Dolado, J. J., y R. María-Dolores (2000), “Evaluating Changes in the Bank of Spain’s Intervention: an Alternative Approach using Marked Point Processes”, CEPR. Documento de discusión 2388.
- Ellis, L., y P. Lowe (1997), “The Smoothing of Official Interest Rates”, en *Monetary and Inflation Targeting*, Banco Central de Australia.
- Gerlach, S., y G. Schnabel (2000), “The Taylor Rule and Interest Rates in the EMU Area”, *Economics Letters* 67, pp. 165-171.
- Goodfriend, M. (1991), “Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 34, pp. 7-37.
- Hansen, L. P. (1982), “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators”, *Econometrica* 50, pp. 1029-1054.
- María-Dolores, R. (2001), “Asimetrías en los Efectos de la Política Monetaria en España (1977-1996)”, *Investigaciones Económicas* 25, pp. 391-415.

- Orphanides, A. (1999), "The Quest for Prosperity without Inflation", conferencia sobre política monetaria bajo incertidumbre, Banco Central Europeo.
- Orphanides, A. (2001), "Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data", *The American Economic Review* 91, pp. 964-985.
- Peersman, G., y F. Smets (1998), "Uncertainty and the Taylor Rule in a Simple Model of the Euro-area Economy", *mimeo*.
- Rotemberg, J., y M. Woodford (1998), "Interest Rate Rules in an Estimated Sticky Price Model", NBER. Documento de trabajo 6618.
- Svensson, L. E. O. (1997), "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets", *European Economic Review* 41, pp. 1111-1147.
- Taylor, J. B. (1993), "Discretion versus Policy Rules in Practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, pp. 195-214.

## 1.6 Apéndice: cuadros y gráficos

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[(1 - \lambda)i^* + \lambda(i_{84-92}^* D8492 + i_{93-98}^* D9398) + \beta(E_t^{BC}(\pi_{t+1}) - \pi_{t+1}^*) + \gamma E_t^{BC}(y_t - y_t^*) + \delta D_t^{tc}(tc_t - tc_t^*) + \theta D_t^{alp}(\Delta ALP_t - \Delta ALP_t^*)] + \varepsilon_t$$

Cuadro 1: Reglas de tipos de interés para España (información en tiempo real).

Tiempo real	$\hat{\rho}$	$\hat{i}^*$	$\hat{i}_{84-92}^*$	$\hat{i}_{93-98}^*$	$\hat{\beta}$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\delta}$	$\hat{\theta}$	<i>SCR</i>	<i>test J</i>
$\lambda = 0$	-	11,59	-	-	0,29	0,26	-	-	2075,25	0,12
$\rho = \delta = \theta = 0$	-	(0,36)	-	-	(0,14)	(0,06)	-	-		(0,98)
$\lambda = 1$	-	-	11,78	8,06	0,19	0,34	-	-	917,06	0,10
$\rho = \delta = \theta = 0$	-	-	(0,25)	(0,29)	(0,08)	(0,04)	-	-		(0,99)
$\lambda = 1$	0,95	-	6,88	3,75	2,84	0,50	-	-	84,55	0,12
$\delta = \theta = 0$	(0,01)	-	(1,34)	(0,93)	(0,56)	(0,15)	-	-		(0,99)
$\lambda = 1$	0,95	-	8,85	2,50	1,60	0,75	-0,65	0,04	80,16	0,15
	(0,01)	-	(0,87)	(0,81)	(0,32)	(0,14)	(0,13)	(0,13)		(0,99)

Cuadro 2: Reglas de tipos de interés para España (información perfecta).

Perfecta	$\hat{\rho}$	$\hat{i}^*$	$\hat{i}_{84-92}^*$	$\hat{i}_{93-98}^*$	$\hat{\beta}$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\delta}$	$\hat{\theta}$	<i>SCR</i>	<i>test J</i>
$\lambda = 0$	-	13,08	-	-	0,11	0,14	-	-	2620,55	0,12
$\rho = \delta = \theta = 0$	-	(0,31)	-	-	(0,25)	(0,05)	-	-		(0,97)
$\lambda = 1$	-	-	13,11	8,24	0,31	0,18	-	-	800,79	0,11
$\rho = \delta = \theta = 0$	-	-	(0,18)	(0,37)	(0,15)	(0,03)	-	-		(0,98)
$\lambda = 1$	0,93	-	12,60	4,35	0,87	0,03	-	-	82,52	0,10
$\delta = \theta = 0$	(0,01)	-	(0,40)	(0,55)	(0,29)	(0,08)	-	-		(0,98)
$\lambda = 1$	0,91	-	15,02	3,50	-0,89	0,32	-0,77	0,44	79,20	0,13
	(0,01)	-	(0,43)	(0,49)	(0,27)	(0,07)	(0,10)	(0,11)		(0,99)

La estimación se realiza por el método generalizado de momentos. Periodo muestral: 1984:01-1998:05. Los errores estándar (entre paréntesis) son robustos a autocorrelación y heteroscedasticidad. *SCR* indica la suma de cuadrados de los residuos. La última columna recoge el estadístico J de restricciones de sobreidentificación y, entre paréntesis, el valor p asociado a la hipótesis nula de que las restricciones de sobreidentificación se verifican.

Cuadro 3: Comparación internacional de reglas de tipos de interés.

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[i_{84-92}^* D8492 + i_{93-98}^* D9398 + \beta(E_t^{BC}(\pi_{t+1}) - \pi_{t+1}^*) + \gamma E_t^{BC}(y_t - y_t^*)] + \varepsilon_t$$

	$\hat{\rho}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\gamma}$
España (Tiempo real 1984-1998)	0,95 (0,01)	2,84 (0,56)	0,50 (0,02)
España (Perfecta 1984-1998)	0,93 (0,01)	0,87 (0,29)	0,03 (0,08)
España (Dolado <i>et al.</i> 1989-1997)	0,96 (0,02)	0,51 (0,15)	0,45 (0,26)
EE.UU. (Clarida <i>et al.</i> 1960-1979)	0,76 (0,04)	0,80 (0,09)	0,52 (0,12)
EE.UU. (Clarida <i>et al.</i> 1979-1996)	0,66 (0,03)	1,96 (0,20)	0,07 (0,10)
Alemania (Clarida <i>et al.</i> 1979-1993)	0,91 (0,01)	1,31 (0,09)	0,25 (0,04)
Alemania (Dolado <i>et al.</i> 1980-1997)	0,96 (0,01)	1,31 (0,65)	0,47 (0,23)
Francia (Dolado <i>et al.</i> 1980-1997)	0,87 (0,02)	0,42 (0,11)	0,21 (0,17)

Entre paréntesis aparecen los errores estándar. Los resultados de este trabajo se encuentran en las filas 1 y 2. La fila 1 recoge los resultados bajo el supuesto de información en tiempo real. La fila 2 supone información perfecta. Las filas 3, 7 y 8 recogen los resultados de Dolado, María-Dolores y Naveira (2000) para España, Alemania y Francia. Las filas 4 y 5 muestran los coeficientes obtenidos por Clarida, Galí y Gertler (1999) para Estados Unidos en los períodos 1960-1979 y 1979-1996 respectivamente. Por último, en la fila 6 se presentan los resultados de la estimación de Clarida, Galí y Gertler (1998) para Alemania. A partir de la fila 2 todos los trabajos suponen información perfecta de la autoridad monetaria.

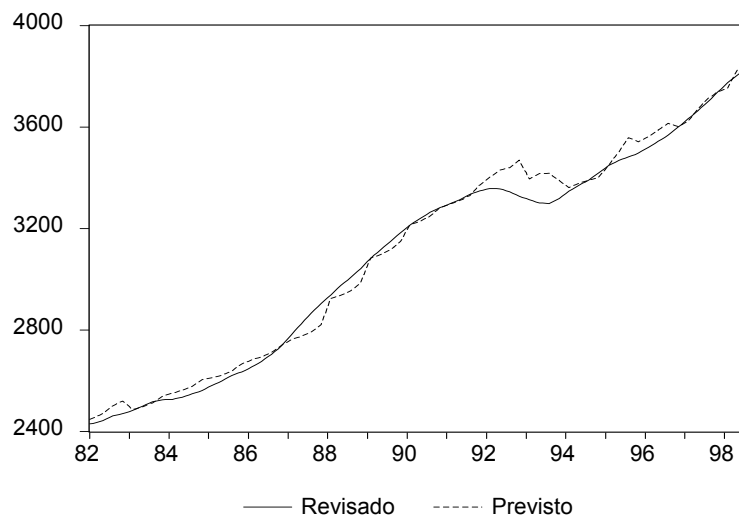


Gráfico 1: PIB real mensual desestacionalizado revisado y previsto (miles de millones de pesetas de 1986).

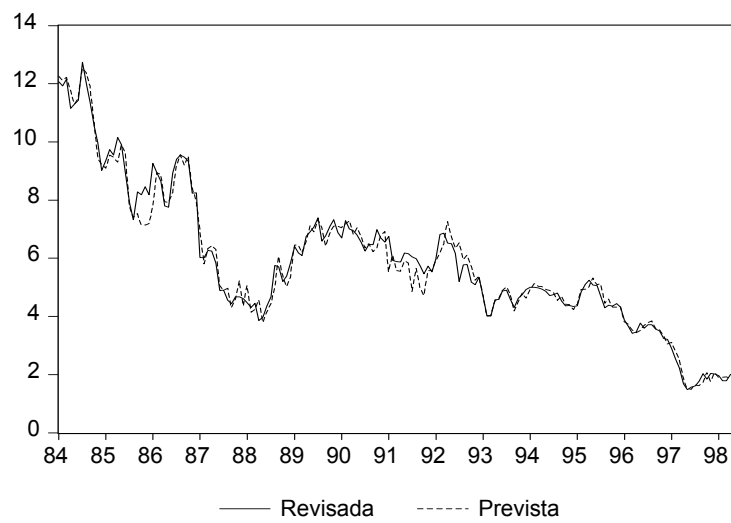


Gráfico 2: Tasa de inflación revisada y prevista (%).

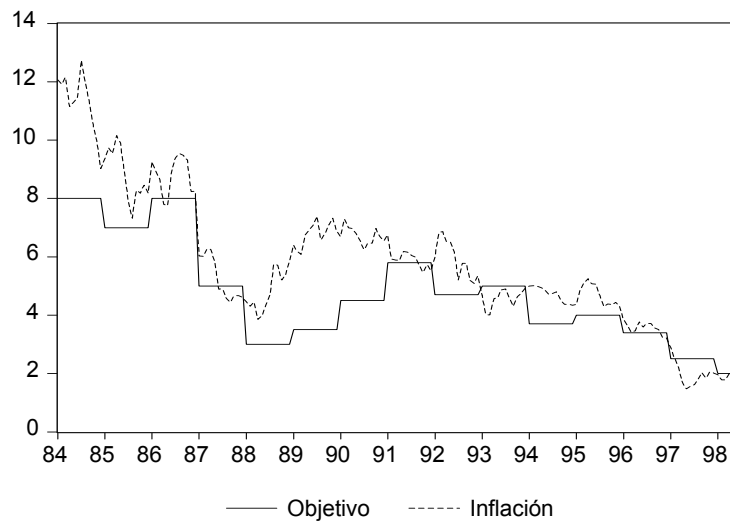


Gráfico 3: Tasa de inflación objetivo de política monetaria y tasa observada en la economía española (%).

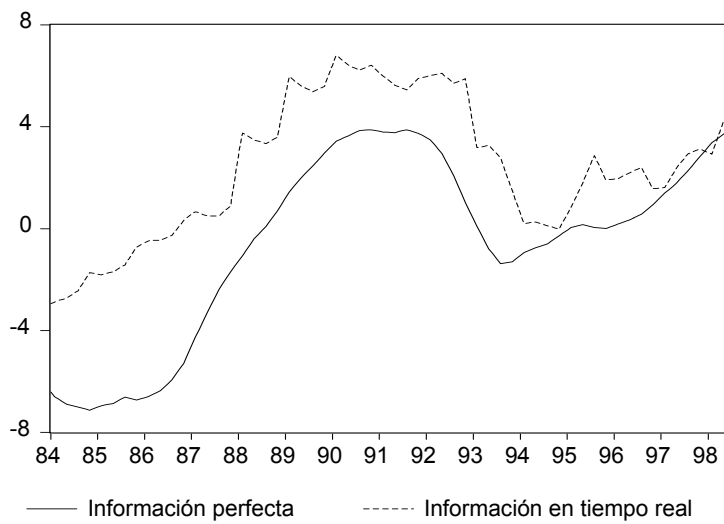


Gráfico 4: Brecha del producto de la economía española (estimada con información perfecta) y brecha estimada con información en tiempo real (%).

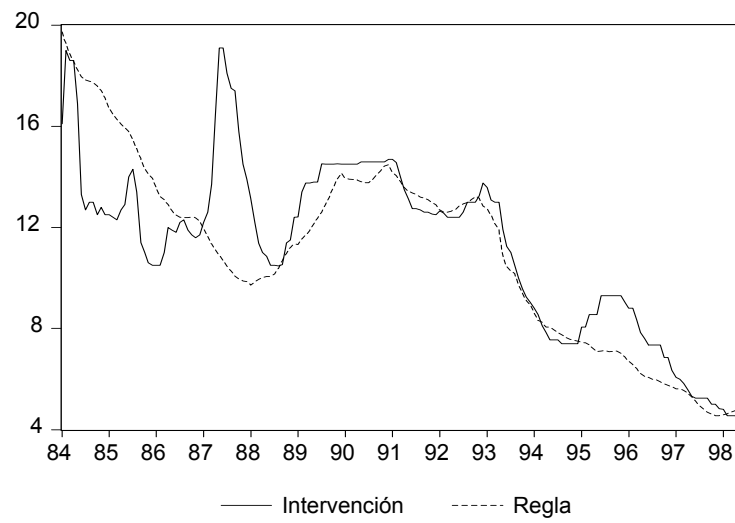


Gráfico 5: Tipo de interés de intervención y tipo de interés que habría fijado el Banco de España al seguir la regla [1.11] con la información disponible (%).



## Capítulo 2:

# Indiciación de Salarios y Persistencia de la Tasa de Inflación

## 2.1 Introducción

La dinámica de la inflación aún es un misterio. Mientras diversos modelos teóricos, como el modelo de salarios escalonados de Taylor (1979), el modelo de costes de ajuste de Rotemberg (1982) y el modelo de precios escalonados desarrollado por Calvo (1983)<sup>20</sup>, llegan a la conclusión que la tasa de inflación depende de la inflación futura esperada y de alguna medida de exceso de demanda (lo que ha sido llamada la Nueva Curva de Phillips), diversos trabajos empíricos han demostrado que es muy difícil rechazar la hipótesis consistente en que las tasas de inflación pasadas ejercen un efecto significativo sobre la inflación contemporánea.

Galí y Gertler (1999) intentan reconciliar la Nueva Curva de Phillips con los resultados empíricos usando una variable diferente (la participación del trabajo en la renta total) para medir los costes marginales (es decir, el exceso de demanda), reemplazando a la brecha del producto. Encuentran que esta nueva especificación, que conceptualmente es más acorde con el modelo teórico subyacente, permite explicar mejor la dinámica de la inflación en los Estados Unidos, pero aún encuentran dificultades para rechazar que la inflación pasada causa a la inflación contemporánea<sup>21</sup>. En un artículo reciente, aunque ya bastante conocido, Mankiw (2001) analiza la dinámica conjunta del desempleo y de la inflación. Este autor sugiere que la tasa de inflación debe depender de la inflación pasada para reproducir movimientos simultáneos razonables de la inflación y del desempleo. Atkeson y Ohanian (2001) y Roberts (2001) llegan a la misma conclusión. Este último afirma que el peso relativo de la inflación pasada en relación a la inflación futura esperada a la hora de explicar la dinámica de la inflación puede estar cercano al 60% en los Estados Unidos<sup>22</sup>. En esta misma línea, Galí (2000) argumenta que la Nueva Curva de Phillips ajusta las series temporales de inflación mejor que lo que generalmente se cree, pero aún está por explicar el elevado grado de persistencia de las tasas de inflación<sup>23</sup>. Finalmente, Batini (2002) encuentra un elevado grado de persistencia de las tasas de inflación de la zona euro en su conjunto.

Obviamente, otros investigadores han tratado de solucionar este problema. De esta forma, diferentes argumentos han sido utilizados para explicar la dependencia de la tasa de inflación de sus propios retardos. Una de las explicaciones más relevantes para reconciliar la teoría con el análisis empírico consiste en suponer que los agentes no se comportan racionalmente sino que sus expectativas se forman siguiendo un esquema adaptativo, en el que la observación del pasado es suficiente para predecir eficientemente los valores futuros

---

<sup>20</sup> Véase el análisis llevado a cabo por Roberts (1995) sobre las similitudes de estos modelos en términos de sus implicaciones para la evolución de la inflación.

<sup>21</sup> Galí, Gertler y López-Salido (2001) y Galí y López-Salido (2001) obtienen el mismo resultado para la inflación en la zona euro y para España respectivamente.

<sup>22</sup> Véase también Gürkaynak, Sack y Swanson (2003)

<sup>23</sup> Chari, Kehoe y McGrattan (2000) afirman que los modelos de precios escalonados no permiten explicar la elevada persistencia observada tanto en la inflación como en el producto.

de las variables de interés. Por ejemplo, Galí y Gertler (1999) suponen que una fracción de las empresas existentes en el modelo no reajustan sus precios de forma óptima. Estas empresas no tienen en cuenta la evolución esperada de los costes marginales futuros descontados cuando fijan los precios que van a cargar a sus compradores. La principal crítica a que está sujeto este enfoque es que resulta difícil sostener un comportamiento irracional de agentes económicos durante períodos de tiempo relativamente largos<sup>24</sup>.

Fuhrer y Moore (1995) construyen un modelo de salarios escalonados a la Taylor. Si a los agentes que fijan los salarios les preocupa el salario real, la tasa de inflación puede ser persistente. El problema de este enfoque estriba en que el modelo no está microfundamentado y que las reglas de fijación de salarios vienen impuestas directamente por los supuestos del modelo.

Ascari y García (2000) proponen un enfoque alternativo. Desarrollan un modelo teórico cuyo ingrediente primordial es el hecho de que los agentes económicos tienen envidia del salario real que obtienen el resto de agentes. Bajo ciertos supuestos, los autores demuestran que la tasa de inflación puede depender de la inflación pasada. El principal defecto de este planteamiento es que resulta más razonable suponer que los agentes pueden envidiar el consumo, la renta total o la riqueza total del resto de individuos en lugar del salario real.

En este capítulo de la tesis se propone que la existencia de cláusulas de indicación en los contratos de trabajo a largo plazo (vinculando los cambios salariales con los movimientos observados en los precios) podrían explicar la relación entre la inflación contemporánea y sus retardos. Por supuesto, no hace falta decir que no creo que esta sea la única posible causa detrás de la persistencia de las tasas de inflación (de hecho este enfoque no está exento de críticas) pero es posible que pueda jugar un papel a la hora de tratar de explicar la dinámica de los cambios en los precios.

Holland (1995) indica que, en los Estados Unidos, el 39% de los convenios colectivos firmados en 1990 y que cubrían a más de 1.000 trabajadores incluían cláusulas de indicación. En este mismo sentido, Taylor (1998) afirma que el 50% de los convenios firmados por los sindicatos en los Estados Unidos con duración superior a un año incluyen este tipo de cláusulas. Es justo reconocer que los convenios colectivos en Estados Unidos sólo cubren a una pequeña proporción de la población trabajadora (alrededor del 10%<sup>25</sup>), aunque Holland (1988) sugiere que estos convenios colectivos pueden ser tomados como ejemplo a la hora de renegociar el salario por aquellos trabajadores que no están cubiertos por ellos (lo que se denomina “indicación implícita”). Por tanto, este autor apoya la tesis consistente en que ese 39% puede ser una aproximación razonable al grado de indicación salarial de la economía estadounidense en su conjunto. Si suponemos que puede

---

<sup>24</sup> Roberts (1997) encuentra que las expectativas de inflación ni son completamente adaptativas, ni son completamente racionales, ni son una media de expectativas adaptativas y racionales.

<sup>25</sup> Véase, por ejemplo, Hirsch y Macpherson (2002) o Blanchflower y Alison (2003).

tener razón, entonces merece la pena estudiar sus posibles efectos sobre la dinámica de la inflación.

En la zona euro, algunos países cuentan con un grado de indiciación bastante elevado en el mercado de trabajo. En Bélgica, el 80% de la población trabajadora estaba sujeta a este tipo de cláusulas en 1998. En Luxemburgo, esta cifra se elevó hasta el 90% en 1999. En otros países europeos, la indiciación de salarios ha sido muy frecuente en el pasado, aunque su importancia ha decrecido sustancialmente (Emerson, 1986, García Perea y Gómez, 1993)<sup>26</sup>.

Investigaciones previas sobre la indiciación salarial a la inflación pasada han arrojado resultados contradictorios. Por una parte, Sbordone (2001) aporta evidencia que apunta a que la indiciación a la inflación pasada no ayuda significativamente a explicar los cambios salariales y de precios en los Estados Unidos. Por otra parte, Christiano, Eichenbaum y Evans (2001) afirman que los salarios escalonados completamente indiciados pueden representar un factor más importante que los precios escalonados a la hora de explicar la dinámica de la inflación en los Estados Unidos. Entre otras cosas, el presente capítulo de la tesis permite variar el grado de indiciación salarial para intentar responder a la pregunta de si grados de indiciación razonablemente pequeños pueden explicar la persistencia de la inflación estadounidense.

Este capítulo está estructurado de la siguiente forma. La sección 2 presenta un modelo dinámico de equilibrio general en el que los salarios se indican a la inflación pasada. En la sección 3 se calculan las soluciones del modelo en forma reducida y las funciones de respuesta al impulso. La sección 4 presenta un análisis de bienestar, en el que se calcula la función de reacción óptima de la autoridad monetaria para cada grado de indiciación. Las conclusiones se incluyen en la sección 5.

## 2.2 El modelo

### 2.2.1 Supuestos

Con el objetivo de mantener el análisis tan simple como sea posible para tratar de captar las principales intuiciones, se parte de un modelo sin incertidumbre<sup>27</sup>. Existen dos tipos de agentes: familias y empresas. Por una parte, hay un continuo de familias en el intervalo  $[0,1]$ , indicadas por la letra  $i$ . Estas familias viven dos períodos<sup>28</sup>. La mitad

---

<sup>26</sup> Para encontrar evidencia acerca de otros países véase, por ejemplo, Simonsen (1983) y Fischer (1985). Christofides y Peng (2003) encuentran que, en media entre 1977 y 2000, el 20 por ciento de los convenios colectivos en Canadá incluían cláusulas de indiciación a la inflación pasada.

<sup>27</sup> Este supuesto se relajará posteriormente.

<sup>28</sup> Los resultados que se obtienen en este capítulo no se ven afectados cualitativamente cuando se asume que

de la población fallece cada periodo y es reemplazada por esa misma cantidad de nuevas familias (generaciones solapadas). Estas nuevas familias son idénticas a las familias a las que sustituyen. Por tanto, en el modelo no hay crecimiento de la población. La función de utilidad intertemporal de las familias es de la forma,

$$U(V_{it}, \frac{M_{it}}{P_t}, N_{it}) = \sum_{t=0}^1 \beta^t \left[ \log \left[ \int_0^1 V_{ijt}^{1/\mu} dj \right]^\mu + \lambda_m \log \frac{M_{it}}{P_t} - \lambda_n N_{it} \right]$$

donde  $V_{it}$  es un vector  $1 \times j$  que representa el consumo de las familia  $i$  en el periodo de tiempo  $t$  de cada variedad  $j$  del bien de consumo.  $\frac{M_{it}}{P_t}$  denota los saldos reales que mantiene la familia  $i$  en el periodo de tiempo  $t$ .  $N_{it}$  es el número de horas que trabaja la familia y

$$\mu = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} > 1$$

donde  $\varepsilon$  es la elasticidad de sustitución constante entre las variedades del bien de consumo.  $\beta$  es el factor de descuento intertemporal (que es igual a  $\frac{1}{1+\rho}$ , siendo  $\rho$  la tasa de descuento intertemporal). Los recursos de que disponen las familias son el salario y los beneficios distribuidos por las empresas de las que son accionistas. Cada familia posee una habilidad única que le permite producir una variedad del bien de consumo, pero no es capaz de producir ninguna otra variedad. Además, cualquier familia puede emitir títulos de deuda privados para financiarse. Estos bonos tienen que ser reembolsados un periodo más tarde y el prestatario debe pagar un tipo de interés nominal  $r_t$  al prestamista.

Por otra parte, existe un continuo de empresas en el intervalo  $[0,1]$ , indicadas por la letra  $j$ . En este modelo se las considera simplemente como una tecnología. Cada empresa produce una variedad diferente del bien de consumo y la vende en un mercado caracterizado por competencia oligopolística, eligiendo el precio de dicha variedad con el objetivo de maximizar beneficios. Esta estructura puede ser interpretada como si cada familia fundara una empresa para tratar de comercializar la variedad del bien de consumo que es capaz de producir. Y para diversificar los posibles riesgos ideosincráticos, cada familia fundadora distribuye las acciones de su empresa entre el resto de familias de la economía. La función de producción es la siguiente<sup>29</sup>,

$$Y_{jt} = N_{jt} \quad j \in [0, 1]$$

que presenta rendimientos constantes a escala.  $Y_{jt}$  representa el nivel de producción de la empresa  $j$  en el momento  $t$ . Es decir, cada empresa utiliza sólo una habilidad de entre todas las disponibles en la fuerza de trabajo<sup>30</sup>. Las empresas están divididas arbitrariamente en dos sectores: aquellas cuyo índice es  $j \in [0, 0.5]$  pertenecen al sector 1, mientras que aquellas con un índice  $j \in (0.5, 1]$  son incluidas en el sector 2.

---

las familias viven infinitos periodos.

<sup>29</sup> Como en Wolman (1998) o en Rocheteau y Wright (2003).

<sup>30</sup> Como en Benigno y Woodford (2003). Los mismos resultados se obtendrían si se hubiese supuesto que varios trabajadores son asignados a cada empresa.

La autoridad monetaria suministra dinero a las familias y toma decisiones de política monetaria usando el tipo de interés nominal como instrumento<sup>31</sup>. Este banco central tiene como objetivo minimizar la siguiente función de pérdida,

$$L(\pi, c) = -\frac{1}{2} \sum_{j=0}^{\infty} \beta_{BC}^j [\eta \pi_{t+j}^2 + \widehat{c}_{t+j}^2]$$

que quiere decir que al banco central le preocupan, por una parte, las tasas de inflación,  $\pi$ , tanto contemporáneas como futuras y, por otra parte, las desviaciones del producto con respecto al producto potencial (la brecha del producto,  $\widehat{c}$ ).  $\eta$  mide el peso relativo que la autoridad monetaria asigna a la tasa de inflación en relación a la brecha del producto.

A continuación se detalla una serie de supuestos importantes acerca del proceso de fijación de salarios. En primer lugar, todos los contratos de trabajo tienen una duración de dos períodos de tiempo. En segundo lugar, cada sector empresarial negocia el salario en un periodo de tiempo diferente (contratos escalonados). Finalmente, el salario por hora durante el segundo periodo de cada contrato de trabajo será igual al salario fijado para el primer periodo más una cantidad adicional que dependerá de la tasa de inflación observada durante el primer periodo del contrato (indiciación a la inflación pasada).

Los resultados que se presentan en este capítulo dependen crucialmente de estos últimos supuestos. Por esta razón, exigen ser justificados. Primero, la introducción de contratos de trabajo de larga duración en lugar de contratos que sólo duren un periodo puede ser argumentada teóricamente por la existencia de un coste de renegociación fijo (Ball, 1987). La elección de un marco de contratos de dos períodos de duración (frente a contratos aún más largos) se justifica por tratar de mantener el álgebra lo más simple posible.

Segundo, un marco caracterizado por contratos escalonados puede resultar óptimo en un modelo en el que empresas sujetas a problemas de información se ven afectadas por perturbaciones ideosincráticas (Ball y Cecchetti, 1988). El mismo resultado puede ser obtenido partiendo de un modelo con perturbaciones relativas (reales *versus* nominales) significativas (Fethke and Policano, 1984). Y aún más, es evidente la existencia de contratos escalonados en la práctica (Taylor, 1998).

Por último, aunque no menos importante, la justificación teórica para la introducción de cláusulas de indiciación que vinculen los movimientos salariales a la inflación pasada (en lugar de a la inflación futura esperada) es difícil de encontrar<sup>32</sup>. Sin embargo, justificaciones empíricas no faltan. Por ejemplo, Fischer (1977) afirmó que “la indiciación de

<sup>31</sup> En ausencia del límite inferior a los tipos de interés nominales, este esquema es equivalente a la utilización de la oferta monetaria como instrumento de política.

<sup>32</sup> Gray (1978), Gray (1983), Fischer (1986), Woglom (1990), Cho, Cooley y Phaneuf (1997) y Laséen (2000) justifican teóricamente la existencia de cláusulas de indiciación que relacionan los cambios en el salario con la inflación contemporánea. Pero Jadresic (1998) demuestra que estos resultados no son robustos cuando los salarios se indican a la inflación pasada. Crowley (1997) encuentra que la indiciación a la inflación pasada puede incrementar el bienestar en períodos de tiempo en los que las políticas macroeconómicas son estables pero no durante programas de estabilización de precios.

salarios típicamente se aplica a contratos de larga duración y ajusta el salario de los subsiguientes períodos del contrato de acuerdo con el comportamiento observado del nivel de precios en los períodos precedentes”. En esa misma dirección, Simonsen (1983) señala que “dos tipos de acuerdos han sido ampliamente adoptados para las revisiones salariales: el sistema de *punto de ejecución*<sup>33</sup> y la inflación pasada”. Kaufman y Woglom (1986) remarcan que, en los Estados Unidos, prácticamente todas las cláusulas de indicación relacionan incrementos absolutos de salarios con incrementos absolutos en el valor retardado del Índice de Precios al Consumo. Más recientemente, Jadresic (1998) argumenta que la indicación a la inflación pasada “es la forma más frecuente de indicación observada en la práctica”. Finalmente, Christofides y Peng (2003) destacan que las cláusulas de indicación “generalmente describen cómo el salario base debe ser modificado cuando un índice de precios varía”. Además, desde un punto de vista estrictamente legal, indicar el salario de un trabajador a la inflación futura esperada puede ser difícil de llevar a cabo en la práctica.

### 2.2.2 Las fases del modelo

Por simplicidad, cada periodo de tiempo se divide en dos fases diferentes. Durante la primera fase, las familias que acaban de nacer (sólo la mitad de la población), fijan el salario de su contrato de trabajo. La otra mitad simplemente observa que su salario cambia automáticamente debido a las cláusulas de indicación. Estas cláusulas se explican detalladamente a continuación. Durante la segunda fase, todos los agentes observan los salarios. Entonces, las empresas fijan los precios de la variedad del bien de consumo que producen y tienen lugar, al mismo tiempo, las decisiones de producción, consumo y política monetaria.

Para solucionar el modelo teórico se calcula un equilibrio perfecto en subjuegos. Para ello, comenzamos con las decisiones que se han de tomar durante la segunda fase y, una vez que se hayan determinado las reglas de fijación de precios y de determinación del consumo, se analizará la regla de fijación óptima de los salarios.

Como las familias y las empresas son de dimensión atomística, toman las variables agregadas (el consumo agregado y el nivel de precios agregado) como dadas. En otras palabras, no tienen en cuenta los efectos de sus decisiones individuales sobre las variables macroeconómicas.

---

<sup>33</sup> El sistema de *punto de ejecución* establece un intervalo para un índice de precios de referencia. Mientras dicho índice se encuentre dentro de las bandas del intervalo, los salarios permanecen estables. Sin embargo, si el índice de precios toca una de las bandas, los salarios cambian automáticamente para mantener constante el poder adquisitivo de los trabajadores.

### 2.2.3 La decisión de consumo

El objetivo de este apartado es el de obtener una expresión para las demandas óptimas de consumo de las familias. Para simplificar el algebra, se supone que la oferta de trabajo de cada familia viene determinada por la demanda de la empresa en la que trabaja. Como consecuencia, la oferta de trabajo no es una variable de decisión para las familias<sup>34</sup>. La forma de proceder es la siguiente: una familia de tamaño atomístico elige cómo distribuir un nivel dado de gasto entre el continuo de variedades del bien de consumo con el objetivo de maximizar su utilidad para unos precios y una demanda agregada dados,

$$\begin{aligned} \text{Max}_{\{V_{ij}\}} \quad & \int_0^1 V_{ij}^{\frac{1}{\mu}} dj \\ \text{s.a} \quad & \int_0^1 P_j V_{ij} dj = E_i \end{aligned}$$

donde  $V_{ij}$  es la cantidad de la variedad  $j$  que es consumida por la familia  $i$ .  $P_j$  es el precio de esa variedad y  $E_i$  es el gasto total de la familia  $i$ . Es importante tener en cuenta que el hecho de resolver este problema estático no implica ningún supuesto adicional sobre el ahorro. De hecho, las decisiones intertemporales de consumo van a afectar al nivel de gasto total de la familia que, en este momento, se toma como dado. La solución a este problema es la ya conocida expresión,

$$V_{ij} = \left( \frac{P_j}{P} \right)^{-\varepsilon} C_i \quad [2.1]$$

donde  $P$  y  $C_i$  se definen de la siguiente forma

$$P = \left[ \int_0^1 P_j^{1-\varepsilon} dj \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad [2.2]$$

$$C_i = \left[ \int_0^1 V_{ij}^{\frac{1}{\mu}} dj \right]^{\mu} \quad [2.3]$$

$P$  puede ser interpretado como el índice agregado de precios. Es una media geométrica de los precios individuales.  $C_i$  puede ser considerado como el nivel de consumo de una cesta de bienes y  $PC_i = E_i$ . La demanda de cada variedad<sup>35</sup> disminuye bien cuando el precio relativo de dicha variedad aumenta o bien cuando el gasto total de la familia disminuye.

Las funciones de demanda de este tipo son muy convenientes puesto que, para unos precios dados, el consumo total de la familia es el único determinante de las demandas de todas las variedades. Para calcular el consumo total de la familia y la demanda de saldos reales, las familias maximizan su utilidad sujetas a la restricción presupuestaria intertemporal, tomando como dados los salarios y los precios. Por ejemplo, la familia  $i$  que nació

<sup>34</sup> Los resultados son básicamente los mismos si la oferta de trabajo es considerada endógena.

<sup>35</sup> Como en Blanchard y Kiyotaki (1987).



al principio de este periodo resuelve el siguiente problema

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{\left\{C_{it}, \frac{M_{it}}{P_t}\right\}} \sum_{t=0}^1 \beta^t \left[ \log C_{it} + \lambda_m \log \frac{M_{it}}{P_t} - \lambda_n N_{it} \right] \\ \text{s.a. } & P_0 C_{i0} + M_{i0} + \frac{1}{1+r_0} (P_1 C_{i1} + M_{i1} - M_{i0}) = \\ & = W_{i0} N_{i0} + \Pi_0 + \frac{1}{1+r_0} (W_{i1} N_{i1} + \Pi_1) \end{aligned}$$

donde  $W_i$  denota el salario nominal por hora y  $\Pi$  representa los beneficios nominales distribuidos por las empresas. Se supone que todas las familias mantienen la misma cartera diversificada de acciones. Esa es la razón por la que no se incluye el subíndice  $i$  en  $\Pi$ . Se supone que la familia tiene una riqueza inicial igual a cero. Las condiciones de primer orden del problema son

$$\begin{aligned} \frac{1}{C_{i0}} &= \kappa P_0 \\ \frac{\beta}{C_{i1}} &= \kappa \left( \frac{1}{1+r_0} \right) P_1 \\ \frac{\lambda_m P_0}{M_{i0}} &= \kappa P_0 \left( 1 - \frac{1}{1+r_0} \right) \\ \frac{\lambda_m \beta P_1}{M_{i1}} &= \kappa P_1 \frac{1}{1+r_0} \end{aligned}$$

donde  $\kappa$  es el multiplicador de Lagrange asociado a la restricción presupuestaria. Combinando la primera y la segunda condición de primer orden, se obtiene la ecuación de Euler de la familia

$$1 = \beta(1+r_0) \frac{P_0 C_{i0}}{P_1 C_{i1}} \quad [2.4]$$

Combinando la primera con la tercera y la segunda con la cuarta condiciones de primer orden, las ecuaciones de demanda de dinero toman la forma

$$\begin{aligned} \frac{M_{i0}}{P_0} &= \lambda_m \left( 1 - \frac{1}{1+r_0} \right)^{-1} C_{i0} \\ \frac{M_{i1}}{P_1} &= \lambda_m \left( \frac{1}{1+r_0} \right)^{-1} C_{i1} \end{aligned}$$

y sustituyendo estas expresiones en la restricción presupuestaria,

$$\begin{aligned} C_{i0} &= \frac{1}{(1+\lambda_m)(1+\beta)P_0} \left[ \sum_{j=0}^1 \left( \frac{1}{1+r_0} \right)^j [W_{ij} N_{ij} + \Pi_j] \right] \\ C_{i1} &= \frac{(1+r_0)\beta}{(1+\lambda_m)(1+\beta)P_1} \left[ \sum_{j=0}^1 \left( \frac{1}{1+r_0} \right)^j [W_{ij} N_{ij} + \Pi_j] \right] \end{aligned}$$

Finalmente, el consumo agregado en esta economía se define de esta forma,

$$C_t = \int_0^1 C_{it} di \quad [2.5]$$

## 2.2.4 La política monetaria

Para resolver el modelo se supone que el banco central mantiene la oferta monetaria constante,

$$M^s = \bar{M}$$

En este caso, el tipo de interés nominal se mueve para vaciar el mercado de dinero. Nótese que  $\bar{M}$  proporciona un ancla nominal a la economía. La principal razón para suponer una oferta monetaria fija es la de mantener el proceso de log-linealización tan simple como sea posible. Como las ecuaciones que gobiernan la dinámica del producto y de la inflación son funciones condicionales en el comportamiento de los tipos de interés, la regla de política monetaria puede ser variada posteriormente sin provocar ningún cambio en esas ecuaciones condicionales (de hecho, el supuesto consistente en mantener la oferta monetaria constante será relajado posteriormente, adoptando reglas de tipos de interés más convencionales).

## 2.2.5 La fijación de precios

Para calcular la política óptima de fijación de precios, se considera una empresa  $j$  de tamaño atomístico, que tiene que elegir el precio de la variedad del bien de consumo que produce,  $P_j$ , para maximizar sus beneficios sujeta a la función de demanda a la que se enfrenta y a su función de producción. Toma los salarios como dados<sup>36</sup> puesto que fueron fijados durante la primera fase de cada periodo. Como se ha supuesto anteriormente, cada empresa tiene un sólo trabajador. Además, y de nuevo para simplificar el álgebra, se considera que la producción viene determinada por la demanda<sup>37</sup>,

$$\begin{aligned} & \underset{\{P_j\}}{\text{Max}} && P_j V_j - W_j N_j \\ \text{s.a} &&& V_j = N_j = \left( \frac{P_j}{P} \right)^{-\varepsilon} C \end{aligned}$$

Sustituyendo las restricciones en la función objetivo, la condición de primer orden que se obtiene es

<sup>36</sup> Como en Benigno y Woodford (2003).

<sup>37</sup> Como en Albanesi, Chari y Christiano (2003).

$$(P_j - W_j)(-\varepsilon)P_j^{-\varepsilon-1} + P_j^{-\varepsilon} = 0$$

Resolviendo para  $P_j$ , el precio óptimo es un margen sobre el coste marginal,

$$P_j = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1}W_j = \mu W_j \quad [2.6]$$

Esta expresión muestra cómo el precio que una empresa va a cargar a sus compradores va a depender de dos términos. El primero,  $\mu$ , representa el grado de poder monopolístico de la empresa. Es mayor que 1 (el valor asociado a competencia perfecta, cuando  $\varepsilon \rightarrow \infty$ ). Cuanto mayor es  $\mu$ , mayor es el poder de mercado de la empresa y mayor es el precio que puede fijar (con el precio de monopolio como techo). El segundo término representa el coste marginal de la empresa  $j$ . Cuanto mayores sean los costes que la empresa debe asumir, mayor será el precio de la variedad que produzca.

## 2.2.6 La fijación de salarios

Una vez analizado el comportamiento óptimo de las familias y de las empresas, el próximo paso consiste en obtener la regla de fijación óptima de salarios. Las familias escogen su salario cuando nacen y poseen todo el poder de negociación porque cada trabajador sólo puede producir una variedad del bien de consumo. En este contexto, los trabajadores no pueden ser sustituidos por otros<sup>38</sup>.

Cada familia sabe que el salario que va a recibir durante el segundo periodo del contrato depende crucialmente del salario fijado en el primer periodo, debido a la existencia de las cláusulas de indicación. La familia  $i$  resuelve el siguiente problema de optimización: maximiza su utilidad tomando como dadas las reglas de decisión óptimas y el sistema de indicación de salarios,

---

<sup>38</sup> Además, de esta forma se evita la necesidad de definir una tecnología para alcanzar acuerdos entre familias. Esta tecnología sería necesaria para que los accionistas de cada empresa alcanzaran un acuerdo acerca de los salarios que quieren fijar. Sin embargo, existe un continuo de accionistas y el asumir que pueden alcanzar un acuerdo todos ellos es, como mínimo, difícil de justificar. Por otra parte, este grupo de accionistas constituiría una especie de subastador que podría fijar todos los precios y salarios de la economía. Pero incluso en este caso, los resultados aquí presentados no diferirían cualitativamente.

$$\begin{aligned}
& \underset{\{W_{i0}\}}{\text{Max}} \quad \sum_{t=0}^1 \beta^t \left[ \log C_{it} + \lambda_m \log \frac{M_{it}}{P_t} - \lambda_n N_{it} \right] \\
\text{s.a.} \quad C_{it} &= \frac{(\beta(1+r_0))^t}{(1+\lambda_m)(1+\beta)P_t} \left[ \sum_{j=0}^1 \left( \frac{1}{1+r} \right)^j [W_{ij}N_{ij} + \Pi_j] \right] \\
\frac{M_{i0}}{P_0} &= \lambda_m \left( 1 - \frac{1}{1+r} \right)^{-1} C_{i0} \\
\frac{M_{i1}}{P_1} &= \lambda_m \left( \frac{1}{1+r} \right)^{-1} C_{i1} \\
N_{it} &= \left[ \frac{\mu W_{it}}{P_t} \right]^{-\varepsilon} C_t \\
\Pi_t &= \frac{1}{\varepsilon} P_t C_t \\
W_{i1} &= W_{i0}(1 + \delta\pi_0)
\end{aligned}$$

donde  $\pi_t$  es la tasa de inflación durante el periodo  $t$ , es decir  $\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$ . Sustituyendo las restricciones en la función objetivo, la condición de primer orden toma la forma

$$\begin{aligned}
& - \left[ \left( \frac{W_{i0}}{P_0} \left[ \frac{\mu W_{i0}}{P_0} \right]^{-\varepsilon} + \frac{1}{\varepsilon} \right) C_0 + \frac{1}{1+r_0} \left( \frac{W_{i0}(1+\delta\pi_0)}{P_0} \left[ \frac{\mu W_{i0}(1+\delta\pi_0)}{P_1} \right]^{-\varepsilon} + \frac{1}{\varepsilon} \right) C_1 \right]^{-1} * \\
& * (\varepsilon - 1)(1 + \beta)(1 + \lambda_m) \left( \left( \frac{W_{i0}}{P_0} \right)^{1-\varepsilon} + \beta(1 + \delta\pi_0)^{1-\varepsilon} \frac{W_{i0}}{P_0} \left( \frac{W_{i0}}{P_1} \right)^\varepsilon \right) + \\
& + \varepsilon \lambda_n \left[ C_t \left( \frac{W_{it}}{P_t} \right)^{-\varepsilon} + \beta C_{t+1} \left( \frac{W_{it}(1 + \delta\pi_t)}{P_{t+1}} \right)^{-\varepsilon} \right] = 0
\end{aligned}$$

Las variables de interés para la familia son los salarios reales en  $t$  y  $t + 1$ . Cuanto mayor sea el nivel de precios durante estos periodos, mayor será el salario que la familia va a fijar. El efecto del consumo agregado en el salario es claro: cuanto mayor sea el consumo agregado, mayores son las demandas de cada variedad del bien de consumo y mayor es la desutilidad marginal del trabajo. Entonces, la familia incrementa su salario para elevar el precio de la variedad que produce y, de esta forma, reducir su demanda.

Para analizar más detenidamente los efectos de cambios en estas variables, el siguiente paso consiste en log-linealizar la condición de primer orden. La forma funcional log-linealizada se calcula alrededor del equilibrio con inflación cero, que se caracteriza por

precios y salarios constantes. Las ecuaciones que definen este equilibrio son,

$$\begin{aligned}
 M_t^d &= M_t^s = M^* = \bar{M} \\
 W_{it} &= W_t = W^* = \frac{2\mu\lambda_n\beta(1-\beta)}{\lambda_m(1+\lambda_m)}M^* \\
 P_{jt} &= P_t = P^* = \mu W^* \\
 C_t &= C^* = \frac{1+\lambda_m}{\mu^2\lambda_n} \\
 r_t &= r = \frac{1}{\beta} - 1
 \end{aligned}$$

Como los mercados de trabajo, bienes y dinero están en equilibrio, la ley de Walras asegura que el mercado de bonos también lo está. La derivación completa de la condición de primer orden log-linealizada se puede encontrar en el apéndice A. La expresión final viene dada por,

$$\begin{aligned}
 \widehat{w}_{s0} &= \frac{\varepsilon^2\lambda_n\mu + (1-\varepsilon)}{(\varepsilon^2\lambda_n(\mu+\beta) + (1+\beta)(1-\varepsilon))} \widehat{p}_0 + \frac{\beta(\varepsilon^2\lambda_n + (1-\varepsilon))}{(\varepsilon^2\lambda_n(\mu+\beta) + (1+\beta)(1-\varepsilon))} \widehat{p}_1 - \\
 &\quad - \frac{\beta\delta(\varepsilon^2\lambda_n + (1-\varepsilon))}{(\varepsilon^2\lambda_n(\mu+\beta) + (1+\beta)(1-\varepsilon))} \pi_0 + \frac{\varepsilon\lambda_n}{(\varepsilon^2\lambda_n(\mu+\beta) + (1+\beta)(1-\varepsilon))} (\widehat{c}_0 + \beta\widehat{c}_1)
 \end{aligned}$$

donde una variable con un sombrero encima indica la desviación en logaritmos con respecto a su valor de equilibrio. El subíndice  $i$  ha sido remplazado por el subíndice  $s$ . Este subíndice identifica al sector que está negociando en el momento  $t$ . La razón para esta sustitución radica en que todas las familias que negocien en el periodo 0 van a elegir el mismo salario,  $\widehat{w}_{s0}$ . Las intuiciones que se habían obtenido de la condición de primer orden quedan patentes ahora: los salarios son una media ponderada de precios contemporáneos y futuros (independientemente del grado de indiciación). Obviamente, la tasa de inflación contemporánea es importante sólo si los salarios están indiciados a la inflación pasada ( $\delta \neq 0$ ). Finalmente, el efecto de las brechas del producto contemporáneas y futuras es decreciente en  $\varepsilon$ : cuanto mayor sea  $\varepsilon$  mayor será la respuesta de los consumidores a un incremento de los precios y, por tanto, menor será el incremento (disminución) requerido en los salarios para disminuir (aumentar) la demanda. Usando la siguiente aproximación

$$\pi_0 \simeq \widehat{p}_0 - \widehat{p}_{-1}$$

se obtiene

$$\widehat{w}_{s0} = \varpi_1\widehat{p}_{-1} + \varpi_2\widehat{p}_0 + \varpi_3\widehat{p}_1 + \varpi_4\widehat{c}_0 + \varpi_5\widehat{c}_1 \quad [2.7]$$

donde

$$\begin{aligned}\varpi_1 &= \frac{\beta\delta(\varepsilon^2\lambda_n + (1 - \varepsilon))}{\varepsilon^2\lambda_n(\mu + \beta) + (1 + \beta)(1 - \varepsilon)} \\ \varpi_2 &= \frac{\varepsilon^2\lambda_n\mu + (1 - \beta\delta)(1 - \varepsilon) - \beta\delta\varepsilon^2\lambda_n}{\varepsilon^2\lambda_n(\mu + \beta) + (1 + \beta)(1 - \varepsilon)} \\ \varpi_3 &= 1 - \varpi_1 - \varpi_2 \\ \varpi_4 &= \frac{\varepsilon\lambda_n}{(\varepsilon^2\lambda_n(\mu + \beta) + (1 + \beta)(1 - \varepsilon))} \\ \varpi_5 &= \beta\varpi_4\end{aligned}$$

Se puede comprobar que los salarios son una media ponderada de los precios contemporáneos, futuros y, si la indiciación a la inflación pasada existe, pasados. Denominaremos a esta ecuación como la “regla de fijación de salarios”. Desde aquí, es posible calcular la ecuación que gobierna la dinámica de la tasa de inflación. La derivación de la ecuación de la tasa de inflación se recoge en el apéndice B. El resultado final es,

$$\pi_0 = \rho_1\pi_{-1} + \rho_2\pi_1 + \rho_3\hat{c}_{-1} + \rho_4\hat{c}_0 + \rho_5\hat{c}_1 \quad [2.8]$$

donde

$$\begin{aligned}\rho_1 &= \rho_0^{-1} \left[ \frac{1}{2} \left( 1 + \frac{2\varpi_3}{2\varpi_2 + \varpi_3\delta} \right) \varpi_1 + \frac{\delta}{2} \right] \\ \rho_2 &= \rho_0^{-1} \left[ \frac{1}{2} \left( 1 + \frac{2\varpi_3}{2\varpi_2 + \varpi_3\delta} \right) \varpi_3 \right] \\ \rho_3 &= \rho_0^{-1} \left[ 1 + \frac{2\varpi_3}{2\varpi_2 + \varpi_3\delta} \varpi_4 - \frac{(2\varpi_1 - \delta\varpi_3) \varpi_4}{2\varpi_2 + \varpi_3\delta} + \frac{\varpi_4}{2} \right] \\ \rho_4 &= \rho_0^{-1} \left[ \frac{1}{2} \left( 1 + \frac{2\varpi_3}{2\varpi_2 + \varpi_3\delta} \right) (\varpi_4 - \varpi_5) - \frac{(2\varpi_1 - \delta\varpi_3) \varpi_5}{2\varpi_2 + \varpi_3\delta} + \frac{\varpi_5}{2} \right] \\ \rho_5 &= \rho_0^{-1} \left[ \frac{1}{2} \left( 1 + \frac{2\varpi_3}{2\varpi_2 + \varpi_3\delta} \right) \varpi_5 \right]\end{aligned}$$

y

$$\rho_0 = 1 - \frac{1}{2} \left( 1 + \frac{2\varpi_3}{2\varpi_2 + \varpi_3\delta} \right) \varpi_2 + \frac{(2\varpi_1 - \delta\varpi_3) \varpi_3}{2\varpi_2 + \varpi_3\delta} \varpi_1$$

La tasa de inflación depende de la inflación futura y, en la medida en la que el grado de indiciación sea diferente de cero, de la tasa de inflación pasada. Si se espera que la inflación futura aumente, la tasa actual de inflación se incrementará, de acuerdo con la Nueva Curva de Phillips. Finalmente, la tasa de inflación depende también de las brechas del producto pasadas, presentes y futuras.

Si ahora se supone que existe una perturbación aleatoria,  $s_t$ , que afecta a la economía justo después de que los salarios sean fijados<sup>39</sup>, bajo el supuesto de expectativas racionales

<sup>39</sup> Esta perturbación aleatoria,  $s_t$ , puede identificarse como una perturbación transitoria sobre el poder de

la regla de fijación de salarios sería,

$$\widehat{w}_{s0} = \varpi_1 \widehat{p}_{-1} + \varpi_2 E_{-1} \widehat{p}_0 + \varpi_3 E_{-1} \widehat{p}_1 + \varpi_4 E_{-1} \widehat{c}_0 + \varpi_5 E_{-1} \widehat{c}_1 \quad [2.9]$$

y la inflación esperada seguiría el siguiente proceso

$$E_{-1} \pi_0 = \rho_1 \pi_{-1} + \rho_2 E_{-1} \pi_1 + \rho_3 \widehat{c}_{-1} + \rho_4 E_{-1} \widehat{c}_0 + \rho_5 E_{-1} \widehat{c}_1 + \phi s_{-1}$$

donde el último término representa un conjunto de errores de predicción y revisiones de las mismas que tuvieron lugar una vez que se conoció  $s_{t-1}$ <sup>40</sup>. El signo del coeficiente  $\phi$  es ambiguo, pero se torna positivo cuando se asignan valores estándar a los parámetros del modelo. De esta forma, la Curva de Phillips que se deriva del modelo es<sup>41</sup>,

$$\pi_0 = \rho_1 \pi_{-1} + \rho_2 E_{-1} \pi_1 + \rho_3 \widehat{c}_{-1} + \rho_4 E_{-1} \widehat{c}_0 + \rho_5 E_{-1} \widehat{c}_1 + \phi s_{-1} + s_0 \quad [2.10]$$

## 2.2.7 Estática comparativa

En este apartado se analiza si los coeficientes de la regla de fijación de salarios y de la ecuación de la inflación varían significativamente cuando los parámetros originales del modelo cambian. En concreto, se quiere comprobar la robustez de los valores de dichos coeficientes ante cambios en  $\delta$ , el grado de indiciación de la economía.

El gráfico 1 muestra los valores de la regla de fijación de salarios para diferentes valores de  $\delta$ , manteniendo  $\varepsilon$ ,  $\beta$ ,  $\lambda_m$  y  $\lambda_n$  invariables<sup>42</sup>. Se puede apreciar que el coeficiente de  $\widehat{p}_{t-1}$  es cero si  $\delta$  es igual a cero y aumenta cuando  $\delta$  crece. Cuanto mayor sea el precio en  $t-1$  (en términos de desviaciones con respecto a su valor en el equilibrio con inflación

---

mercado de las empresas.

<sup>40</sup> En concreto,  $\phi$  es igual a la proyección lineal de

$$\begin{aligned} & \left[ \frac{1}{2} \left( 1 - \frac{1 - \frac{\varpi_3}{2}}{\frac{\varpi_2}{2} + \delta \frac{\varpi_3}{4}} \right) \varpi_2 + \frac{1}{4} \varpi_3 \frac{\varpi_1}{\frac{\varpi_2}{2} + \delta \frac{\varpi_3}{4}} \right] (E_{-2} \widehat{p}_{-1} - \widehat{p}_{-1}) + \\ & + \left[ \frac{1}{2} \left( 1 - \frac{1 - \frac{\varpi_3}{2}}{\frac{\varpi_2}{2} + \delta \frac{\varpi_3}{4}} \right) \varpi_3 + \frac{1}{4} \varpi_3 \frac{\varpi_2}{\frac{\varpi_2}{2} + \delta \frac{\varpi_3}{4}} \right] (E_{-2} \widehat{p}_0 - E_{-1} \widehat{p}_0) + \\ & + \left[ \frac{1}{2} + \frac{\varpi_3}{\varpi_2 + \delta \frac{\varpi_3}{2}} \right] [\varpi_4 (E_{-2} \widehat{c}_{-1} - \widehat{c}_{-1}) + \varpi_5 (E_{-2} \widehat{c}_0 - E_{-1} \widehat{c}_0)] \end{aligned}$$

sobre  $s_{t-1}$ .

<sup>41</sup> En el supuesto de que los agentes vivieran infinitos períodos, la Curva de Phillips incluiría términos adicionales: las tasas de inflación futuras esperadas y las brechas del producto desde  $t$  hasta el infinito. Pero todos los resultados permanecerían invariables cualitativamente y el álgebra sería mucho más compleja.

<sup>42</sup> La calibración de esos parámetros es la siguiente.  $\varepsilon = 10$  como en Chari, Kehoe and McGrattan (2000), Benigno y Woodford (2003) y Auerbach y Obstfeld (2004). Implica un margen de un 11 por ciento.  $\beta = 0.96$ , el valor estándar para el factor de descuento cuando se considera que un periodo de tiempo en el modelo es igual a un año (aunque es verdad que este modelo de generaciones solapadas que viven dos períodos puede encajar mejor con generaciones de agentes, donde un periodo de tiempo en el modelo sería igual a unos 30-35 años).  $\lambda_m = 0.2$ , consistente con el valor estimado por Dib (2001), que es igual a 0.2359.  $\lambda_n = 1$  es el valor propuesto por Galí, López-Salido y Vallés (2002) y Benhabib, Schmitt-Grohé y Uribe (2003).

cero), tanto menor será  $\pi_t$  si el sistema presenta tendencia a regresar al equilibrio. A menor  $\pi_t$ , menor será el salario futuro durante el segundo periodo del contrato si los salarios están indicados a la inflación pasada. En previsión de que un menor salario implicaría más horas de trabajo, las familias que negocian en el periodo  $t$  fijan un salario por encima del de equilibrio. El caso contrario sucede con el coeficiente de  $\hat{p}_t$ , que toma un valor por encima de 0.5 si no existen cláusulas de indicación en la economía, pero decrece al aumentar  $\delta$ . De cualquier forma, los coeficientes de  $\hat{p}_{t+1}$ ,  $\hat{c}_t$  y  $\hat{c}_{t+1}$  no se ven afectados por cambios en  $\delta$ .

Con respecto a los coeficientes de la ecuación de inflación, un incremento en el grado de indicación produce un aumento del coeficiente de la inflación pasada (gráfico 2) porque una mayor inflación pasada se traduce en una mayor inflación contemporánea a través de las cláusulas de indicación. Al mismo tiempo, el coeficiente de la inflación futura se reduce, captando el menor grado de preocupación relativa por el futuro en los agentes cuando las cláusulas de indicación están presentes. Por otra parte, los tres coeficientes de las variables que representan el consumo agregado decrecen cuando el grado de indicación se incrementa. Esta es la consecuencia del incremento en la inercia de los precios generado por las cláusulas de indicación. Cuando  $\delta$  es relativamente bajo, los precios responden a las condiciones económicas reales muy rápidamente. Pero si  $\delta$  es lo suficientemente grande, los precios se determinan fundamentalmente por los precios pasados, quedando en segundo plano las condiciones económicas reales.

En resumen, el modelo predice que un mayor grado de indicación implicaría una mayor persistencia de las tasas de inflación (porque los precios pasados cobran mayor importancia en la regla de fijación de salarios). Al mismo tiempo, el grado de rigidez nominal de la economía se incrementa, disminuyendo la velocidad del mecanismo de transmisión existente desde los desequilibrios reales a los precios.

## 2.3 Simulaciones

En esta sección, se presentan las ecuaciones en forma reducida asociadas a las ecuaciones estructurales. Previamente, es necesario obtener la ecuación que caracteriza la dinámica del producto, y ésto es posible a partir de la log-linealización de la ecuación de Euler de los consumidores. Esta ecuación no se cumple para todos los consumidores ya que la mitad de ellos morirán al principio del siguiente periodo, pero el modelo puede extenderse (introduciendo tanto herencias como agentes que viven infinitos periodos) para obtener una ecuación que se cumpla para todos. La ecuación que resulta es la siguiente



curva IS<sup>43</sup>,

$$\widehat{c}_t = E_t \widehat{c}_{t+1} - \sigma(r - E_t \pi_{t+1}) \quad [2.11]$$

La brecha del producto contemporánea depende de la senda futura esperada de los tipos de interés reales.  $\sigma$  es la inversa del coeficiente de aversión relativa al riesgo<sup>44</sup>. Si los tipos de interés nominales son más altos que la tasa de inflación esperada, la brecha del producto va a disminuir y, por ello, también lo hará la tasa de inflación vía la curva de Phillips.

¿Por qué es persistente la inflación? Christiano, Eichenbaum y Evans (2001) encuentran una ecuación que puede explicar por qué se suele obtener una raíz unitaria cuando se analiza la dinámica de la inflación. El mismo procedimiento puede ser aplicado aquí. A partir de la curva de Phillips,

$$\pi_t = \rho_1 \pi_{t-1} + \rho_2 E_{t-1} \pi_{t+1} + \rho_3 \widehat{c}_{t-1} + \rho_4 E_{t-1} \widehat{c}_t + \rho_5 E_{t-1} \widehat{c}_{t+1} + \phi s_{t-1} + s_t$$

e imponiendo la condición de estabilidad en el estado estacionario,

$$E_{t-1} \beta^j (\pi_{t+j} - \pi_{t+j-1}) \rightarrow 0$$

se puede obtener,

$$\begin{aligned} \pi_t = & \frac{\rho_1}{1 - \rho_2} \pi_{t-1} + \frac{1}{1 - \rho_2} E_{t-1} \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j [\rho_3 \widehat{c}_{t-1+j} + \rho_4 \widehat{c}_{t+j} + \rho_5 \widehat{c}_{t+1+j}] + \\ & + \frac{1}{1 - \rho_2} [\phi s_{t-1} + s_t] \end{aligned}$$

En Christiano, Eichenbaum y Evans (2001), el grado de indicación es 1. En general, como se demostró en el apartado 2.2.7,  $\rho_1$  y  $1 - \rho_2$  son muy parecidos. Por ello, el coeficiente de la inflación pasada es cercano a la unidad. Pero esto no quiere decir que la tasa de inflación sea persistente en absoluto. Si  $\rho_2$  es casi la unidad, el denominador del término que engloba a las brechas del producto y a las perturbaciones será cercano a cero. Por ello, un pequeño cambio en las brechas del producto futuras esperadas o una pequeña perturbación que afecte a esta economía puede provocar un salto considerable en la tasa de inflación.

<sup>43</sup> Una curva de demanda agregada similar también puede obtenerse si se supone la existencia de mercados de capitales completos. Esto permitiría a los agentes establecer planes de consumo contingentes y suavizar su senda de consumo mediante aseguramiento. En este caso, el consumo de todos los agentes vivos en un mismo periodo de tiempo sería idéntico en equilibrio.

<sup>44</sup> La derivación de la regla de fijación de salarios y de la curva de Phillips cuando la función de utilidad es

$$U(C_{it}, \frac{M_{it}}{P_t}, N_{it}) = \frac{C_{it}^{1-\frac{1}{\sigma}}}{1-\frac{1}{\sigma}} + \lambda_m \frac{[\frac{M_{it}}{P_t}]^{1-\frac{1}{\sigma}}}{1-\frac{1}{\sigma}} - \frac{\lambda_n}{1+\nu} N_{it}^{1+\nu}$$

no se incluye aquí porque es similar a la ya presentada.

A continuación se muestran los resultados de algunos ejercicios de simulación que tratan de comprobar si un nivel de indicación razonablemente pequeño puede reproducir las autocorrelaciones observadas en la tasa de inflación estadounidense.

Para calcular las ecuaciones de la forma reducida asociada a las ecuaciones estructurales del modelo, se aplica la técnica conocida por el nombre *mínimas variables de estado* (MSV)<sup>45</sup>. La derivación completa de las ecuaciones en forma reducida puede encontrarse en el apéndice C. Por simplicidad, se supone que  $\phi = 0$ , teniendo en cuenta que este supuesto puede sesgar los resultados en contra de la capacidad del modelo para generar persistencia<sup>46</sup>. Sin embargo, ese término de error MA(1) sólo es capaz de generar persistencia durante un periodo (es un proceso dinámico con tan sólo un periodo de memoria). Por tanto, no parece que sea la solución para explicar por qué la tasa de inflación es tan persistente en la realidad.

Finalmente, y de ahora en adelante, se supondrá que la autoridad monetaria sigue una regla de tipos de interés, donde el tipo de interés nominal sobrerreacciona a los cambios en las expectativas de inflación. En particular, se considera la siguiente regla de política<sup>47</sup>:  $r_t = 1.5E_t[\pi_{t+1}]$ . La magnitud exacta del coeficiente (1.5) no es relevante. Que sea mayor que la unidad es el único requisito imprescindible. En ese caso, hay una única solución MSV porque el estado estacionario está determinado por la regla de política monetaria.

### 2.3.1 Funciones de respuesta al impulso

Para calcular las funciones empíricas de respuesta a una perturbación sobre la tasa de inflación, se estima un VAR(2) con dos variables usando datos anuales para los Estados Unidos desde 1960 a 2000. Las dos variables que se incluyen en el VAR son la tasa de inflación, que se ordena en primer lugar, y la brecha del producto (calculada como la diferencia en logaritmos entre el producto real y el producto potencial, que a su vez se obtiene de aplicar el filtro Hodrick-Prescott). Los resultados de la estimación se presentan en el cuadro 1 y las funciones de respuesta al impulso en el gráfico 3. La figura superior derecha muestra el ya conocido fenómeno de la persistencia en la tasa de inflación: una perturbación transitoria da lugar a efectos sobre la tasa de inflación substanciales y prolongados en el tiempo.

¿Cómo responde la tasa de inflación del modelo teórico a la perturbación  $s_t$ ? Obviamente, depende del grado de indicación. Si el grado de indicación es cero (salarios no indicados) entonces la única solución MSV estable implica que el modelo no genera persistencia en absoluto, como se aprecia en el gráfico 4 (figura superior). La tasa de in-

<sup>45</sup> Véase Christiano (2001).

<sup>46</sup> Este supuesto hace que la tasa de inflación sea la única variable de estado del modelo.

<sup>47</sup> Esta especificación es equivalente a la regla de Taylor porque existe una ecuación en forma reducida que relaciona la brecha del producto y la tasa de inflación. Como la tasa de inflación es la única variable de estado, es un estadístico suficiente para la autoridad monetaria.

flación salta pero retorna a su nivel anterior a la perturbación tan sólo un periodo después. La brecha del producto es cero porque el tipo de interés real ex-ante no cambia. Se puede observar cómo la función de respuesta al impulso que implica el modelo teórico se encuentra fuera del intervalo de confianza estimado. Este no es más que el resultado del modelo de salarios escalonados (Taylor, 1979).

El gráfico 4 (figura inferior izquierda) muestra la respuesta de la tasa de inflación a una perturbación macroeconómica agregada cuando el grado de indiciación es razonablemente pequeño ( $\delta = 0.15$ )<sup>48</sup>. De nuevo, la función no está dentro del intervalo de confianza. En otras palabras, cuando la política monetaria es activa, un grado de indiciación razonablemente pequeño no es suficiente para explicar la persistencia observada en la tasa de inflación estadounidense. Sin embargo, si el grado de indiciación toma un valor exageradamente elevado ( $\delta = 1$ , como en Christiano, Eichenbaum y Evans, 2001), la función de respuesta al impulso sería tal y como se muestra en el gráfico 4 (figura inferior derecha). Es decir, un grado de indiciación muy elevado podría explicar la persistencia de la tasa de inflación, pero la evidencia empírica disponible apunta a que dichos grados de indiciación son difícilmente observados en la práctica.

### 2.3.2 Autocorrelaciones de la tasa de inflación

En este punto puede surgir la siguiente pregunta: ¿Cuál es el porcentaje de la autocorrelación en la tasa anual de inflación estadounidense que puede ser explicada por un grado de indiciación relativamente reducido? Como antes, se utilizan datos anuales de la economía estadounidense desde 1961 a 2000 para calcular el coeficiente de autocorrelación empírico de la tasa de inflación<sup>49</sup>. El valor que se obtiene es 0.739<sup>50</sup>. La autocorrelación de la tasa de inflación que puede ser explicada por el modelo se calcula a partir de las ecuaciones en forma reducida

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ \hat{c}_t \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ \hat{c}_{t-1} \end{bmatrix} + B s_t$$

La matriz de varianzas y covarianzas del vector  $[\pi_t \hat{c}_t]'$  es

$$V = \text{vec} \left[ \text{Var} \begin{bmatrix} \pi_t \\ \hat{c}_t \end{bmatrix} \right] = (I - A \otimes A)^{-1} (B \otimes B) \text{vec} [\text{Var}(s_t)]$$

<sup>48</sup> En estos cálculos se ha supuesto que el valor de  $\sigma$  es 0.5, consistente con un coeficiente de aversión relativo al riesgo igual a 2, como en Benhabib, Schmitt-Grohé y Uribe (2003), y el parámetro  $\nu$  se ha calibrado igual a 5, que es uno de los valores propuestos por Canzoneri, Cumby y Diba (2004).

<sup>49</sup> Definido como  $\frac{\text{cov}(\pi_t, \pi_{t-1})}{[\text{var}(\pi_t)\text{var}(\pi_{t-1})]^{0.5}}$ .

<sup>50</sup> Es justo reconocer que este coeficiente ha disminuido bastante durante la segunda mitad del siglo XX: desde 1961 a 1970 ascendió a 0.853. Desde 1971 a 1980 cayó hasta 0.533. Desde 1981 a 1990 se elevó hasta 0.636 y para el periodo 1991-2000 fue sólo 0.261.

donde  $\otimes$  representa el producto de Kronecker. La covarianza entre  $[\pi_t \widehat{c}_t]'$  y  $[\pi_{t-1} \widehat{c}_{t-1}]'$  es

$$Cov \begin{bmatrix} \pi_t & \pi_{t-1} \\ \widehat{c}_t & \widehat{c}_{t-1} \end{bmatrix} = E \left[ \begin{bmatrix} \pi_t \\ \widehat{c}_t \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ \widehat{c}_{t-1} \end{bmatrix}' \right] = AV$$

El coeficiente de autocorrelación de la tasa de inflación puede calcularse dividiendo el elemento (1,1) de la matriz  $AV$  entre el elemento (1,2) de la matriz  $V$ . El gráfico 5 muestra el coeficiente de autocorrelación que se genera a partir del modelo para diferentes grados de indiciación razonablemente pequeños. La fracción de la autocorrelación empírica que el modelo es capaz de explicar es, para  $\delta = 0.15$ , ligeramente superior a  $0.2^{51}$ . Por tanto, cuando se intentan encontrar las causas del fenómeno de la persistencia de la tasa de inflación, la indiciación salarial a la inflación pasada puede ser una parte de la historia, pero no parece que pueda convertirse en la más importante.

## 2.4 Análisis de bienestar

En esta sección se considera el papel de la política monetaria en el modelo. Supongamos que la autoridad monetaria es capaz de controlar el tipo de interés nominal (el instrumento de política monetaria) con el objetivo de minimizar una función de pérdida. A partir de ahí, la regla óptima de política monetaria puede ser calculada, para un grado de indiciación dado.

En el contexto del modelo, las decisiones de política monetaria van a tener lugar después de que se observe la perturbación aleatoria (y, por tanto, la tasa de inflación contemporánea será conocida para el banco central) pero antes de que se tomen las decisiones de consumo y producción. Por tanto, el modelo completo puede resumirse en las siguientes ecuaciones,

$$\begin{aligned} \pi_t &= \rho_1 \pi_{t-1} + \rho_2 E_{t-1} \pi_{t+1} + \rho_3 \widehat{c}_{t-1} + \rho_4 E_{t-1} \widehat{c}_t + \rho_5 E_{t-1} \widehat{c}_{t+1} + s_t \\ r_t &= f_t(\widehat{c}_{t-1}, \pi_{t-1}, \pi_t) \\ \widehat{c}_t &= E_t \widehat{c}_{t+1} - \sigma (r_t - E_t \pi_{t+1}) \end{aligned}$$

El objetivo ahora es calcular la función  $f_t$  que indica la respuesta del tipo de interés nominal a las variables macroeconómicas observables, restringiéndonos a reglas de política invariables en el tiempo, es decir,  $f = f_t$  para  $t \geq 0$ .

Una vez que la perturbación es observada por los agentes, toda la información disponible puede ser resumida en la tasa de inflación contemporánea (la única variable de estado del sistema). Dicho de otro modo,  $\pi_t$  es un estadístico suficiente para tomar las decisiones de tipos de interés. Por ello, la regla óptima de política monetaria es de la forma,

$$r_t = \tau \pi_t \quad [2.12]$$

<sup>51</sup> Esta proporción se incrementa a casi dos tercios durante el periodo 1991-2000.

Para minimizar las pérdidas esperadas, el banco central elige el coeficiente  $\tau^*$  que resuelve el siguiente problema,

$$\begin{aligned} \underset{\{\tau\}}{\text{Max}} \quad & -\frac{1}{2} \sum_{j=0}^{\infty} \beta_{BC}^j E_t [\eta \pi_{t+j}^2 + \hat{c}_{t+j}^2] \\ \text{s.a.} \quad & \pi_t = \rho_1 \pi_{t-1} + \rho_2 E_{t-1} \pi_{t+1} + \rho_3 \hat{c}_{t-1} + \rho_4 E_{t-1} \hat{c}_t + \rho_5 E_{t-1} \hat{c}_{t+1} + s_t \\ & \hat{c}_t = E_t \hat{c}_{t+1} - \sigma (r_t - E_t \pi_{t+1}) \\ & r_t = \tau \pi_t \end{aligned}$$

La función de pérdida puede ser interpretada como una expansión de Taylor de segundo orden a la función de utilidad del agente representativo. Así, el banco central puede mover los tipos de interés nominales para reducir las desviaciones de la tasa de inflación con respecto a cero y para suavizar el componente cíclico de la serie temporal del producto real.  $\eta$  mide el peso relativo asignado por la autoridad monetaria a las desviaciones de la tasa de inflación con respecto a la brecha del producto. Si  $\eta = 0$ , la autoridad monetaria sólo se preocupa por las brechas del producto. Si  $\eta = 1$  ambos objetivos tienen la misma importancia. Si  $\eta = \infty$ , al banco central sólo le preocupan las desviaciones de la tasa de inflación.  $\beta_{BC}$  representa el factor de descuento intertemporal del banco central y en lo sucesivo se supone que  $\beta_{BC} = \beta$ .

De las ecuaciones en forma reducida del modelo, se sabe que

$$\begin{aligned} E_t \pi_{t+1} &= A_1(1, 1) \pi_t + A_1(1, 2) \hat{c}_t \\ E_t c_{t+1} &= A_1(2, 1) \pi_t + A_1(2, 2) \hat{c}_t \end{aligned}$$

La matriz  $A_1$  no va a ser la misma que la matriz  $A$  calculada anteriormente porque el comportamiento del tipo de interés puede no ser el mismo que el que se supuso con anterioridad (a no ser que, por coincidencia, la regla óptima resulte ser  $r_t = 1.5 E_t \pi_{t+1}$ ). Combinando estas dos ecuaciones con la curva IS resulta,

$$\hat{c}_t = \frac{A_1(2, 1) + \sigma A_1(1, 1)}{1 - A_1(2, 2) - \sigma A_1(1, 2)} \pi_t - \frac{\sigma}{1 - A_1(2, 2) - \sigma A_1(1, 2)} r_t$$

y sustituyendo la regla de política monetaria,

$$\hat{c}_t = \frac{A_1(2, 1) + \sigma(A_1(1, 1) - \tau)}{1 - A_1(2, 2) - \sigma A_1(1, 2)} \pi_t \quad [2.13]$$

Como consecuencia, las expectativas de inflación vienen dadas por

$$E_t \pi_{t+1} = \left[ A_1(1, 1) + \frac{A_1(1, 2) [A_1(2, 1) + \sigma(A_1(1, 1) - \tau)]}{1 - A_1(2, 2) - \sigma A_1(1, 2)} \right] \pi_t \quad [2.14]$$

Sustituyendo [2.13] y [2.14] en la función de pérdida, el problema de la autoridad monetaria queda de la forma,

$$\begin{aligned} \underset{\{\tau\}}{Max} \quad & -\frac{1}{2} \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \left( \eta + \left( \frac{A_1(2,1) + \sigma(A_1(1,1) - \tau)}{1 - A_1(2,2) - \sigma A_1(1,2)} \right)^2 \right)^* \\ & * \left[ A_1(1,1) + \frac{A_1(1,2) [A_1(2,1) + \sigma(A_1(1,1) - \tau)]}{1 - A_1(2,2) - \sigma A_1(1,2)} \right]^{2j} \left( \pi_t^2 + \frac{\beta Var(s_t)}{1 - \beta} \right) \end{aligned}$$

Como  $\pi_t$ ,  $\beta$  y  $Var(s_t)$  están predeterminados cuando la autoridad monetaria tiene que tomar su decisión, el banco central elige el coeficiente  $\tau$  que

$$\begin{aligned} \underset{\{\tau\}}{Max} \quad & -\frac{1}{2} \left( \eta + \left( \frac{A_1(2,1) + \sigma(A_1(1,1) - \tau)}{1 - A_1(2,2) - \sigma A_1(1,2)} \right)^2 \right)^* \\ & * \left( 1 - \beta \left[ A_1(1,1) + \frac{A_1(1,2) [A_1(2,1) + \sigma(A_1(1,1) - \tau)]}{1 - A_1(2,2) - \sigma A_1(1,2)} \right]^2 \right)^{-1} \end{aligned}$$

En general, los elementos de la matriz  $A_1$  dependen de  $\tau$ . Para solventar este problema, se considera una malla de valores para  $\tau \in [0.0001, 0.0002, 0.0003, \dots, 0.4]$ . Para cada par  $(\delta, \tau)$ , se calculan tanto la matriz  $A_1$  como las pérdidas esperadas. Finalmente,  $\tau^*$  es el valor del parámetro que minimiza las pérdidas esperadas para un  $\delta$  dado. Los valores óptimos de  $\tau$  para algunos valores pequeños de  $\delta$  se muestran en el gráfico 6 (figura superior)<sup>52</sup>. Al aumentar la autocorrelación de la tasa de inflación,  $\tau^*$  se incrementa. La regla de política “a la Taylor” equivalente a la regla óptima es

$$r_t = \tau' E_t \pi_{t+1} \quad [2.15]$$

El gráfico 6 (figura inferior) muestra el valor óptimo del parámetro  $\tau'$  calculado como

$$\tau' = \left[ A_1(1,1) + \frac{A_1(1,2) [A_1(2,1) + \sigma(A_1(1,1) - \tau^*)]}{1 - A_1(2,2) - \sigma A_1(1,2)} \right] \tau^*$$

El parámetro de la regla “a la Taylor” es mayor que uno, lo que significa que la autoridad monetaria incrementa el tipo de interés real cuando surgen expectativas inflacionistas. Cuanto mayor es el grado de indiciación, mayor es la reacción del tipo de interés nominal a las expectativas de inflación bajo la regla óptima: si la autocorrelación de la tasa de inflación es baja, una perturbación tiene escasos efectos sobre las condiciones macroeconómicas futuras y grandes movimientos en los tipos de interés nominales no son necesarios. Sin embargo, si la tasa de inflación sigue un proceso dinámico muy persistente, una perturbación puede dar lugar a efectos sustanciales y prolongados en el tiempo. Por tanto,

<sup>52</sup> En el caso de no indiciación salarial, la política monetaria óptima en el contexto de este modelo implica  $\tau^* = 0$ , porque la inflación contemporánea es inevitable y la inflación futura esperada es siempre cero (no existe persistencia). Por ello, ajustes en el tipo de interés nominal sólo pueden desencadenar desviaciones indeseadas del producto con respecto al producto potencial.

las reacciones óptimas del banco central tienen que ser más significativas en magnitud con el objetivo de prevenir sustanciales pérdidas esperadas futuras. En otras palabras, mantener la tasa de inflación cerca del objetivo es más costoso (en términos reales) cuando la autocorrelación de la inflación es elevada que cuando es reducida.

Este resultado es consistente con buena parte de la evidencia empírica existente sobre curvas de Phillips y reglas de política monetaria. Así, a modo de ilustración, la primera columna del cuadro 2 recoge las estimaciones obtenidas por otros trabajos (Galí y Gertler, 1999, Benigno y López-Salido, 2002, y Balakrishnan y López-Salido, 2002) del parámetro de inercia de la tasa de inflación para Alemania, el Reino Unido, los Estados Unidos y España. Se puede observar como la tasa de inflación es muy persistente en España, bastante persistente en los Estados Unidos y muy poco persistente en Alemania y el Reino Unido. La segunda columna del cuadro muestra las estimaciones del parámetro de respuesta del tipo de interés ante un cambio en las expectativas de inflación (Clarida, Galí y Gertler, 1998 y 1999, y el capítulo 1 de esta tesis) para esos mismos países. Se aprecia como, de acuerdo con las predicciones del modelo, a mayor persistencia en la tasa de inflación, mayor es la respuesta de la autoridad monetaria a una desviación entre la tasa de inflación y el objetivo de inflación.

## 2.5 Conclusiones

En este capítulo se ha presentado un modelo teórico simple que puede explicar la dependencia empírica existente entre la tasa de inflación contemporánea y la inflación pasada. El ingrediente clave del modelo es la existencia de cláusulas de indicación en los contratos de trabajo, que vinculan los cambios en el salario futuro con los movimientos en las tasas de inflación pasadas. La principal conclusión que se puede extraer del modelo es que una mayor proporción de contratos de trabajo que incluyan estas cláusulas de indicación provoca una mayor importancia de la tasa de inflación pasada a la hora de explicar la tasa de inflación contemporánea.

Es justo reconocer que la relevancia de este tipo de indicación a la inflación pasada ha decrecido durante los últimos años, pero aún persiste en algunos países y es reconocida como la forma más generalizada de indicar salarios. Incluso algunos autores han sugerido que el grado de indicación de las economías está generalmente subestimado, dada la existencia de la llamada “indicación implícita”. Si este modelo captase de forma razonable la realidad, podría ser empleado para estimar el grado de indicación global de las economías. Sin embargo, este modelo simple no es capaz de explicar por sí solo un elevado coeficiente de autocorrelación en la tasa de inflación a partir de un relativamente reducido grado de indicación. En otras palabras, la indicación salarial a la inflación pasada puede jugar un papel a la hora de explicar la dinámica de la inflación, pero no parece que sea el factor más relevante.

Finalmente, el análisis de bienestar revela que las decisiones óptimas de política monetaria consisten en una mayor reacción del tipo de interés nominal a la inflación esperada cuando el grado de indiciación aumenta. Este resultado permite explicar por qué los bancos centrales que se han enfrentado a grados de persistencia de la tasa de inflación relativamente elevados (por ejemplo, Estados Unidos o España) han reaccionado de forma relativamente agresiva a las desviaciones entre la tasa de inflación esperada y el objetivo de política. Por el contrario, las respuestas de las autoridades monetarias de países con grados de persistencia de la tasa de inflación relativamente reducidos (por ejemplo, Alemania o el Reino Unido) han sido mucho más atenuadas.



## 2.6 Referencias bibliográficas

- Albanesi, S., V.V. Chari y L.J. Christiano (2003), “Expectation Traps and Monetary Policy”, Banco de la Reserva Federal de Minneapolis. Informe del departamento de investigación 319.
- Ascari, G., y J.A. García (2000), “Relative Wage Concern: the Missing Piece in the Contract Multiplier”, *mimeo*.
- Atkeson, A., y L.E. Ohanian (2001), “Are Phillips Curves Useful for Forecasting Inflation?”, *Federal Reserve Bank of Minneapolis’ Quarterly Review*, invierno.
- Auerbach, A.J., y Maurice Obstfeld (2004), “Monetary and Fiscal Remedies for Deflation”, NBER. Documento de trabajo 10290.
- Balakrishnan, R., y J.D. López-Salido (2002), “Understanding UK Inflation: the Role of Openness”, Banco de Inglaterra. Documento de trabajo 164.
- Ball, L. (1987), “Externalities from Contract Length”, *The American Economic Review* 77, pp. 615-629.
- Ball, L., y S.G. Cecchetti (1988), “Imperfect Information and Staggered Price Setting”, *The American Economic Review* 78, pp. 999-1018.
- Ball, L., G. Mankiw y D. Romer (1988), “The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-Off”, *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp. 1-65.
- Batini, N. (2002), “Euro area Inflation Persistence”, Banco Central Europeo. Documento de trabajo 201.
- Benhabib, J., S. Schmitt-Grohé y M. Uribe (2003), “Backward-Looking Interest-Rate Rules, Interest-Rate Smoothing, and Macroeconomic Instability”, Penn Institute for Economic Research. Documento de trabajo 03-005.
- Benigno, P., y J.D. López Salido (2002), “Inflation Persistence and Optimal Monetary Policy in the Euro Area”, Banco Central Europeo. Documento de trabajo 178.
- Benigno, P., y M. Woodford (2003), “Optimal Monetary and Fiscal Policy: A Linear-Quadratic Approach”, NBER. Documento de trabajo 9905.
- Blanchard, O. (1986), “Price Asynchronization and Price Level Inertia”, en *Inflation, Debt and Indexation*, editado por Dornbusch y Simonsen.

- Blanchard, O., y N. Kiyotaki (1987), "Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand", *The American Economic Review* 77, pp. 647-666.
- Blanchflower, D., y A. Bryson (2003), "What Effect Do Unions Have on Wages Now and Would 'What Do Unions Do?' Be Surprised?", NBER. Documento de trabajo 9973.
- Calvo, G. (1983), "Staggered Prices in an Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics* 12(3), pp. 383-398.
- Canzoneri, M.B., R.E. Cumby y B.T. Diba (2004), "The Cost of Nominal Inertia in NNS Models", *mimeo*.
- Card, D. (1990), "Unexpected Inflation, Real Wages and Employment Determinants in Union Contracts", *The American Economic Review* 80, pp. 669-688.
- Chari, V.V., P.J. Kehoe y E. McGrattan (2000), "Sticky Price Models of the Business Cycle: Can the Contract Multiplier Solve the Persistence Problem?", *Econometrica* 68, pp. 1151-1179.
- Cho, J-O., T. Cooley y L. Phaneuf (1997), "The Welfare Costs of Nominal Wage Contracting", *Review of Economic Studies* 64, pp. 465-484.
- Christiano, L.J. (2001), "Solving Dynamic Equilibrium Models by a Method of Undetermined Coefficients", *mimeo*, julio.
- Christiano, L.J., M. Eichenbaum y C. Evans (2001), "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy", NBER. Documento de trabajo 8403.
- Christofides, L.N., y C. Peng (2003), "Contract Duration and Indexation in a Period of Real and Nominal Uncertainty", CESifo. Documento de trabajo 994.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1998), "Monetary Policy Rules in Practice: some International Evidence", *European Economic Review* 42, pp. 1033-1067.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1999), "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Literature* 37, pp. 1661-1707.
- Cooley, T., y V. Quadrini (1999), "A Neoclassical Model of the Phillips Curve Relation", *Journal of Monetary Economics* 44, pp. 165-193.
- Crowley, J. (1997), "The Effects of Forward- versus Backward-Looking Wage Indexation on Price Stabilization Programs", FMI. Documento de trabajo WP/97/38.

- Dib, A. (2002), "Nominal Rigidities and Monetary Policy in Canada since 1981", Banco de Canadá. Documento de trabajo 2002-25.
- Dolado, J.J., J.D. López-Salido y J.L. Vega (2000), "Unemployment and Inflation Persistence in Spain: Are There Phillips Trade-Offs?", *Spanish Economic Review* 2, pp. 267-291.
- Emerson, M. (1986), "A View of Current European Indexation Experiences", en *Inflation, Debt and Indexation*, editado por Dornbusch y Simonsen, capítulo 7.
- Erceg, C., D.W. Henderson y A.T. Levin (2000), "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts", *Journal of Monetary Economics*, 46, pp. 281-313.
- Fehlte, G., y A. Policano (1986), "Will Wage Setters Ever Stagger Decisions?", *Quarterly Journal of Economics* 101, pp. 867-877.
- Fischer, S. (1977), "Long-Term Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy* 1, pp. 191-205.
- Fischer, S. (1986), "Wage Indexation and Macroeconomic Stability", en *Indexing, Inflation and Economic Policy*, MIT Press, capítulo 5.
- Fischer, S. (1986), "Indexing and Inflation", en *Indexing, Inflation and Economic Policy*, MIT Press, capítulo 6.
- Fuhrer, J. (1997), "The (Un)Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications", *Journal of Money, Credit and Banking* 29, vol. 4.
- Fuhrer, J., y G. Moore (1995), "Inflation Persistence", *The Quarterly Journal of Economics*, febrero.
- Galí, J. (2000), "The Return of the Phillips Curve and Other Recent Developments on Business Cycle Theory", *Spanish Economic Review* 2, pp. 1-10.
- Galí, J., y M. Gertler (1999), "Inflation dynamics: A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics* 44, pp. 195-222.
- Galí, J., M. Gertler y J.D. López-Salido (2000), "European Inflation Dynamics", *European Economic Review* 45, pp. 1237-1270.
- Galí, J., J.D. López-Salido y J. Vallés (2002), "Technology Shocks and Monetary Policy: Assessing the Fed's Performance", *mimeo*.

- García Perea, P., y R. Gómez (1993), “Aspectos Institucionales del Mercado de Trabajo Español en Comparación con Otros Países Comunitarios”, Banco de España, Boletín Económico, septiembre.
- Gray, J.A. (1978), “On Indexation and Contract Length”, *Journal of Political Economy* 84, pp. 1-18.
- Gray, J.A. (1983), “Wage Indexation, Incomplete Information, and the Aggregate Supply Curve”, en *Inflation, Debt and Indexation*, editado por Dornbusch and Simonsen.
- Gürkaynak, R.S., B. Sack y E. Swanson (2003), “The Excess Sensitivity of Long-Term Interest Rates: Evidence and Implications for Macroeconomic Models”, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Hirsch, B.T., y D.A. Macpherson (2002), “Union Membership and Coverage Database from the Current Population Survey: Note”, *Industrial and Labor Relations Review* 56, pp. 349-354.
- Holland, S. (1988), “The Changing Responsiveness on Wages to Price-Level Shocks: Explicit and Implicit Indexation”, *Economic Inquiry* 26, pp. 265-279.
- Holland, S. (1995), “Inflation and Wage Indexation in the Postwar United States”, *The Review of Economics and Statistics* 77, pp. 172-176.
- Jadresic, E. (1998), “The Macroeconomic Consequences of Wage Indexation Revisited”, FMI. Documento de trabajo WP/98/15.
- Laséen, S. (2000), “Nominal Wage Contracts, Aggregate and Firm-Specific Uncertainty - How High is the Private Gain from Indexation?”, Uppsala University. Documento de trabajo 2000:11.
- Mankiw, N.G. (2001), “The Inexorable and Mysterious Trade-off Between Inflation and Unemployment”, *The Economic Journal* 111, pp. C45-C61.
- Mankiw, N.G., y R. Reis (2001), “Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve”, HIER. Documento de discusión 1922.
- McCallum, B.T. (1999), “Role of the Minimal State Variable Criterion in Rational Expectations Models”, preparado con motivo de la conferencia en honor de Robert P. Flood en el FMI.
- Roberts, J.M. (1995), “New Keynesian Economics and the Phillips Curve”, *Journal of Money, Credit and Banking* 27, vol. 4.

- Roberts, J.M. (1997), "Is Inflation Sticky", *Journal of Monetary Economics* 39, pp. 173-196.
- Roberts, J.M. (2001), "How Well Does the New Keynesian Sticky-Price Model Fit the Data?", *mimeo*.
- Rocheteau, G., y R. Wright (2003), "Inflation and Welfare in Models with Trading Frictions", PIER. Documento de trabajo 03-032.
- Rotemberg, J. (1982), "Sticky Prices in the United States", *Journal of Political Economy* 90, pp. 1187-1211.
- Sbordone, A.M. (2001), "An Optimizing Model of US Wage and Price Dynamics", *mimeo*, diciembre.
- Simonsen, M.E. (1983), "Indexation: Current Theory and the Brazilian Experience", en *Inflation, Debt and Indexation*, editado por Dornbusch and Simonsen, capítulo 5.
- Taylor, J.B. (1979), "Staggered Wage Setting in a Macro Model", *The American Economic Review* 69, pp. 108-113..
- Taylor, J.B. (1998), "Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics", NBER. Documento de trabajo 6754.
- Woglom, G. (1990), "Systematic Risks and the Theory of Wage Indexation", *Journal of Business* 63, pp. 217-237.
- Wolman, A.L. (1998), "Real Implications of the Zero Bound on Nominal Interest Rates", Banco de la Reserva Federal de Richmond, noviembre.

## 2.7 Apéndice

### 2.7.1 Log-linealización de la condición de primer orden del problema de fijación de salarios

La condición de primer orden del problema de fijación de salarios es

$$\begin{aligned}
& - \left[ \left( \frac{W_{i0}}{P_0} \left[ \frac{\mu W_{i0}}{P_0} \right]^{-\varepsilon} + \frac{1}{\varepsilon} \right) C_0 + \frac{1}{1+r_0} \left( \frac{W_{i0}(1+\delta\pi_0)}{P_0} \left[ \frac{\mu W_{i0}(1+\delta\pi_0)}{P_1} \right]^{-\varepsilon} + \frac{1}{\varepsilon} \right) C_1 \right]^{-1} * \\
& * (\varepsilon - 1)(1 + \beta)(1 + \lambda_m) \left( \left( \frac{W_{i0}}{P_0} \right)^{1-\varepsilon} + \beta(1 + \delta\pi_0)^{1-\varepsilon} \frac{W_{i0}}{P_0} \left( \frac{W_{i0}}{P_1} \right)^\varepsilon \right) + \\
& + \varepsilon \lambda_n \left[ C_0 \left( \frac{W_{i0}}{P_0} \right)^{-\varepsilon} + \beta C_1 \left( \frac{W_{i0}(1+\delta\pi_0)}{P_1} \right)^{-\varepsilon} \right] = 0
\end{aligned}$$

Se define la siguiente función auxiliar,

$$\begin{aligned}
& F(w_{i0}, p_0, p_1, r_0, c_0, c_1, \pi_0) = \\
& - \left[ \left( \mu^{-\varepsilon} (e^{(w_{i0}-p_0)})^{1-\varepsilon} + \frac{1}{\varepsilon} \right) e^{c_0} + e^{-r_0} \left( (e^{\delta\pi_0})^{1-\varepsilon} \mu^{-\varepsilon} e^{(w_{i0}-p_0)} (e^{(w_{i0}-p_1)})^{-\varepsilon} + \frac{1}{\varepsilon} \right) e^{c_1} \right]^{-1} * \\
& * (\varepsilon - 1)(1 + \beta)(1 + \lambda_m) \left( (e^{(w_{i0}-p_0)})^{1-\varepsilon} + \beta (e^{\delta\pi_0})^{1-\varepsilon} e^{(w_{i0}-p_0)} (e^{(w_{i0}-p_1)})^{-\varepsilon} \right) + \\
& + \varepsilon \lambda_n \left[ e^{c_0} (e^{(w_{i0}-p_0)})^{-\varepsilon} + \beta e^{c_1} (e^{\delta\pi_0})^{-\varepsilon} (e^{(w_{i0}-p_1)})^{-\varepsilon} \right]
\end{aligned}$$

donde una variable en minúsculas representa el logaritmo de la misma variable en mayúsculas y, además, se aplica la siguiente aproximación, válida para valores pequeños de  $\pi_0$  y  $r_0$ ,

$$\begin{aligned}
\log(1 + \delta\pi_0) & \simeq \delta\pi_0 \\
\log\left(\frac{1}{1+r_0}\right) & \simeq -r_0
\end{aligned}$$

El objetivo de este apartado es el de calcular la siguiente forma funcional,

$$\begin{aligned}
& F_{c_0} + \frac{\partial F}{\partial w_{i0}}(w_{i0} - w^*) + \frac{\partial F}{\partial c_0}(c_0 - c^*) + \frac{\partial F}{\partial c_{t+1}}(c_1 - c^*) + \\
& + \frac{\partial F}{\partial p_0}(p_0 - p^*) + \frac{\partial F}{\partial p_1}(p_1 - p^*) + \frac{\partial F}{\partial \pi_0}\pi_0 + \frac{\partial F}{\partial r_0}r_0 = 0
\end{aligned}$$

Evaluando las derivadas en el equilibrio con inflación cero resulta,

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial F}{\partial w_{i0}} &= -(\varepsilon^2 \lambda_n (\mu + \beta) + (1 + \beta)(1 - \varepsilon)) \frac{(1 + \lambda_m)}{\mu^2} \\
 \frac{\partial F}{\partial p_0} &= (\varepsilon^2 \lambda_n \mu + (1 - \varepsilon)) \frac{(1 + \lambda_m)}{\mu^2} \\
 \frac{\partial F}{\partial p_1} &= \beta (\varepsilon^2 \lambda_n + (1 - \varepsilon)) \frac{(1 + \lambda_m)}{\mu^2} \\
 \frac{\partial F}{\partial \pi_0} &= -\beta \delta (\varepsilon^2 \lambda_n + (1 - \varepsilon)) \frac{(1 + \lambda_m)}{\mu^2} \\
 \frac{\partial F}{\partial c_0} &= \varepsilon \lambda_n C^* \\
 \frac{\partial F}{\partial c_1} &= \beta \varepsilon \lambda_n C^* \\
 \frac{\partial F}{\partial r_0} &= 0
 \end{aligned}$$

Por tanto, la condición de primer orden log-linealizada se puede escribir de la forma

$$\begin{aligned}
 \hat{w}_{i0} &= \frac{\varepsilon^2 \lambda_n \mu + (1 - \varepsilon)}{(\varepsilon^2 \lambda_n (\mu + \beta) + (1 + \beta)(1 - \varepsilon))} \hat{p}_0 + \frac{\beta (\varepsilon^2 \lambda_n + (1 - \varepsilon))}{(\varepsilon^2 \lambda_n (\mu + \beta) + (1 + \beta)(1 - \varepsilon))} \hat{p}_1 - \\
 &\quad - \frac{\beta \delta (\varepsilon^2 \lambda_n + (1 - \varepsilon))}{(\varepsilon^2 \lambda_n (\mu + \beta) + (1 + \beta)(1 - \varepsilon))} \pi_0 + \frac{\varepsilon \lambda_n}{(\varepsilon^2 \lambda_n (\mu + \beta) + (1 + \beta)(1 - \varepsilon))} (\hat{c}_0 + \beta \hat{c}_1)
 \end{aligned}$$

## 2.7.2 Derivación de la ecuación de inflación

El índice de precios agregados viene dado por

$$\begin{aligned}
 p_t &= \frac{1}{2} [\hat{w}_{1t} + \hat{w}_{2t}] \\
 p_{t+1} &= \frac{1}{2} [\hat{w}_{1t+1} + \hat{w}_{2t+1}] = \frac{1}{2} [\hat{w}_{1t} + \delta\pi_t + \hat{w}_{2t+1}] = \\
 &= \frac{1}{2} [\hat{w}_{1t} + \delta\hat{p}_t - \delta\hat{p}_{t-1} + \hat{w}_{2t+1}] = \\
 &= \frac{1}{2} \left[ \hat{w}_{1t} + \frac{\delta}{2} [\hat{w}_{1t} + \hat{w}_{2t}] - \delta\hat{p}_{t-1} + \hat{w}_{2t+1} \right] = \\
 &= \frac{1}{2} \left[ \left(1 + \frac{\delta}{2}\right) \hat{w}_{1t} + \frac{\delta}{2} \hat{w}_{2t} - \delta\hat{p}_{t-1} + \hat{w}_{2t+1} \right]
 \end{aligned}$$

La tasa de inflación se puede aproximar mediante la expresión

$$\begin{aligned}
 \pi_t &\simeq \hat{p}_t - \hat{p}_{t-1} = \frac{1}{2} [\hat{w}_{1t} + \hat{w}_{2t}] - \frac{1}{2} [\hat{w}_{1t-1} + \hat{w}_{2t-1}] = \\
 &= \frac{1}{2} [\Delta\hat{w}_{1t} + \Delta\hat{w}_{2t}] = \frac{1}{2} [\hat{w}_{1t} - \hat{w}_{1t-1} + \delta\pi_{t-1}]
 \end{aligned}$$

y la ecuación de fijación de salarios es,

$$\hat{w}_{1t} = \varpi_1 \hat{p}_{t-1} + \varpi_2 \hat{p}_t + \varpi_3 \hat{p}_{t+1} + \varpi_4 \hat{c}_t + \varpi_5 \hat{c}_{t+1}$$

Sustituyendo las fórmulas de los precios agregados en la regla de fijación de salarios y reordenando se obtiene,

$$\begin{aligned}
 \hat{w}_{1t} &= \left[ 1 - \frac{\varpi_2}{2} - \frac{\varpi_3}{2} \left(1 + \frac{\delta}{2}\right) \right]^{-1} * \\
 &* \left[ \left( \varpi_1 - \frac{\delta\varpi_3}{2} \right) \hat{p}_{t-1} + \frac{1}{2} \left( \varpi_2 + \frac{\varpi_3\delta}{2} \right) \hat{w}_{2t} + \frac{\varpi_3}{2} \hat{w}_{2t+1} + \varpi_4 \hat{c}_t + \varpi_5 \hat{c}_{t+1} \right]
 \end{aligned}$$

El sector 2 negocia en el periodo  $t - 1$ . Por tanto, su regla de fijación de salarios es,

$$\begin{aligned}
 \hat{w}_{2t-1} &= \left[ 1 - \frac{\varpi_2}{2} - \frac{\varpi_3}{2} \left(1 + \frac{\delta}{2}\right) \right]^{-1} * \\
 &* \left[ \left( \varpi_1 - \frac{\delta\varpi_3}{2} \right) \hat{p}_{t-2} + \frac{1}{2} \left( \varpi_2 + \frac{\varpi_3\delta}{2} \right) \hat{w}_{1t-1} + \frac{\varpi_3}{2} \hat{w}_{1t} + \varpi_4 \hat{c}_{t-1} + \varpi_5 \hat{c}_t \right]
 \end{aligned}$$

Resolviendo para  $\hat{w}_{1t-1}$  y sustituyendo esta expresión en la ecuación de inflación,

$$\begin{aligned}
 \pi_t &= \frac{1}{2} \left( 1 + \frac{2\varpi_3}{2\varpi_2 + \varpi_3\delta} \right) (\hat{w}_{1t} - \hat{w}_{2t-1}) - \left( \frac{2\varpi_1 - \delta\varpi_3}{2\varpi_2 + \varpi_3\delta} \right) (\hat{w}_{2t-1} - \hat{p}_{t-2}) + \\
 &+ \frac{2\varpi_4}{2\varpi_2 + \varpi_3\delta} \hat{c}_{t-1} + \frac{2\varpi_5}{2\varpi_2 + \varpi_3\delta} \hat{c}_t
 \end{aligned}$$



El obtener expresiones para  $\widehat{w}_{1t} - \widehat{w}_{2t-1}$  y  $\widehat{w}_{2t-1} - \widehat{p}_{t-2}$  no es difícil. De la regla de fijación de salarios en los períodos  $t$  y  $t - 1$ , se puede obtener,

$$\widehat{w}_{1t} - \widehat{w}_{2t-1} = \varpi_1 \pi_{t-1} + \varpi_2 \pi_t + \varpi_3 \pi_{t+1} + \varpi_4 \Delta \widehat{c}_t + \varpi_5 \Delta \widehat{c}_{t+1}$$

y de la regla de fijación de salarios del periodo  $t - 1$ ,

$$\begin{aligned} \widehat{w}_{2t-1} - \widehat{p}_{t-2} &= (\varpi_1 - 1) \widehat{p}_{t-2} + \varpi_2 \widehat{p}_{t-1} + \varpi_3 \widehat{p}_t + \varpi_4 \widehat{c}_{t-1} + \varpi_5 \widehat{c}_t = \\ &= (\varpi_2 + \varpi_3) \pi_{t-1} + \varpi_3 \pi_t + \varpi_4 \widehat{c}_{t-1} + \varpi_5 \widehat{c}_t \end{aligned}$$

Sustituyendo estas expresiones en la ecuación de la tasa de inflación y resolviendo para  $\pi_t$  resulta,

$$\pi_t = \rho_1 \pi_{t-1} + \rho_2 \pi_{t+1} + \rho_3 \widehat{c}_{t-1} + \rho_4 \widehat{c}_t + \rho_5 \widehat{c}_{t+1}$$

donde

$$\begin{aligned} \rho_1 &= \rho_0^{-1} \left[ \frac{1}{2} \left( 1 + \frac{2\varpi_3}{2\varpi_2 + \varpi_3 \delta} \right) \varpi_1 + \frac{\delta}{2} \right] \\ \rho_2 &= \rho_0^{-1} \left[ \frac{1}{2} \left( 1 + \frac{2\varpi_3}{2\varpi_2 + \varpi_3 \delta} \right) \varpi_3 \right] \\ \rho_3 &= \rho_0^{-1} \left[ 1 + \frac{2\varpi_3}{2\varpi_2 + \varpi_3 \delta} \varpi_4 - \frac{(2\varpi_1 - \delta \varpi_3) \varpi_4}{2\varpi_2 + \varpi_3 \delta} + \frac{\varpi_4}{2} \right] \\ \rho_4 &= \rho_0^{-1} \left[ \frac{1}{2} \left( 1 + \frac{2\varpi_3}{2\varpi_2 + \varpi_3 \delta} \right) (\varpi_4 - \varpi_5) - \frac{(2\varpi_1 - \delta \varpi_3) \varpi_5}{2\varpi_2 + \varpi_3 \delta} + \frac{\varpi_5}{2} \right] \\ \rho_5 &= \rho_0^{-1} \left[ \frac{1}{2} \left( 1 + \frac{2\varpi_3}{2\varpi_2 + \varpi_3 \delta} \right) \varpi_5 \right] \end{aligned}$$

y

$$\rho_0 = 1 - \frac{1}{2} \left( 1 + \frac{2\varpi_3}{2\varpi_2 + \varpi_3 \delta} \right) \varpi_2 + \frac{(2\varpi_1 - \delta \varpi_3) \varpi_3}{2\varpi_2 + \varpi_3 \delta} \varpi_1$$

### 2.7.3 Ecuaciones en forma reducida

Este apéndice reproduce el trabajo de Christiano (2001). Como se ha mencionado anteriormente, el procedimiento conocido como *variables de estado mínimas* (MSV) es el aplicado aquí. Sólo hay una variable de estado en el sistema, la tasa de inflación, porque la brecha del producto puede ser calculada mediante una función  $\hat{c}_t = f(\pi_t)$ , hasta ahora desconocida. Como en Christiano (2001), se define el vector de variables endógenas como,

$$z_{1t} = \begin{bmatrix} \pi_t \\ \hat{c}_t \end{bmatrix}$$

y  $z_{2t} = z_{1t-1}$ . Definiendo  $z_t = [(z_{1t})' (z_{2t})']'$ , el sistema de ecuaciones estructurales puede ser representado como sigue,

$$\begin{aligned} \xi_t \begin{bmatrix} -\rho_2 & -\rho_5 & 0 & 0 \\ -\sigma & -1 & 0 & 0 \end{bmatrix} z_{t+1} + \xi_t \begin{bmatrix} 1 & -\rho_4 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} z_t + \\ + \xi_t \begin{bmatrix} -\rho_1 & -\rho_3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} z_{t-1} + \xi_t \begin{bmatrix} -1 \\ 0 \end{bmatrix} s_t = 0 \end{aligned}$$

donde  $\xi_t$  representa el operador esperanza matemática con respecto a un conjunto de información que puede diferir entre ecuaciones (como de hecho sucede en el modelo teórico). Este procedimiento permite calcular las matrices  $A$  y  $B$  que definen la dinámica del modelo,

$$z_t = Az_{t-1} + Bs_t$$

Para ello, se particiona la matriz  $A$  en dos submatrices,

$$A = \begin{bmatrix} A_1 \\ A_2 \end{bmatrix}$$

donde  $A_1$  es una matriz 2x4 de coeficientes indeterminados y

$$A_2 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Para calcular  $A_1$  (a la que Christiano denomina el componente de retroalimentación), es útil partir del sistema auxiliar

$$aY_{t+1} + bY_t = 0, \quad t \geq 0 \quad [\text{A.1}]$$

donde  $Y_t = [z'_{1t} z'_{t-1}]'$ , y las matrices  $a$  y  $b$  se definen de la siguiente forma,

$$a = \begin{bmatrix} -\rho_2 & -\rho_5 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -\sigma & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$b = \begin{bmatrix} 1 & -\rho_4 & -\rho_1 & -\rho_3 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

En este contexto, una solución se define como una secuencia  $\{Y_t; t \geq 0\}$  que satisface las cuatro condiciones iniciales ( $z_0$ ) y la ecuación [A.1] en todo momento. Dados  $\pi_{-1}$  y  $\hat{c}_{-1}$  quedan dos condiciones iniciales libres. Cada solución queda determinada por la elección de estas dos condiciones iniciales ( $\pi_0$  and  $\hat{c}_0$ ). Por tanto, la dimensión del espacio de soluciones es 2. Un elemento de este espacio de soluciones se dice que es una solución MSV si existe una matriz  $D$  que satisface dos condiciones. En primer lugar, la submatriz cuadrada compuesta por sus dos primeras filas y columnas debe ser invertible. Y en segundo lugar debe verificarse que,

$$DY_t = 0, \quad t \geq 0$$

Un elemento del espacio de soluciones se dice que es “no explosivo” si  $Y_t \rightarrow 0$  cuando  $t \rightarrow \infty$  para cualquier posible condición inicial. Como la matriz  $a$  es invertible, [A.1] asegura que todas las soluciones pueden ser expresadas como

$$Y_t = (-a^{-1}b)^t Y_0$$

Descomponiendo la matriz  $-a^{-1}b$  en  $P\Lambda P^{-1}$  (donde  $\Lambda$  es una matriz diagonal con los valores propios de  $-a^{-1}b$  a lo largo de la diagonal principal y  $P$  es la matriz de vectores propios asociados a dichos valores propios),

$$P^{-1}Y_t = \Lambda^t P^{-1}Y_0$$

Si el número de raíces cuyo valor absoluto excede de 1 es mayor que 2, no hay ninguna solución “no explosiva”. Si son exactamente 2, existe una única solución MSV “no explosiva”. Esta solución puede obtenerse resolviendo el sistema  $\tilde{p}Y_0 = 0$ , donde  $\tilde{p}$  está compuesta por las filas de  $P^{-1}$  que corresponden a las dos raíces explosivas de  $\Lambda$ . Si el número de raíces explosivas es 1, puede existir más de una solución MSV “no explosiva” y cada solución se determina por la forma en que se construye la matriz  $\tilde{p}$ : debe incluir la fila de  $P^{-1}$  asociada a la raíz explosiva de  $\Lambda$  para asegurar estabilidad, mientras que la otra fila de  $\tilde{p}$  puede incluir cualquier otra fila de  $P^{-1}$  asociada a las raíces no explosivas. Por tanto,

en este caso pueden existir tantas soluciones MSV “no explosivas” como raíces menores que 1 en valor absoluto.

Una vez que los elementos de  $Y_0$  se han determinado,  $\tilde{p}Y_0 = 0$  implica  $\tilde{p}Y_t = 0$  para todo  $t \geq 0$ . Entonces, la matriz  $\tilde{p}$  es exactamente la matriz  $D$ . Para obtener  $A_1$ , se define  $DY_t \equiv D^1 z_{1t} + D^2 z_{t-1} = 0$ , lo que implica que

$$z_{1t} = -(D^1)^{-1} D^2 z_{t-1} = A_1 z_{t-1}$$

Calcular la segunda parte de las ecuaciones en forma reducida, es decir, la matriz  $B$ , es extremadamente sencillo. Como las expectativas en la curva de Phillips se toman con respecto al conjunto de información disponible en  $t - 1$ , el coeficiente de la perturbación debe ser la unidad. El efecto sobre la brecha del producto puede ser calculado combinando la matriz  $A$  y la ecuación de Euler (suponiendo  $r = 0$ ),

$$\hat{c}_t = \frac{A_1(2, 1) + \sigma A_1(1, 1)}{1 - A_1(2, 2) - \sigma A_1(1, 2)} \pi_t$$

Como consecuencia,

$$B = \begin{bmatrix} 1 \\ \frac{A_1(2,1) + \sigma A_1(1,1)}{1 - A_1(2,2) - \sigma A_1(1,2)} \end{bmatrix}$$

con lo que la descripción de la solución queda completada.

## 2.7.4 Cuadros y gráficos

Cuadro 1. Resultados de la estimación del VAR (errores estándar entre paréntesis).

EE.UU. datos anuales 1960-2000	ecuación de $\pi_t$	ecuación de $gap_t$
$\pi_{t-1}$	0.7177 (0.188)	-0.2258 (0.147)
$\pi_{t-2}$	0.0485 (0.192)	0.0446 (0.150)
$gap_{t-1}$	0.6768 (0.243)	0.8158 (0.190)
$gap_{t-2}$	-0.4696 (0.210)	-0.3247 (0.164)
constante	0.0112 (0.007)	0.0090 (0.005)

Cuadro 2. Estimaciones del grado de persistencia de la tasa de inflación y del coeficiente de respuesta de política monetaria en diferentes países.

	$\hat{\rho}_1$	$\hat{\tau}$
Alemania	0,089 <sup>1</sup>	1,31 <sup>4</sup>
Reino Unido	0,103 <sup>2</sup>	0,98 <sup>5</sup>
Estados Unidos	0,252 <sup>3</sup>	1,96 <sup>6</sup>
España	0,495 <sup>1</sup>	2,84 <sup>7</sup>

Notas sobre el cuadro 2:

- (1) Benigno y López-Salido (2002). Periodo muestral: 1970-1998.
- (2) Balakrishnan y López-Salido (2002). Periodo muestral: 1970-1999.
- (3) Galí y Gertler (1999). Periodo muestral: 1960-1997.
- (4) Clarida, Galí y Gertler (1998). Periodo muestral: 1979-1993.
- (5) Clarida, Galí y Gertler (1998). Periodo muestral: 1979-1990.
- (6) Clarida, Galí y Gertler (1999). Periodo muestral: 1979-1996.
- (7) Capítulo 1 de esta tesis. Periodo muestral: 1984-1998.

$$\widehat{w}_{st} = \varpi_1 \widehat{p}_{t-1} + \varpi_2 \widehat{p}_t + \varpi_3 \widehat{p}_{t+1} + \varpi_4 \widehat{c}_t + \varpi_5 \widehat{c}_{t+1}$$

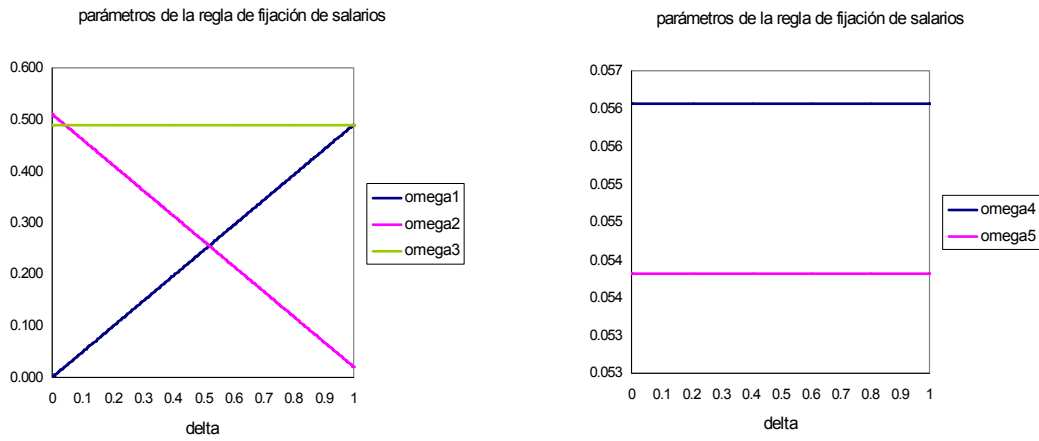


Gráfico 1: Valores de los parámetros de la regla de fijación de salarios para diferentes grados de indicación.

$$\pi_t = \rho_1 \pi_{t-1} + \rho_2 \pi_{t+1} + \rho_3 \widehat{c}_{t-1} + \rho_4 \widehat{c}_t + \rho_5 \widehat{c}_{t+1}$$

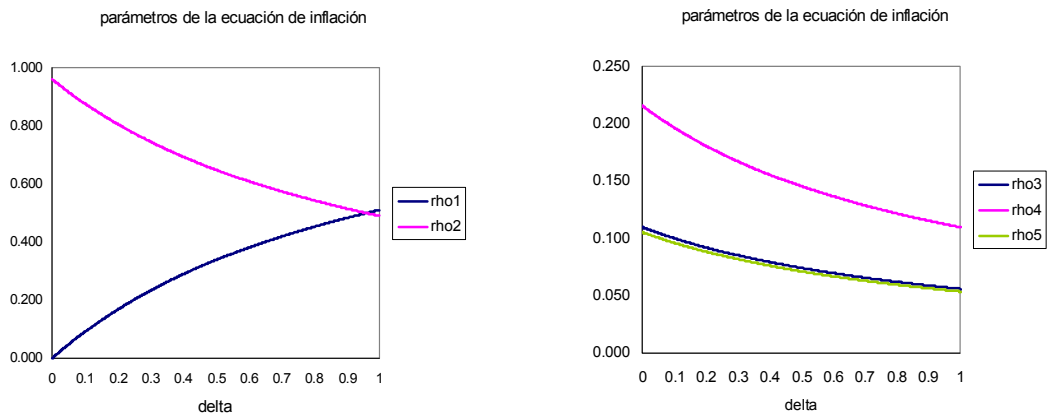


Gráfico 2: Valores de los parámetros de la ecuación de inflación para diferentes valores del grado de indicación.

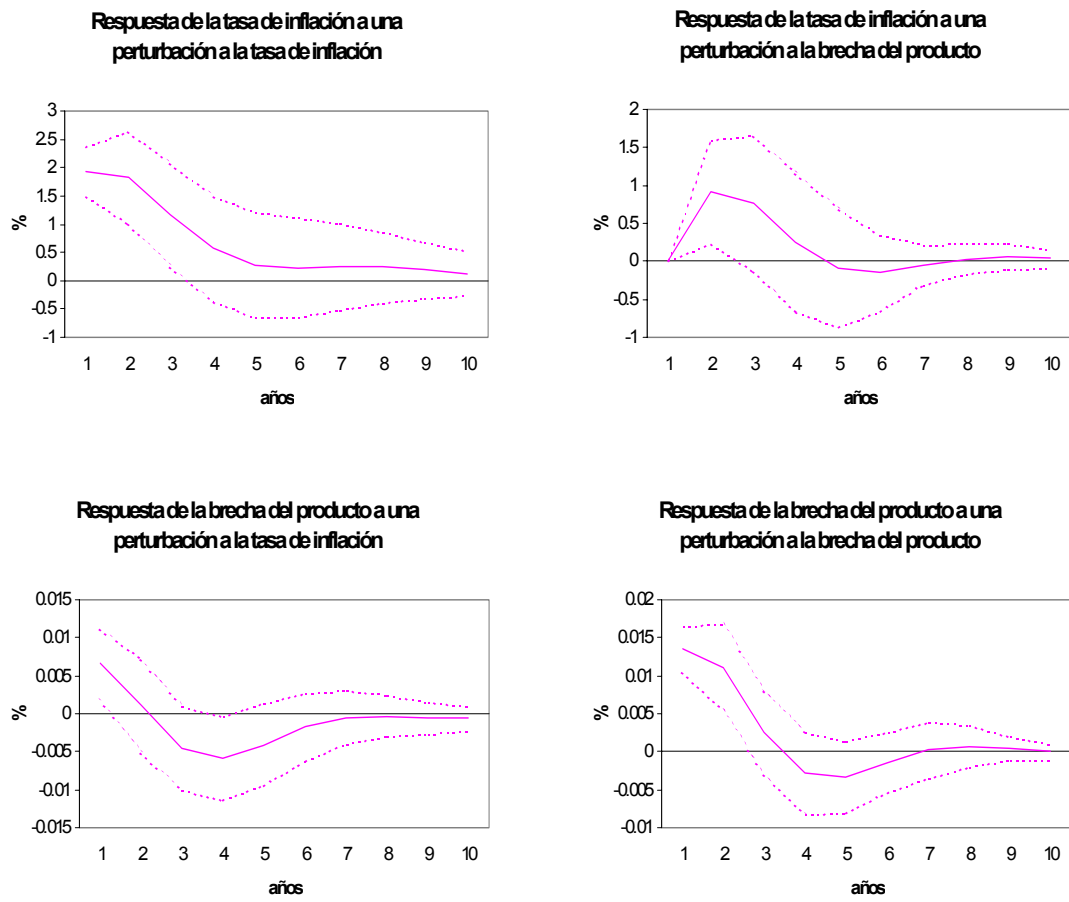


Gráfico 3: Funciones de respuesta al impulso empíricas (EE.UU.: 1960-2000).

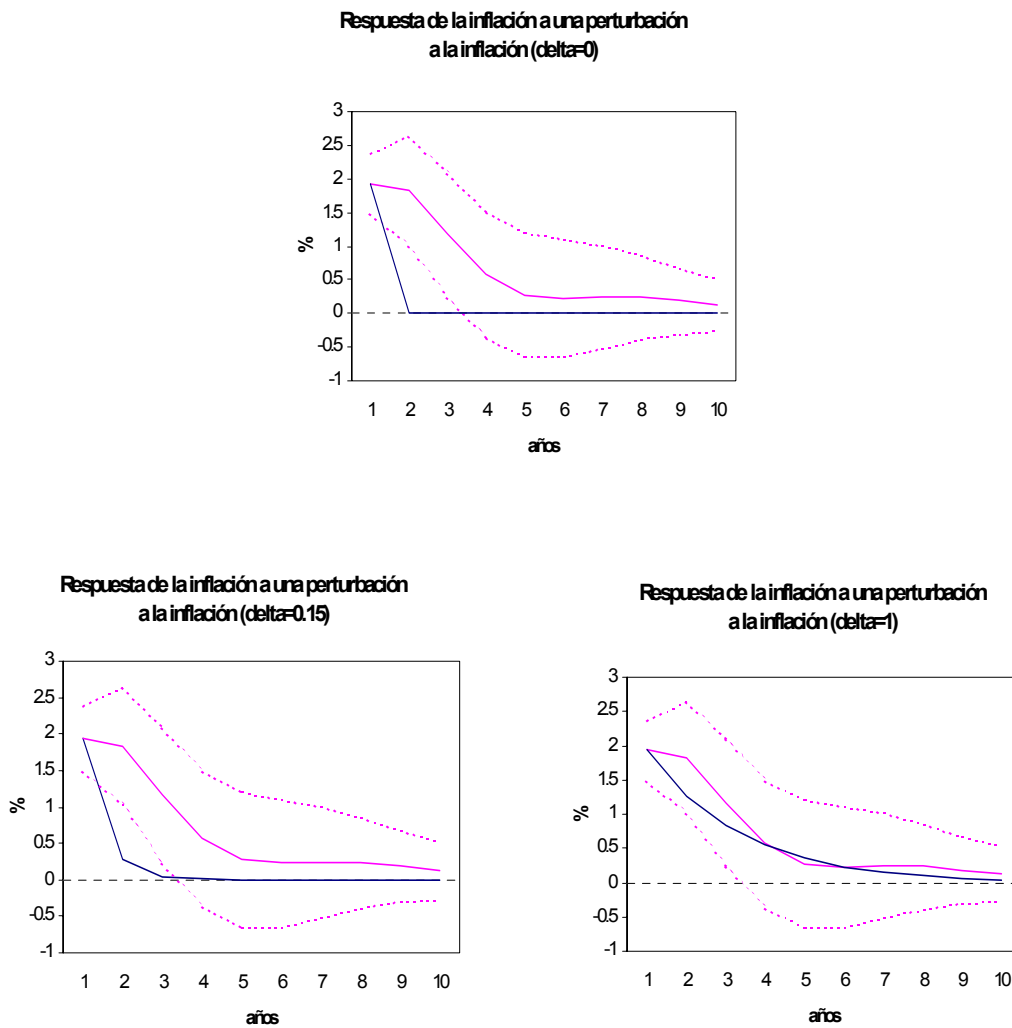


Gráfico 4: Respuesta de la tasa de inflación, según el modelo teórico, a una perturbación macroeconómica.



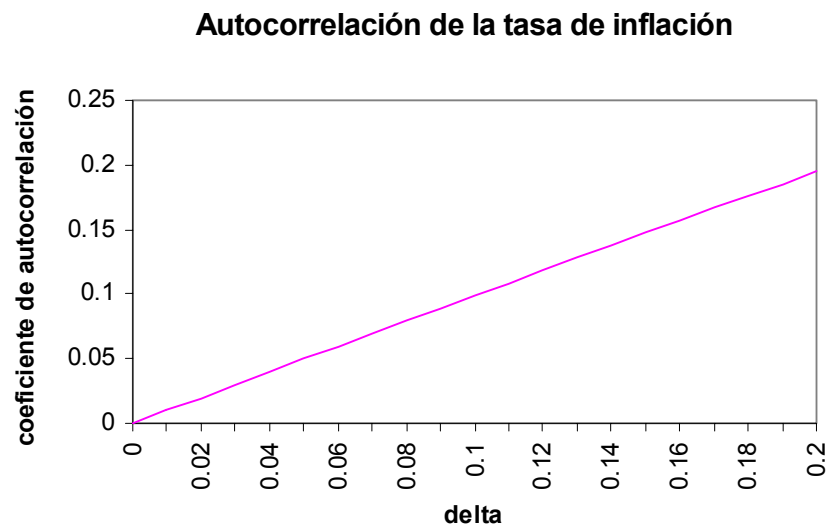


Gráfico 5: Autocorrelación de la tasa de inflación, según el modelo teórico, para diferentes valores del grado de iniciación.

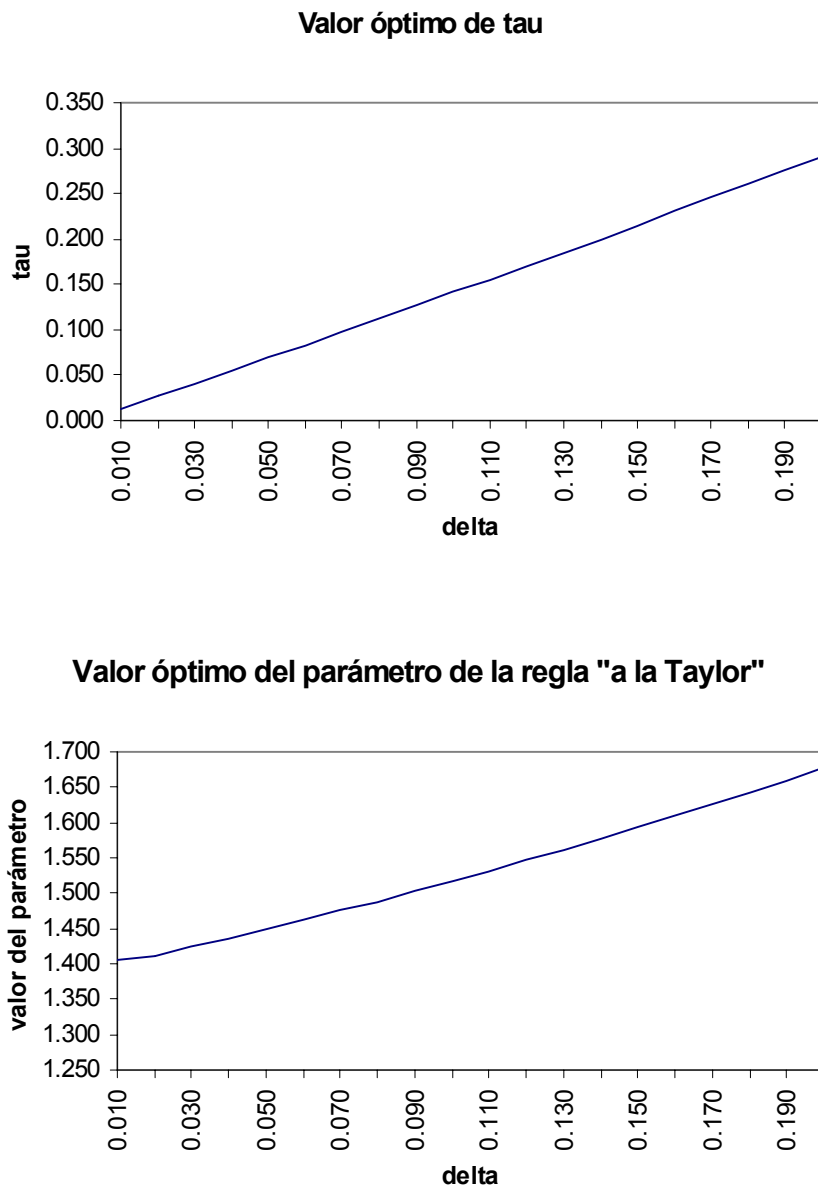


Gráfico 6: Valores óptimos de los parámetros de las reglas de política para diferentes grados de indiciación.

## Capítulo 3:

# Objetivos de Inflación y la Trampa de la Liquidez

### 3.1 Introducción

El límite inferior a los tipos de interés es un tema de investigación que ha recibido una atención creciente por parte de los economistas durante los últimos años. Lo que parecían unas divagaciones de puro interés teórico durante el repunte inflacionista de las décadas de los setenta y ochenta, han pasado a ser uno de los asuntos más controvertidos debido a la progresiva disminución de las tasas de inflación y, sobre todo, por la situación de trampa de liquidez vivida en Japón desde mediados de los años noventa. Como resultado, la literatura que analiza los temas relacionados con el límite inferior<sup>53</sup> y que trata de aprender de la experiencia japonesa<sup>54</sup> ha crecido rápidamente.

A los banqueros centrales les preocupa el límite inferior a los tipos de interés porque puede provocar que las políticas de tipos de interés sean incapaces de crear el estímulo necesario para reactivar la economía cuando el producto se encuentra por debajo del producto potencial y las expectativas inflacionistas están por debajo del objetivo de inflación<sup>55</sup>. Esto significa que la política monetaria pierde efectividad bajo ciertas circunstancias. Pero es que, además, surgen dificultades teóricas. Como se demuestra en una serie de artículos escritos por Benhabib, Schmitt-Grohe, y Uribe (1999, 2000, 2001, 2002), la presencia del límite inferior a los tipos de interés implica la existencia de un estado estacionario alternativo, en el que la tasa de inflación es negativa (e igual en valor absoluto al tipo de interés real de equilibrio) y los tipos de interés nominales son cero. Además, el estado estacionario convencional es inestable: existe un infinito número de posibles trayectorias que llevan a la economía desde el equilibrio convencional al equilibrio con deflación. Y este último estado estacionario está indeterminado, es decir, existen perturbaciones aleatorias a las expectativas (profecías autocumplidas) que son compatibles con el esquema de expectativas racionales. Estas consideraciones teóricas tienen importantes implicaciones de política porque la posibilidad de que aparezcan profecías autocumplidas supone un riesgo (y un coste) incontrolable para la autoridad monetaria. Por tanto, un análisis teórico completo del límite inferior a los tipos de interés tiene que abordar la multiplicidad potencial de es-

---

<sup>53</sup> Véase Benhabib, Schmitt-Grohe y Uribe (1999, 2000a, 2000b, 2001), Bernanke (2000), Buitier y Panigirtzoglou (1999), Clouse, Henderson, Orphanides, Small y Tinsley (2000), Goodfriend (2000), Krugman (1998), McCallum (2000), Reifschneider y Williams (2000), Saunders (2000) o Wolman (1999).

<sup>54</sup> Véase, por ejemplo, Bernanke (1999), Cecchetti (1998), Posen (1998) u Okina (1999).

<sup>55</sup> Como afirma Svensson (2003), “una deflación prolongada puede generar consecuencias negativas severas. El valor real de la deuda nominal aumenta, lo que puede dar lugar a quiebras de empresas y familias endeudadas y una caída en los precios de los activos. Los balances de los bancos comerciales se deterioran al tiempo que las garantías pierden valor y los préstamos son impagados, lo que genera amenazas a la estabilidad financiera. El desempleo aumenta y, si los salarios nominales son rígidos a la baja, la deflación provoca que los salarios reales no sólo no caigan, sino que se incrementen, aumentando más aún el desempleo. Todo esto contribuye a una caída aún mayor de la demanda agregada, a una deflación más pronunciada, al alza de los tipos de interés reales y lanza al nivel de precios y a la economía hacia una espiral deflacionista. Por lo tanto, la trampa de la liquidez y el riesgo asociado de una recesión prolongada o incluso de una espiral deflacionista es la pesadilla de un banquero central”.

tados estacionarios. En este sentido, el objetivo de este capítulo es relativamente modesto, puesto que ignora las profecías autocumplidas y supone que el equilibrio es único.

Este capítulo aborda la siguiente pregunta: ¿Cuál es el objetivo de inflación que maximiza el bienestar de un agente representativo en el marco de un modelo neo-keynesiano con expectativas racionales? En este contexto, la política óptima dependerá del *trade-off* implícito al elegir el objetivo de inflación. En el modelo, se supone que el nivel de inflación está positivamente correlacionado con la varianza de las perturbaciones de demanda. Por ello, un objetivo de inflación elevado induce una mayor varianza macroeconómica, considerada no deseable<sup>56</sup>. Por otra parte, un objetivo de inflación más elevado permite disponer de una barrera protectora contra el límite inferior a los tipos de interés nominales, una trampa de la cual es costoso salir<sup>57</sup>. Es costoso porque para escapar de dicha trampa es necesaria una política fiscal expansiva<sup>58</sup>, que genere presiones inflacionistas para reducir los tipos de interés reales y, en última instancia, que empuje el producto hacia su nivel de equilibrio. El coste de esta intervención consiste en que se supone que el gasto público no genera utilidad para el agente representativo<sup>59</sup>. Con estos elementos en mente, la política monetaria escoge el objetivo de inflación que maximiza el bienestar del agente representativo. Dicho bienestar consiste esencialmente en dos elementos: un término que depende del consumo esperado, que decrece con el gasto público<sup>60</sup> (el consumo es igual a la producción menos el gasto público) y otro término que consiste en el ajuste por la concavidad de la función de utilidad, que decrece con la varianza del consumo.

El presente capítulo aporta dos novedades con respecto a la literatura existente. Por una parte, se permite que la reacción de la economía a una perturbación dependa de las variables de estado del modelo. Esto es especialmente relevante en el contexto del límite inferior a los tipos de interés nominales, debido a que la efectividad de las decisiones de política monetaria es muy limitada cuando los tipos de interés son prácticamente cero<sup>61</sup>. Por otra parte, se tiene explícitamente en cuenta la relación entre el objetivo de inflación y la volatilidad de las perturbaciones, ampliamente documentada en la literatura, en el marco de un modelo convencional con restricción de no negatividad sobre los tipos de interés.

<sup>56</sup> Este enfoque es consistente con las distorsiones que la inflación genera en el sistema impositivo (Feldstein, 1997) y con la evidencia empírica que encuentra una correlación positiva entre la varianza de la tasa de inflación y el nivel de inflación, tanto en el tiempo como entre países (Okun, 1971, Okun, 1975, Taylor, 1981, y Ball y Cecchetti, 1990).

<sup>57</sup> Svensson (2003) ilustra bajo qué supuestos un banco central debe “asegurarse” para disponer de un margen de maniobra ante la existencia de posibles eventos relativamente poco probables pero muy perjudiciales para la economía. Un ejemplo de este tipo de eventos es la entrada en una espiral deflacionista.

<sup>58</sup> En el sentido de Svensson (2001).

<sup>59</sup> Este es sólo un supuesto técnico, ya que se puede pensar fácilmente en diversas formas de gasto público que proporcionen utilidad.

<sup>60</sup> Como afirma Lilico (2002), “la expectativa de mayores impuestos en el futuro implica que los ingresos esperados durante la vida del individuo serán ahora menores [...], lo que conlleva una caída en el consumo”.

<sup>61</sup> Véase Kimura *et al.* (2002), que proporcionan evidencia empírica sobre la economía japonesa en este aspecto.

Debe hacerse notar que los resultados presentados en este capítulo dependen obviamente de los valores numéricos asignados a los parámetros del modelo. En particular, se ven afectados por el supuesto sobre el tipo de interés real de equilibrio. Si éste se calibra igual a un 2%, los principales resultados son: en primer lugar, la probabilidad de que los tipos de interés se vean afectados por el límite inferior aumenta no linealmente cuando el objetivo de inflación decrece, incrementándose rápidamente cuando el objetivo de inflación cae por debajo del 1%. Dicha probabilidad está alrededor del 5 por ciento para un objetivo de inflación igual a cero. Y en segundo lugar, en el contexto de nuestro modelo simple, el objetivo de inflación que maximiza la utilidad del consumidor representativo es el 2%.

Sin embargo, si el tipo de interés real de equilibrio fuese del 3%, la probabilidad de que la restricción de no negatividad sobre los tipos de interés nominales resulte vinculante cae a valores insignificantes para todos los objetivos de inflación iguales o superiores a cero. Entonces, el objetivo de inflación óptimo es el 0%. Por tanto, dado el elevado nivel de incertidumbre que rodea las estimaciones del tipo de interés real de equilibrio, un banco central benevolente, en el contexto de este modelo, debe ponderar estos dos escenarios alternativos cuando elija la definición cuantitativa de su objetivo de política monetaria. De hecho, un banco central averso al riesgo probablemente preferiría asegurarse mediante la asignación de un mayor peso al escenario en el que el tipo de interés real de equilibrio es igual al 2%.

La sección 2 resume brevemente la literatura existente sobre inflación óptima y el límite inferior a los tipos de interés. La sección 3 describe el modelo teórico en detalle. La sección 4 recoge los principales resultados, principalmente las estimaciones de la probabilidad de que los tipos de interés nominales sean cero y el análisis del objetivo óptimo de inflación. La sección 5 resume las principales conclusiones.

## 3.2 Inflación óptima y el límite inferior

### 3.2.1 Inflación óptima

Al discutir sobre el objetivo óptimo de inflación es obligatorio recordar a Milton Friedman (1969), quien propuso que el objetivo de inflación óptimo debe ser negativo e igual en valor absoluto al tipo de interés real. De acuerdo con la ecuación de Fischer, el tipo de interés nominal sería cero y el coste de oportunidad de mantener saldos reales también sería cero<sup>62</sup>. Esta es la conocida regla de Friedman. El razonamiento tras ella es que existe un coste social asociado a mantener moneda en circulación porque podría invertirse a un tipo de interés positivo. Como el coste de producción de la moneda en circulación es

---

<sup>62</sup> Y que, en ese caso, sería igual al coste marginal de producir la moneda en circulación.

esencialmente cero, existiría, en palabras de Robert Lucas, “uno de los pocos *banquetes gratuitos* legítimos que los economistas han descubierto en 200 años de búsqueda”.

Cuatro años después, Phelps (1973) señaló que la argumentación de Friedman ignoraba el hecho de que la inflación permite al gobierno imponer un impuesto inflacionista a través del señoriaje. En ausencia de dicho señoriaje, el gobierno debe concentrarse en otras fuentes alternativas, generalmente distorsionantes, de obtener ingresos. Dependiendo del coste en términos de bienestar, que es función de la definición del impuesto y de las elasticidades de la oferta de factores, el nivel óptimo de inflación puede ser mayor que el indicado por Friedman. Cogley (1997) advierte que el impuesto inflacionista puede ser de hecho más distorsionante que otras variantes impositivas y, por tanto, se inclina por una tasa de inflación a largo plazo del 1% sobre la base de la evidencia econométrica obtenida por Mulligan y Sala-i-Martin (1997) y Braun (1994)<sup>63</sup>. Nicolini (1997) apoya la idea del impuesto inflacionista en presencia de economía sumergida, la cual no puede ser gravada por la autoridad fiscal por otros medios. Aizenman (1987) y Vegh (1998) defienden el impuesto inflacionista basándose en los mayores costes administrativos asociados a otras formas impositivas.

Si bien estos artículos se concentran en calcular el nivel óptimo de inflación, otros directamente calculan las implicaciones en términos de bienestar de diferentes tasas de inflación. Dos de dichos artículos son Lucas (2000) y Wolman (1997). Mientras Lucas defiende que la reducción de la tasa de inflación desde un 5 por ciento a un 0 por ciento permite obtener la mayor parte de las ganancias de bienestar que se derivarían de aplicar la regla de Friedman, Wolman demuestra que esta conclusión puede no ser robusta a cambios en la ecuación de demanda de dinero. Es decir, Wolman muestra cómo una forma funcional diferente para la demanda de dinero implica que la mayor parte de las ganancias de bienestar se obtienen al pasar de una tasa de inflación de 0 por ciento a la tasa óptima propuesta por Friedman<sup>64</sup>.

Summers (1991) defiende la idea de un objetivo de inflación positivo para poder lidiar con diferentes “problemas prácticos”. Uno de estos problemas<sup>65</sup> es que los tipos de interés nominales no pueden bajar por debajo de cero. El dinero proporciona un rendimiento pecuniario prácticamente nulo (si uno se abstrae de costes de aseguramiento, costes de almacenaje e impuestos) y un rendimiento no pecuniario como unidad de cuenta y medio de cambio mayor que el de otros activos financieros. Si el tipo de interés nominal de un sustituto cercano, pero no perfecto, del dinero es negativo, cualquier agente maximiza beneficios

---

<sup>63</sup> Véase también Kimbrough (1986), Guidotti y Vegh (1993), Christiano, Eichenbaum, y Evans (1996), Correia y Teles (1996, 1999), De Fiore y Teles (1999) y De Fiore (2000) acerca del objetivo de inflación óptimo en diversas economías teóricas.

<sup>64</sup> Un problema importante a la hora de calcular los efectos sobre el bienestar de reducir la tasa de inflación a niveles negativos a partir de especificaciones estimadas (o calibradas) para la demanda de dinero es que el investigador debe extrapolar dichos resultados previos a unos niveles de tipos de interés que prácticamente nunca se han observado históricamente.

<sup>65</sup> Además del sesgo de medida en la tasa de inflación y las rigideces nominales a la baja.

manteniendo dinero líquido a un tipo de interés cero en lugar de emplearlo en comprar un sustituto cercano con un tipo de interés negativo. En dicha situación, la economía puede caer en lo que se ha denominado la trampa de la liquidez.

### 3.2.2 La existencia del límite inferior a los tipos de interés

Citando a Svensson (2000), “en una trampa de la liquidez, la economía está saciada de dinero y el tipo de interés nominal es cero. (...) Si los tipos de interés reales de equilibrio son positivos, la inflación esperada en equilibrio será negativa. (...) Por tanto, entiendo por trampa de liquidez una situación con tipos de interés nominales iguales a cero, deflación persistente y expectativas de deflación persistentes”. La trampa de la liquidez así definida es una espiral nominal decreciente. En este sentido puede existir un estado estacionario alternativo al convencional en el que la tasa de inflación es igual al objetivo de inflación y el producto es igual al producto potencial<sup>66</sup>.

Diversos investigadores han propuesto medidas de política para recuperar la unicidad de estado estacionario y de la dinámica de la economía. Estas políticas se clasifican habitualmente en tres grandes grupos: inyectando más liquidez a la economía, afectando a las expectativas inflacionistas y gravando la tenencia de dinero.

En el primer grupo, la idea básica es que el banco central puede incrementar la base monetaria mediante la compra de diversos activos. Por ejemplo, la autoridad monetaria podría elegir un agregado monetario, en lugar de un tipo de interés nominal, como instrumento de política (Christiano y Rostagno, 2001, y Evans y Honkapohja, 2003), comprar bonos del gobierno a corto plazo por medio de operaciones de mercado abierto (Clouse *et al.*, 2000, Auerbach y Obstfeld, 2004), bonos del gobierno a más largo plazo (Clouse *et al.*, 2000, y Bernanke, 2000), divisas extranjeras en mercados cambiarios (Meltzer, 1999, Bernanke, 2000, Clouse *et al.*, 2000, McCallum, 2000, y Svensson, 2001) y activos financieros emitidos por el sector privado (Bernanke, 2000, y Clouse *et al.*, 2000). Además, el banco central podría prestar dinero al sector privado (Clouse *et al.*, 2000) o incluso permitir “lluvias monetarias” (Clouse *et al.*, 2000, Bernanke, 2000, Benhabib, Schmitt-Grohe y Uribe, 2002 y Buitier, 2003).

El segundo grupo de propuestas trata de afectar a las expectativas inflacionistas directamente para sacar a la economía fuera de la trampa. Para conseguir este objetivo, la autoridad monetaria debe gozar de la credibilidad de mantenerse en sus promesas una vez que las ha formulado y, lo que es más importante, de ser capaz de cumplirlas. Para alcanzar dicho nivel de credibilidad, el banco central puede adherirse a un compromiso explícito consistente en declarar un objetivo de inflación para los próximos años (Krugman, 1998, y Bernanke, 2000), un objetivo para la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero (Hetzl, 1999) o a mantener los tipos de interés nominales iguales a cero una vez que se ha salido de la trampa de la liquidez (Okina, 1999). Una posibilidad adicional para el banco central

<sup>66</sup> Véase Reifschneider y Williams (2000) y Benhabib, Schmitt-Grohe, y Uribe (1999, 2000a, 2000b, 2001).



puede ser la de emitir opciones cuyo activo subyacente sea un bono del gobierno (Tinsley, 1999). Dentro de este grupo, puede ser útil considerar posibles acuerdos con la autoridad fiscal para diseñar un plan contingente que se ponga en práctica inmediatamente después de que los tipos de interés se vean afectados por el límite inferior (Svensson, 2001, y Auerbach y Obstfeld, 2004). Benhabib, Schmitt-Grohe y Uribe (2000) proponen que la política fiscal sea función, entre otras cosas, de la tasa de inflación, de forma que cuando la inflación cae los impuestos también disminuyan. Estos autores demuestran que dicha regla fiscal puede eliminar la posibilidad de que la trampa de la liquidez sea un equilibrio, pues no es fiscalmente sostenible<sup>67</sup>. El canal a través del cual la trampa de la liquidez queda descartada del modelo es el incremento en la riqueza después de impuestos de las familias tras una bajada impositiva, lo que favorece un incremento de la demanda agregada de bienes<sup>68</sup>.

El tercer grupo de potenciales alternativas consiste básicamente en diferentes formas de gravar la tenencia de dinero (Keynes, 1923, Gesell, 1949, Buiter y Panigirtzoglou, 1999, y Goodfriend, 2000). Dichos impuestos son a veces denominados como impuestos “a la Gesell”. Mediante los impuestos sobre el dinero, el coste de oportunidad de mantener dinero es positivo en un contexto con tipos de interés nominales iguales a cero (o incluso ligeramente negativos). Por tanto, la demanda de bonos a corto plazo sería positiva, debido a que no se ven afectados por el impuesto “a la Gesell”. Según este razonamiento, el banco central podría disminuir los tipos de interés nominales por debajo de cero y, aún así, evitar la trampa de la liquidez. Cuanto mayor sea el impuesto sobre el dinero, mayor será el margen de maniobra extra para el banco central. Sin embargo, esta medida iría acompañada de costes administrativos tan elevados que parece irrelevante en la práctica.

En resumen, existen dos elementos distintos pero a la vez complementarios en el análisis de la trampa de la liquidez. En primer lugar, cómo se puede minimizar la probabilidad de que los tipos de interés nominales se vean afectados por el límite inferior y, en segundo lugar, en caso de que esto ocurra, cómo se puede escapar de la trampa. Llegados a este punto, es importante resaltar que todas las recomendaciones de política arriba mencionadas aseguran que, a pesar de que los tipos de interés pueden llegar a cero, la economía no entra en la trampa propiamente dicha. Para comprobar esto basta recordar que la trampa de la liquidez se define como un equilibrio alternativo (una espiral deflacionista) y como tal es un problema hasta el punto que puede hacer que la economía converja a un estado estacionario alternativo subóptimo. En este estado estacionario alternativo pueden existir profecías autocumplidas cuya varianza es ilimitada. Como resultado, todas las políticas que permitan que la economía pueda caer en la trampa de la liquidez son intrínsecamente ineficientes. Por ello, la única forma de proteger a la economía de dicha situación es eliminar la trampa de la liquidez como equilibrio alternativo.

---

<sup>67</sup> Debido a que la sostenibilidad de los déficits públicos es un requisito imprescindible en un equilibrio de expectativas racionales.

<sup>68</sup> Nótese que la magnitud de dicho efecto nos retrotrae al clásico debate Keynes-Pigou (Keynes, 1936, y Pigou, 1950).

Benhabib, Schmitt-Grohe y Uribe (2002) demuestran que el equilibrio convencional es inestable mientras que el caracterizado por la espiral deflacionista es estable. Todas las recomendaciones de política encaminadas a escapar de la trampa pueden ser descritas como formas de limitar el recorrido de la tasa de inflación. De hecho, todas esas recomendaciones, de una forma u otra, provocan la violación de alguna condición de transversalidad en el equilibrio con deflación o incrementan el límite inferior a la tasa de inflación por encima del nivel asociado a la trampa de la liquidez. Por tanto, en presencia de la política apropiada, el equilibrio es único.

### 3.2.3 La relevancia del límite inferior

Es evidente que la importancia del límite inferior a los tipos de interés como restricción para la autoridad monetaria depende de diversos factores, tales como la frecuencia, la magnitud y la persistencia de las perturbaciones que afectan a la economía. Para analizar la probabilidad de que la restricción de no negatividad sea una restricción activa, los investigadores han seguido dos métodos complementarios: utilizar series temporales de datos históricos o realizar análisis de simulación de modelos económicos.

#### Análisis histórico

La principal conclusión que se puede obtener del análisis de series históricas es que la probabilidad de que los tipos de interés nominales caigan hasta cero es esencialmente nula para un objetivo de inflación del 2 por ciento. Por supuesto, este resultado depende de que el tipo de interés real de equilibrio se encuentre cercano a la media del tipo de interés real durante el periodo analizado.

Clouse *et al.* (2000) revisan las series históricas de los tipos de interés nominales en los Estados Unidos desde 1860. Obtienen que para el periodo entre 1860 y 1930 los tipos de interés a corto plazo se movieron claramente por encima de cero, a pesar de una serie de ciclos inflacionistas y deflacionistas. Dichos tipos de interés nominales a corto cayeron hasta el límite inferior en 1932 como consecuencia de la deflación que empezó en 1929<sup>69</sup> (con el nivel de precios cayendo un 25 por ciento entre 1929 y 1932). Desde 1932 a 1948 los tipos de interés nominales permanecieron por debajo del 1 por ciento, muy cercanos a su límite inferior. Además, estos autores construyen una variable que aproxima el margen de maniobra de la autoridad monetaria para disminuir los tipos de interés en respuesta a las perturbaciones. La Gran Depresión pudo producirse “no por el margen de maniobra disponible tras la crisis de 1929, sino por agotar dicho margen”. Desde 1950, los tipos de interés nominales se han movido claramente por encima del límite inferior pero, como indica Summers (1991), la serie temporal de los tipos de interés nominales

---

<sup>69</sup> De hecho, una suave deflación en el Índice de Precios al Consumo ya se hizo patente a partir de finales de 1924.

implica que los tipos de interés reales ex-post han sido negativos durante alrededor de una tercera parte del periodo posterior a la segunda guerra mundial<sup>70</sup>. Clouse *et al.* también analizan la experiencia de Japón y encuentran que este país experimentó durante la década de los noventa una caída prolongada de los tipos de interés a largo plazo muy similar a la observada en los Estados Unidos durante los años treinta. El gráfico 1 muestra la senda de los tipos de interés y de la tasa de inflación en Japón durante los noventa.

Por estos argumentos, podemos afirmar que, desde una perspectiva histórica, el límite inferior ha sido importante en los Estados Unidos durante la Gran Depresión y en Japón desde mediados de los años noventa<sup>71</sup>. En cualquier caso, dadas los conocidos problemas para extraer recomendaciones de política a partir de un análisis puramente histórico, muchos estudios complementan dicho análisis con simulaciones.

### Análisis de simulación

Definiendo economías artificiales y analizando los efectos de perturbaciones simuladas, diversos investigadores han encontrado una relación no lineal entre el objetivo de inflación y la probabilidad de que el límite inferior sea una restricción activa, de tal forma que cuando el objetivo de inflación se acerca a cero dicha probabilidad aumenta a una tasa creciente. La opinión generalizada parece consistir en que un objetivo de inflación del 2 por ciento sería lo suficientemente alto como para reducir sustancialmente el efecto del límite inferior sobre la efectividad de la política monetaria.

Cozier y Lavoie (1994) presentan un modelo calibrado en forma reducida con una ecuación de demanda agregada, una curva de Phillips con expectativas, una ecuación de determinación del tipo de cambio y una regla de política monetaria con expectativas. Encuentran que la probabilidad de que los tipos de interés toquen el límite inferior es del 3,5% para un objetivo de inflación igual al 1% y del 5% para un objetivo de inflación de cero. Fuhrer y Madigan (1997) analizan la relevancia del límite inferior comparando la respuesta de un modelo teórico (compuesto por una curva IS con persistencia del producto, una curva de Phillips y una función de reacción de la autoridad monetaria) ante perturbaciones de demanda para objetivos de inflación del 0% y del 4%. Obtienen como conclusión que la política monetaria se ve significativamente afectada por el límite inferior si el objetivo de inflación es cero.

Orphanides y Wieland (1998) emplean un modelo bastante similar al de Fuhrer y Madigan pero desagregando la curva IS en sus diferentes componentes. Estiman un pro-

---

<sup>70</sup> El tipo real después de impuestos ha alcanzado niveles negativos alrededor de un 75 por ciento de las veces durante esos años.

<sup>71</sup> Además, los Estados Unidos han tenido históricamente el privilegio de que su moneda ha jugado el papel de moneda refugio en caso de inestabilidad financiera, lo que permite mantener tipos de interés reales menores que en otros países de similar comportamiento macroeconómico (véase Campbell (1999)). Por ello, el límite inferior a los tipos de interés cobra, *ceteris paribus* (es decir, controlando por las diferencias en los objetivos de inflación) especial relevancia para la Reserva Federal.

ceso dinámico para las perturbaciones y comparan la varianza del producto bajo diferentes objetivos de inflación, obteniendo que existe un significativo efecto negativo en el comportamiento macroeconómico si la autoridad monetaria fija un objetivo de inflación por debajo del 1 por ciento. Específicamente, los autores consideran dos tipos de reglas de política, la de Taylor (1993) y la de Henderson y McKibbin (1993), y encuentran que la probabilidad de que la restricción de no negatividad sobre los tipos de interés sea activa puede incrementarse desde un 10% para un objetivo de inflación del 1% hasta un 30% si el objetivo de inflación es cero. Según estos autores, dicha probabilidad es insignificante para un objetivo de inflación del 2 por ciento.

Reifschneider y Williams (2000) utilizan el modelo econométrico de la Reserva Federal para Estados Unidos y llegan a la conclusión de que el límite inferior puede suponer una restricción significativa para la autoridad monetaria en escenarios con tasas de inflación muy reducidas. En lo referente a las dos reglas de política monetaria mencionadas en el párrafo anterior, estos autores encuentran una probabilidad de que los tipos de interés caigan hasta cero del 31% bajo un objetivo de inflación igual a cero y del 7% bajo un objetivo del 4% cuando la autoridad monetaria utiliza la regla de Henderson y McKibbin. Estas probabilidades caen hasta un 14% y a menos de un 1% cuando la regla de Taylor es la regla de política. Finalmente, en un contexto con límite inferior a los tipos de interés, Reifschneider y Williams, al contrario que Orphanides y Wieland, obtienen que la regla de Henderson y McKibbin es superior a la regla de Taylor en lo referente a estabilización de la brecha del producto pero a costa de una mayor volatilidad de los tipos de interés<sup>72</sup>.

Por último, aunque no menos importante, Coenen y Wieland (2003) emplean un modelo que desarrollan en un artículo anterior (Coenen and Wieland, 2002), que engloba a tres economías: los Estados Unidos, la zona euro y Japón. Con dicho modelo, los autores llevan a cabo un ejercicio de simulación para estimar la frecuencia con la que los tipos de interés nominales japoneses se ven restringidos por la condición de no negatividad. Su estimación se encuentra entre un 5 y un 10 por ciento cuando el tipo de interés nominal de equilibrio es del 4% y aumenta rápidamente para tasas de equilibrio menores.

### 3.3 Un modelo simple

#### 3.3.1 Especificación del modelo

El siguiente ejemplo se construye sobre la base del paradigma de la síntesis neoclásica (Goodfried y King, 1997) y es una versión simple de una serie de modelos que

---

<sup>72</sup> Reifschneider y Williams suponen que el tipo de interés real de equilibrio es igual al 2.5% mientras que Orphanides y Wieland eligen 1%. Esa diferencia es la que probablemente se encuentra detrás de la discrepancia en la ordenación de las reglas de política en términos de estabilización del producto.

incluyen los presentados por Yun (1996), Jeanne (1997), Galí (2001), Christiano, Eichenbaum y Evans (2001) o el segundo capítulo de esta tesis entre otros. El lector puede acudir a estas fuentes para encontrar la derivación completa de las ecuaciones que definen el equilibrio del modelo. La economía linealizada puede ser descrita de forma concisa por cuatro bloques, con todas las variables representando desviaciones en logaritmos con respecto a sus valores en el estado estacionario convencional. En primer lugar, la curva IS,

$$y_t = \frac{1}{-\gamma} [i_t - E_t[\pi_{t+1}]] + E_t[y_{t+1}] + g_t - E_t[g_{t+1}] + z_t \quad [3.1]$$

Esta ecuación de demanda agregada con expectativas se puede derivar fácilmente a partir de la condición de Euler del agente representativo, imponiendo la condición de vaciado del mercado de bienes.  $y_t$  representa la brecha del producto en el periodo de tiempo  $t$ , definida como la diferencia en logaritmos entre la producto real y el producto potencial (el que se observaría en ausencia de rigideces nominales).  $\pi_{t+1}$  es la tasa de inflación en el periodo  $t + 1$ , definida como la diferencia en logaritmos entre el nivel de precios en  $t + 1$  y el nivel de precios en  $t$ .  $g_t$  denota el gasto público en el periodo  $t$ .  $i_t$  representa el tipo de interés nominal.  $E_t$  es el operador de expectativas racionales y  $\gamma$  denota el coeficiente de aversión al riesgo constante del agente representativo. La perturbación de demanda,  $z_t$ , puede ser interpretada en este modelo como una perturbación a las preferencias del agente representativo,

$$z_t = \phi z_{t-1} + \xi_t \quad |\phi| < 1 \quad [3.2]$$

Ball y Cecchetti (1990) encuentran una relación empírica entre la tasa de inflación a largo plazo y la varianza de las perturbaciones que afectan a la economía<sup>73</sup>. En este sentido, supongamos que en el modelo existe una relación lineal entre la desviación típica incondicional de  $\xi_t$  y el valor absoluto del objetivo de inflación<sup>74</sup> (que es igual a la tasa de inflación en el estado estacionario del modelo).

$$\sigma_\xi = \delta_0 + \delta_1 |\bar{\pi}| \quad \delta_0 > 0, \delta_1 > 0 \quad [3.3]$$

donde  $\bar{\pi}$  representa el objetivo de inflación o la tasa de inflación en el estado estacionario.

<sup>73</sup> Véase también Batini (2002), quien afirma que “existe evidencia sustancial de que la variabilidad y el nivel de la tasa de inflación están positivamente correlacionados en datos de sección cruzada”.

<sup>74</sup> Aunque aquí consideramos un efecto simétrico (alrededor de cero) de la tasa de inflación sobre la varianza de la perturbación, teóricamente se puede defender que una tasa de inflación negativa provoca unos efectos desestabilizadores mayores que una tasa positiva. Desde una perspectiva teórica, un objetivo de inflación negativo implica una mayor probabilidad de que, por una parte, el límite inferior a los tipos de interés afecte a las decisiones de política monetaria y, por otra parte, la economía caiga en la espiral deflacionista. En dicha espiral pueden aparecer perturbaciones del tipo “profecías autocumplidas”, cuya varianza es ilimitada. Sin embargo, estas profecías autocumplidas no son tratadas aquí, donde se supone que un estímulo fiscal adecuado puede eliminar el estado estacionario con deflación. En lo referente a la evidencia empírica existente, la experiencia japonesa durante los últimos años no es demasiado informativa en este aspecto: el periodo de tiempo con deflación en Japón es muy corto y, además, es difícil discernir el origen de la situación actual, caracterizada por caídas generalizadas del nivel de precios en medio de una crisis financiera y un profundo proceso de reasignación de recursos.

Por tanto, suponemos que las distorsiones ocasionadas por la inflación se minimizan cuando la tasa de inflación de largo plazo, es decir, el objetivo de política, es cero<sup>75</sup>. El segundo bloque del modelo es la nueva curva de Phillips keynesiana,

$$\pi_t = \beta E_t[\pi_{t+1}] + \lambda y_t, \quad [3.4]$$

donde  $\lambda$  es la pendiente a corto plazo de la curva de Phillips. Esta ecuación de oferta agregada con expectativas se puede derivar a partir de la agregación de las reglas óptimas de fijación de precios de las empresas en un entorno caracterizado por precios escalonados, suponiendo además la existencia de una relación lineal entre los costes marginales y la brecha del producto. El tercer bloque es una regla de Taylor truncada en cero<sup>76</sup>,

$$i_t = \max\{\theta^\pi E_t[\pi_{t+1}] + \theta^c E_t[c_{t+1}], -\bar{r} - \bar{\pi}\} \quad [3.5]$$

donde  $\bar{r}$  es el tipo de interés real de equilibrio,  $c_{t+1}$  representa la brecha del consumo en el periodo  $t + 1$  (la relación entre consumo y producto viene dada por la condición de vaciado del mercado de bienes  $Y_t = C_t + G_t$ , donde  $G_t$  denota el nivel de gasto público en el periodo  $t$ ) y  $(\theta^\pi, \theta^c)$  son los coeficientes de la regla de Taylor<sup>77</sup>. Por tanto, el banco central seguirá una regla de Taylor con expectativas mientras el tipo de interés nominal que surja de aplicar dicha regla sea igual o superior a cero. En otro caso, el tipo de interés será cero.

Con el objetivo de excluir el potencial estado estacionario con deflación, suponemos que la autoridad fiscal estimula la demanda agregada directamente, mediante un incremento en el gasto público, cuando el tipo de interés es cero. Así pues, la cuarta y última ecuación del modelo es

$$g_t = \begin{cases} 0 & \text{si } i_t = \theta^\pi E_t[\pi_{t+1}] + \theta^c E_t[c_{t+1}] \\ x > 0 & \text{en otro caso} \end{cases} \quad [3.6]$$

El gasto público se financia por medio de impuestos de suma fija constantes en el tiempo. Los impuestos no aparecen en el modelo pues todas las variables están expresadas en desviaciones en logaritmos con respecto a sus valores en el estado estacionario.

El que la regla de Taylor sea truncada es la clave del análisis, porque esta no linealidad implica que no se pueden aplicar técnicas de resolución convencionales de mo-

<sup>75</sup> Como en Woodford (1999).

<sup>76</sup> Aunque las reglas de Taylor convencionales no se formulan en términos de la brecha del consumo sino de la del producto, en el contexto de este modelo parece más razonable incluir la brecha del consumo en la regla de política monetaria. El por qué de dicha decisión es que el gasto público sólo será positivo cuando la economía se encuentre en una situación muy precaria (cuando los tipos de interés han disminuido hasta cero) y, por tanto, un aumento en los tipos de interés inducido por niveles de gasto público positivos no parece la decisión de política más acertada. Los resultados de este capítulo son cualitativamente similares cuando la brecha del consumo es remplazada por la brecha del producto.

<sup>77</sup> A pesar del hecho de que la regla de Taylor truncada no está fundamentada microeconómicamente, resulta ser una buena aproximación al comportamiento de los bancos centrales de los principales países industrializados (véase Clarida, Galí y Gertler, 1998).

de los lineales. Para ilustrar este punto, se manipulan ligeramente las curvas de demanda y oferta agregadas. La curva de Phillips, [3.4], sustituyendo recurrentemente hacia adelante, toma la forma,

$$\pi_t = \lambda \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s E_t y_{t+s} = E_t \left[ \frac{\lambda}{1 - \beta L^{-1}} y_t \right] \quad [3.7]$$

donde  $L$  representa el operador de retardos. Operando de la misma forma con la curva IS, [3.1], se obtiene,

$$y_t = E_t \left[ \frac{1}{1 - L^{-1}} \left[ \frac{1}{-\gamma} (i_t - \pi_{t+1}) + z_t \right] \right] \quad [3.8]$$

Finalmente, sustituyendo la inflación futura de [3.7] en [3.8] se obtiene

$$y_t = E_t \left[ \frac{(1 - \beta L^{-1})}{(1 - \alpha_1 L^{-1} - \alpha_2 L^{-2})} \lambda \left( \frac{1}{-\gamma} i_t + z_t \right) \right]$$

donde  $\alpha_1 = 1 + \beta + \lambda$  y  $\alpha_2 = -\beta$ . Esta expresión indica que el producto sigue un proceso ARMA(2,1) en expectativas, es decir, es una media ponderada de las perturbaciones de demanda y de los tipos de interés nominales futuros esperados. Como se mencionó anteriormente, no es posible emplear técnicas de resolución convencionales de modelos lineales ya que, en cada momento del tiempo, las decisiones se deben tomar en función de una media ponderada de dos regímenes de política monetaria alternativos, con los pesos cambiando en función de las variables de estado.

En este modelo sólo existe una perturbación económica,  $\xi_t$ , la perturbación a la demanda agregada. Este tipo de perturbaciones reciben el nombre de *fundamentales*. Es la única perturbación que puede afectar a la economía mientras ésta se mantenga fuera de la trampa de la liquidez (es decir, mientras la regla de Taylor determine los tipos de interés). Pero pueden existir otro tipo de perturbaciones, conocidas como *profecías autocumplidas*, que afectan a la economía si ésta se encuentra dentro de la trampa de la liquidez. Estas perturbaciones no están ligadas a ningún fundamento o variable macroeconómica (aunque su dinámica sí lo esté) y es por ello por lo que se las considera como *no fundamentales*. La razón de su existencia estriba en que mientras los tipos de interés nominales son positivos, la política monetaria puede definir un único equilibrio de expectativas racionales. Pero si la economía cae en la trampa de la liquidez, la política monetaria se vuelve pasiva y el equilibrio de expectativas racionales no es único. Para restablecer la unicidad de equilibrio, suponemos que la política fiscal expansiva es suficiente para liberar a la economía de la espiral deflacionista. Como consecuencia, las *profecías autocumplidas* no juegan ningún papel en este artículo.

### Los efectos de una perturbación *fundamental* si no existiese la trampa de la liquidez

Se comienza considerando dos casos extremos. En primer lugar, se supone que no existe la trampa de la liquidez en el modelo (es decir, el objetivo de inflación es suficientemente elevado como para ignorarla). En este caso, una perturbación positiva de demanda

resulta en un incremento del consumo y de la inflación, y la regla de Taylor sugiere una subida en los tipos de interés nominales y reales. Este incremento, junto con la progresiva eliminación de los efectos de la perturbación de demanda, es lo que conduce a la economía de vuelta al estado estacionario. El gráfico 2 muestra esas funciones de respuesta al impulso: la dinámica local es la misma que la que se observaría alrededor del estado estacionario convencional.

### **Los efectos de una perturbación *fundamental* negativa si la economía está siempre en la trampa de la liquidez**

El segundo caso extremo consiste en suponer que la economía está en la trampa de la liquidez y que permanecerá allí para siempre. En esta situación, la política monetaria es inefectiva y el gasto público no ayuda a estabilizar la economía, pues  $g_t = E_t[g_{t+1}] = x$ , para todo  $t$ .

Además, la pasividad de la política monetaria conlleva que la estructura del modelo no proporciona las suficientes condiciones de transversalidad para representar todas las variables macroeconómicas como función sólo de la perturbación de demanda. Por contra esta situación está caracterizada por un vector de variables de estado compuesto por la variable de estado económica, es decir, la perturbación de demanda, y por una variable adicional de estado *canónica*, que se construye a partir de una combinación lineal de las variables macroeconómicas, y que se puede interpretar como la variable que capta las expectativas acerca de la economía. Al contrario que en el caso anterior, donde las expectativas estaban definidas sólo con la variable de estado económica del sistema, en esta situación las expectativas tienen un poder marginal causal sobre las variables económicas. Como la ecuación dinámica del vector de variables de estado no se caracteriza por una matriz de transición diagonal, una perturbación a la demanda agregada afectará a la segunda variable de estado en los períodos subsiguientes y ejercerá un efecto global sobre la economía que será la combinación de los efectos de cada una de estas variables.

Sin embargo, debido a que en las secciones siguientes se supone que la política fiscal es capaz de generar expectativas inflacionistas y, conseqüentemente, evitar la trampa de la liquidez, se asigna a la variable de estado *canónica* el valor cero. Los efectos de una perturbación *fundamental* (negativa) se muestran en el gráfico 3. Las respuestas de las variables macroeconómicas son mucho más amplias que antes, porque ni la política monetaria ni la política fiscal son capaces de proporcionar los mecanismos requeridos para suavizar la senda de la economía.

### **3.3.2 La solución del modelo**

En esta subsección se describen los pasos principales que permiten aproximar numéricamente la solución del modelo. Este procedimiento consta de tres etapas fundamentales y



es en esencia una versión de expectativas parametrizadas del método de residuos ponderados (véase Christiano y Fisher, 1997). Primero, se aproximan las ecuaciones que describen el comportamiento del consumo y la tasa de inflación respectivamente. Segundo, se ponderan los valores de una función de pérdida en diferentes puntos de una malla. Y, finalmente, se fijan los valores iniciales para el procedimiento, se calibran algunos parámetros y se minimiza la función de pérdida para calcular los restantes.

### Las funciones del consumo y de la inflación

El modelo presentado anteriormente es un modelo con expectativas racionales, lo que significa que las decisiones de consumo del consumidor representativo y las de fijación de precios de las empresas dependen de expectativas acerca de las perturbaciones futuras así como de la regla de política monetaria vigente en todos los períodos de tiempo futuros. Por tanto, se han de calcular las probabilidades dependientes del estado de la economía para cada uno de los siguientes posibles sucesos: “tipos de interés nominales iguales a cero en el periodo  $t + s$ ” y “tipos de interés nominales superiores a cero en el periodo  $t + s$ ”. Estas probabilidades dependen del estado de la economía en el periodo  $t$ , y permiten ponderar los dos regímenes macroeconómicos que afectan a las decisiones de consumo y de precios. En otras palabras, la solución del modelo debe tener en cuenta los diferentes regímenes de política que pueden estar vigentes en todos los períodos de tiempo desde el momento en el que se toman las decisiones. En otras palabras, las decisiones de consumo y de fijación de precios óptimas serán funciones de dichos regímenes futuros esperados y, de esta forma, deben ser representables en términos de la variable de estado en el periodo de tiempo  $t$ , es decir  $z_t$ , y del objetivo de inflación  $\bar{\pi}$ .

Se procede entonces de la siguiente manera: primero, se define una malla ( $\Omega^z$ ) de valores para  $z_t$  sobre la que evaluar la solución del modelo. Después, para cada  $\bar{\pi}$ , se aproximan las funciones que determinan los parámetros de las ecuaciones del consumo y de la tasa de inflación en función de la variable de estado<sup>78</sup>,

$$\begin{aligned} c_t &= f_c(z_t, \bar{\pi})z_t \\ \pi_t &= f_\pi(z_t, \bar{\pi})z_t \end{aligned} \quad [3.9]$$

Estas aproximaciones se realizan suponiendo que dichas funciones son combinaciones convexas de las funciones lineales que se obtienen bajo los dos casos extremos analizados anteriormente: “la trampa de la liquidez no existe” y “la economía está siempre en la trampa de la liquidez”,

$$\begin{aligned} f_c(z_t, \bar{\pi}) &= \varpi(z_t, \bar{\pi})f_c(z_t, \infty) + (1 - \varpi(z_t, \bar{\pi}))f_c(z_t, -\infty) \\ f_\pi(z_t, \bar{\pi}) &= \varpi(z_t, \bar{\pi})f_\pi(z_t, \infty) + (1 - \varpi(z_t, \bar{\pi}))f_\pi(z_t, -\infty) \end{aligned} \quad [3.10]$$

<sup>78</sup> Nótese que en ausencia de perturbaciones *no fundamentales*, la naturaleza de este modelo en expectativas y la ausencia de retardos de la inflación, el producto, el tipo de interés o el gasto público en las ecuaciones [3.1] a [3.6] permite concluir que la única variable de estado del modelo es la perturbación de demanda  $z_t$ .

donde  $f_c(z_t, \infty)$  denota el coeficiente constante de la ecuación de la brecha del consumo

en función del estado para el caso “la trampa no existe” y, por analogía,  $f_c(z_t, -\infty)$  es el coeficiente constante de dicha ecuación para el caso “siempre en la trampa”. Dichos coeficientes no dependen de  $z_t$  (el modelo se convierte en lineal). Por tanto, las respuestas del consumo y de la inflación van a encontrarse entre las respuestas bajo cada uno de los dos casos extremos, dependiendo del estado de la economía y del objetivo de inflación elegido.

Los pesos asociados a cada una de las dos respuestas bajo casos extremos pueden cambiar dependiendo de los valores de  $z_t$  y  $\bar{\pi}$ . Cuanto menores sean  $z_t$  o  $\bar{\pi}$ , *ceteris paribus*, menor será  $\varpi(z_t, \bar{\pi})$ <sup>79</sup>. Se utilizan polinomios de Chebyshev de décimo orden<sup>80</sup> para captar la no-linealidad procedente de las reglas de política monetaria y fiscal<sup>81</sup>,

$$\varpi(z_t, \bar{\pi}) = chebyshev\left(\frac{z_t - z_{\min}}{2z_{\max}}, \bar{\pi}\right)$$

donde  $chebyshev(\bullet)$  representa el polinomio de Chebyshev de orden 10 ajustado para el objetivo de inflación  $\bar{\pi}$ , y  $z_{\min}$  y  $z_{\max}$  son el menor y el mayor valor posible de  $z_t$  que se consideran<sup>82</sup>. Estos límites son simétricos alrededor de cero (es decir,  $z_{\min} = -z_{\max}$ ) y los valores se eligen de forma que definan un intervalo que cubra más del 99.80 por ciento de la masa de probabilidad de la variable de estado<sup>83</sup>. Por lo tanto, de acuerdo con la interpretación de  $\varpi(z_t, \bar{\pi})$  reflejada anteriormente, la función de pesos debe ser creciente en  $z_t$  y desplazarse hacia arriba cuando  $\bar{\pi}$  aumenta.

<sup>79</sup> Nótese que en general, el peso  $\varpi(z_t, \bar{\pi})$  no tiene por qué ser el mismo en las ecuaciones de  $f_c$  y  $f_\pi$ . Sin embargo, en esta tesis el análisis se restringe al caso en que ambos pesos coinciden. Esto es debido a que la cantidad de tiempo requerida para ejecutar el programa en el caso en que los pesos no coinciden es excesivo, sobre todo cuando de incluyen varias variables de estado. A modo de ilustración, la ejecución de los programas de MATLAB que resuelven el problema presentado en el capítulo 4 (con dos variables de estado) requiere aproximadamente de 120 horas.

<sup>80</sup> Un polinomio univariante de Chebyshev de orden  $i$  toma la forma  $p(i,x) = 2*p(i-1,x)*x - p(i-2,x)$ , con  $p(0,x) = 1$ , y  $p(1,x) = x$ . El uso de los polinomios de Chebyshev en lugar de polinomios ordinarios puede ser preferible cuando el orden del polinomio es elevado (como en este caso). Para órdenes relativamente grandes, puede ser difícil distinguir un polinomio ordinario de orden  $n$  de otro de orden  $n+1$ . Por lo tanto la aproximación no mejora sustancialmente. Con polinomios de Chebyshev esto no sucede pues polinomios de distinto orden son ortogonales entre sí (McGrattan, 1999).

<sup>81</sup> Nótese que en ningún momento se restringe  $\varpi(z_t, \bar{\pi})$  a estar entre 0 y 1. Sin embargo, si la interpretación de los pesos es correcta y la aproximación es suficientemente precisa, esta función no debería generar valores fuera del intervalo  $[0,1]$ . En la subsección siguiente se podrá apreciar cómo los pesos aproximados resultan estar entre 0 y 1.

<sup>82</sup> Como se sugiere en McGrattan (1999).

<sup>83</sup> Si en algún momento durante la simulación la variable de estado se mueve por debajo (encima) del límite inferior (superior), simplemente se le asigna un valor igual al límite inferior (superior).

### La función de pérdida

Ahora se calculan los errores porcentuales en las ecuaciones de demanda y oferta agregada del modelo a lo largo de los puntos de la malla  $\Omega^z$ . Los puntos de la malla se escogen rescalando las raíces de un polinomio de Chebyshev de orden igual al número de puntos deseado<sup>84</sup>. Posteriormente, se define la siguiente función de pérdida  $L$  para cada punto de la malla  $\omega_z$ , dado el conjunto de parámetros del modelo  $\psi$ .

$$\psi = [\bar{\pi}, \gamma, \phi, \delta_0, \delta_1, \beta, \lambda, \theta^\pi, \theta^c, \bar{r}, x, \varpi(\bullet)]$$

$$L(\psi, \omega_z) = \text{norm} \left[ \begin{array}{c} \frac{1}{\gamma} [i_t - E_t[\pi_{t+1}(\psi, \omega_z)]] - E_t[\Delta y_{t+1}(\psi, \omega_z)] + E_t[\Delta g_{t+1}] - \omega_z \\ \pi_t(\psi, \omega_z) - \beta E_t[\pi_{t+1}(\psi, \omega_z)] - \lambda y_t(\psi, \omega_z) \end{array} \right]$$

Como el modelo no es lineal, no es trivial el cálculo de las expectativas de variables económicas futuras. La forma correcta de proceder es la siguiente: dado un punto de la malla  $\omega_z$ , se define una malla adicional para las perturbaciones,  $\Omega^\xi$ . Para cada punto  $\omega_z$  y cada punto de  $\Omega^\xi$  se calcula la trayectoria de las variables relevantes. Finalmente, la incertidumbre se integra por medio de procedimientos de cuadratura gaussiana.

Ahora se debe decidir cómo ponderar la función de pérdida en los diferentes puntos de la malla. Para ello, la literatura existente sobre la aproximación de funciones<sup>85</sup> sugiere una variedad de alternativas tales como colocación, cuadrados de los residuos, etc. En general, no existe una respuesta única a la pregunta de cómo ponderar las pérdidas a lo largo de la malla. En este capítulo se calcula la norma euclídea de los valores de la función de pérdida en la malla, es decir,

$$L^m = \|L(\psi, \omega_{z_{\min}}), \dots, (\psi, \omega_{z_{\max}})\| \quad [3.11]$$

### Calibración y rutina de minimización

El último paso consiste en calibrar algunos parámetros del modelo y calcular, minimizando la función de pérdida [3.11], los parámetros de los polinomios  $\varpi(z_t, \bar{\pi})$  que permiten obtener la respuesta del consumo y la inflación a una perturbación aleatoria para cada valor de las variables de estado. El cuadro 1 muestra los valores asignados a los parámetros calibrados<sup>86</sup>.  $\gamma$  representa el coeficiente constante de aversión relativa al riesgo del agente representativo. Se le asigna un valor igual a 3 para generar una mayor aversión al

<sup>84</sup> Como sugieren Christiano y Fisher (1997).

<sup>85</sup> Véase Judd (1996, 1998) o McGrattan (1999).

<sup>86</sup> Nótese que los valores empleados en la calibración son generalmente el resultado de la estimación de modelos que, en su mayor parte, no tienen en cuenta explícitamente el límite inferior a los tipos de interés. Por lo tanto, estos valores no tienen por qué ser válidos para calibrar un modelo con límite inferior. De hecho, sólo serían adecuados si dichos valores fueran invariantes a la adición de la restricción de no-negatividad sobre el instrumento de política.

riesgo que la que se derivaría de considerar preferencias logarítmicas<sup>87</sup>.  $\phi$  es el parámetro del proceso AR(1) que gobierna la dinámica de la perturbación de demanda. Se calibra con un valor igual a 0,85 para obtener el elevado grado de persistencia del producto y de la inflación observado en la práctica<sup>88</sup>. Se asigna a  $\delta_1$  el valor 0,07, con base en los resultados de Ball y Cecchetti (1990).  $\delta_0$  toma el valor 0,0036 para que el modelo genere la desviación típica de la brecha del producto observada tras la segunda guerra mundial en los mayores países industrializados cuando el objetivo de inflación sea igual a la tasa de inflación media observada en la zona euro tras la fundación del Banco Central Europeo.  $\beta$  es el factor de descuento intertemporal. Se le asigna el valor 0,995, debido a que la unidad de tiempo en el modelo es el trimestre.  $\lambda$  representa la pendiente de la curva de Phillips. Se le asigna un valor relativamente reducido (0,05) consistente con el grado de rigideces de precios estimado para la mayoría de países industrializados<sup>89</sup>. Los parámetros de la regla de tipos de interés nominales ( $\theta^\pi, \theta^c$ ) se calibran de acuerdo con los valores propuestos por Taylor (1993), es decir (1,5, 0,5). El tipo de interés real de equilibrio ( $\bar{r}$ ) se fija igual al 2%. Sin embargo, debido al elevado grado de incertidumbre existente con respecto al valor de este parámetro, también se incluyen los principales resultados del estudio cuando se supone que el tipo de interés real de equilibrio es igual al 3% (véase apéndice A). El parámetro del gasto público se calibra asignándole el valor 0,03, consistente con la restricción sobre el déficit fiscal impuesto por el Pacto de Estabilidad y Crecimiento (3 por ciento del PIB por año)<sup>90</sup>.

Finalmente, se calculan los parámetros del polinomio de Chebyshev minimizando la función de pérdida [3.11] para cada objetivo de inflación  $\bar{\pi}$ ,

$$\psi^* = \min_{\psi} \|L(\psi, \omega_{z_{\min}}), \dots, (\psi, \omega_{z_{\max}})\|$$

Computacionalmente se recurre al algoritmo de Levenberg-Marquardt<sup>91</sup>, para diferentes objetivos de inflación entre el -2 por ciento (la conocida como regla de Friedman) y el 4 por ciento. Como sólo existe una variable de estado, el problema es computacionalmente manejable por lo que se utiliza una malla de 25 puntos para la variable de estado y

<sup>87</sup> Como en Rotemberg y Woodford (1992). Este valor es consistente con los resultados de Hamada (1997) y Guo y Whitelaw (2001).

<sup>88</sup> Este valor es muy similar al empleado por Gürkaynak, Sack y Swanson (2003), 0,8, para “captar mejor las respuestas empíricas a corto plazo”.

<sup>89</sup> Véase Lansing (2001) o Roberts (2001). Este valor de  $\lambda$  es consistente con el rango obtenido en McCallum and Nelson (2000) al analizar el impacto de la brecha del producto sobre la tasa de inflación.

<sup>90</sup> Nótese que el nivel de producto potencial ha sido normalizado a 1, como en Benhabib, Schmitt-Grohé y Uribe (2003).

<sup>91</sup> El algoritmo de Levenberg-Marquardt es una modificación del algoritmo de Newton para calcular una raíz del polinomio  $g(x)$ . Mientras en el segundo algoritmo la iteración en los valores de  $x$  se realiza de la forma  $x_t = x_{t-1} - \frac{g'(x_{t-1})}{g''(x_{t-1})}$ , en el primero es como sigue:  $x_t = x_{t-1} - \frac{g'(x_{t-1})}{(1+\lambda_{t-1})g''(x_{t-1})}$ , donde  $\lambda$  es un número positivo elegido dinámicamente para obtener una convergencia más rápida.

otra malla de 25 puntos para el procedimiento de cuadratura gaussiana en el cálculo de las expectativas. La próxima sección recoge los principales resultados numéricos.

### 3.4 Principales resultados

#### 3.4.1 Coeficientes de la forma reducida

El gráfico 4 muestra el valor de la función de pesos  $\varpi(z_t, \bar{\pi})$  cuando la variable de estado  $z_t$  cambia (para  $\bar{\pi}$  igual al -2 por ciento, la regla de Friedman)<sup>92</sup>. Como cabía esperar,  $\varpi(\bullet)$  aumenta cuando el estado de la economía mejora. Además, la no linealidad impuesta por el límite inferior a los tipos de interés nominales resulta evidente.

El gráfico 5 recoge la misma función pero ahora  $\bar{\pi}$  es igual al 2 por ciento. Como se mencionaba anteriormente, un mayor objetivo de inflación desplaza hacia arriba la función de pesos, ya que la probabilidad de tocar el límite inferior disminuye.

Estos ejercicios sirven para ilustrar que las ecuaciones en forma reducida calculadas de esta forma se comportan apropiadamente. Como consecuencia, podemos hacer uso de dichas ecuaciones para analizar la relevancia del límite inferior a los tipos de interés bajo diferentes objetivos de inflación.

#### 3.4.2 La probabilidad de alcanzar el límite inferior

El gráfico 6 muestra la probabilidad de alcanzar el límite inferior que se deriva del modelo teórico<sup>93</sup>. Esta probabilidad se puede interpretar como la frecuencia con la que el límite inferior afecta a las decisiones de política monetaria. Como en anteriores estudios, la probabilidad se incrementa más que proporcionalmente cuando el objetivo de inflación disminuye. Cuando el tipo de interés real de equilibrio se fija igual al 2 por ciento, el modelo implica que la probabilidad de alcanzar el límite inferior es insignificante sólo para objetivos de inflación iguales o mayores que el 1 por ciento (los resultados bajo el supuesto alternativo  $\bar{r} = 0.03$  pueden ser consultados en el apéndice A).

A modo de comparación, recuérdese que Orphanides y Wieland (1998) obtienen, según su modelo, que la probabilidad de alcanzar el límite inferior a los tipos de interés nominales en los Estados Unidos sería insignificante a partir de objetivos de inflación

<sup>92</sup> Nótese que el eje de abscisas es una transformación afín de  $z_t$ .

<sup>93</sup> Esta probabilidad se calcula mediante 40 simulaciones de 2500 periodos cada una desde el estado estacionario determinístico. Posteriormente, se eliminan los 250 primeros datos de cada simulación para limitar el efecto de las condiciones iniciales. Métodos exactos basados en procedimientos de cuadratura producen resultados muy similares a los aquí presentados.

alrededor del 2 por ciento. Estos autores, como se mencionó anteriormente, estiman un modelo de precios escalonados y llevan a cabo ejercicios de simulación a partir de dos reglas alternativas de política monetaria, la regla de Henderson y McKibbin (1993) y la de Taylor (1993), que es la que se utiliza en este capítulo. La primera de dichas reglas se caracteriza, con respecto a la regla de Taylor, por una mayor respuesta a la brecha del producto (coeficiente de respuesta de 2 en lugar de 0.5), y a la tasa de inflación (con un coeficiente de 2 en lugar de 1.5). Encuentran que la probabilidad de alcanzar el límite inferior es estrictamente superior para la regla de Henderson y McKibbin, incrementándose desde prácticamente cero para un objetivo de inflación del 2 por ciento hasta 10 y 30 por ciento cuando el objetivo de inflación cae hasta 1 y 0 respectivamente (con la regla de Taylor las probabilidades que obtienen son 0, 3 y 16 por ciento para dichos objetivos de inflación). Sin embargo, estos autores utilizan métodos de resolución de modelos lineales como paso previo a los ejercicios de simulación. Esto no es correcto, debido a que un modelo que incluya explícitamente la restricción de no negatividad sobre los tipos de interés es un modelo no lineal.

Por el contrario, en este capítulo se tiene en cuenta la no linealidad del modelo a la hora de resolverlo. De esta forma, se obtienen unas probabilidades algo menores para objetivos de inflación alternativos: una probabilidad alrededor del 5 por ciento cuando el objetivo de inflación es cero, decreciendo al 2 y al 1 por ciento para objetivos de inflación del 1 y 2 por ciento respectivamente.

### 3.4.3 Objetivos de inflación y bienestar

Para llevar a cabo el análisis de bienestar, el primer requerimiento consiste en especificar una función de utilidad. En este capítulo se considera una forma funcional convencional consistente con las ecuaciones presentadas con anterioridad: función de utilidad con aversión relativa al riesgo constante. Por lo tanto, la función de utilidad del consumidor representativo en cada periodo viene dada por

$$U(C_t) = \frac{1}{1-\gamma} C_t^{1-\gamma} \quad [3.12]$$

donde  $C$  denota el consumo del agente, definido por la condición de vaciado del mercado de bienes  $Y = C + G$  (ya que no existe ni inversión ni sector exterior en esta economía simple). La aproximación de Taylor de segundo orden alrededor del estado estacionario estocástico permite obtener la siguiente expresión para la utilidad esperada del agente,

$$E[U(C_t)] \simeq \frac{1}{1-\gamma} C_{ss}^{1-\gamma} - \frac{\gamma C_{ss}^{-\gamma-1}}{2} E[(C_t - C_{ss})^2] \quad [3.13]$$

donde  $C_{ss}$  representa el nivel de consumo en el estado estacionario estocástico. La ecuación

[3.13] puede dividirse en dos partes. Por una parte, un mayor nivel de consumo en el estado estacionario implicaría una mayor utilidad esperada. En este modelo, el gasto público no

proporciona utilidad al consumidor representativo, sino que drena recursos escasos de la economía y, por lo tanto, limita el nivel de consumo. Como consecuencia, este término debe aumentar cuando el objetivo de inflación crezca, porque la probabilidad de alcanzar el límite inferior a los tipos de interés disminuye.

Por otra parte, una mayor varianza en el consumo disminuye el bienestar esperado, debido a que el agente es averso al riesgo ( $\gamma > 0$ ). Aquí entran en juego dos efectos diferentes. Un objetivo de inflación más elevado trae como consecuencia una mayor varianza de la perturbación exógena y, por ello, una mayor varianza en el consumo. Sin embargo, al mismo tiempo, un objetivo de inflación más bajo significa que la política monetaria puede ser inefectiva más frecuentemente, lo que aumentaría la amplitud de las fluctuaciones cíclicas. Además, si los tipos de interés nominales caen hasta cero, el gasto público aumenta rápidamente, reduciendo el consumo e incrementando su varianza. El objetivo de inflación óptimo dependerá de la magnitud de cada uno de estos efectos.

Ahora se calcula el bienestar en el estado estacionario por medio de métodos basados en la cuadratura gaussiana. Dado que la ecuación dinámica de la variable de estado es univariante y markoviana, ésta es una manera muy eficiente de calcular la distribución de las variables de nuestra economía. Para una función genérica,  $g(Y)$ , de las variables del sistema,  $Y$ , calculamos el valor esperado como sigue,

$$E[g(Y)] = \int g(Y(z))dF(z) \simeq \sum_{\omega_z \in \Omega^z} g(Y(z_{\omega_z}))\vartheta_{\omega_z} \quad [3.14]$$

donde  $F(z)$  denota la función de distribución acumulada de la variable de estado,  $z$ , y  $\vartheta_{\omega_z}$  representa el peso asociado al punto  $\omega_z$  de la malla  $\Omega^z$ , que en nuestro caso se obtiene de la fórmula de Legendre.

El gráfico 7 muestra dicho efecto final cuando el tipo de interés real de equilibrio se fija igual al 2 por ciento (los resultados bajo el supuesto alternativo  $\bar{r} = 0.03$  se recogen en el apéndice A). La figura muestra las ganancias de bienestar (en desviaciones típicas de la brecha del producto) con respecto a la regla de Friedman. Tres conclusiones se pueden extraer del análisis: en primer lugar, el cero está lejos de ser el objetivo de inflación óptimo; en segundo lugar, el objetivo óptimo de inflación que se deriva del modelo está alrededor del 2 por ciento, punto en el que la combinación de los efectos explicados con anterioridad se explota eficientemente; y tercero, las pérdidas de bienestar de elegir un objetivo de inflación entre el 1 y el 3 por ciento son relativamente pequeñas<sup>94</sup>.

Sin embargo, si se calibra el tipo de interés real de equilibrio igual al 3 por ciento, los resultados arriba mencionados cambian y el objetivo de inflación óptimo resulta ser el cero (véase el apéndice A). Como se mencionó anteriormente, dado el elevado grado de incertidumbre que rodea a las estimaciones del tipo de interés real de equilibrio, un banco central benevolente, en el contexto de este modelo teórico simple, debe ponderar estos

<sup>94</sup> Esta reducida dimensión de las pérdidas de bienestar es una característica común de la mayoría de los ejercicios que utilizan expansiones de Taylor de segundo orden para aproximar funciones de utilidad convencionales.

dos escenarios alternativos cuando elija la definición cuantitativa del objetivo de política monetaria. De hecho, una autoridad monetaria aversa al riesgo probablemente preferiría asegurarse asignando un mayor peso al escenario con un tipo real de equilibrio del 2 por ciento.

Obviamente, los resultados de este capítulo, como los resultados de los estudios citados en secciones anteriores, sólo son de relevancia práctica si las economías teóricas modelizadas captan los fenómenos más relevantes de la economía real. A pesar de que el modelo presentado aquí es muy simple, recoge la mayor parte de las características de la última generación de modelos neo-keynesianos de precios escalonados. Por ello, es un marco de referencia interesante con respecto al cual comparar modelos más complejos usando las técnicas descritas en este estudio. Mayor importancia tiene el mecanismo que permite a la economía escapar de la trampa de la liquidez. En este modelo, se supone que la política fiscal asegura la unicidad de equilibrio. Este equilibrio tiene como característica central a una política fiscal que se torna expansiva sólo mientras los tipos de interés son cero y lo hace instantáneamente. Esto significa que la política fiscal lidera la recuperación de la economía tan pronto como la política monetaria pierde su efectividad.

Con el objetivo de introducir un mayor grado de realismo en el modelo aquí expuesto, sería conveniente añadir una variedad de elementos que son característicos de las actuaciones de política fiscal y que son utilizados como argumentos por muchos de los opositores a las medidas fiscales cíclicas de reactivación de la economía. En primer lugar, la política fiscal está sujeta a conocidos retardos en la toma de decisiones y en su ejecución. Como consecuencia, el tiempo de reacción es un asunto de relevancia. En segundo lugar, una vez que se ha decidido la intervención fiscal, la cantidad de dicha intervención puede no ser la adecuada, por lo que el objetivo de política puede no llegar a cumplirse (o incluso a excederse). Esto último, combinado con la lenta respuesta fiscal, puede provocar fácilmente inestabilidad macroeconómica en el sentido de generar persistentes fluctuaciones cíclicas no deseadas. Finalmente, la experiencia en todas las economías más importantes del planeta durante el último siglo muestra que el gasto público, relativamente sencillo de incrementar, es notoriamente difícil de disminuir. Como consecuencia, estos efectos negativos del gasto público (que aquí simplemente se modelizan como su incapacidad para generar utilidad al agente representativo, pero ignorando los efectos distorsionadores sobre el esquema impositivo) pueden amplificar el coste global de la política fiscal a un múltiplo del coste calculado en estas páginas. Todas estas consideraciones pueden implicar que nuestro objetivo de inflación óptimo esté sesgado hacia el cero, porque las pérdidas asociadas a que los tipos de interés caigan hasta el límite inferior podrían estar infraestimadas. Sin embargo, también se podría tener en cuenta que el gasto público no es completamente inútil en la práctica, sino que proporciona cierto grado de utilidad (quizá con una ponderación relativa menor que la unidad). En este último supuesto, el sesgo actuaría en la dirección opuesta, con el efecto final dependiendo de los valores de los parámetros del modelo.



### 3.4.4 El sesgo del enfoque lineal

Como se ha repetido con anterioridad, la literatura existente sobre trampas de liquidez y el límite inferior a los tipos de interés nominales<sup>95</sup> se caracteriza por la aplicación de técnicas de resolución de modelos lineales de expectativas racionales para obtener el conjunto de ecuaciones dinámicas que gobiernan el comportamiento de las variables macroeconómicas relevantes. Sin embargo, una vez que se introduce la restricción de no negatividad, el modelo deja de ser lineal. Como consecuencia, estas técnicas de resolución ampliamente utilizadas provocan un sesgo al calcular, por ejemplo, los primeros momentos de la distribución incondicional de las variables incluidas en el modelo.

Para captar la intuición de dicho sesgo puede ser útil el siguiente ejemplo. En las cercanías del límite inferior a los tipos de interés nominales, la magnitud de los efectos macroeconómicos producidos por una perturbación positiva son menores que los producidos por una perturbación negativa, porque en este último caso la probabilidad de que el banco central disponga del suficiente margen de maniobra para ejecutar la reducción apropiada de los tipos de interés disminuye. Un método de resolución lineal implica que ambos efectos son cuantitativamente idénticos. Sin embargo, esto no se cumple en el contexto del límite inferior. A continuación, se cuantifica este sesgo calculando, por procedimientos de cuadratura, los primeros momentos resultantes de las aproximaciones lineal y no lineal.

El cuadro 2 resume los resultados para las medias de  $c_t$  y  $\pi_t$ . Cada celdilla de la tabla representa la diferencia entre el correspondiente momento calculado mediante la aplicación de técnicas de resolución de modelos lineales y el calculado con la técnica no lineal descrita en este capítulo. Por ejemplo, si el objetivo de inflación fuese 0%, el (erróneo) método lineal produce una media en el consumo 0.15 puntos porcentuales por encima de la obtenida con la aplicación del método no lineal. Como cabría esperar a priori, el sesgo se incrementa a medida que el objetivo de inflación disminuye y, por ello, la probabilidad de alcanzar el límite inferior es más elevada (por ejemplo, si  $\bar{\pi}$  fuese -1%, el sesgo estaría alrededor de +1%). Finalmente, como se puede inferir del cuadro 2, el sesgo en el que se incurre en la media de la tasa de inflación es cuantitativamente menor.

## 3.5 Conclusiones

Este capítulo estudia la relevancia cuantitativa del límite inferior en el marco de un modelo convencional neo-keynesiano de precios escalonados. Para asegurar la unicidad global del estado estacionario, se supone que la política fiscal (neutral en este modelo) se torna expansionista cuando los tipos de interés nominales son cero.

El valor añadido por este estudio es doble. Por una parte, se permite que la reacción de la economía a una perturbación dependa del estado en el que se encuentra. Esto es

<sup>95</sup> Véase, por ejemplo, Orphanides y Wieland (1998) y Reifschneider y Williams (2000).

especialmente relevante en el contexto del límite inferior a los tipos de interés nominales porque la efectividad de las decisiones de política monetaria se ve drásticamente limitada cuando los tipos de interés están muy cerca de cero. Por otra parte, en este capítulo se incluye la relación empírica entre la tasa de inflación y la volatilidad de las perturbaciones, ampliamente documentada en la literatura, en un modelo convencional con restricción de no negatividad sobre los tipos nominales.

Los resultados de este estudio dependen de los valores que se escojan para calibrar los parámetros del modelo. De hecho, los resultados son sensibles a cambios en el valor asignado al tipo de interés real de equilibrio. Si este parámetro se calibra igual al 2% los principales resultados que se obtienen son los siguientes: en primer lugar, la probabilidad de que la restricción de no negatividad sobre los tipos de interés nominales sea activa crece de forma no lineal cuando el objetivo de inflación disminuye, aumentando rápidamente para objetivos de inflación por debajo del 1 por ciento. Esta probabilidad está alrededor del 5 por ciento para un objetivo de inflación igual a cero. Y en segundo lugar, el modelo simple que se presenta en estas páginas implica que el objetivo de inflación que maximiza la utilidad esperada del agente representativo es del 2 por ciento.

Sin embargo, si el tipo de interés real de equilibrio se fija igual al 3%, la probabilidad de alcanzar el límite inferior cae prácticamente hasta cero para objetivos de inflación no negativos. Además, el objetivo de inflación óptimo en este caso resulta ser el cero. Por lo tanto, como el grado de incertidumbre que rodea las estimaciones del tipo de interés real de equilibrio es considerable, un banco central benevolente, que trata de maximizar el bienestar esperado del agente representativo, debe asignar pesos a estos dos escenarios alternativos (entre otros) cuando tome la decisión de elegir la definición cuantitativa de su objetivo de política. De hecho, una autoridad monetaria aversa al riesgo probablemente preferiría asegurarse asignando un mayor peso al escenario con un tipo real de equilibrio igual al 2%.

Es justo reconocer que este modelo no tiene en cuenta explícitamente todos los posibles costes asociados con tasas de inflación diferentes de cero (prima de inflación, distorsiones impositivas, efectos redistributivos...) y que podrían apuntar a la optimalidad de un objetivo de inflación menor en valor absoluto. Además, si se supusiese que el gasto público proporciona utilidad a los agentes, o que la autoridad fiscal puede tomar medidas preventivas para evitar la caída de los tipos de interés hasta cero, el objetivo de inflación óptimo tendería a disminuir. Sin embargo, una modelización más realista del sector fiscal, caracterizado por una lenta actuación del gobierno y por problemas burocráticos, puede convertir a la situación con tipos de interés iguales a cero en aún más indeseable y, por tanto, puede inducir un aumento en el objetivo de inflación óptimo. El efecto final sigue siendo una incógnita en estos momentos.

Vías adicionales de investigación apuntan al cálculo de la regla óptima de tipos de interés nominales en las cercanías del límite inferior. Esta regla debe ser asimétrica (ya que pierde su efectividad por debajo de cierto límite) y dependiente del estado de la economía. Es decir, los coeficientes de la regla deben poder cambiar cuando los tipos de interés se

acercan a cero. Bajo dicha regla óptima de política monetaria, es muy posible que el objetivo de inflación óptimo resulte ser menor que el calculado en este capítulo.

### 3.6 Referencias bibliográficas

- Aizenman, J. (1987), "Inflation, Tariffs, and Tax Enforcement Costs", *Journal of International Economic Integration*, 2, pp. 12-28.
- Auerbach, A.J., y Maurice Obstfeld (2004), "Monetary and Fiscal Remedies for Deflation", NBER. Documento de trabajo 10290.
- Ball, L., y S. Cecchetti (1990), "Inflation and Uncertainty at Short and Long Horizons", *Brookings Papers of Economic Activity* 1:1990, pp. 215-245.
- Batini, N. (2002), "Euro area Inflation Persistence", Banco Central Europeo. Documento de trabajo 201.
- Benhabib, J., S. Schmitt-Grohe y M. Uribe (1999), "Monetary Policy and Multiple Equilibria", CEPR. Documento de discusión 2316.
- Benhabib, J., S. Schmitt-Grohe y M. Uribe (2000), "Liquidity Traps with Global Taylor Rules", Rutgers University. Documento de trabajo 2000-14.
- Benhabib, J., S. Schmitt-Grohe y M. Uribe (2001), "The Perils of Taylor Rules", *Journal of Economic Theory* 96, pp. 40-69.
- Benhabib, J., S. Schmitt-Grohe y M. Uribe (2002), "Avoiding Liquidity Traps", *Journal of Political Economy* 110, vol. 3.
- Benhabib, J., S. Schmitt-Grohé y M. Uribe (2003), "Backward-Looking Interest-Rate Rules, Interest-Rate Smoothing, and Macroeconomic Instability", Penn Institute for Economic Research. Documento de trabajo 03-005.
- Bernanke, B.S. (1999), "Japanese Monetary Policy: A Case of Self-Induced Paralysis?", presentado en los encuentros de ASSA, 9 de enero de 2000.
- Bernanke, B.S. (2000), "Comment on DeLong 'America's Historical Experience with Low Inflation'", *Journal of Money, Credit and Banking* 32(4), pp. 994-997.
- Braun, R. A. (1994), "How Large Is the Optimal Inflation Tax?", *Journal of Monetary Economics* 34, pp. 201-214.
- Buiter, W. (2003), "Helicopter Money: Irredeemable Fiat Money and the Liquidity Trap", NBER. Documento de trabajo 10163.

- Buiter, W., y N. Panigirtzoglou (1999), "Liquidity Traps: How to Avoid Them and How to Escape Them", NBER. Documento de trabajo W7245.
- Campbell, J.Y. (1999), "Asset Prices, Consumption, and the Business Cycle", en John Taylor y Michael Woodford (eds.): *Handbook of Macroeconomics*. Amsterdam: North-Holland. Capítulo 19.
- Cecchetti, S. (1998), "Understanding the Great Depression: Lessons for Current Policy", en M. Wheeler (ed.): *The Economics of the Great Depression*, pp. 171-194.
- Christiano, L.J., M. Eichenbaum, y C. Evans (1996), "The Effects of Monetary Policy Shocks: Some Evidence from the Flow of Funds", *Review of Economics and Statistics* 78(1), pp. 16-34, febrero.
- Christiano, L.J., M. Eichenbaum, y C. Evans (2001), "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy", Banco de la Reserva Federal de Cleveland. Documento de trabajo 01-07.
- Christiano, L.J., y J.D.M. Fisher (1997), "Algorithms for Solving Dynamic Models with Occasionally Binding Constraints", NBER. Documento técnico de trabajo 218.
- Christiano, L.J., y M. Rostagno (2001), "Money Growth Monitoring and the Taylor Rule", *mimeo*.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1998), "Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence", *European Economic Review*, 42, pp. 1033-1067.
- Clouse, J., D. Henderson, A. Orphanides, D. Small y P. Tinsley (2000), "Monetary Policy when the Nominal Short-Term Interest Rate is Zero", Banco de la Reserva Federal. Documento de trabajo FEDS 2000-51.
- Coenen, G., y V. Wieland (2002), "Inflation Dynamics and International Linkages: a Model of the United States, the Euro area and Japan", Banco Central Europeo. Documento de trabajo 181.
- Coenen, G., y V. Wieland (2003), "The Zero-Interest-Rate Bound and the Role of the Exchange Rate for Monetary Policy in Japan", Banco Central Europeo. Documento de trabajo 218.
- Cogley, T., (1997), "What is the Optimal Rate of Inflation?", *FRBSF Economic Letter* 97-27.

- Correia, I., y Teles, P. (1996), "Is the Friedman Rule Optimal when Money is an Intermediary Good?", *Journal of Monetary Economics* 38, pp. 223-244.
- Correia, I., y Teles, P. (1999), "The Optimal Inflation Tax", *Review of Economic Dynamics* 2:2, pp. 325-346.
- Cozier, B., y C. Lavoie (1994), "Is There a Floor to Nominal Interest Rates? Evidence and Implications for the Conduct of Monetary Policy", presentado en los encuentros en CEA, junio.
- De Fiore, F., y Teles, P. (1999), "The Optimal Mix of Taxes on Inflation, Money, and Income", Banco de Portugal. Documento de trabajo 2-99.
- De Fiore, F. (2000), "The Optimal Inflation Tax when Taxes are Costly to Collect", Banco Central Europeo. Documento de trabajo 38.
- Evans, G.W., y S. Honkapohja (2003), "Policy Interaction, Expectations and the Liquidity Trap", *mimeo*.
- Feldstein, M. (1997), "The Costs and Benefits of Going from Low Inflation to Price Stability", en Romer y Romer (eds.): *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, Chicago: University of Chicago Press, pp. 123-166.
- Friedman, M. (1969), "The Optimum Quantity of Money", en Friedman (ed.): *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*, University of Chicago Press, pp. 1-50.
- Fuhrer, J.C., y B. Madigan (1997), "Monetary Policy when Interest Rates are Bounded at Zero", *Review of Economics and Statistics* 79, pp. 573-585.
- Galí, J. (2001), "New Perspectives on Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle", en espera de publicación en M. Dewatripont, L. Hansen y S. Turnovsky (eds.): *Advances in Macroeconomic Theory*, Cambridge University Press.
- Gesell, S. (1949), "Die natürliche Wirtschaftsordnung", Rudolf Zitzmann Verlag: Lauf bei Nuernberg.
- Goodfried, M., y King, R. (1997), "The New Neoclassical Synthesis and the Role of Money", NBER. Volumen anual.
- Goodfriend, M. (2000), "Overcoming the Zero Bound on Interest Rate Policy", *Journal of Money, Credit and Banking* 32(4), pp. 1007-1035.

- Guidotti, P.E., y C. Vegh (1993), "The Optimal Inflation Tax when Money Reduces Transaction Costs: A Reconsideration", *Journal of Monetary Economics* 31(2), pp. 189-205.
- Guo, H., y R. Whitelaw (2001), "Risk and Return: Some New Evidence", Banco de la Reserva Federal de St. Louis. Documento de trabajo 2001-001A.
- Gürkaynak, R.S., B. Sack y E. Swanson (2003), "The Excess Sensitivity of Long-Term Interest Rates: Evidence and Implications for Macroeconomic Models", Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Hamada, K. (1997), "Inflation Risks, Ageing of the Population, and the Functions of Public and Personal Pensions", IPTP. Informe mensual 107, agosto.
- Henderson, D., y W. McKibbin (1993), "A Comparison of Some Basic Monetary Policy Regimes for Open Economies: Implications of Different Degrees of Instrument Adjustment and Wage Persistence", *Carnegie-Rochester Series on Public Policy* 39, pp. 221-317.
- Hetzel, R.L. (1999), "Japanese Monetary Policy: A Quantity Theory Perspective", *Economic Quarterly* 85, pp. 1-26.
- Jeanne, O. (1997), "Generating Real Persistent Effects of Monetary Shocks: How Much Nominal Rigidity Do We Really Need?", NBER. Documento de trabajo 6258.
- Judd, K.L. (1996), "Approximation, Perturbation, and Projection Solution Methods in Economics", en D.A. Kendrick y H. Amman (eds.): *Handbook of Computational Economics*. Amsterdam: North Holland.
- Judd, K.L. (1998), "Numerical Methods in Economics", MIT Press.
- Keynes, J.M. (1923), "A Tract on Monetary Reform", en E. Johnson y D. Moggridge (eds.): *The Collected Writings of John Maynard Keynes*, volumen IV, Macmillan Cambridge University Press.
- Keynes, J.M. (1936), "The General Theory of Employment, Interest and Money", en E. Johnson y D. Moggridge (eds.): *The Collected Writings of John Maynard Keynes*, volumen VII, Macmillan Cambridge University Press.
- Kimbrough, K. (1986), "The Optimum Quantity of Money Rule in the Theory of Public Finance", *Journal of Monetary Economics* 18, pp. 277-284.

- Kimura, T., H. Kobayashi, J. Muranaga y H. Ugai (2002), "The Effect of Quantitative Monetary Easing at Zero Interest Rates", *mimeo*.
- Krugman, P.R. (1998), "It's Back: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap", *Brookings Papers on Economic Activity* 49(2), pp. 137-206.
- Lansing, K.J. (2001), "Learning about a Shift in Trend Output: Implications for Monetary Policy and Inflation", Banco de la Reserva Federal de San Francisco. Documento de trabajo 00-16.
- Lilico, A. (2002), "The Liquidity Trap and Price-Level Targeting", *Economic Affairs* 22(2), pp. 47.
- Lucas Jr., R.E. (2000), "Welfare and Inflation", *Econometrica* 68, pp. 247-274.
- McCallum, B.T. (2000), "Theoretical Analysis Regarding a Zero Lower Bound on Nominal Interest Rates", *Journal of Money, Credit and Banking* 32(4), pp. 870-904.
- McCallum, B.T., y E. Nelson (2000), "Timeless Perspective vs. Discretionary Monetary Policy in Forward-Looking Models", NBER. Documento de trabajo 7915.
- McGrattan, E.R. (1999), "Application of Weighted Residual Methods to Dynamic Economic Models", en R. Marimón y A. Scott (eds.): *Computational Methods for the Study of Dynamic Economies*, Oxford University Press.
- Meltzer, A.H. (1999), "Liquidity Claptrap", *The International Economy* (noviembre-diciembre), pp. 18-23.
- Mulligan, C.B., y X. Sala-i-Martin (1997), "The Optimum Quantity of Money: Theory and Evidence", *Journal of Money Credit and Banking* 29(4), pp. 687-715, noviembre.
- Nicolini, J. (1997), "Tax Evasion and the Optimal Inflation Tax", *Journal of Development Economics* 55, pp. 215-232.
- Okina, K. (1999), "Monetary Policy Under Zero Inflation: A Response to Criticisms and Questions Regarding Monetary Policy", Instituto para estudios monetarios y financieros del Banco de Japón. Documento de discusión 99-e-20.
- Okun, A. (1971), "The Mirage of Steady Inflation", *Brookings Papers on Economic Activity* 1971:2, pp. 485-498.
- Okun, A. (1975), "Inflation: Its Mechanics and Welfare Costs", *Brookings Papers on Economic Activity* 1975:2, pp. 351-390.



- Orphanides, A., y V. Wieland (1998), "Price Stability and Monetary Policy Effectiveness when Nominal Interest Rates are Bounded at Zero", Banco de la Reserva Federal. Documento de trabajo FEDS 1998-35.
- Phelps, E. (1973), "Inflation in the Theory of Public Finance", *Scandinavian Journal of Economics* 75, pp. 67-82.
- Pigou, A.C. (1950), "Keynes General Theory: A Retrospect", en A.C.Pigou (ed.): *Collected Economic Writings*, volumen 13.
- Posen, A.S. (1998), "Restoring Japan's Economic Growth", editado por el Instituto de economía internacional, Washington D.C.
- Reifschneider, D., y J.C. Williams (2000), "Three Lessons for Monetary Policy in a Low Inflation Era", *Journal of Money, Credit and Banking* 32(4), pp. 936-966.
- Roberts, J.M. (2001), "How Well Does the New Keynesian Sticky-Price Model Fits the Data?", Banco de la Reserva Federal. Documento de trabajo FEDS 2001-13.
- Rotemberg, J., y M. Woodford (1992), "Oligopolistic Pricing and the Effects of Aggregate Demand on Economic Activity", *Journal of Political Economy* 100(6), pp. 1153-1207.
- Saunders, A. (2000), "Low Inflation: The Behaviour of Financial Markets and Institutions", *Journal of Money, Credit and Banking* 32(4), pp. 1058-1087.
- Summers, L. (1991), "Panel Discussion: Price Stability, How Should Long-Term Monetary Policy Be Determined?", *Journal of Money, Credit and Banking* 23(3), pp. 625-631.
- Svensson, L. (2000), "How Should Monetary Policy Be Conducted in an Era of Price Stability?", NBER. Documento de trabajo 7516.
- Svensson, L. (2001), "The Zero Bound in an Open Economy: A Foolproof Way of Escaping from a Liquidity Trap", *Monetary and Economic Studies* 19, pp. 277-312.
- Svensson, L. (2003), "Optimal Policy with Low-Probability Extreme Events", NBER. Documento de trabajo 10196.
- Taylor, J.B. (1981), "On the Relation Between the Variability of Inflation and the Average Inflation Rate", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 15, pp. 57-86.
- Taylor, J.B. (1993), "Discretion Versus Policy Rules in Practice", *Carnegie-Rochester Series on Public Policy* 39, pp. 195-214.

- Tinsley, P.A. (1999), "Short Rate Expectations, Term Premiums, and Central Bank Use of Derivatives to Reduce Policy Uncertainty", Banco de la Reserva Federal. Documento de trabajo FEDS 1999-14.
- Vegh, C. (1998), "Government Spending and Inflationary Finance: A Public Finance Approach", IMF Staff Papers 36.
- Wolman, A.L. (1997), "Zero Inflation and the Friedman Rule: A Welfare Comparison", *Economic Quarterly* 83(4), pp. 1-21. Banco de la Reserva Federal de Richmond.
- Wolman, A.L. (1999), "Real Implications of the Zero Bound on Nominal Interest Rates", Society for Computational Economics. Documento de trabajo 1152.
- Woodford, M. (1999), "Optimal Monetary Policy Inertia", Princeton University, junio.
- Yun, T. (1996), "Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity and Business Cycles", *Journal of Monetary Economics* 37(2), pp. 345-370.

## 3.7 Apéndice

### 3.7.1 Principales resultados para un valor alternativo del tipo de interés real de equilibrio

Este apéndice recoge los principales resultados bajo el supuesto de un tipo de interés real de equilibrio más elevado: 3 por ciento.

El gráfico A1 muestra la probabilidad de alcanzar el límite inferior para objetivos de inflación entre el -2 y el 4 por ciento cuando el tipo de interés real de equilibrio se fija igual al 3 por ciento. Como cabría esperar, las probabilidades son mucho menores que las indicadas anteriormente, porque el margen de maniobra a disposición de la autoridad monetaria es mucho mayor. En particular, dicha probabilidad cae por debajo de 0.1% para objetivos de inflación iguales o superiores a cero. Nótese que el gráfico A1 no es el resultado de simplemente desplazar el gráfico 6 hacia la izquierda, ya que nuestro modelo tiene explícitamente en cuenta la relación entre la tasa de inflación a largo plazo y la varianza de las perturbaciones.

El gráfico A2 muestra la comparación en términos de bienestar (ganancias de bienestar con respecto a  $\bar{\pi} = -2\%$ ) de los objetivos de inflación mayores o iguales a cero cuando el tipo de interés real de equilibrio es del 3 por ciento. Como cabría esperar, el objetivo de inflación óptimo que resulta del modelo teórico disminuye con respecto al mostrado en el gráfico 7, porque la probabilidad de alcanzar el límite inferior decae y, como consecuencia, también lo hace el coste asociado a los objetivos de inflación más cercanos a cero. En otras palabras, cuando el tipo de interés real de equilibrio es del 3 por ciento, el balance de argumentos presentados en este artículo desaparece, ya que el límite inferior prácticamente no afecta a las decisiones de política monetaria para objetivos de inflación iguales o superiores a cero.

### 3.7.2 Cuadros y gráficos

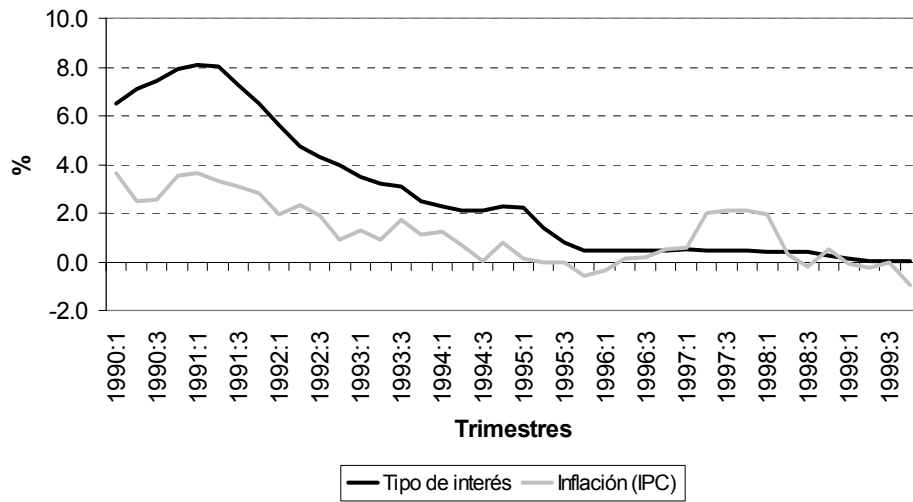
Cuadro 1: Calibración del modelo.

Parámetro	$\gamma$	$\phi$	$\delta_0$	$\delta_1$	$\beta$	$\lambda$	$\theta^\pi$	$\theta^c$	$\bar{r}$	$x$
Valor	3	0.85	0.0036	0.07	0.995	0.05	1.5	0.5	0.02	0.03

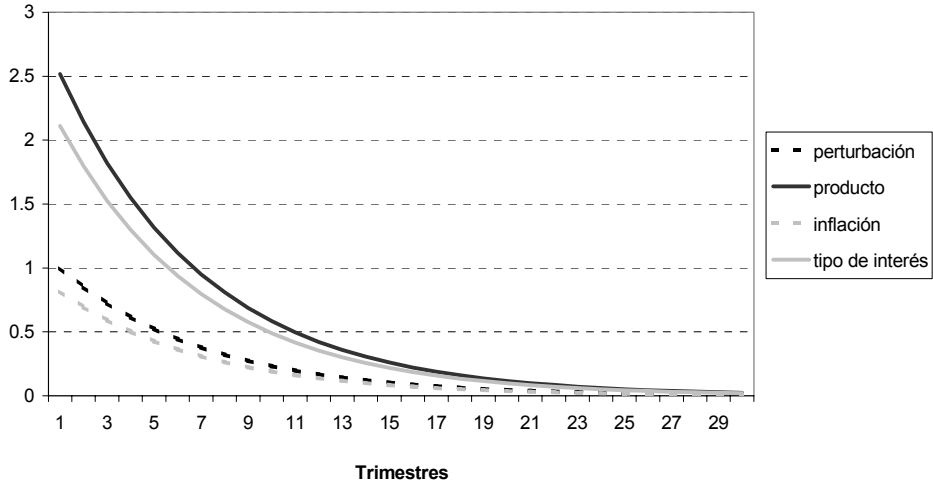
Cuadro 2: Sesgo que surge de la utilización de métodos de solución lineales (errores) en lugar de métodos no lineales.

	$\bar{\pi} = 0\%$	$\bar{\pi} = 1\%$	$\bar{\pi} = 2\%$	$\bar{\pi} = 3\%$	$\bar{\pi} = 4\%$
Media de $c_t$	+ 0.15 %	+ 0.12 %	+ 0.10 %	+ 0.08 %	+ 0.02 %
Media de $\pi_t$	+ 0.05 %	+ 0.04 %	+ 0.03 %	+ 0.03 %	+ 0.01 %

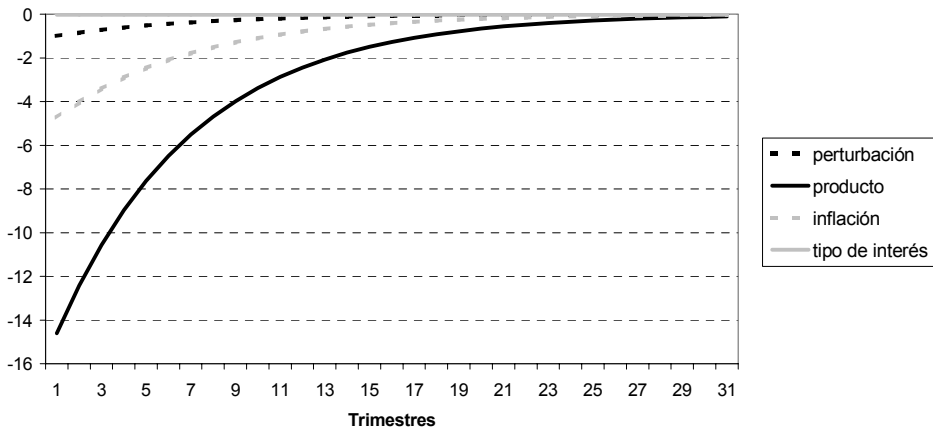
**Gráfico 1: La trampa de la liquidez en Japón**



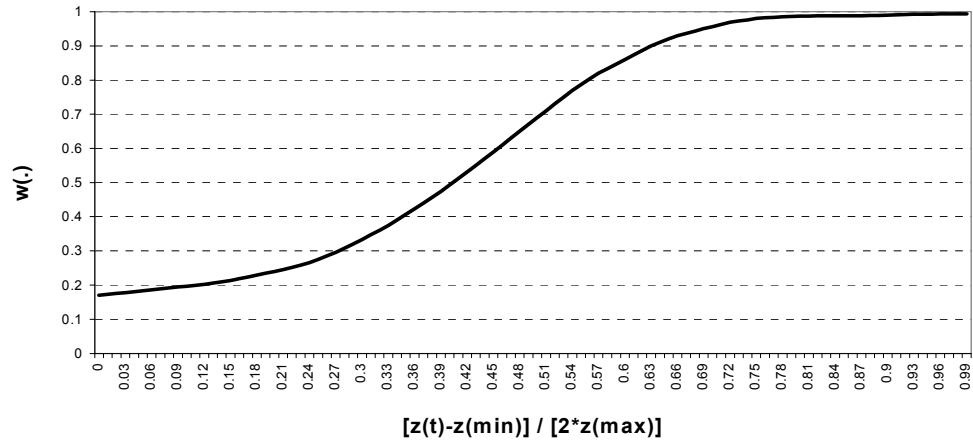
**Gráfico 2: Respuesta a una perturbación positiva si no existe la trampa de la liquidez**



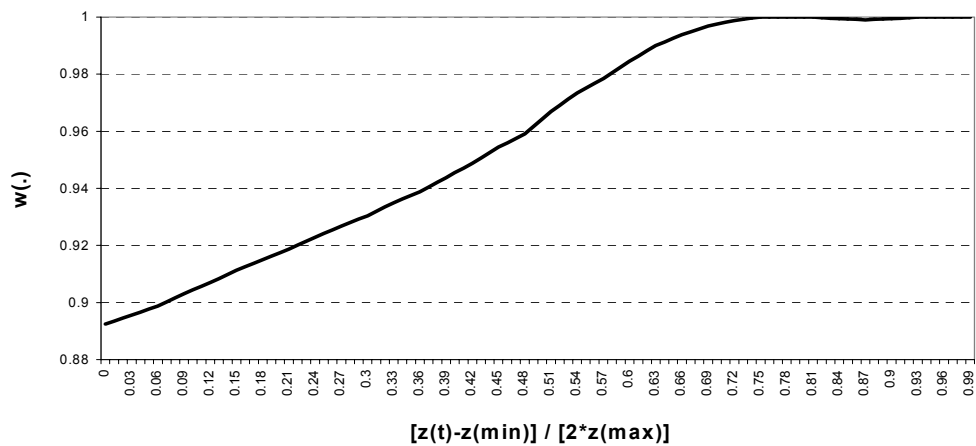
**Gráfico 3: Respuesta a una perturbación negativa en la trampa de la liquidez**



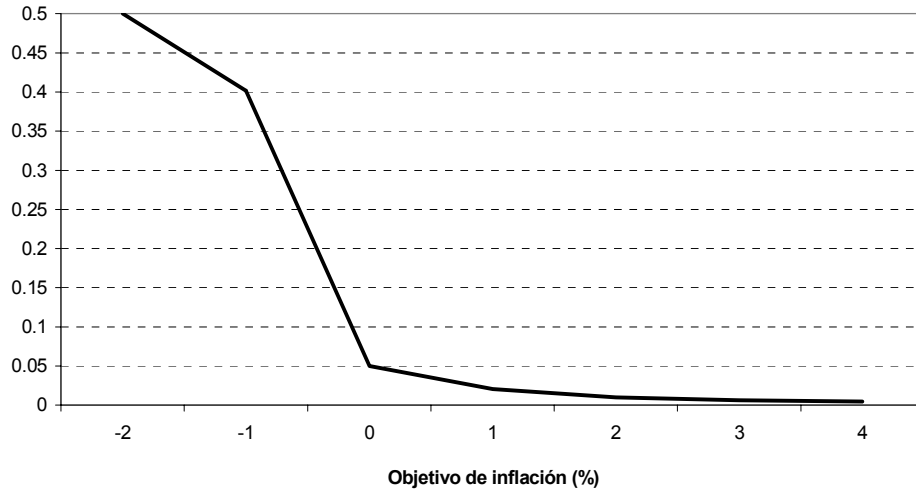
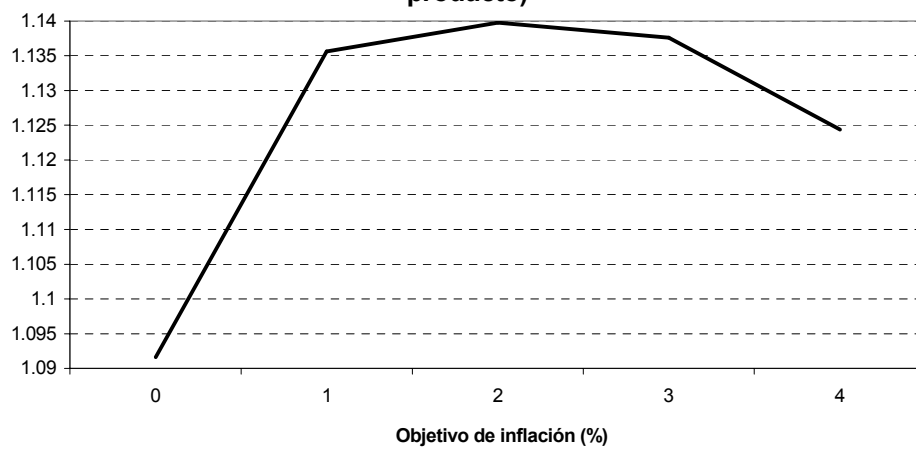
**Gráfico 4: Función de pesos ( $\pi = -2\%$ )**



**Gráfico 5: Función de pesos ( $\pi = 2\%$ )**

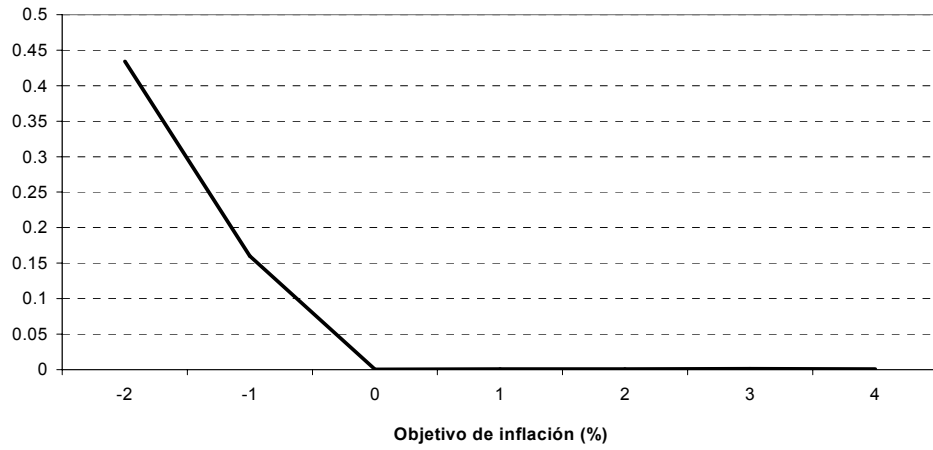


$z_{\min}$  y  $z_{\max}$  han sido elegidos para definir un intervalo simétrico que cubra  $\pm 4$  desviaciones típicas de la variable de estado. El valor de la función de pesos para  $z_t = 0$  se puede encontrar mirando al valor 0.5 en el eje horizontal. Valores positivos de  $z_t$  se representan a la derecha de 0.5 mientras que los negativos están a la izquierda. El valor 0 en el eje horizontal representa un valor de  $z_t$  igual a -4 desviaciones típicas por debajo de la media.

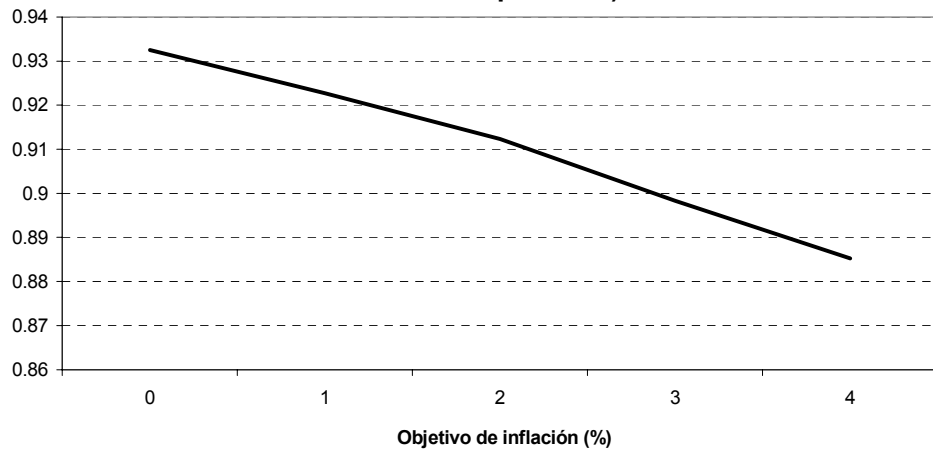
**Gráfico 6: Probabilidad de alcanzar el límite inferior****Gráfico 7: Ganancias de bienestar con respecto a la regla de Friedman (desviaciones típicas de la brecha del producto)**



**Gráfico A1: Probabilidad de alcanzar el límite inferior (r=3%)**



**Gráfico A2: Ganancias de bienestar con respecto a un objetivo de inflación de -2% (r=3%, desviaciones típicas de la brecha del producto)**





## Capítulo 4:

# Política Monetaria con Inercia y el Límite Inferior a los Tipos de Interés

## 4.1 Introducción

Uno de los hechos estilizados en el ámbito del estudio de la política monetaria es que los bancos centrales se comportan de tal forma que generan persistencia en los tipos de interés nominales. En otras palabras, las autoridades monetarias intentan no minar su reputación de firmeza a la hora de decidir los ajustes necesarios en el tipo de interés. Por tanto, los bancos centrales responden a menudo a las perturbaciones mediante el diseño de una senda a medio plazo para el instrumento de política. Dicha senda se caracteriza por desviarse progresivamente del tipo de interés neutral cuando la perturbación afecta a la economía y, posteriormente, por retornar lentamente al tipo de interés neutral una vez que la perturbación ha desaparecido. Es decir, las autoridades monetarias generalmente hacen uso del instrumento de política mediante ajustes de pequeña magnitud en respuesta a una perturbación. Estos ajustes no agresivos son seguidos frecuentemente por sucesivos ajustes en la misma dirección. Y finalmente, una vez que la perturbación desaparece, el banco central suele prolongar en el tiempo la brecha entre el tipo de interés nominal y el tipo de interés neutral (véase el gráfico 1).

Por ejemplo, el sexagésimo octavo informe anual del Banco Internacional de Pagos, BIS, muestra cómo los bancos centrales suelen modificar varias veces los tipos de interés en una misma dirección (lo que se puede denominar “continuaciones”) antes de cambiar el sentido de los ajustes (“correcciones”)<sup>96</sup>. El cuadro 1 ilustra este argumento. Parece obvio que el número de “continuaciones” supera el número de “correcciones” en todos los países analizados<sup>97</sup>.

¿Cuál es la justificación de dicho comportamiento? Una serie de argumentos han salido a la palestra durante los últimos quince años. Como indicó Goodfriend (1991), frecuentes cambios en el tipo de interés de política pueden inducir, hasta cierto punto, un incremento en la incertidumbre y perjudicar el buen funcionamiento del sistema financiero. Además, Ellis y Lowe (1997) señalaron que repetidas “correcciones” en la senda de los tipos de interés nominales pueden ser percibidas por el público como “errores”. Asimismo, Sack (1998b) argumentó que esta tendencia a suavizar los cambios en el instrumento de política puede ser el resultado del proceso de aprendizaje que lleva a cabo la autoridad monetaria sobre los efectos macroeconómicos de sus decisiones. Reifschneider y Williams (2000) defienden una política monetaria con inercia en los tipos de interés puesto que permitiría reducir considerablemente las consecuencias negativas que pueden surgir de la existencia del límite inferior a los tipos de interés nominales. Finalmente, Woodford (1999a)

---

<sup>96</sup> Además, el lapso de tiempo entre ajustes de tipos de interés es significativamente más largo en los casos de “correcciones” que en los de “continuaciones”.

<sup>97</sup> Esta evidencia también es comentada por Sack (1998b). Este autor sugiere que el tipo de interés de los fondos federales pudo seguir sendas predeterminadas mediante largas series de pequeñas modificaciones en la misma dirección. Durante los períodos de tiempo 1974:9-1979:9 y 1984:3-1997:12, el 88% de los cambios en el tipo de interés de los fondos federales fueron “continuaciones”, con una media de 26 días entre ellos, frente a una media de 77 días antes de una “corrección”.

demuestra que, en el contexto de un modelo con expectativas, la política monetaria óptima se caracteriza por un elevado grado de inercia en el tipo de interés.

Este capítulo presenta un panorama de la literatura existente sobre inercia de los tipos de interés nominales y su relación con la política monetaria óptima. Adicionalmente, se trata de investigar en la dirección señalada por Reifschneider y Williams (2000), analizando si la probabilidad de alcanzar la restricción de no negatividad que afecta a los tipos de interés disminuye al incrementar el grado de inercia en el tipo de interés. Finalmente, se calcula el grado óptimo de inercia en el contexto de un modelo neo-keynesiano simple con expectativas. Es importante notar que este estudio se basa en el capítulo 3 de esta tesis, en lo que a la utilización de técnicas de resolución no lineales consistentes con el modelo se refiere. Dichas técnicas permiten calcular las ecuaciones en forma reducida y las expectativas racionales de los agentes.

La sección 2 describe los principales resultados existentes en la literatura sobre persistencia del instrumento de política monetaria y su relación con la estrategia óptima de un banco central. La sección 3 presenta el modelo teórico y muestra los detalles de la técnica de resolución no lineal. La sección 4 expone los resultados principales del trabajo: por una parte, la probabilidad de alcanzar el límite inferior bajo diferentes objetivos de inflación y grados de inercia del tipo de interés nominal; por otra parte, se calcula el grado óptimo de inercia para diferentes objetivos de inflación. Las conclusiones y las futuras líneas de investigación se recogen en la sección 5.

## 4.2 Revisión de la literatura sobre persistencia de los tipos de interés

### 4.2.1 Evidencia empírica

*“¿Qué se puede hacer para evitar equivocarse? En primer lugar, ser cautos. No hagas virar demasiado al barco. Si haces un uso desmesurado del timón, un año después puedes encontrarte chocando con las rocas” (Alan Blinder, 1998).*

Existe un consenso considerable entre los investigadores, los periodistas y los banqueros centrales acerca del elevado grado de inercia que exhiben en la práctica los tipos de interés que son utilizados como instrumento de política monetaria. De hecho, el New York Times publicó en 1997 que “una vez que la Reserva Federal comienza a subir los tipos de interés, lo natural es que observemos diversas subidas de tipos posteriormente”<sup>98</sup>. Además,

---

<sup>98</sup> Cita tomada de Sack (1998a).

Mankiw (1987) afirma que “a lo largo de la mayor parte de la historia reciente, los tipos de interés nominales y las tasas de incremento de los precios y la cantidad de dinero han mostrado una persistencia significativa”.

Este punto de vista es compartido por la mayoría de los académicos. Entre otros, Goodfriend (1991) menciona que los ajustes del instrumento de política se realizan de forma discontinua, una vez que se ha acumulado la suficiente información como para justificar cada ajuste. De esta forma, la Reserva Federal pospone o reparte en el tiempo ajustes en el tipo de interés que de otra forma deberían implementarse sin retraso. En esta misma línea, Goodhart (1996) afirma que otros bancos centrales muestran un comportamiento similar, aunque la probabilidad de que un ajuste en el tipo de interés sea seguido por subsiguientes ajustes en la misma dirección es más alta para la Reserva Federal.

Caplin y Leahy (1996) consideran importante el hecho de que la autoridad monetaria, motivada por tímidas o incluso negativas tasas de crecimiento del producto, se sienta tentada a incentivar la recuperación de la economía disminuyendo los tipos de interés. Sin embargo, el miedo a resucitar tasas de inflación demasiado elevadas hace que el banco central sea extremadamente cauto en sus decisiones. Así, la actuación de los bancos centrales puede ser compatible con un proceso de búsqueda del estímulo óptimo. En este mismo sentido, Sack (1998a, 1998b) indica que la Reserva Federal ha implementado tradicionalmente los cambios en el tipo de interés de los fondos federales por medio de largas series de pequeños ajustes. Finalmente, Meulendyke (1990) sugiere que la Reserva Federal podría no desear ajustes en el tipo de interés de los fondos federales que fuesen considerables en magnitud, en parte porque podría existir una tendencia a evitar en lo posible los cambios frecuentes de dirección en la serie temporal del instrumento de política. Así, mediante pequeños ajustes, se minimiza el peligro de tener que corregir modificaciones pasadas en el tipo de interés.

El análisis empírico del grado de inercia de los tipos de interés puede ser dividido en tres grupos: estimación de la función de reacción de la autoridad monetaria, análisis de la estructura temporal de tipos de interés y, por último aunque no menos importante, los análisis de duración.

### Estimación de la función de reacción del banco central

Una ingente cantidad de artículos de investigación<sup>99</sup> han aportado evidencia sobre la persistencia de los tipos de interés utilizados como instrumento de política monetaria en los países industrializados. Muchos de estos análisis se basan en la estimación de la función de reacción de la autoridad monetaria,

$$\begin{aligned}\bar{i}_t &= \bar{r}_t + \bar{\pi}_t + f(I_t) \\ i_t &= \rho i_{t-1} + (1 - \rho)\bar{i}_t + \varepsilon_t\end{aligned}\quad [4.1]$$

<sup>99</sup> Véase, entre muchos otros, Sack (1998b), Clarida, Galí y Gertler (1998) o, más recientemente, Gerdesmeier y Roffia (2003).

donde  $\bar{r}_t$  representa el tipo de interés real de equilibrio;  $\bar{\pi}_t$  denota la tasa de inflación de largo plazo (o alternativamente el objetivo de inflación del banco central);  $f(I_t)$  es una función de las variables que pertenecen al conjunto de información de la autoridad monetaria en el periodo  $t$ ,  $I_t$  (probablemente incorporando predicciones de variables macroeconómicas futuras);  $\rho$  designa el parámetro de inercia;  $\bar{i}_t$  representa el tipo de interés que el banco central habría elegido en el periodo  $t$  en ausencia de inercia en los tipos de interés (cuando  $\rho = 0$ ) y de perturbaciones aleatorias o “errores” de política,  $\varepsilon_t$ . Finalmente,  $i_t$  es el tipo de interés nominal utilizado como instrumento de política monetaria en el periodo de tiempo  $t$ . Nótese que en presencia de inercia ( $\rho > 0$ ), el tipo de interés de política,  $i_t$ , puede desviarse del valor apropiado del tipo de interés  $\bar{i}_t$  según la situación macroeconómica contemporánea ( $I_t$ ).

Un candidato natural para medir el grado de inercia de la política monetaria sería el valor de las estimaciones del parámetro  $\rho$ . En este sentido, Clarida, Galí y Gertler (1998) señalan que una simple regla de Taylor (véase Taylor, 1993) no es capaz de captar la tendencia de los bancos centrales a suavizar la senda de los tipos de interés. Por esta razón, estos autores incluyen un retardo del tipo de interés en la especificación de la regla de Taylor y emplean datos mensuales para estimar los parámetros de la ecuación [4.1]. Los principales resultados de este ejercicio se presentan en las primeras seis filas del cuadro 2. Todas las estimaciones de  $\rho$  están por encima de 0.90<sup>100</sup>, revelando un grado de inercia en la política monetaria bastante elevado<sup>101</sup>.

Otros estudios que llevan a cabo ejercicios comparables al anteriormente mencionado son, por ejemplo, Sack (1998b), el capítulo primero de esta tesis y Gerdesmeier y Roffia (2003). El primero estima los parámetros de la función de reacción de la Reserva Federal durante el mandato de Greenspan utilizando datos trimestrales. Este autor obtiene un valor estimado del parámetro de inercia de 0.63 (con una desviación típica de 0.08). Por otra parte, como se ha descrito en el capítulo 1, se ha empleado información en tiempo real para estimar la función de reacción del Banco de España (véase el cuadro 2, fila 7), encontrando una estimación del parámetro de inercia muy similar a los resultados de Clarida, Galí y Gertler (1998). Finalmente Gerdesmeier y Roffia (2003) estiman la función de reacción para la zona euro en su conjunto, agregando datos mensuales desde 1985 de los países de la zona euro. Estos autores experimentan con un amplio abanico de especificaciones (modificando o bien la función  $f(I_t)$  o bien el procedimiento de estimación). También obtienen estimaciones cercanas a la unidad del parámetro de inercia (véase el cuadro 2, fila 8).

<sup>100</sup> Por ello, Fuhrer y Moore (1995) estiman funciones de reacción con el *cambio* en el tipo de interés en EE.UU. como variable dependiente, en lugar del *nivel* del tipo de interés.

<sup>101</sup> Los errores estandar asociados a estas estimaciones son generalmente muy reducidos (alrededor de 0.01).

### **Análisis de la estructura de plazos de los tipos de interés**

Una vía de investigación alternativa para examinar, desde un punto de vista empírico, el grado de persistencia de los tipos de interés consiste en analizar la curva de plazos de tipos de interés. Si los agentes anticipan que un cambio en los tipos de interés no será revertido inmediatamente sino que es probable que persista por un periodo de tiempo relativamente largo, las decisiones del banco central pueden afectar a los tipos de interés a más largo plazo (Gürkaynak, Sack y Swanson, 2003).

En este sentido, Cook y Hahn (1989) demuestran que los cambios en el objetivo del tipo de interés de los fondos federales son muy persistentes y en muy pocas ocasiones se revierten. Estiman la respuesta de los tipos de interés de mercado (para plazos entre 3 meses y 20 años) a variaciones en el objetivo del tipo de interés de los fondos federales, con datos desde septiembre de 1974 a septiembre de 1979. El principal resultado que se puede extraer de su análisis es que ajustes en el tipo de interés de los fondos federales han provocado cambios considerables en los tipos de interés a corto plazo, modestos en el medio plazo y pequeños pero significativos en el largo plazo. En concreto, los tipos de la deuda a corto plazo aumentaron por término medio entre 50 y 55 puntos básicos en respuesta a un incremento del 1 por ciento en el objetivo del tipo de interés de los fondos federales. En el otro extremo de la curva de tipos, los tipos de la deuda a 20 años apenas subieron 10 puntos básicos. En el contexto de la teoría de las expectativas de la estructura de plazos de los tipos de interés, esta tendencia en las reacciones de los tipos de mercado a lo largo de los diferentes plazos es compatible con la posibilidad de que el mercado espere que los ajustes en el tipo de interés de política prevalezcan durante un año, aproximadamente<sup>102</sup>.

Los resultados de otros autores, como Fama (1984), Mishkin (1988), Hardouvelis (1988), Simon (1990) para los tipos de interés a corto plazo, o Fama y Bliss (1987) para los tipos de interés a largo plazo, son consistentes con esta idea.

### **Análisis de duración**

Mediante los análisis de duración se pretende calcular la probabilidad de que un evento tenga lugar como función del tiempo y de otros determinantes. Por tanto, en el contexto de la inercia en la política monetaria, esta herramienta econométrica permite estimar la probabilidad de que un ajuste en el tipo de interés de política sea seguido, en un determi-

---

<sup>102</sup> Resultados opuestos fueron obtenidos por Shiller, Campbell y Schoenholtz (1983) para el caso estadounidense. Estos autores encuentran que la información contenida en el diferencial entre los tipos de la deuda a seis y a tres meses no es significativa para predecir los cambios futuros del tipo de la deuda a tres meses. Sin embargo, Mankiw y Miron (1986) afirman que la no significatividad de la información en dicho diferencial no es un signo de un fallo en la teoría de las expectativas. De hecho, según estos autores, la Reserva Federal habría suavizado las fluctuaciones en los tipos de interés a corto plazo, ajustando los tipos de interés de los fondos federales como si siguiesen un paseo aleatorio. De esta forma, se eliminaría cualquier componente predictivo en el diferencial de tipos.



nado periodo de tiempo, por otro ajuste en la misma dirección (una “continuación”) o, por el contrario, sea revertido (una “corrección”).

Este es el enfoque que utiliza Rudebusch (1995). Mediante simple inspección visual, se puede apreciar que casi el 75 por ciento de los ajustes (tanto aumentos como recortes) en el objetivo del tipo de interés de los fondos federales (desde 1974:9 a 1979:9 y desde 1984:3 a 1992:9) se encuentran en el intervalo entre 12.5 y 25 puntos básicos. Además, 87 incrementos en los tipos fueron rápidamente seguidos por subsiguientes aumentos, mientras que sólo en 11 ocasiones les siguió un recorte. De forma similar, un recorte en el objetivo de tipos es generalmente acompañado por posteriores recortes adicionales. Este análisis descriptivo se complementa con un modelo empírico cuyo objetivo es estimar las probabilidades de que el suceso “varios ajustes en la misma dirección del tipo de interés de política” tenga lugar. El principal resultado de dicho modelo es que en las primeras semanas tras un ajuste del instrumento de política, es muy poco probable que la Reserva Federal revierta dicho ajuste. Además, la Reserva Federal parece estar moderadamente más dispuesta a elegir “continuaciones” que “correcciones”.

#### 4.2.2 Argumentos teóricos que justifican la inercia en la política monetaria

En este contexto, los economistas han tratado de buscar explicaciones teóricas que justifiquen la inercia de los tipos de interés que son utilizados como instrumento por las autoridades monetarias. A pesar de que durante la década de los setenta se expresaron distintos argumentos en contra de reglas de tipos de interés con o sin inercia (véase Sargent y Wallace, 1975<sup>103</sup>, o Poole, 1978<sup>104</sup>), se ha conseguido un consenso mayoritario en la

---

<sup>103</sup> Sargent y Wallace (1975) presentan un modelo macroeconómico *ad hoc*, compuesto de una oferta agregada a la Lucas, una curva IS, una curva LM, una ecuación que determina la capacidad productiva y, finalmente, la regla de política monetaria. A partir de ahí, los autores comparan los resultados de aplicar dos estrategias alternativas de política monetaria. Una de ellas consiste en escoger el tipo de interés periodo a periodo, permitiendo que la oferta de dinero tome el valor que satisfaga su demanda. La otra es fijar la cantidad de dinero periodo a periodo, aceptando el tipo de interés que vacíe el mercado de dinero. El principal resultado sugiere que la unicidad de equilibrio no está garantizada si la autoridad monetaria escoge fijar el tipo de interés, independientemente de los cambios en dicho tipo de interés periodo a periodo. Esto se produce porque el público correctamente espera que la autoridad monetaria suministrará al mercado cualquier cantidad de dinero que los agentes demanden al tipo de interés fijado. Por tanto, los agentes consideran que cualquier incremento en los precios será acompañado por un incremento similar en la cantidad de dinero, por lo que no existiría ningún ancla que determinase el nivel de precios esperado. Sin embargo, McCallum (1981) responde a este argumento en el contexto del modelo presentado por Sargent (1979), compuesto por una curva IS, una curva LM, una curva de Phillips y una regla de tipos de interés. Demuestra que el resultado de Sargent y Wallace no es completamente general, porque no se mantiene cuando la autoridad monetaria utiliza una regla de tipos de interés en la que el instrumento de política se ve influenciado por la cantidad de dinero demandada.

<sup>104</sup> Poole (pp. 106-110) afirmó que la persistencia de los tipos de interés provocaría inestabilidad macroeconómica, porque induciría un comportamiento demasiado procíclico en la cantidad de dinero.

profesión acerca de los beneficios de generar persistencia en el instrumento de política monetaria. Los siguientes párrafos tratan de dar algunos detalles de las explicaciones más conocidas.

### **El sesgo de estabilización**

Implicitamente sugerido por Kydland y Prescott (1980), este enfoque ha sido elaborado detalladamente por Woodford (1999a)<sup>105</sup>: el elemento clave en su argumento es que la política discrecional podría ser ineficiente incluso en ausencia del sesgo en la media de la tasa de inflación (Barro y Gordon, 1983) si el banco central pretendiese minimizar la función de pérdida social (es decir, la que se deriva de la función de utilidad del agente representativo). En este contexto, la política óptima bajo discrecionalidad induce menos inercia que la regla de política óptima cuando el banco central puede comprometerse creíblemente<sup>106</sup>. En un entorno con expectativas, el banco central puede obtener muchos mejores resultados macroeconómicos si se compromete a seguir una regla de política. Este compromiso permite al banco central afectar las expectativas de los agentes acerca de las variables macroeconómicas futuras y, por tanto, la autoridad monetaria se enfrentará a un ratio de sacrificio más favorable a la hora de estabilizar la tasa de inflación y la brecha del producto.

La intuición que subyace tras la optimalidad de la inercia de los tipos de interés es clara. Supongamos que la economía se ve afectada por una perturbación transitoria positiva sobre la tasa de inflación. Si los agentes esperan un incremento sostenido del tipo de interés como reacción de la autoridad monetaria, las expectativas de inflación caerán. Como consecuencia, mantener bajo control las expectativas de inflación permite hasta cierto punto mitigar los efectos negativos de la perturbación inicial sobre la inflación presente<sup>107</sup>. Por tanto, un banquero central que sea capaz de comprometerse de forma creíble a seguir una regla con inercia se enfrentará a un ratio de sacrificio mucho más favorable que en el caso discrecional, ya que en este último escenario no es óptimo cumplir los posibles compromisos previos para mantener tipos de interés elevados una vez que la perturbación ha desaparecido.

---

<sup>105</sup> En la misma línea, véanse King y Wolman (1999), Söderström (2001) o Svensson and Woodford (2004).

<sup>106</sup> Esta ineficiencia puede ser mitigada en el caso discrecional mediante la delegación de las decisiones de política monetaria a un banquero central con una función de pérdida debidamente seleccionada (véase la subsección 4.2.3 de este mismo capítulo).

<sup>107</sup> Este efecto de la política monetaria a través del canal de las expectativas de inflación es lo que permite que, en el contexto de un modelo con expectativas racionales, una regla con inercia sea superior en términos de bienestar a una regla sin inercia (aunque ambas sean perfectamente creíbles por definición). La regla con inercia contrarresta los efectos de una perturbación inflacionista transitoria mediante dos canales: unas expectativas de menor inflación en el futuro y una subida contemporánea de los tipos de interés. La regla sin inercia sólo actúa a través de un aumento contemporáneo de los tipos de interés. Esto provoca que el incremento en el instrumento de política tenga que ser mayor en magnitud bajo una regla sin inercia, lo que induce una mayor caída en el producto real.

Sin embargo, existe un sacrificio que el banco central debe asumir como consecuencia de su compromiso, y es que la autoridad monetaria debe seguir su regla de tipos de interés con inercia cada periodo, incluso cuando el tipo de interés resultante puede ser perjudicial para la economía desde un punto de vista estático. De hecho, en este tipo de situaciones, el tipo de interés que surge de aplicar la regla de política podría ser muy diferente del que elegiría un banquero central bajo discrecionalidad al minimizar la función de pérdida social. A pesar de ello, como afirma Woodford (1999a), “incluso cierta cantidad de dicho sufrimiento merece la pena, si el compromiso puede hacerse creíblemente, para controlar rápidamente los incrementos en el nivel de precios”.

### **Desajustes en los mercados de capitales**

Este argumento fue elaborado en primer lugar por Cukierman (1989). El punto central reside en que los contratos de préstamo convencionales que ofrecen los bancos comerciales están caracterizados por plazos relativamente largos y tipos de interés predeterminados. Por el contrario, los contratos de depósito típicamente exhiben plazos relativamente cortos y, como consecuencia, reaccionan rápidamente a cambios en los tipos de interés, en las condiciones de crédito o a perturbaciones en la demanda de dinero. Por esta razón, la inercia en los tipos de interés protege al sistema bancario de sufrir flujos de caja negativos como consecuencia del incremento en el coste de los pasivos. Además, permite limitar el riesgo de insolvencias generalizadas entre los intermediarios financieros.

En esta misma línea se manifiestan Clarida, Galí y Gertler (1998) y Rudebusch (1995)<sup>108</sup>, quien destaca que tanto la Reserva Federal como la prensa financiera pueden considerar que la estabilidad en los tipos de interés es beneficiosa para prevenir desajustes en los mercados financieros. Por ejemplo, el Wall Street Journal (1994) citó al presidente de la Reserva Federal, Alan Greenspan, quien mencionaba que la autoridad monetaria en los Estados Unidos llevó a cabo “moderados y deliberados” ajustes al alza en el instrumento de política monetaria a comienzos de 1994 “para no generar problemas en los mercados financieros”.

### **Procesos de aprendizaje**

Brainard (1967) abrió esta vía de investigación, obteniendo el ya conocido resultado de que la incertidumbre acerca de los verdaderos valores de los parámetros del modelo atenúa las reacciones óptimas del instrumento de política monetaria, para tratar de minimizar la varianza de los efectos macroeconómicos resultantes. Por tanto, la existencia de incertidumbre podría dar lugar a inercia en la política monetaria. Tres décadas más tarde, Balvers y Cosimano (1994) exploran este resultado en el contexto de una política monetaria

---

<sup>108</sup> Véase también Blinder (1998), en donde se menciona que “en mi opinión, la preocupación por la estabilidad financiera es la mejor forma de racionalizar la inclusión de los cambios en el tipo de interés en la función de pérdida del banco central”.

encaminada a reducir la tasa de inflación. Estos autores obtienen que puede resultar óptimo reducir la tasa de inflación lenta y progresivamente, puesto que de esta forma se minimiza la incertidumbre acerca de los efectos de las medidas de política monetaria. Además, Wieland (1998) encuentra que la incertidumbre sobre los parámetros de la curva de Phillips puede dar lugar a tímidas reacciones del instrumento de política a las desviaciones de la tasa de inflación con respecto al objetivo, lo que permitiría explicar la persistencia de los tipos de interés<sup>109</sup>.

Relacionado con esto, Caplin y Leahy (1996) tratan de racionalizar el elevado grado de persistencia de los tipos de interés nominales proponiendo que la autoridad monetaria podría experimentar con los ajustes del tipo de interés en busca del estímulo óptimo. De hecho, estos autores presentan un modelo en que el banco central se enfrenta a cierto grado de incertidumbre. Como consecuencia, la autoridad monetaria tiene que tratar de aprender acerca del estado de la economía a partir de las respuestas a los ajustes en el instrumento de política. En el modelo, además, hay dos agentes que poseen proyectos de inversión que no son rentables dado el estado inicial de la economía (recesión). Tras la perturbación negativa que da lugar a la recesión, el banco central respondería rebajando moderadamente los tipos de interés y esperando a ver cuál es la respuesta de la economía. Si la recesión persiste, la autoridad monetaria disminuiría de nuevo los tipos de interés. Si, por el contrario, empiezan a apreciarse síntomas de recuperación, el banco central permanecería a la espera y empezaría a preocuparse por el control de las potenciales presiones inflacionistas. No obstante, un subproducto negativo de dicho comportamiento puede aparecer si los inversores potenciales son conscientes de que la autoridad monetaria ajustará a la baja el tipo de interés tantas veces como sea necesario para frenar la recesión. Si esto es así, los inversores pueden encontrar óptimo retrasar sus planes de inversión a la espera de tipos de interés más favorables. En este caso, moderados y progresivos recortes en el tipo de interés pueden resultar infructuosos a la hora de fomentar la recuperación económica. Por tanto, los banqueros centrales más aversos a la inflación ejecutarán políticas monetarias con un elevado grado de inercia, mientras que los más aversos al desempleo reducirán los tipos de interés más agresivamente.

La relación entre el grado de incertidumbre macroeconómica a la que se enfrenta el banco central y sus consecuencias para el desempeño óptimo de la política monetaria ha sido explorada también por Sack (1998a, 1998b)<sup>110</sup>, a partir de un modelo compuesto por una curva IS (con incertidumbre acerca de la pendiente y de la constante) y una función de pérdida social que penaliza las desviaciones entre el producto y el objetivo de política. El proceso de aprendizaje del banco central se modeliza haciendo uso del filtro de Kalman. Obviamente, en este modelo la autoridad monetaria se enfrenta a cierta incertidumbre en relación al resultado de sus decisiones de política. Este hecho provoca que los ajustes en el

<sup>109</sup> Este mismo resultado también ha sido destacado por el BIS (1998) que defiende que la incertidumbre sobre las perspectivas macroeconómicas y la efectividad de los mecanismos de transmisión de la política monetaria pueden generar políticas monetarias con inercia.

<sup>110</sup> Véase también Ellison (2003).

tipo de interés se limiten a pequeñas modificaciones ya que la autoridad monetaria trata de minimizar en lo posible la incertidumbre que rodea al resultado de su política. Posteriores alteraciones en el instrumento de política permiten obtener nueva información y aprender sobre los valores de los parámetros, lo que permite a su vez nuevos ajustes en el tipo de interés. Es decir, este tipo de procesos de aprendizaje puede generar política monetaria con inercia.

### **Pérdidas de credibilidad**

Íntimamente relacionado con el enfoque precedente, este argumento fue inicialmente expuesto por Ellis y Lowe (1997), en un marco en el que existe información asimétrica entre el banco central y el público. Si la autoridad monetaria no dispone de información perfecta sobre los detalles del modelo que rige la economía, alteraciones frecuentes en el sentido de los ajustes del tipo de interés nominal podrían hacer aparecer algunas dudas acerca de la capacidad de la autoridad monetaria para conocer el funcionamiento de la economía. Por ello, dichos cambios de sentido podrían ser interpretados como intentos del banquero central de corregir sus propios errores.

Este argumento ha sido también mencionado por Clarida, Galí y Gertler (1998) y Williams (1999). En particular, este último se refiere al hecho de que la autoridad monetaria puede desear evitar dichas “correcciones” debido al temor de que puedan ser interpretadas como “errores” y, eventualmente, minar la independencia y la credibilidad del banco central.

### **Necesidad de conseguir consenso**

Esta explicación alternativa para la existencia de inercia en la política monetaria fue apuntada por Clarida, Galí y Gertler (1998), y explorada en profundidad por Dittman, Gavin y Kydland (1999), quienes desarrollan un modelo teórico con una función objetivo intertemporal del banco central, una ecuación de oferta agregada a la Lucas (incorporando persistencia en la brecha del producto), y el supuesto de expectativas racionales. En el contexto de este modelo y bajo un elevado grado de persistencia en la brecha del producto, un banco central que fija un objetivo en términos del nivel de precios (en lugar de en términos de la tasa de inflación) puede conseguir enfrentarse a un ratio de sacrificio más favorable para estabilizar la economía. Si el comité encargado de decidir los ajustes en el tipo de interés está integrado por dos tipos de agentes (un tipo A, que prefiere un objetivo en términos de inflación, y un tipo B, que prefiere un objetivo para el nivel de precios), el equilibrio de Cournot del modelo implica que los movimientos del instrumento de política van a depender, entre otras cosas, de un factor de corrección del error en términos de un índice de precios agregado<sup>111</sup>. Este mecanismo de corrección del error generará inercia en las deci-

---

<sup>111</sup> Este factor de corrección del error proviene de la existencia de agentes del tipo B.

siones de política monetaria (véase la subsección 4.2.3 para encontrar la explicación de por qué un objetivo en términos del nivel de precios puede generar persistencia de los tipos de interés) y limitará el ensanchamiento de los intervalos de confianza (característico bajo un objetivo de inflación) de la esperanza del nivel de precios al aumentar el horizonte de predicción.

### **Efectos sobre los tipos de interés a largo plazo**

Goodfriend (1991) recomienda que un banco central que tiene como objetivo estabilizar el producto y los precios debe lógicamente generar persistencia en el instrumento de política ya que tanto el producto como los precios no reaccionan generalmente a los ajustes en el tipo de interés a corto plazo, sino a los tipos a más largo plazo (a tres o seis meses al menos). Por ello, una autoridad monetaria que confiere inercia a los tipos a corto, si se cumple el teorema de las expectativas de la estructura de plazos (véase más arriba), puede ser capaz de manipular más fácilmente los tipos de interés a más largo plazo.

Esta aportación es consistente con la evidencia econométrica obtenida por Tinsley (1998)<sup>112</sup>, quien encontró que “los tipos reales a 5 ó 10 años son mejores indicadores del efecto de la política monetaria sobre la demanda agregada que el tipo real a 1 mes”.

Además, Williams (1999) señala que la prima de plazo existente en los títulos de deuda a más largo plazo puede estar positivamente relacionada con la volatilidad de las predicciones del tipo a corto. Si esto es así, existe una relación entre la varianza del instrumento de política y la varianza del producto, a través de las relaciones entre la prima de plazo, el coste de capital y el ratio capital-producto.

### **El límite inferior a los tipos de interés nominales**

El primero en enunciar este argumento fue Summers (1991). Como él señala, la restricción de no negatividad sobre los tipos de interés nominales implica que un objetivo de inflación excesivamente bajo (o, alternativamente, la inflación media a largo plazo) puede no ser consistente con la estabilización de la inflación y del producto. Un objetivo de inflación demasiado ambicioso conlleva que el tipo de interés nominal, en media, se encontrará a niveles relativamente bajos. Por lo tanto, el banco central puede descubrir que no será capaz de implementar grandes recortes del instrumento de política cuando sea necesario. En esa misma línea se manifiesta Wolman (1998)<sup>113</sup>, quien afirma que, en un entorno con expectativas, un objetivo creíble en términos del nivel de precios, en lugar de un objetivo de inflación, puede generar inercia en las decisiones de política monetaria y así hacer más fácil tratar con el problema del límite inferior. Esto sería debido a que el recurso a

---

<sup>112</sup> Véase también Mishkin (1996). Este autor afirma que el tipo de interés a largo plazo, en contraposición al tipo de interés a corto, es el factor más importante en el impacto de la política monetaria sobre el consumo.

<sup>113</sup> Véase también Coulombe (1997).

grandes recortes en el tipo de interés sería menos frecuente (véase más arriba el apartado relativo al sesgo de estabilización)<sup>114</sup>.

Rotemberg y Woodford (1998) y Woodford (1999b) también tratan este problema. Señalan que la restricción de no negatividad genera incentivos a reducir la varianza de los tipos de interés nominales, sobre todo con objetivos de inflación muy bajos. Rotemberg y Woodford (1998) ilustran este aspecto a través de un modelo compuesto por una curva IS en la que el consumo se determina con dos períodos de adelanto, una ecuación de oferta agregada con precios fijados por adelantado, y una regla de política monetaria sin expectativas. Estiman un subconjunto de parámetros del modelo para replicar las funciones de respuesta al impulso generadas por un VAR. Entonces, imponen el límite inferior de una forma indirecta<sup>115</sup> y maximizan el bienestar del agente representativo a través de la elección de la regla de política monetaria. El principal resultado de este ejercicio es que la regla de política monetaria óptima “no sólo exige inercia de los tipos de interés, sino una respuesta explosiva del instrumento de política monetaria a las desviaciones entre la tasa de inflación y el objetivo”<sup>116</sup>. Esta posibilidad de un comportamiento explosivo en el tipo de interés sólo puede ser evitada si desviaciones positivas (negativas) en sus determinantes compensasen las divergencias negativas (positivas) originales generadas por alguna perturbación. Afortunadamente, en el contexto de un modelo con expectativas, la credibilidad de la regla de política permite a la autoridad monetaria modificar las expectativas de los agentes. Ese es el mecanismo a través del cual, en equilibrio, se puede generar la brecha del producto necesaria sin necesidad de realizar ajustes en el tipo de interés<sup>117</sup>.

Por último, aunque no menos importante, Reifschneider y Williams (2000) defienden que una regla de política monetaria con inercia presenta la ventaja de garantizar tipos de interés muy bajos durante un largo periodo de tiempo una vez que se ha alcanzado el límite inferior. De esta forma, según la teoría de las expectativas de la curva de tipos de interés, se pueden reducir los tipos a largo plazo y así generar expectativas inflacionistas. Es decir, la política monetaria puede aún conservar parte de su efectividad, incluso cuando los tipos a corto han caído hasta cero. En definitiva, estos autores encuentran que una regla de política monetaria apropiada (que genere la suficiente inercia en el instrumento de política) puede reducir decisivamente los costes de bienestar derivados de la existencia del límite inferior.

---

<sup>114</sup> Aunque este autor reconoce que aún queda por resolver cómo puede un banco central generar expectativas de inflación positivas cuando los tipos de interés nominales son cero.

<sup>115</sup> Restringiendo la varianza del instrumento de política.

<sup>116</sup> Véase también en este sentido Benhabib, Schmitt-Grohé y Uribe (2003).

<sup>117</sup> Sin embargo, Woodford (1999b) reconoce que los resultados de estas reglas explosivas de política monetaria depende crucialmente del grado de credibilidad del banco central. De hecho, evitar este tipo de reglas puede ser preferible bajo credibilidad imperfecta o durante el proceso de construcción de reputación de la autoridad monetaria.

### 4.2.3 Cómo generar inercia en la política monetaria

Se han propuesto diferentes enfoques para inducir cierto grado de persistencia en los tipos de interés de política. Estos enfoques difieren principalmente en el supuesto acerca de la capacidad del banco central para comprometerse de una forma creíble. Si la autoridad monetaria no es capaz de comprometerse de forma creíble a aplicar una regla de política (es decir, si opera bajo discrecionalidad), la inercia en el instrumento de política puede generarse eligiendo a un banquero central cuya función de pérdida sea algo diferente a la función de pérdida social. Por el contrario, si la autoridad monetaria fuese capaz de comprometerse a aplicar sistemáticamente una regla de política de ahora en adelante, el siguiente paso debe ser diseñar apropiadamente dicha regla. Por último, una propuesta alternativa para proporcionar persistencia al instrumento de política consistiría en ejecutar operaciones con derivados con un título de deuda a largo plazo como subyacente.

#### **Discrecionalidad: la elección del banquero central**

Bajo ciertos supuestos, Woodford (1999a) demuestra que la función de utilidad del consumidor representativo puede ser aproximada mediante una expansión de Taylor de segundo orden. Así, el nivel esperado de bienestar social dependería de la suma esperada descontada de las brechas del producto y de las desviaciones entre la tasa de inflación y el objetivo de política.

En este contexto, la capacidad de comprometerse de forma creíble a implementar sistemáticamente una regla de política monetaria con inercia otorgaría al banco central la posibilidad de estabilizar el producto y la inflación por medio de ajustes del instrumento de política menores en magnitud. El compromiso de la autoridad monetaria tiene dos ventajas. Primero, menores tasas de inflación futuras esperadas moderan las tendencias al alza de los precios en el presente. Por lo tanto, se necesitan ajustes menos drásticos en el tipo de interés para estabilizar la tasa de inflación. Y segundo, las desviaciones esperadas del tipo de interés nominal con respecto a su nivel de equilibrio persistirán incluso después de que la perturbación haya desaparecido. Como las decisiones de gasto dependen en mayor medida de los tipos a largo (véase más arriba), un ajuste relativamente pequeño en los tipos a corto, según la teoría de las expectativas de la curva de tipos, permite al banco central contrarrestar los efectos de las perturbaciones macroeconómicas.

A pesar de esto, ni un sólo banco central en el mundo se ha comprometido a seguir mecánicamente los dictados de una regla de política monetaria. En otras palabras, las autoridades monetarias actúan bajo discrecionalidad, es decir, pueden reoptimizar cada periodo. En este marco, una vez que se ha explicitado el criterio de bienestar de la sociedad (la función de pérdida social), o lo que es lo mismo, la aproximación cuadrática a la función de utilidad del consumidor representativo, parece obvio permitir que el banquero central minimice dicha función de pérdida social periodo a periodo. Sin embargo, al proceder de esta forma (como se indicó al comienzo de la subsección 4.2.2) puede aparecer un sesgo



de estabilización: la política monetaria no generaría el grado óptimo de inercia ya que el banquero central “olvida” las promesas que pudo hacer en el pasado cada vez que tiene que decidir los ajustes en el instrumento de política. Afortunadamente, dicho sesgo de estabilización puede ser evitado, como demuestran Svensson y Woodford (2004), a través de la elección de un banquero central cuya función de pérdida difiera de la función de pérdida social (en el mismo sentido que Rogoff, 1985).

Se han propuesto diferentes esquemas para identificar la función de pérdida óptima que debe minimizar la autoridad monetaria para generar un grado de inercia satisfactorio bajo discrecionalidad. Los detalles de los más relevantes se recogen a continuación.

a) Volatilidad de los tipos de interés nominales:

La solución evidente para evitar variaciones sustanciales en el tipo de interés nominal fue sugerida por Woodford (1999b): asignar al banquero central una función de pérdida que incluya, además de las desviaciones de la inflación y la brecha del producto, un término que penalice la volatilidad de los tipos de interés. De hecho, prácticamente la totalidad de la reducción en la pérdida esperada que puede conseguirse mediante el compromiso óptimo puede ser obtenida por medio de dicha elección de objetivos para el banquero central bajo discrecionalidad<sup>118</sup>.

b) El nivel de precios como objetivo de política:

Sin embargo, existen otras alternativas para generar políticas monetarias con inercia. Presumiblemente, elegir un banquero central con un objetivo en términos del nivel de precios es una de las opciones más conocidas<sup>119</sup>. En este sentido, Svensson (1999)<sup>120</sup> apunta que, bajo discrecionalidad, un objetivo para el nivel de precios permite reducir la volatilidad de la tasa de inflación con respecto a la resultante al considerar un objetivo de inflación<sup>121</sup>. Este autor presenta un modelo a la Lucas (sólo las sorpresas en la tasa de inflación tienen un efecto sobre el producto) donde la brecha del producto presenta persistencia. Con un objetivo de inflación, la evolución de la tasa de inflación óptima se puede describir con una función lineal de la brecha del producto. Como consecuencia, la varianza de la tasa de inflación será proporcional a la de la brecha del producto. Por el contrario, con un objetivo para el nivel de precios, es precisamente el nivel de precios el que seguiría una función lineal de la brecha del producto. De esta forma, la inflación pasaría a ser proporcional a los *cambios* en la brecha del producto. Por ello, la volatilidad de la tasa de inflación sería ahora una función lineal de la volatilidad de los cambios en la brecha del producto. En definitiva,

---

<sup>118</sup> Además, como afirma Woodford (1999a), si los costes de transacción jugasen un papel en el modelo, la correcta aproximación de Taylor al bienestar esperado debería incorporar una penalización a la volatilidad de los tipos de interés.

<sup>119</sup> Este esquema fue seguido con éxito por el Banco Central de Suecia para mitigar los efectos de la crisis de 1929.

<sup>120</sup> Véase también Dittmar, Gavin y Kydland (1999).

<sup>121</sup> Lebow, Roberts y Stockton (1992) o Fillion y Tetlow (1994) obtienen el resultado opuesto.

un grado de persistencia moderado de la brecha del producto puede provocar que la volatilidad de los cambios en la brecha del producto sea menor que la de la brecha del producto *per se*, con lo que un objetivo en términos del nivel de precios sería preferible a un objetivo de inflación<sup>122</sup>.

Este mismo resultado lo obtiene Vestin (2000) en un marco con expectativas y con precios escalonados: un objetivo para el nivel de precios permite a la autoridad monetaria enfrentarse a unos términos de elección más favorables entre la varianza de la inflación y la brecha del producto que los que se encontraría con un objetivo de inflación. De hecho, si la inflación no exhibe persistencia, el resultado óptimo bajo compromiso del banco central (es decir, el grado óptimo de inercia en la política monetaria) puede ser replicado por una autoridad monetaria con un objetivo para el nivel de precios. En este caso, los agentes serían conscientes de que el banco central tendría más incentivos a neutralizar los efectos de las perturbaciones (en comparación a los incentivos bajo un objetivo de inflación). Por ello, los agentes esperarían tasas de inflación menos volátiles en el futuro y, de esta forma, la estabilización de la economía resultaría menos costosa para la autoridad monetaria.

La misma línea de razonamiento es explorada por Smets (2000)<sup>123</sup>, quien afirma que “frecuentemente merece la pena asignar al banco central un objetivo en términos del nivel de precios, incluso cuando a la sociedad en su conjunto lo que le preocupa es la tasa de inflación”. Además, este autor demuestra que el horizonte temporal óptimo para conducir el nivel de precios hacia el objetivo es ligeramente mayor que el horizonte óptimo asociado a un objetivo de inflación.

Gaspar y Smets (2000) y Batini y Yates (2001) analizan hasta qué punto una combinación convexa entre un objetivo para el nivel de precios y un objetivo de inflación puede proporcionar ventajas adicionales en términos de estabilización macroeconómica. El resultado que obtienen estos autores es que, en el contexto de un modelo con expectativas, un mínimo peso en el objetivo para el nivel de precios sería más que suficiente para evitar tendencias en los precios, reduciendo los errores de predicción del nivel de precios en períodos futuros<sup>124</sup>. Además, un objetivo en términos del nivel de precios permite mejorar la frontera de eficiencia de la política monetaria<sup>125</sup>.

#### c) Los cambios en la brecha del producto como objetivo de política:

Walsh (2001) encuentra una opción adicional para generar un comportamiento inercial del instrumento de política monetaria: si el banco central no minimiza la varianza de

<sup>122</sup> Esta misma argumentación puede encontrarse también en Lilico (2000).

<sup>123</sup> Véase también Lilico (2002).

<sup>124</sup> Véase también Mishkin (1996).

<sup>125</sup> La frontera de eficiencia de la política monetaria se define como un conjunto de puntos en el espacio  $(\sigma_\pi^2, \sigma_x^2)$  que representan, para cada valor de la varianza de la brecha del producto ( $x$ ), la mínima varianza posible de la tasa de inflación. Es decir, un banco central operando en la frontera de eficiencia no puede reducir la volatilidad de la tasa de inflación sin aumentar la de la brecha del producto, y viceversa. En este sentido, una mejora en la frontera de eficiencia consiste en un desplazamiento de la misma hacia el origen.

la brecha del producto sino la de los cambios en la brecha del producto, el comportamiento óptimo de la autoridad monetaria bajo discrecionalidad implicará la aparición de persistencia del tipo de interés. La razón para ello es que entonces la brecha del producto pasada se convierte en una variable de estado adicional del problema. De hecho, este autor sugiere que la Reserva Federal podría haberse fijado un objetivo para la tasa de crecimiento de la brecha del producto durante los últimos años. Como se ha explicado anteriormente, la inercia del tipo de interés puede ser muy útil para influir, incluso bajo discrecionalidad, las predicciones de inflación y producto de los agentes con expectativas racionales.

d) La tasa de crecimiento del dinero como objetivo de política:

Otra función de pérdida alternativa que asignada al banco central puede generar persistencia del instrumento de política ha sido defendida por Söderström (2001), quien argumenta que si la cantidad de dinero está determinada por su demanda, su tasa de crecimiento debe estar correlacionada con la tasa de crecimiento de la brecha del producto. Como una autoridad monetaria que trate de neutralizar los cambios en la brecha del producto va a inducir inercia en los tipos de interés (ver más arriba), un objetivo en términos de la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero también puede conseguirlo. Por lo tanto, la línea de razonamiento expuesta anteriormente sugiere que la frontera de eficiencia de la política monetaria puede desplazarse favorablemente al fijar un objetivo para la tasa de crecimiento de un agregado monetario adecuado. Aunque esto es cierto, este autor también afirma que, aparentemente, un objetivo para la tasa de crecimiento de la brecha del producto (ver más arriba) o para la tasa de crecimiento de la renta nominal (ver más abajo) puede proporcionar ciertas ventajas en términos de estabilidad macroeconómica, en comparación con un objetivo para la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero.

En definitiva, la principal conclusión de este trabajo es que “incluso si la tasa de crecimiento del dinero no es un indicador útil de la inflación futura, asignar un papel preponderante a la cantidad de dinero puede ser beneficioso para un banco central con un objetivo de inflación”.

e) La inflación media como objetivo de política:

Este enfoque, propuesto por Nessen y Vestin (2000)<sup>126</sup>, trata de preservar la esencia del objetivo de inflación. Sin embargo, estos autores argumentan que seleccionar un objetivo para la tasa de inflación media durante varios períodos puede ser beneficioso, porque de esta forma se crearía “dependencia histórica” en las decisiones de política monetaria y se desplazaría favorablemente la frontera de eficiencia a la que se enfrenta el banco central. Por ejemplo, en el contexto de un objetivo para la tasa de inflación media durante dos períodos, una perturbación que genera una tasa de inflación inferior al objetivo durante el primer período también propiciará que las expectativas inflacionistas para el segundo período se sitúen por encima del objetivo. Así, como se mencionó anteriormente, si las expectativas

---

<sup>126</sup> Véase también Lees (2003).

de inflación influyen en la inflación actual, dichas expectativas contrarrestarían en parte los efectos de la perturbación original.

Resulta interesante que el grado de inercia de las decisiones de política monetaria depende del número de períodos utilizados para calcular la tasa de inflación media: a mayor número de períodos, más significativo será el componente inercial de los tipos de interés.

f) La renta nominal como objetivo de política:

Finalmente, Jensen (1999)<sup>127</sup> afirma que la persistencia de los tipos de interés de política puede ser el resultado del deseo del banco central de estabilizar la tasa de crecimiento de la renta nominal. De esta forma, aunque la función de pérdida social dependa de la brecha del producto y de las desviaciones de la tasa de inflación, una estrategia de política monetaria basada en asignar al banco central un objetivo para la tasa de crecimiento de la renta nominal puede ser una buena alternativa a considerar.

En este contexto, una perturbación positiva sobre la tasa de inflación provoca un crecimiento excesivo de la renta nominal. Inmediatamente, el banco central incrementa los tipos de interés, generando una brecha del producto negativa para mantener las expectativas de inflación bajo control. En el siguiente periodo la perturbación desaparece, pero la tasa de crecimiento de la renta nominal todavía se encontrará por encima del objetivo, puesto que la brecha del producto negativa se está cerrando. Por lo tanto, los tipos de interés se mantendrían por encima del nivel neutral y la tasa de inflación presumiblemente caería por debajo del objetivo. De nuevo, los agentes anticiparán dicha caída en la tasa de inflación futura esperada, con lo que las expectativas inflacionistas mitigarán en parte el incremento inicial de la tasa de inflación debido a la perturbación. Como resultado, la magnitud del incremento necesario en los tipos de interés para estabilizar la economía se reduce.

### **Compromiso: una regla de política monetaria con inercia**

Cuando existe una tecnología que permite alcanzar un compromiso, la política monetaria óptima está caracterizada por la existencia de persistencia de los tipos de interés nominales. Como se ha explicado anteriormente (y ha sido enfatizado por Svensson y Woodford, 2004), dicha inercia permite al banco central beneficiarse de los cambios en las expectativas de los agentes privados. Por lo tanto, como Woodford (1999a) sugiere, “una solución evidente consistiría en que el banco central se comprometiera a seguir una política que tuviera en cuenta explícitamente la dependencia histórica”.

En este sentido, Williams (1999) hace uso del modelo para los Estados Unidos de la Reserva Federal (FRB/US) con el fin de analizar el comportamiento de reglas simples de política monetaria a la Taylor<sup>128</sup>. Encuentra que reglas simples que incluyan el tipo de interés retardado, una tasa de inflación media y la brecha del producto resultan muy útiles

<sup>127</sup> Véase también McCallum y Nelson (2000).

<sup>128</sup> Black, Macklem y Rose (1998) utilizan el modelo de análisis de política para Canadá (CPAM) para llevar a cabo un ejercicio similar.

para la estabilización de la inflación y del producto. Además, si existe preocupación en el banco central por limitar la volatilidad de los tipos de interés (ver más arriba), la reacción óptima del instrumento de política a una perturbación transitoria generaría desviaciones duraderas del tipo de interés con respecto a su valor de equilibrio. En otras palabras, la función de reacción óptima incluye persistencia de los tipos de interés<sup>129</sup>.

En este sentido, Woodford (1999b) señala que el grado de persistencia óptimo del tipo de interés nominal en una función de reacción a la Taylor debe ser mayor que el grado de inercia que se derivaría de las reacciones óptimas a las perturbaciones del modelo bajo compromiso. Esto sería cierto, según el autor, porque las reglas a la Taylor implican que el banco central no reacciona directamente a las perturbaciones, sino que lo hace indirectamente a través de las desviaciones de la tasa de inflación y la brecha del producto. De hecho, Woodford defiende las llamadas reglas de política con “super-inercia”, caracterizadas por un coeficiente mayor que la unidad en el tipo de interés retardado (ver más arriba). En este sentido, como afirman Rotemberg y Woodford (1998), estas reglas monetarias “explosivas” no generan trayectorias divergentes en equilibrio: “de alguna forma, esta explosividad potencial de los tipos de interés es muy útil para estabilizar la economía. Significa que, a no ser que el nivel de precios reaccione apropiadamente, el tipo de interés real caerá o aumentará exponencialmente. Un incremento exponencial en el tipo de interés real provocaría una reducción sustancial en la demanda agregada futura esperada y, así, las empresas se verían incentivadas a reducir los precios. Como resultado, la economía permanecerá en una senda no explosiva en la que los incrementos de la tasa de inflación se ven compensados perfectamente por reducciones subsiguientes en dicha tasa”.

### **Derivados sobre títulos de deuda a largo plazo**

Este enfoque alternativo que busca introducir cierto grado de inercia en los tipos de interés ha sido analizado por Tinsley (1998) en el contexto del límite inferior a los tipos de interés nominales. El teorema de las expectativas de la estructura de plazos implica que el tipo de interés de un título de deuda es una mezcla de expectativas acerca del nivel, del horizonte temporal y de la volatilidad de los tipos de interés a corto plazo. Por lo tanto, el banco central puede alterar los tipos de interés a largo plazo reforzando las conexiones entre dichos tipos a largo y el instrumento de política. Esto podría llevarse a cabo en la práctica ofreciendo opciones cuyo subyacente sea un título de deuda a largo plazo, lo que indicaría al mercado que el banco central desea comprometerse a mantener tipos de interés estables. Este tipo de medidas podrían ser especialmente útiles en aquellas circunstancias en las que las respuestas de política sean más difíciles de predecir por el mercado.

---

<sup>129</sup> King y Wolman (1999) también encuentran que la política monetaria óptima implica inercia, debido a que los precios pasados juegan un papel en la regla de política.

## 4.3 El modelo

### 4.3.1 La especificación teórica

En esta sección, se presenta un modelo en la línea propuesta por Rotemberg y Woodford (1998) y Reifschneider y Williams (2000), que trata de analizar si la inercia de la respuesta de la política monetaria a una perturbación puede, por una parte, reducir la posibilidad de alcanzar el límite inferior a los tipos de interés y, por otra parte, incrementar el bienestar esperado del agente representativo. Como se expuso en el capítulo 3 de esta tesis, este modelo puede ser catalogado dentro de la llamada síntesis neoclásica (Goodfried y King, 1997) y se basa en los modelos desarrollados por Yun (1996), Jeanne (1997), Galí (2001) o Christiano, Eichenbaum, y Evans (2001) entre otros muchos.

La economía linealizada puede ser descrita a grandes rasgos por cuatro bloques, siendo la introducción de la inercia de los tipos de interés la única diferencia sustancial con el modelo descrito en el capítulo 3 de esta tesis. Todas las variables están expresadas en desviaciones en logaritmos con respecto a sus valores en el estado estacionario. La ecuación de demanda agregada es,

$$y_t = \frac{1}{-\gamma} [i_t - E_t[\pi_{t+1}]] + E_t[y_{t+1}] + g_t - E_t[g_{t+1}] + z_t \quad [4.2]$$

donde  $y_t$  representa la brecha del producto en el periodo  $t$ , es decir, la diferencia en logaritmos entre el producto real y el producto potencial (el que se observaría en ausencia de rigideces nominales).  $\pi_{t+1}$  es la tasa de inflación en el periodo  $t + 1$ , definida como la diferencia en logaritmos entre los niveles de precios en  $t + 1$  y en  $t$ .  $g_t$  denota el gasto público en el periodo  $t$ .  $i_t$  es el tipo de interés nominal.  $E_t$  representa el operador de expectativas racionales y  $\gamma$  denota el coeficiente de aversión al riesgo de la familia representativa. La perturbación de demanda agregada  $z_t$  puede interpretarse como una perturbación a las preferencias del agente, y se supone que sigue un proceso estocástico AR(1),

$$z_t = \phi z_{t-1} + \xi_t \quad |\phi| < 1 \quad [4.3]$$

Al igual que en el capítulo anterior, se introduce en el modelo la relación lineal estimada por Ball y Cecchetti (1990) entre la tasa de inflación media a largo plazo (el objetivo de política monetaria) y la desviación típica de la perturbación que afecta a la economía,

$$\sigma_\xi = \delta_0 + \delta_1 |\bar{\pi}| \quad \delta_0 > 0, \delta_1 > 0 \quad [4.4]$$

donde  $\bar{\pi}$  representa el objetivo de inflación o la tasa de inflación media a largo plazo. Por tanto, las distorsiones originadas por los cambios en los precios se minimizan cuando el objetivo de inflación es cero<sup>130</sup>. El segundo bloque está compuesto por una ecuación de

<sup>130</sup> Como en Woodford (1999b).

oferta agregada con expectativas,

$$\pi_t = \beta E_t [\pi_{t+1}] + \lambda y_t, \quad [4.5]$$

donde  $\lambda$  es la pendiente a corto plazo de la curva de Phillips. El tercer bloque es una regla de Taylor truncada con inercia en los tipos de interés,

$$i_t = \max\{\rho i_{t-1} + (1 - \rho)[\theta^\pi \pi_t + \theta^c c_t], -\bar{r} - \bar{\pi}\} \quad [4.6]$$

donde  $\bar{r}$  es el tipo de interés real de equilibrio,  $c_t$  representa la brecha del consumo en el periodo  $t$  (el consumo está ligado al producto por la condición de vaciado del mercado de bienes  $Y_t = C_t + G_t$ , donde  $G_t$  representa el nivel de gasto público en el periodo de tiempo  $t$ ) y  $(\rho, \theta^\pi, \theta^c)$  son los coeficientes de la regla de Taylor<sup>131</sup>.

Con el objetivo de eliminar del modelo un potencial estado estacionario deflacionista, se supone que, cuando el tipo de interés nominal es cero, la autoridad fiscal estimula la demanda por medio de un incremento en el nivel de gasto público. Así,

$$g_t = \begin{cases} 0 & \text{si } i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[\theta^\pi \pi_t + \theta^c c_t] \\ x > 0 & \text{en otro caso} \end{cases} \quad [4.7]$$

Es importante señalar que en este modelo se supone que el gasto público se financia con impuestos de suma fija constantes en el tiempo. Como consecuencia, dichos impuestos no aparecen en el modelo, puesto que todas las variables se expresan en desviaciones en logaritmos con respecto a sus valores en estado estacionario.

Las técnicas convencionales de solución de modelos lineales no se pueden aplicar aquí. Una vez que se tiene en cuenta el límite inferior a los tipos de interés el modelo se transforma en no lineal, ya que las decisiones en cada momento del tiempo son medias ponderadas de los dos regímenes de política monetaria alternativos, con pesos que dependen de las variables de estado del modelo:  $z_t$  y  $r_{t-1}$ .

### Los efectos de una perturbación de demanda negativa si no existiese el límite inferior a los tipos de interés

Ahora se analizan dos casos extremos. En primer lugar, si los tipos de interés siempre estuviesen suficientemente por encima de cero (el objetivo de inflación es suficientemente alto), una perturbación de demanda negativa provocaría una caída del consumo y la inflación. Entonces, el banco central decidiría disminuir progresivamente tanto los tipos de interés nominales como los reales (el parámetro de inercia,  $\rho$ , se ha fijado igual a 0,5 en este ejemplo) y así la economía sería reconducida gradualmente hacia el estado estacionario. El gráfico 2 muestra dichas funciones de respuesta al impulso.

<sup>131</sup> Aunque las reglas de Taylor convencionales no están formuladas en términos de la brecha del consumo sino de la brecha del producto, en el contexto de este modelo parece más razonable incluir la brecha del consumo en la regla de política monetaria (véase nota al pie número 69).

### Los efectos de una perturbación de demanda negativa si los tipos de interés siempre fuesen iguales a cero

El segundo caso extremo consiste en suponer que los tipos de interés son cero y seguirán siéndolo para siempre (el objetivo de inflación es suficientemente bajo): la política monetaria pierde su efectividad en el modelo y el gasto público no aporta soluciones porque  $g_t = E_t[g_{t+1}] = x$ , en cada periodo. El gráfico 3 muestra las respuestas de las variables macroeconómicas a una perturbación de demanda agregada en dicha situación. Se aprecia cómo la magnitud de las respuestas es mucho mayor que en el caso anterior, ya que ni la política monetaria ni la fiscal son capaces de proporcionar los mecanismos para estabilizar la economía.

### 4.3.2 La solución del modelo

En este punto, se siguen los tres pasos descritos en el capítulo anterior para aproximar numéricamente la solución del modelo: primero, se aproximan las ecuaciones que determinan la brecha del consumo y la tasa de inflación como función de las variables de estado de la economía; segundo, se pondera la función de pérdida para una malla de valores de las variables de estado; finalmente, se eligen los valores de partida, se calibran algunos parámetros y se minimiza la función de pérdida para calcular el resto de los parámetros. Sin embargo, con inercia en el instrumento de política, es necesario generalizar dicho procedimiento de solución para incluir la presencia de una variable de estado adicional (el tipo de interés retardado).

#### Las funciones de la brecha del consumo y la inflación

El supuesto de expectativas racionales implica que, en el contexto de este modelo con expectativas, la brecha del consumo y la tasa de inflación son funciones desconocidas de las perturbaciones de demanda futuras esperadas y de la regla de política monetaria que prevalezca en el futuro. Por lo tanto, es necesario calcular dos probabilidades: la probabilidad de los eventos “tipo de interés igual a cero en el periodo  $t + s$ ” y “tipo de interés mayor que cero en  $t + s$ ”. Estas probabilidades se ven influenciadas no sólo por las variables de estado,  $z_t$  y  $r_{t-1}$ , sino también por el objetivo de inflación,  $\bar{\pi}$ , y el parámetro de inercia,  $\rho$ .

Una vez que se ha definido una malla  $\Omega^{z,r}$  para  $z_t$  y  $r_{t-1}$  sobre la cual evaluar la solución del modelo, para cada posible par  $[\bar{\pi}, \rho]$  se aproximan numéricamente las funciones que relacionan las variables de estado con la brecha del consumo y la tasa de inflación.

$$\begin{aligned} c_t &= f_{c,z}(z_t, r_{t-1}, \bar{\pi}, \rho)z_t + f_{c,r}(z_t, r_{t-1}, \bar{\pi}, \rho)r_{t-1} \\ \pi_t &= f_{\pi,z}(z_t, r_{t-1}, \bar{\pi}, \rho)z_t + f_{\pi,r}(z_t, r_{t-1}, \bar{\pi}, \rho)r_{t-1} \end{aligned} \quad [4.8]$$



Para calcular las aproximaciones numéricas, se supone que dichas funciones son combinaciones convexas desconocidas de las funciones lineales resultantes en los dos casos extremos mencionados anteriormente,

$$\begin{aligned} f_{c,z}(z_t, r_{t-1}, \bar{\pi}, \rho) &= \varpi(z_t, r_{t-1}, \bar{\pi}, \rho) f_{c,z}(z_t, r_{t-1}, \infty, \rho) + (1 - \varpi(z_t, r_{t-1}, \bar{\pi}, \rho)) f_{c,z}(z_t, -\infty) \\ f_{\pi,z}(z_t, r_{t-1}, \bar{\pi}, \rho) &= \varpi(z_t, r_{t-1}, \bar{\pi}, \rho) f_{\pi,z}(z_t, r_{t-1}, \infty, \rho) + (1 - \varpi(z_t, r_{t-1}, \bar{\pi}, \rho)) f_{\pi,z}(z_t, -\infty) \\ f_{c,r}(z_t, r_{t-1}, \bar{\pi}, \rho) &= \varpi(z_t, r_{t-1}, \bar{\pi}, \rho) f_{c,r}(z_t, r_{t-1}, \infty, \rho) + (1 - \varpi(z_t, r_{t-1}, \bar{\pi}, \rho)) f_{c,r}(z_t, -\infty) \\ f_{\pi,r}(z_t, r_{t-1}, \bar{\pi}, \rho) &= \varpi(z_t, r_{t-1}, \bar{\pi}, \rho) f_{\pi,r}(z_t, r_{t-1}, \infty, \rho) + (1 - \varpi(z_t, r_{t-1}, \bar{\pi}, \rho)) f_{\pi,r}(z_t, -\infty) \end{aligned}$$

donde  $f_{c,i}(z_t, r_{t-1}, \infty, \rho)$  representa el coeficiente constante de la variable de estado  $i$  en la función lineal de la brecha del consumo bajo el caso extremo “no existe límite inferior a los tipos de interés nominales”. De forma análoga,  $f_{c,i}(z_t, \infty)$  denota el coeficiente constante de la variable de estado  $i$  en la función lineal de la brecha del consumo bajo el caso extremo “los tipos de interés nominales siempre son cero”<sup>132</sup>. Por ello, las respuestas del consumo y la inflación son combinaciones convexas de sus respuestas bajo las dos circunstancias extremas descritas más arriba. Naturalmente, los pesos son funciones desconocidas de los estados de la economía, el objetivo de inflación y el parámetro de inercia. Cuanto menores sean  $z_t$ ,  $r_{t-1}$ ,  $\bar{\pi}$  ó  $\rho$ <sup>133</sup>, *ceteris paribus*, menor será  $\varpi(z_t, r_{t-1}, \bar{\pi}, \rho)$ .

Para captar la no linealidad en la respuesta de la economía, provocada por las reglas de política monetaria y fiscal, se hace uso de polinomios de Chebyshev de décimo orden. En definitiva, la función  $\varpi(z_t, r_{t-1}, \bar{\pi}, \rho)$  toma la forma,

$$\varpi(z_t, r_{t-1}, \bar{\pi}, \rho) = chebyshev\left(\frac{z_t - z_{\min}}{2z_{\max}}, \frac{r_{t-1} - r_{\min}}{r_{\max} - r_{\min}}, \bar{\pi}, \rho\right)$$

donde  $chebyshev(\bullet)$  representa el polinomio de Chebyshev ajustado para determinados valores de los parámetros  $\bar{\pi}$  y  $\rho$ , mientras que  $z_{\min}$ ,  $r_{\min}$ ,  $z_{\max}$  y  $r_{\max}$  son los valores más pequeños y más grandes que se consideran para  $z_t$  y  $r_{t-1}$ . Esos límites sobre  $z_t$  son simétricos alrededor del cero ( $z_{\min} = -z_{\max}$ ) y sus valores se escogen para definir un intervalo de  $\pm 4$  desviaciones típicas (con lo que se cubre más del 99,80 por ciento de la masa de probabilidad de la variable de estado). Por el contrario, los límites sobre  $r_{t-1}$  son asimétricos:  $r_{\min} = -\bar{\pi} - \bar{r}$  (es decir, el límite inferior) y a  $r_{\max}$  se le asigna un valor igual a la media del tipo de interés de los fondos federales en el periodo posterior a la segunda guerra mundial más 4 desviaciones típicas. Como consecuencia, de acuerdo con la interpretación de  $\varpi(z_t, r_{t-1}, \bar{\pi}, \rho)$  descrita con anterioridad, esta función debería ser creciente en  $z_t$  y  $r_{t-1}$  y debería desplazarse hacia arriba cuando aumente o bien el objetivo de inflación,  $\bar{\pi}$ , o el parámetro de inercia,  $\rho$ .

<sup>132</sup> Este coeficiente no depende de  $\rho$  ni de  $r_{t-1}$ , ya que el tipo de interés nominal es siempre igual, en este caso, a su límite inferior.

<sup>133</sup> Para valores del parámetro  $\rho$  estrictamente menores que 1.

### Función de pérdida

Como en el capítulo anterior, se calculan los errores porcentuales de la curva IS y de la curva de Phillips para los diferentes puntos de la malla  $\Omega^{z,r}$ . Consecuentemente, se define la siguiente función de pérdida  $L$  para el punto de la malla  $\omega_{z,r}$  y el conjunto de parámetros  $\psi$ .

$$\psi = [\bar{\pi}, \gamma, \phi, \delta_0, \delta_1, \beta, \lambda, \rho, \theta^\pi, \theta^c, \bar{r}, x, \text{chebyshev}(\bullet)]$$

$$L(\psi, \omega_{z,r}) = \text{norm} \left[ \begin{array}{c} \frac{1}{\gamma} [\dot{i}_t - E_t[\pi_{t+1}(\psi, \omega_{z,r})]] - E_t[\Delta y_{t+1}(\psi, \omega_{z,r})] + E_t[\Delta g_{t+1}] - \omega_{z,r} \\ \pi_t(\psi, \omega_{z,r}) - \beta E_t[\pi_{t+1}(\psi, \omega_{z,r})] - \lambda y_t(\psi, \omega_{z,r}) \end{array} \right]$$

Para calcular las expectativas consistentes con el modelo no lineal, se define una malla adicional de valores para la perturbación,  $\Omega^\xi$ , para cada punto  $\omega_{z,r}$ . Cada punto en la malla de perturbaciones implica una trayectoria diferente para el consumo y la inflación. Entonces, se calculan las expectativas por medio de procedimientos de cuadratura gaussiana.

Finalmente, para ponderar el vector de errores en los diferentes puntos de la malla, se calcula la norma euclídea.

$$L^m = \|L(\psi, \omega_{z_{\min}, r_{\min}}), \dots, L(\psi, \omega_{z_{\max}, r_{\max}})\| \quad [4.9]$$

### Calibración y rutina de minimización

El paso final requiere calibrar algunos parámetros del modelo y calcular, mediante la minimización de la función de pérdida, los parámetros de los polinomios  $\varpi(z_t, r_{t-1}, \bar{\pi}, \rho)$ , que captan la respuesta de la economía a una perturbación aleatoria para cada valor de las variables de estado. El cuadro 3 muestra los valores asignados a los parámetros calibrados. La mayoría de los valores coinciden con los valores utilizados en el capítulo 3 de esta tesis. Sin embargo, los parámetros de la regla de Taylor se han calibrado haciendo uso de las estimaciones puntuales de la función de reacción de la autoridad monetaria en la zona euro calculadas por Gerdesmeier y Roffia (2003), para el caso en que el banco central reacciona a las desviaciones de la tasa de inflación con respecto al objetivo y a la brecha del producto contemporáneas. En relación al proceso que rige la varianza de la perturbación de demanda, se fija el valor de  $\delta_1$  igual a 0.06, basándose en los resultados de Ball y Cecchetti (1990) y a  $\delta_0$  se le asigna el valor 0.003. De esta forma se garantiza que, cuando el objetivo de inflación es la tasa de inflación media en la zona euro tras la fundación del Banco Central Europeo, la desviación típica de la brecha del producto será igual a la estimada para los principales países industrializados tras la segunda guerra mundial<sup>134</sup>. Con todo ello, se calcula el polinomio de Chebyshev de décimo orden (es decir, el término  $\text{chebyshev}(\bullet)$ )

<sup>134</sup> Nótese que estos valores no son exactamente los mismos que los empleados en el capítulo anterior porque la regla de política monetaria es ligeramente diferente.

minimizando la función de pérdida [4.9] para cada objetivo de inflación  $\bar{\pi}$  y cada valor del parámetro de inercia  $\rho$ .

$$\psi^* = \min_{\psi} \|L(\psi, \omega_{z_{\min}, r_{\min}}), \dots, L(\psi, \omega_{z_{\max}, r_{\max}})\|$$

Se consideran objetivos de inflación entre el -2 por ciento (la regla de Friedman) y el 4 por ciento y valores de  $\rho \in [0, 0.2, 0.5, 0.8]$ . Se define una malla de 625 puntos para el espacio de estados (25 para cada variable de estado) y otra malla de 25 puntos para la perturbación. La próxima sección presenta los principales resultados numéricos.

## 4.4 Principales resultados

### 4.4.1 Coeficientes de las ecuaciones de forma reducida

El gráfico 4 muestra el valor de la función de pesos  $\varpi(z_t, r_{t-1}, \bar{\pi}, \rho)$  cuando la variable de estado  $z_t$  cambia (para  $\bar{\pi}$  igual al -2 por ciento y  $\rho$  igual a 0)<sup>135</sup>. No resulta sorprendente que  $\varpi(\bullet)$  aumente cuando el estado de la economía mejora y los tipos de interés se alejan del límite inferior. Además, la no linealidad que se origina como resultado de la existencia del límite inferior a los tipos de interés nominales resulta evidente.

El gráfico 5 representa lo mismo que el anterior, pero ahora  $\bar{\pi}$  es igual al 1 por ciento. Como cabía esperar, un objetivo de inflación más elevado desplaza la curva de pesos hacia arriba, porque reduce la probabilidad de que los tipos de interés alcancen el límite inferior.

Finalmente, manteniendo el objetivo de inflación igual al 1 por ciento, el gráfico 6 muestra los valores de la función de pesos cuando la política monetaria exhibe cierto grado de inercia ( $\rho = 0, 5$ ). De nuevo, la función se desplaza hacia arriba, al disminuir la probabilidad de que los tipos de interés nominales caigan hasta cero.

Estos ejercicios permiten ilustrar el buen comportamiento de las ecuaciones en forma reducida. Por lo tanto, se puede hacer uso de ellas para analizar la relevancia del límite inferior a los tipos de interés bajo diferentes grados de inercia de la política monetaria.

### 4.4.2 La probabilidad de alcanzar el límite inferior

En el contexto del modelo simple presentado anteriormente, la probabilidad de que el instrumento de política se vea afectado por la restricción de no negatividad bajo una política monetaria sin inercia ( $\rho = 0$ ) se muestra en el cuadro 4 (primera fila)<sup>136</sup>. Dicha

<sup>135</sup> Nótese que el eje de abscisas es una transformación afín de  $z_t$ .

<sup>136</sup> Esta probabilidad se calcula mediante 40 simulaciones de 2500 períodos cada una, tomando como valores iniciales los del estado estacionario determinista. Se eliminan las primeras 250 observaciones para limitar

probabilidad puede interpretarse como la fracción de períodos en los que la restricción de no negatividad es vinculante. Como cabía esperar, la probabilidad se incrementa cuando el objetivo de inflación es más ambicioso. En particular, se sitúa alrededor de 0,3, 1 y 2,5 por ciento para objetivos de inflación del 2, 1 y el 0 por ciento respectivamente. Es importante hacer notar que la probabilidad se dispara para objetivos de inflación por debajo de cero: aproximadamente de 33 y 50 por ciento para objetivos de inflación del -1 y el -2.

Lógicamente, la probabilidad de que los tipos de interés nominales alcancen el límite inferior cae drásticamente cuando la autoridad monetaria suaviza la senda del instrumento de política (cuadro 4 - filas 2 a 4). Por ejemplo, cuando  $\rho = 0,5$  (cuadro 4 - fila 3) la frecuencia del evento “tipos de interés nominales iguales a cero” cae hasta valores inferiores a 0,5% para objetivos de inflación no negativos.

La explicación intuitiva de este resultado descansa en que el banco central debe reducir el tipo de interés nominal por debajo del tipo de interés de equilibrio tras una perturbación deflacionista. Sin embargo, en el contexto de un modelo con expectativas, esta medida puede llevarse a la práctica de dos formas. Una política monetaria sin inercia propone reducir drásticamente el tipo de interés durante un periodo de tiempo relativamente breve. Alternativamente, una política monetaria con inercia asegura una reducción relativamente limitada del tipo de interés pero más duradera en el tiempo. El elemento clave reside en que, bajo inercia, la autoridad monetaria no toma sus decisiones de política en un espacio unidimensional (tipo de interés) sino bidimensional (tipo de interés - tiempo). Al contrario que en la dimensión “tipo de interés”, no existe límite conceptual en la dimensión tiempo (aunque el factor de descuento aumenta a medida que el tiempo transcurre). Así, en el contexto del modelo teórico presentado, un banco central puede reducir la relevancia del límite inferior a los tipos de interés nominales mediante la explotación de la dimensión temporal (la inercia) de las decisiones de política<sup>137</sup>.

Como conclusión, estos resultados apoyan la tesis de Reifschneider y Williams (2000), quienes afirman que las consecuencias negativas que surgen de la existencia del límite inferior son insignificantes una vez que la autoridad monetaria introduce inercia en los tipos de interés.

#### 4.4.3 Los efectos de la persistencia del tipo de interés sobre el bienestar

Para permitir la comparabilidad, se emplea aquí la misma función de utilidad del agente representativo que en el capítulo 3 de esta tesis: función de utilidad con aversión relativa al riesgo constante.

$$U(C_t) = \frac{1}{1-\gamma} C_t^{1-\gamma} \quad [4.10]$$

---

potenciales efectos de las condiciones iniciales.

<sup>137</sup> De esta forma, como se ha mencionado anteriormente, se puede amplificar el efecto de las decisiones de política monetaria sobre los tipos de interés a largo plazo (Nagayasu, 2003).

donde  $C$  representa el consumo del agente (que es igual al producto menos el gasto público). La utilidad esperada del agente representativo puede aproximarse alrededor del estado estacionario estocástico del modelo por medio de la siguiente expansión de Taylor de segundo orden,

$$E[U(C_t)] \simeq \frac{1}{1-\gamma} C_{ss}^{1-\gamma} - \frac{\gamma C_{ss}^{-\gamma-1}}{2} E[(C_t - C_{ss})^2] \quad [4.11]$$

donde  $C_{ss}$  denota el nivel de consumo en el estado estacionario estocástico del modelo. Un nivel de consumo en estado estacionario más alto proporciona mayor utilidad esperada, mientras que una mayor varianza en el consumo disminuye la utilidad esperada (ya que el agente representativo es averso al riesgo,  $\gamma > 0$ ).

La anterior subsección describe cómo un mayor grado de inercia en el instrumento de política conlleva una menor probabilidad de tener que recurrir al gasto público, puesto que los tipos de interés serán cero con menor frecuencia. Como consecuencia, el nivel de consumo esperado en estado estacionario se incrementará y, por tanto, así lo hará también la utilidad esperada. Sin embargo, un grado de inercia demasiado elevado podría producir que el instrumento de política no reaccionase lo suficiente para contrarrestar los efectos de las perturbaciones, provocando posiblemente unas fluctuaciones macroeconómicas más amplias y una mayor varianza en el consumo. En definitiva, el grado de inercia óptimo del tipo de interés dependerá de la importancia de cada uno de estos factores.

En este punto, se llevan a cabo algunos ejercicios de simulación<sup>138</sup> para calcular la utilidad esperada bajo diferentes grados de inercia de la política monetaria<sup>139</sup> y diferentes objetivos de inflación. El cuadro 5 resume los resultados, donde la utilidad esperada en ausencia del límite inferior se ha normalizado a cero y la mínima pérdida esperada, es decir, la utilidad esperada cambiada de signo, bajo una política monetaria sin inercia ( $\rho = 0$ ) se ha normalizado a 100. Como se puede apreciar, en ausencia de inercia la autoridad monetaria maximiza el bienestar esperado escogiendo un objetivo de inflación del 2 por ciento.

Tres conclusiones se pueden extraer de este ejercicio: en primer lugar, un grado de inercia positivo de los tipos de interés resulta deseable; en segundo lugar, el grado de inercia óptimo es bastante elevado, muy en línea con el comportamiento observado en la mayoría de bancos centrales; y por último, la inercia de la política monetaria permite reducir el objetivo de inflación, ya que la probabilidad de que los tipos de interés nominales alcancen el límite inferior se reduce considerablemente (ver más arriba). En este sentido puede afirmarse que la elección del grado de inercia óptimo está muy relacionado con la elección de la definición cuantitativa del objetivo del banco central. Así, como se muestra

<sup>138</sup> De nuevo, se realizan 40 simulaciones de 2500 períodos cada una tomando como valores iniciales los del estado estacionario determinístico. Se eliminaron las primeras 250 observaciones para reducir la influencia de las condiciones iniciales en los resultados.

<sup>139</sup> Este capítulo sólo analiza cuatro posibles valores del parámetro de inercia,  $\rho = [0, 0, 2, 0, 5, 0, 8]$ . El grado óptimo de inercia podría calcularse haciendo esta malla tan fina como se desee. Sin embargo, la lentitud del proceso de computación hacía aconsejable restringir el número de casos posibles. En este sentido, el presente estudio tan sólo ofrece una aproximación al grado de inercia óptimo.

en el cuadro 5, el grado óptimo de persistencia de los tipos de interés parece disminuir al incrementarse el objetivo de inflación, pasando de aproximadamente 0.8 para objetivos de inflación negativos a alrededor de 0.5 para objetivos positivos.

El gráfico 7 representa la utilidad esperada por el consumidor representativo bajo diferentes objetivos de inflación cuando la política monetaria no induce inercia: el objetivo de inflación óptimo es del 2 por ciento<sup>140</sup>. Alternativamente, bajo inercia en los tipos de interés, el objetivo de inflación óptimo cae. El gráfico 8 ilustra este aspecto para el caso  $\rho = 0.8$ . El objetivo óptimo de inflación, según este modelo, ha descendido hasta cero.

Este último resultado apoya de forma rigurosa los hallazgos de Woodford (2002), aunque este autor trata el límite inferior de una forma indirecta (reemplazando la restricción de no negatividad por una restricción sobre la volatilidad de los tipos de interés). De esta forma, obtiene una tasa de inflación media a largo plazo óptima de aproximadamente 0.14 por ciento anual.

En definitiva, la inercia en el instrumento de política monetaria permite aliviar las distorsiones provocadas por tasas de inflación a largo plazo positivas, ya que la autoridad monetaria puede reducir el objetivo de inflación sin disparar la probabilidad de que los tipos de interés nominales alcancen su límite inferior.

Naturalmente, diferentes supuestos pueden traducirse en distintas implicaciones de política para maximizar la utilidad esperada. Por una parte, las distorsiones originadas por el sistema impositivo y los retrasos burocráticos inherentes a la política fiscal no juegan ningún papel en el modelo teórico aquí presentado, y podrían amplificar el coste de recurrir a la política fiscal. Estas consideraciones podrían sesgar el objetivo de inflación óptimo hacia cero, ya que se subestimarían las pérdidas de bienestar que se producen cuando los tipos de interés caen hasta el límite inferior. Por otra parte, si el gasto público proporcionase algún tipo de utilidad al agente representativo, o se permitiera a la autoridad fiscal tomar medidas preventivas para apoyar la recuperación económica, o si se tuviesen explícitamente en cuenta otros costes tradicionalmente asociados a la inflación (prima de inflación, distorsiones por la interacción de la inflación con el sistema impositivo, efectos redistributivos...), el citado sesgo podría mitigarse parcial o totalmente.

## 4.5 Conclusiones

El presente capítulo analiza, en el contexto de un modelo convencional con expectativas, si la inercia de los tipos de interés puede ayudar a aliviar los potenciales problemas que surgen como consecuencia de la existencia del límite inferior a los tipos de interés nominales. Para ello, se parte de la contribución previa presentada en el capítulo 3 de esta tesis, permitiendo que la reacción del sistema a una perturbación dependa del estado de la

---

<sup>140</sup> Este mismo resultado se obtuvo en el capítulo anterior, cuando la autoridad monetaria seguía una regla de Taylor con expectativas.

economía. Esta característica resulta especialmente relevante en un modelo con límite inferior al instrumento de política, porque el grado de efectividad de la política monetaria puede reducirse considerablemente cuando los tipos de interés nominales están demasiado cerca de cero.

Los principales resultados de este capítulo se pueden resumir como sigue. Primero, cierto grado de inercia en el tipo de interés nominal incrementa el bienestar esperado del agente representativo. Segundo, el grado óptimo de inercia es bastante elevado, muy en la línea del comportamiento observado por la mayoría de bancos centrales. Y finalmente, la inercia en la política monetaria permite al banquero central imponer un objetivo de inflación más ambicioso, porque la probabilidad de que el tipo de interés alcance su límite inferior decrece: aunque sin inercia el objetivo de inflación óptimo está alrededor del 2 por ciento, cuando el grado de inercia aumenta el objetivo de inflación óptimo se reduce.

Debe tenerse en cuenta que estos resultados dependen obviamente de los valores asignados a los parámetros del modelo. En particular, son sensibles a cambios en el tipo de interés real de equilibrio que, de acuerdo con la literatura existente, se ha calibrado asignándole un valor del 2 por ciento (aunque dicho valor es menor que las estimaciones convencionales del tipo de interés real de equilibrio para la zona euro en su conjunto).

Nuevas líneas de investigación pueden tratar de obtener la regla de política monetaria óptima en las cercanías del límite inferior a los tipos de interés nominales. Presumiblemente, dicha regla de política tendrá cierto componente asimétrico. Además, el grado óptimo de inercia, en general, podría depender también del estado de la economía.

## 4.6 Referencias bibliográficas

- Ball, L., y S. Cecchetti (1990), "Inflation and Uncertainty at Short and Long Horizons", *Brookings Papers of Economic Activity* 1:1990, pp. 215-245.
- Balvers, R. J., y T. F. Cosimano (1994), "Inflation Variability and Gradualist Monetary Policy", *Review of Economic Studies* 61, pp. 721-738.
- Banco Internacional de Pagos (1998), "68th Annual Report".
- Barro, R., y D. B. Gordon (1983), "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural-Rate Model", *Journal of Political Economy* 91.
- Batini, N., y A. Yates (2001), "Hybrid Inflation and Price Level Targeting", Banco de Inglaterra.
- Benhabib, Jess, Stephanie Schmitt-Grohé y Martín Uribe (2003), "Backward-Looking Interest-Rate Rules, Interest-Rate Smoothing, and Macroeconomic Instability", Penn Institute for Economic Research. Documento de trabajo 03-005.
- Black, R., T. Macklem y D. Rose (1998), "On Policy Rules for Price Stability", *mimeo*.
- Blinder, A.S. (1998), "Critical Issues for Modern Major Central Bankers", *mimeo*.
- Brainard, W. (1967), "Uncertainty and the Effectiveness of Policy", *American Economic Review, Papers and Proceedings* 57, pp. 411-425.
- Caplin, A., y J. Leahy (1996), "Monetary Policy as a Process of Search", *The American Economic Review* 86, vol. 4, pp. 689-702.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, y C. Evans (2001), "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy", Banco de la Reserva Federal de Cleveland. Documento de trabajo 01-07.
- Christiano, L. J. y J. D. M. Fisher (1997), "Algorithms for Solving Dynamic Models with Occasionally Binding Constraints", NBER. Documento de trabajo técnico 218.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1998), "Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence", *European Economic Review* 42, pp. 1033-1067.
- Cook, T., y T. Hahn (1989), "The Effect of Changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970s", *Journal of Monetary Economics* 24, pp. 331-351.



- Coulombe, S. (1997), "The Intertemporal Nature of Information Conveyed by the Price System", en *Price Stability, Inflation Targets and Monetary Policy*, conferencia organizada por el Banco de Canadá, mayo.
- Cukierman, A. (1989), "Why Does the Fed Smooth Interest Rates?", en *Economic Policy Conference 14*, pp. 111-157.
- Dittmar, R., W. T. Gavin y F. E. Kydland (1999), "Price-Level Uncertainty and Inflation Targeting", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, julio/agosto, pp. 23-33.
- Ellis, L., y P. Lowe (1997), "The Smoothing of Official Interest Rates", en *Monetary and Inflation Targeting*, Banco central de Australia.
- Ellison, M. (2003), "The Learning Cost of Interest Rate Reversals", *mimeo*.
- Fama, E.F. (1984), "The Information in the Term-Structure", *Journal of Financial Economics* 13, pp. 509-528.
- Fama, E.F., y R.R. Bliss (1987), "The Information in Long-Maturity Forward Rates", *American Economic Review* 77, pp. 680-692.
- Fillion, J-F., y R. Tetlow (1994), "Zero Inflation or Price-Level Targeting? Some Answers from Stochastic Simulations on a Small Open-Economy Macro Model", en *Economic Behaviour and Policy Choice under Price Stability*, pp. 129-166. Conferencia organizada por el Banco de Canadá.
- Fuhrer, J.C., y G. Moore (1995), "Inflation Persistence", *The Quarterly Journal of Economics* 110(1), pp. 127-159.
- Galí, J. (2001), "New Perspectives on Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle", pendiente de publicación en *Advances in Macroeconomic Theory*, editado por M. Dewatripont, L. Hansen y S. Turnovsky. Cambridge University Press.
- Gaspar, V., y F. Smets (2000), "Price Stability: Some Issues", *National Institute Economic Review* 174, octubre.
- Gerdesmeier, D., y B. Roffia (2003), "Empirical Estimates of Reaction Functions for the Euro area", Banco Central Europeo. Documento de trabajo 206, enero.
- Goodfriend, M.S. (1991), "Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 34, pp. 7-30.

- Goodfriend, M.S., y R.G. King (1997), "The New Neoclassical Synthesis and the Role of Money", NBER Macroannual.
- Goodfriend, M.S., y B. McCallum (1988), "Demand for Money: Theoretical Studies", *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review* 74, enero/febrero, pp. 16-24.
- Goodhart, C. (1996), "Why Do the Monetary Authorities Smooth Interest Rates?", Documento especial FMG sp81, febrero.
- Gürkaynak, R.S., B. Sack y E. Swanson (2003), "The Excess Sensitivity of Long-Term Interest Rates: Evidence and Implications for Macroeconomic Models", Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Hardouvelis, G.A. (1988), "The Predictive Power of the Term Structure during Recent Monetary Regimes", *Journal of Finance* 43, pp. 339-356.
- Jeanne, O. (1997), "Generating Real Persistent Effects of Monetary Shocks: How Much Nominal Rigidity Do We Really Need?", NBER. Documento de trabajo 6258.
- Jensen, H. (1999), "Targeting Nominal Income Growth or Inflation?", CEPR. Documento de discusión 2341, diciembre.
- King, R.G., y A.L. Wolman (1999), "What Should the Monetary Authority Do When Prices Are Sticky?", editado por John B. Taylor en *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press.
- Kydland, F.E., y E.C. Prescott (1980), "Dynamic Optimal Taxation, Rational Expectations and Optimal Control", *Journal of Economic Dynamics and Control* 2, pp. 79-91.
- Lebow, D.E., J.M. Roberts y D.J. Stockton (1992), "Economic Performance under Price Stability", Reserva Federal. Documento de discusión FEDS 125.
- Lees, K. (2003), "The Stabilisation Problem: the Case of New Zealand", Banco Central de Nueva Zelanda. Documento de discusión 2003/8.
- Lilico, A. (2000), "Price-Level Targeting - the Next Objective for Monetary Policy?", *Economic Affairs* 20(2), pp. 49-52.
- Lilico, A. (2002), "The Liquidity Trap and Price-Level Targeting", *Economic Affairs* 22(2), pp. 47.
- Mankiw, N.G. (1987), "The Optimal Collection of Seigniorage: Theory and Evidence", *Journal of Monetary Economics* 19, pp. 327-341.

- Mankiw, N.G., y J.A. Miron (1986), "The Changing Behaviour of the Term-Structure of Interest Rates", *Quarterly Journal of Economics* 101, pp. 211-228.
- McCallum, B. (1981), "Price Level Determinacy with an Interest Rate Policy Rule and Rational Expectations", *Journal of Monetary Economics* 8, pp. 319-329.
- McCallum, B., y E. Nelson (2000), "Nominal Income Targeting in an Open-Economy Optimising Model", NBER. Reimpresión 2272 (también como documento de trabajo 6675).
- Meulendike, A.M. (1990), "US Monetary Policy and Financial Markets", en *Monograph* 6, Banco de la Reserva Federal de Nueva York.
- Mishkin, F.S. (1988), "The Information in the Term-Structure: Some Further Results", *Journal of Applied Econometrics* 3, pp. 307-314.
- Mishkin, F.S. (1996), "The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy", NBER. Documento de trabajo 5464, febrero.
- Nagayasu, J. (2003), "The Term Structure of Interest Rates and Monetary Policy During a Zero-Interest-Rate Period", Fondo Monetario Internacional. Documento de trabajo 03/208.
- Neseen, M., y D. Vestin (2000), "Average Inflation Targeting", *mimeo*, diciembre.
- Poole, W. (1978), "Money and the Economy: A Monetarist View", editado por Addison-Wesley.
- Reifschneider, D., y J.C. Williams (2000), "Three Lessons for Monetary Policy in a Low Inflation Era", *Journal of Money, Credit and Banking* 32, vol. 4, pp. 936-966.
- Rogoff, K. (1985), "The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target", *Quarterly Journal of Economics* 100, pp. 1169-1190.
- Rotemberg, J.J., y M. Woodford (1998), "Interest-Rate Rules in an Estimated Sticky Price Model". NBER. Documento de trabajo 6618.
- Rudebusch, G.D. (1995), "Federal Reserve Interest Rate Targeting, Rational Expectations, and the Term Structure", *Journal of Monetary Economics* 35, pp. 245-274.
- Sack, B. (1998a), "Does the Fed Act Gradually? A VAR Analysis", Reserva Federal, abril.
- Sack, B. (1998b), "Uncertainty, Learning and Gradual Monetary Policy", Reserva Federal, julio.

- Sargent, T.J. (1979), "Macroeconomic Theory", New York Academic Press.
- Sargent, T.J., y N. Wallace (1975), "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy* 83, vol. 2, pp. 241-254.
- Shiller, R.J., J.Y. Campbell y K.L. Schoenholtz (1983), "Forward Rates and Future Policy: Interpreting the Term-Structure of Interest Rates", *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp. 173-224.
- Simon, D.P. (1990), "Expectations and the Treasury Bill - Federal Funds Rate Spread over Recent Monetary Policy Regimes", *Journal of Finance* 45, pp. 467-477.
- Smets, F. (2000), "What Horizon for Price Stability", Banco Central Europeo. Documento de trabajo 24, julio.
- Söderström, U. (2001), "Targeting Inflation with a Prominent Role for Money", Banco Central de Suecia, junio.
- Summers, L. (1991), "Panel Discussion: Price Stability, How Should Long-Term Monetary Policy Be Determined?", *Journal of Money, Credit and Banking* 23(3), pp. 625-631.
- Svensson, L.E.O. (1999), "Price Level Targeting vs. Inflation Targeting: A Free Lunch?", *Journal of Money, Credit and Banking* 31, vol. 3, pp. 277-295.
- Svensson, L.E.O., y M. Woodford (2004), "Implementing Optimal Policy through Inflation-Forecast Targeting", CEPR. Documento de discusión 4229.
- Taylor, J.B. (1993), "Discretion versus Policy Rules in Practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, pp. 195-214.
- Tinsley, P.A. (1998), "Short Rate Expectations, Term Premiums, and Central Bank Use of Derivatives to Reduce Policy Uncertainty", Reserva Federal, septiembre.
- Vestin, D. (2000), "Price-Level Targeting versus Inflation Targeting in a Forward-Looking Model", IIES, Universidad de Estocolmo, mayo.
- Walsh, C.E. (2001), "The Output Gap and Optimal Monetary Policy", *mimeo*, junio.
- Wieland, V. (1998), "Monetary Policy an Uncertainty about the Natural Unemployment Rate", Reserva Federal. Documento de discusión FEDS 1998-22.
- Williams, J.C. (1999), "Simple Rules for Monetary Policy", Reserva Federal, febrero.

- Wolman, A.L. (1998), “Real Implications of the Zero Bound on Nominal Interest Rates”, Banco de la Reserva Federal de Richmond, noviembre.
- Woodford, M. (1999a), “Commentary: How Should Monetary Policy Be Conducted in an Era of Price Stability?”, en *New Challenges for Monetary Policy*. Simposio organizado por el Banco de la Reserva Federal de Kansas.
- Woodford, M. (1999b), “Optimal Monetary Policy Inertia”, NBER. Documento de trabajo 7261, agosto.
- Woodford, M. (2002), “Inflation Stabilization and Welfare”, pendiente de publicación en *Interest and Prices*, Universidad de Princeton, capítulo 6.
- Yun, T. (1996), “Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity and Business Cycles”, *Journal of Monetary Economics* 37(2), pp. 345-370.

## 4.7 Apéndice: cuadros y gráficos

Cuadro 1. “Continuaciones” y “correcciones” en el tipo de interés nominal en algunos países industrializados (datos tomados del sexagésimo octavo informe anual del Banco Internacional de Pagos, 1998).

País	Periodo muestral	Continuaciones	Correcciones
Estados Unidos	10/08/89 - 31/03/98	28	3
Alemania	19/06/79 - 31/03/98	172	62
Francia	04/01/82 - 31/03/98	94	11
Italia	01/01/78 - 31/03/98	33	12
Reino Unido	01/01/78 - 31/03/98	112	35
Canadá	15/04/94 - 31/03/98	31	3
España	14/05/90 - 31/03/98	37	9
Australia	23/01/90 - 31/03/98	19	2
Holanda	01/01/78 - 31/03/98	163	55
Bélgica	29/01/91 - 31/03/98	101	15
Suecia	01/06/94 - 31/03/98	40	3
Austria	06/05/85 - 31/03/98	63	2

Cuadro 2. Estimaciones del parámetro de inercia.

Autores	País	Datos	$\hat{\rho}$
Clarida <i>et al.</i> (1998)	Alemania	mensual (1979:4-1993:12)	0.91
Clarida <i>et al.</i> (1998)	Japón	mensual (1979:4-1994:12)	0.93
Clarida <i>et al.</i> (1998)	Estados Unidos	mensual (1979:10-1994:12)	0.92
Clarida <i>et al.</i> (1998)	Reino Unido	mensual (1979:6-1990:10)	0.92
Clarida <i>et al.</i> (1998)	Francia	mensual (1983:5-1989:12)	0.95
Clarida <i>et al.</i> (1998)	Italia	mensual (1981:6-1989:12)	0.95
López Pérez (capítulo 1)	España	mensual (1984:1-1998:5)	0.95
Gerdesmeier y Roffia (2003)	Zona euro	mensual (1985:1-2002:2)	[0.87-0.95] <sup>141</sup>

<sup>141</sup> Este intervalo incluye el segundo y el tercer cuartil de los valores obtenidos por los autores (para excluir valores atípicos).

Cuadro 3: Calibración del modelo.

Parámetro	$\gamma$	$\phi$	$\delta_0$	$\delta_1$	$\beta$	$\lambda$	$\theta^\pi$	$\theta^c$	$\bar{r}$	$x$
Valor	3	0.85	0.003	0.06	0.995	0.05	2.08	0.06	0.02	0.03

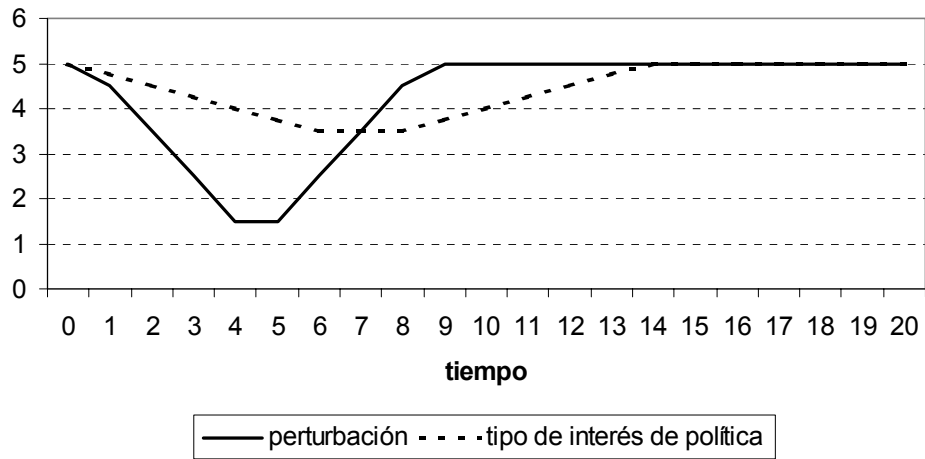
Cuadro 4: Probabilidad de alcanzar el límite inferior a los tipos de interés nominales.

	$\bar{\pi} = -2$	$\bar{\pi} = -1$	$\bar{\pi} = 0$	$\bar{\pi} = 1$	$\bar{\pi} = 2$	$\bar{\pi} = 3$	$\bar{\pi} = 4$
$\rho = 0$	50%	32.63%	2.56%	0.94%	0.34%	0.20%	0.08%
$\rho = 0.2$	50%	27.72%	0.32%	0.13%	0.07%	0.04%	0.01%
$\rho = 0.5$	50%	18.21%	0.12%	0.02%	0.01%	< 0.01%	< 0.01%
$\rho = 0.8$	50%	2.24%	< 0.01%	< 0.01%	< 0.01%	< 0.01%	< 0.01%

Cuadro 5: Pérdidas esperadas bajo diferentes objetivos de inflación y distintos valores del parámetro de inercia. La pérdida esperada en ausencia del límite inferior se ha normalizado a cero y la mínima pérdida esperada bajo  $\rho = 0$  se ha normalizado a 100.

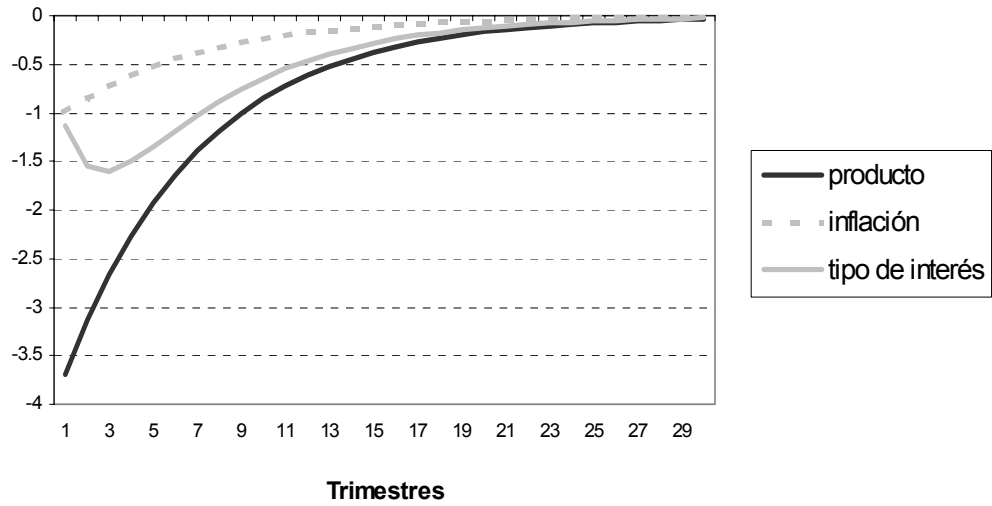
	$\bar{\pi} = -2$	$\bar{\pi} = -1$	$\bar{\pi} = 0$	$\bar{\pi} = 1$	$\bar{\pi} = 2$	$\bar{\pi} = 3$	$\bar{\pi} = 4$
$\rho = 0$	2888.8%	1823.7%	160.7%	104.5%	100.0%	131.6%	157.9%
$\rho = 0.2$	2792.8%	1506.6%	40.1%	50.5%	76.8%	108.2%	144.6%
$\rho = 0.5$	2606.4%	986.3%	29.9%	46.2%	70.6%	102.4%	142.8%
$\rho = 0.8$	2239.0%	166.1%	27.9%	52.9%	84.7%	125.9%	172.1%

**Gráfico 1: Respuesta con inercia del tipo de interés a una perturbación no permanente**

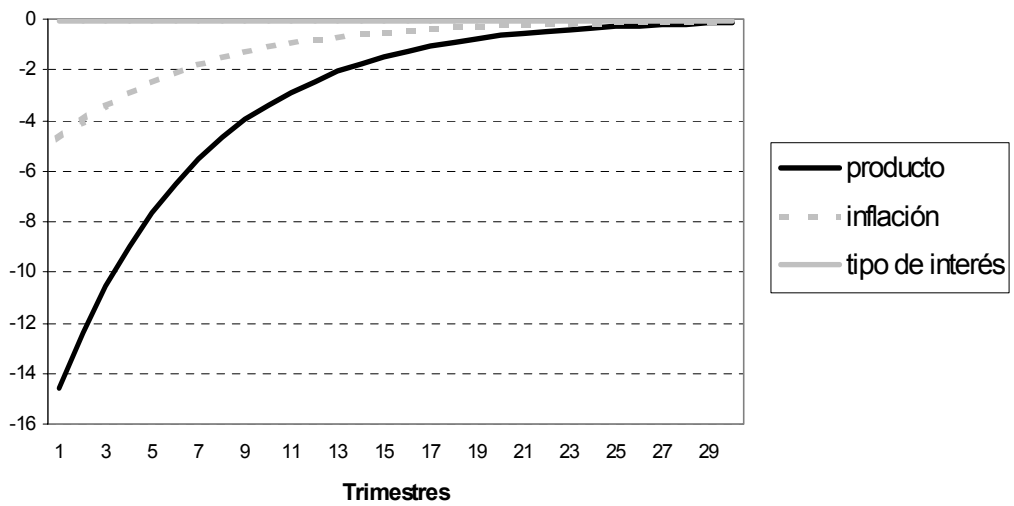


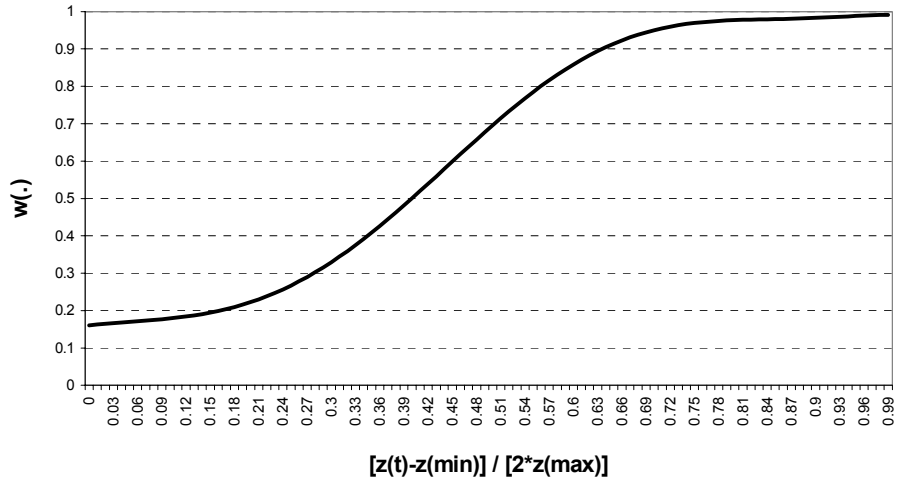
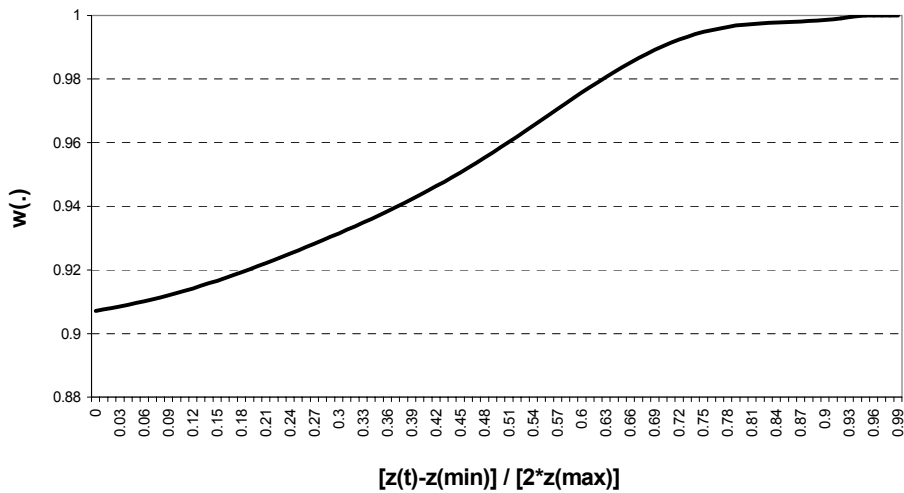


**Gráfico 2: Respuesta a una perturbación negativa  
(sin límite inferior,  $\rho=0.5$ )**



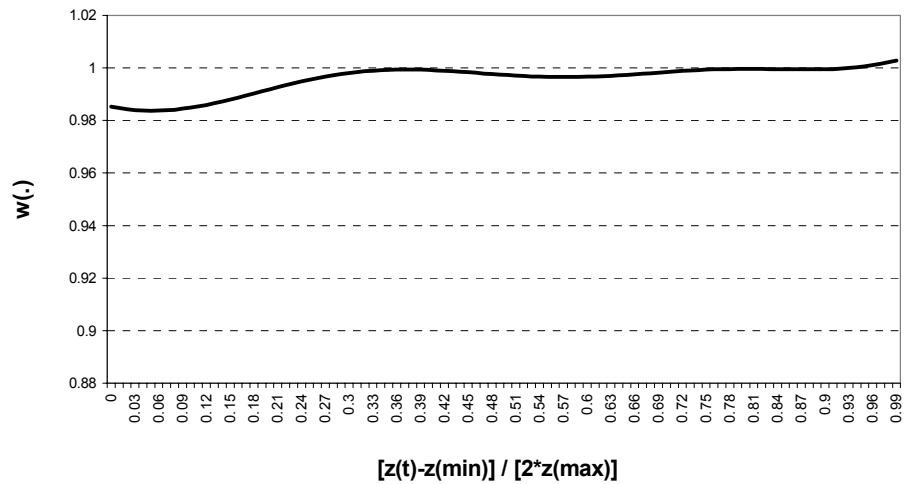
**Gráfico 3: Respuesta a una perturbación negativa  
(con los tipos de interés siempre iguales a cero)**



**Gráfico 4: Función de pesos ( $\pi=-2\%$ ,  $\rho=0$ )****Gráfico 5: Función de pesos ( $\pi=1\%$ ,  $\rho=0$ )**

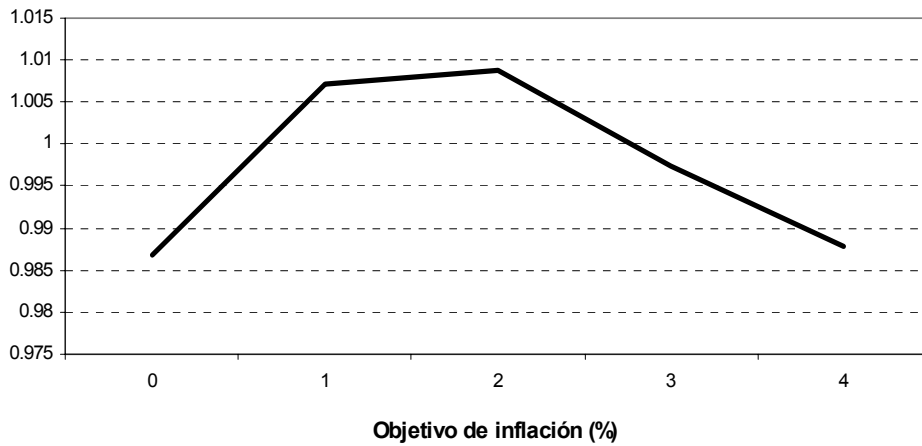
$z_{\min}$  y  $z_{\max}$  han sido elegidos para definir un intervalo simétrico que cubra  $\pm 4$  desviaciones típicas de la variable de estado  $z_t$ . El valor de la función de pesos para  $z_t = 0$  se puede encontrar mirando al valor 0.5 en el eje horizontal. El valor 0 en el eje horizontal representa un valor de  $z_t$  igual a -4 desviaciones típicas por debajo de la media.

**Gráfico 6: Función de pesos (pi=1%, rho=0.5)**



$z_{\min}$  y  $z_{\max}$  han sido elegidos para definir un intervalo simétrico que cubra  $\pm 4$  desviaciones típicas de la variable de estado  $z_t$ . El valor de la función de pesos para  $z_t = 0$  se puede encontrar mirando al valor 0.5 en el eje horizontal. El valor 0 en el eje horizontal representa un valor de  $z_t$  igual a -4 desviaciones típicas por debajo de la media.

**Gráfico 7: Utilidad esperada ( $\rho=0$ ) en desviaciones típicas de la brecha del producto con respecto a la regla de Friedman**



**Gráfico 8: Utilidad esperada ( $\rho=0.8$ ) en desviaciones típicas de la brecha del producto con respecto a la regla de Friedman**

