

Análisis comparativo del comportamiento del BCE y la Fed. Estudio de posibles asimetrías

Autora: Esther A. Barros Campello

Tese de doutoramento UDC / 2014

Director: Carlos Pateiro Rodríguez

Programa de doutoramento Competitividade, innovación e desenvolvemento: análise económica e empresarial.



UNIVERSIDADE DA CORUÑA

DATOS DE LA TESIS DOCTORAL	
Nombre de la Doctoranda	Esther A. Barros Campello
Título de la Tesis	Análisis comparativo del comportamiento del BCE y la Fed. Estudio de posibles asimetrías.
Facultad o Centro	Facultad de Economía y Empresa.

DATOS DEL DIRECTOR DE LA TESIS DOCTORAL	
Nombre Completo	Carlos Pateiro Rodríguez
Centro al que pertenece y dirección	Catedrático Escuela Universitaria Facultad de Economía y Empresa Campus de Elviña, s/n 15071 A Coruña
D.N.I	34587423 T
e-mail	carlos.pateiro@udc.es

El director acredita que la tesis cumple con los requisitos para optar al grado de doctor.

A Coruña, 15 de mayo de 2014

Director

Autora

Dr. Carlos Pateiro Rodríguez

Esther A. Barros Campello

A través de estas líneas quiero expresar mi agradecimiento a todas aquellas personas que con su ayuda han hecho posible el trabajo que aquí presento, en especial al director del mismo, el profesor Carlos Pateiro, por su orientación, ayuda y apoyo constante.

A Koki y a mi hermano Juan agradecerles que me hayan acompañado en el día a día y que nunca hayan dejado de apoyarme. Dar las gracias también a toda mi familia y en especial a mi madre, a quien tanto le debo.

No quiero tampoco dejar de agradecer a mis amigos y compañeros sus ánimos en los momentos más duros.

Finalmente, quiero dejar constancia del apoyo recibido por parte del Departamento de Análisis Económico y ADE.

A todos, muchas gracias.

Resumen

En la tesis doctoral que aquí presentamos realizamos una profunda revisión de la literatura existente sobre reglas de política monetaria, tanto lineales como asimétricas. Decimos que existe asimetría en el comportamiento del banco central si su reacción es de intensidad diferente cuando las desviaciones respecto de los objetivos de inflación y output son positivas frente a la respuesta dada ante desviaciones negativas. Dichas asimetrías, si existen, tienen su origen: i) en una función de preferencias del banco central asimétrica, ii) en una curva de Phillips convexa o iii) en ambas. En la parte empírica contrastamos si el BCE y la Reserva Federal, cuando utilizan su instrumento de política monetaria, adoptan un comportamiento asimétrico en función de las desviaciones de la inflación y del output. Se utiliza el método de los momentos generalizado (MMG) con datos trimestrales. Además, introducimos en el análisis variables exógenas al modelo que pudieron haber influido en las decisiones de política monetaria adoptadas por dos de las principales autoridades monetarias del mundo durante el periodo analizado: 1999-2012 para el BCE y 1966-2012 para la Reserva Federal.

Resumo

Na tese de doutoramento que aquí presentamos facemos unha profunda revisión da literatura existente sobre regras de política monetaria, tanto lineais como asimétricas. Dicimos que o comportamento do banco central presenta asimetría se a súa reacción é de intensidade diferente cando as desviacións respecto dos obxetivos de inflación e nivel de crecemento económico son positivas fronte á resposta dada ante desviacións negativas. Estas asimetrías, se existen, teñen a súa orixe: i) nunha función de preferencias do banco central asimétrica, ii) nunha curva de Phillips convexa ou iii) en ambas dúas. Na parte empírica contrastamos se o BCE e a Reserva Federal, cando empregan o seu instrumento de política monetaria, adoptan un comportamento asimétrico en función das desviacións da inflación e do nivel de produción.

Empregamos o método dos momentos xeneralizado (MMG) con datos trimestrais. Además, introducimos na análise variables alleas ao modelo que puideron influir nas decisións de política monetaria adoptadas por dúas das principais autoridades monetarias do mundo durante o periodo mostral 1999-2012 para o BCE e 1966-2012 para a Reserva Federal.

Abstract

In this doctoral thesis we have done a deep review of the existent literature on rules of monetary policy, so much linear as asymmetric. The optimal policy is nonlinear if the policy-maker increases interest rates by a larger amount when inflation or output are above target than the amount it will reduce them when they are below target. The two sources of an asymmetric central bank's reaction function are: i) Asymmetric preferences and/or ii) a nonlinear Phillips curve or aggregate supply curve, i.e. the short-run inflation-output trade-off may be nonlinear. We have investigated the BCE and Federal Reserve monetary policy. We search for asymmetries in the policy responses of BCE and Fed to inflation and output gaps. For it, we have used the generalized method of moments (GMM). We have used quarterly data. The analysis is conducted on eurozone data over the period 1999-2012. With reference to USA, we consider the period 1966-2012. In addition, we have included some variables exogenous to the model that may have influenced in the monetary policy decisions adopted by two of the main monetary authorities of the world.

Prólogo

Los bancos centrales independientes en economías desarrolladas utilizan como principal instrumento para alcanzar sus objetivos un tipo de interés a corto plazo, a través del cual transmiten las señales de su política monetaria para que los agentes y los mercados formen unas expectativas adecuadas sobre la inflación, el crecimiento económico y otras variables capaces de condicionar el cumplimiento del objetivo de la institución monetaria.

Los objetivos últimos del banco central son el control de la inflación (*strict inflation targeting*) o el control de la inflación y el crecimiento económico (*flexible inflation targeting*). Ante las desviaciones de la inflación y del crecimiento económico respecto de las cuantificaciones explícitamente o implícitamente establecidas, la autoridad monetaria modifica los tipos de interés a corto plazo en el sentido correcto. Lo fundamental es que la modificación del tipo de interés nominal incida sobre el tipo de interés real de tal manera que sea capaz de transmitir sus efectos a los componentes más dinámicos de la demanda agregada: consumo e inversión.

En el contexto del paradigma de las reglas lineales de política monetaria, el estudio del signo y la intensidad de la respuesta del banco central ante las desviaciones está apoyado por una abundante y rica literatura teórica y empírica, sobre todo a partir del trabajo seminal de Taylor de 1993. En esta tesis doctoral se da un paso más con el objeto de abordar la compleja tarea de descubrir si los bancos centrales sienten una mayor aversión a las desviaciones positivas frente a las desviaciones negativas, tanto relativas a la inflación como al crecimiento económico.

Por ello, este trabajo de investigación se sitúa en la categoría de las reglas asimétricas, dentro del paradigma de las reglas de política monetaria. Debido a la ausencia de una función de pérdidas del banco central explícita, la potencial existencia de asimetrías se puede abordar a partir de una curva de Phillips no lineal o de una curva de oferta agregada cóncava o convexa.

El trabajo teórico va orientado a la obtención de una regla óptima o función de reacción de la autoridad monetaria como la solución de un problema de optimización intertemporal. El banco central fija el tipo de interés a corto plazo en función de las variables relevantes (inflación y gap del producto) así como de otras variables exógenas que podrían resultar determinantes dada la estructura de la economía. El trabajo empírico se centra en el estudio de dicha función de reacción para el caso del Banco Central Europeo (BCE) y de la Reserva Federal Norteamericana (Fed) con el objetivo de descubrir si estas instituciones monetarias han tenido un comportamiento asimétrico durante los períodos analizados. Como principal conclusión se descubre que el BCE se ha comportado de forma asimétrica en tanto que la FED ha seguido un comportamiento lineal. Respecto de las variables exógenas seleccionadas, que podrían resultar determinantes en el establecimiento de los tipos de interés a corto, los resultados son significativos en el caso de la deuda pública, sobre todo en lo que respecta al BCE, y tienen menor relevancia en el caso de los agregados monetarios.

La realidad económica es cambiante y la innovación financiera y monetaria evoluciona a gran velocidad en un contexto tecnológicamente avanzado y globalizado. Como consecuencia de la permanente mutación de las cosas, este tipo de análisis ha de ser reconstruido de manera continua. Solamente así se podrá descubrir y anticipar el verdadero comportamiento de un banco central y el impacto de la política monetaria sobre la economía.

ÍNDICE

1.	INTRODUCCIÓN.....	3
2.	REGLAS DE TIPOS DE INTERÉS.....	11
2.1.	Reglas <i>versus</i> discreción.....	11
2.1.1.	Relación entre las <i>interest rate rules</i> y las <i>money rules</i>	11
2.1.2.	Análisis de la regla de Taylor.....	13
2.2.	Principio Tayloriano.....	17
2.3.	Limitaciones a la regla de Taylor.....	22
2.3.1.	¿Cómo medir la inflación?.....	22
2.3.2.	La determinación de la tasa de crecimiento potencial y el <i>output gap</i>	24
2.3.3.	Tipo de interés real de equilibrio a corto plazo.....	27
2.4.	Reformulaciones de la regla de Taylor.....	30
2.4.1.	El papel de los tipos de interés retardados.....	30
2.4.2.	El papel del tipo de cambio.....	34
2.4.3.	El papel de las expectativas de inflación.....	39
3.	REGLAS DE POLÍTICA MONETARIA ASIMÉTRICAS.....	63
3.1.	El origen de las asimetrías.....	64
3.2.	La formalización de una regla de política monetaria óptima con una función de pérdidas asimétrica del banco central.....	65
3.2.1.	La formalización de la regla.....	65
3.2.2.	Función de pérdidas asimétrica que incluye el objetivo de empleo.....	77
3.2.3.	Función de pérdidas asimétrica que incluye la estabilidad de los tipos de interés.....	80
3.2.4.	Función de pérdidas asimétrica definida por tramos.....	88
3.2.5.	El efecto del tipo de cambio.....	95
3.3.	La formalización de una regla de política monetaria óptima con una curva de Phillips convexa.....	98
3.3.1.	Las causas de una curva de Phillips no lineal.....	98
3.3.2.	La formalización de la regla de política monetaria.....	103
3.3.3.	Otros estudios relacionados.....	114
4.	EVIDENCIA EMPÍRICA.....	119
4.1.	El Método Generalizado de los Momentos (MGM).....	119
4.2.	Caso Banco Central Europeo.....	124
4.2.1.	Introducción.....	124

4.2.2.	Los datos.....	126
4.2.3.	La contrastación empírica	132
4.2.3.1.	¿Es asimétrico el comportamiento del BCE?.....	132
4.2.3.2.	Comentarios a los resultados.....	141
4.3.	Caso Reserva Federal norteamericana.....	143
4.3.1.	Introducción.....	143
4.3.2.	Los datos.....	144
4.3.3.	La contrastación empírica	149
4.3.3.1.	¿Es asimétrico el comportamiento de la Fed?	149
4.3.3.2.	¿Adopta la Fed una función de reacción lineal?.....	152
4.3.3.3.	Variables exógenas en la determinación del tipo de interés de la Fed....	162
4.3.3.4.	Comentarios a los resultados.....	165
5.	CONCLUSIONES.....	171
6.	BIBLIOGRAFÍA.....	179
7.	ANEXOS.....	191

TABLAS

Tabla 1. Desempeño de la regla de PM sin considerar y considerando el tipo de cambio.....	38
Tabla 2. Reglas monetarias de tipos de interés. Coeficientes estimados.....	44
Tabla 3. Reglas monetarias de tipos de interés. Coeficientes estimados.....	48
Tabla 4. Estimación de la curva de Phillips	112
Tabla 5. Resultados correlograma cruzado	133
Tabla 6. Resultados correlograma cruzado	134
Tabla 7. Prueba de raíz unitaria (Dickey Fuller Aumentada).....	135
Tabla 8. Estimación de la función de reacción del BCE. Los datos de inflación están calculados a partir del deflactor del PIB y los del output a partir del IPI	136
Tabla 9. Estimación de la función de reacción del BCE. Inflación subyacente y datos de output calculados a partir del PIB	136
Tabla 10. Estimación de la función de reacción del BCE. Inflación subyacente y output medido a partir del IPI.....	137
Tabla 11. Estimación de la función de reacción del BCE. Los datos de inflación están calculados a partir del deflactor del PIB y los del output a partir del PIB	137
Tabla 12. Estimación de la función de reacción del BCE. Inflación subyacente y output gap calculado a partir de los datos del PIB	137
Tabla 13. Estimación de la función de reacción del BCE sin variable exógena	139
Tabla 14. Estimación de la función de reacción del BCE sin <i>interest rate smoothing</i>	139
Tabla 15. Prueba de raíz unitaria (Dickey Fuller Aumentada). 1966Q1-1979Q2.....	150
Tabla 16. Prueba de raíz unitaria (Dickey Fuller Aumentada). 1983Q1-2012Q4.....	150
Tabla 17. Fed. Función de reacción no lineal. Periodo muestral: 1966Q1-1979Q2	151
Tabla 18. Fed. Función de reacción no lineal. Periodo muestral: 1983Q1-2012Q4	151
Tabla 19. Fed. Función de reacción lineal. Inflación calculada a partir del deflactor PIB y datos de output calculados a partir del PIB	153
Tabla 20. Fed. Función de reacción lineal. Inflación calculada a partir del deflactor PIB y datos de output calculados a partir del IPI.....	153
Tabla 21. Fed. Función de reacción lineal. Inflación subyacente a partir de datos del IPGCP y datos de output calculados a partir del PIB	153
Tabla 22. Fed. Función de reacción lineal. Inflación calculada a partir del deflactor PIB y datos de output calculados a partir del PIB	154

Tabla 23. Fed. Función de reacción lineal. Inflación subyacente a partir de datos del IPC y datos de output calculados a partir del PIB	154
Tabla 24. Fed. Función de reacción lineal. Inflación calculada a partir del deflactor del PIB..	155
Tabla 25. Fed. Función de reacción lineal. Inflación subyacente calculada a partir del IPGCP155	
Tabla 26. Fed. Función de reacción lineal. Inflación subyacente calculada a partir del IPC....	156
Tabla 27. Fed. Función de reacción lineal. Inflación calculada a partir del deflactor PIB y output aproximado por el IPI.....	158
Tabla 28. Fed. Función de reacción lineal. Inflación calculada a partir del IPC y output aproximado por el IPI.....	159
Tabla 29. Fed. Función de reacción lineal. Inflación calculada a partir del deflactor PIB y nivel de producción aproximado por el PIB.....	159
Tabla 30. Fed. Función de reacción lineal. Inflación calculada a partir del deflactor PIB y nivel de producción aproximado por el IPI.....	159
Tabla 31. Fed. Función de reacción lineal con variable exógena endeudamiento público. 1983Q1-2012Q4.....	163
Tabla 32. Fed. Función de reacción lineal con variable exógena oferta monetaria. 1966Q1-1979Q2.....	164
Tabla 33. Fed. Función de reacción lineal con variable exógena oferta monetaria. 1983Q1-2012Q4.....	164

GRÁFICOS

Gráfico 1. Pérdidas del Banco Central ante desviaciones de la inflación cuando $\gamma > 0$	68
Gráfico 2. Pérdidas del Banco Central ante desviaciones de la inflación cuando $\gamma < 0$	69
Gráfico 3. Pérdidas del BC ante desviaciones de la inflación si γ tiende a 0.....	70
Gráfico 4. Función convexa.....	105
Gráfico 5. Función cóncava.....	106
Gráfico 6. Eurozona. Desviaciones de la inflación respecto a un objetivo del 2%.....	127
Gráfico 7. Eurozona. Output gap aproximado por el PIB.....	128
Gráfico 8. Eurozona. Output gap aproximado por el IPI.....	129
Gráfico 9. Eurozona. Evolución del endeudamiento público.....	130
Gráfico 10. Eurozona. Evolución del tipo de interés.....	131
Gráfico 11. Eurozona. Comparativa EONIA versus tipo de interés de intervención.....	132
Gráfico 12: Regla 1.....	140
Gráfico 13: Regla 2.....	140
Gráfico 14: Regla 3.....	140
Gráfico 15: Regla 4.....	140
Gráfico 16: Regla 5.....	140
Gráfico 17: Regla 6.....	140
Gráfico 18: Regla 7.....	141
Gráfico 19. EEUU. Desviaciones de la inflación respecto a un objetivo del 2%.....	146
Gráfico 20. EEUU. Desviaciones de la inflación respecto a la tendencia mostrada por el filtro de HP. Primer subperiodo muestral.....	147
Gráfico 21. EEUU. Output gap.....	148
Gráfico 22. EEUU. Evolución del tipo de interés.....	148
Gráfico 23. Curva de Phillips.....	152
Gráfico 24: Regla 1.....	158
Gráfico 25: Regla 2.....	158
Gráfico 26: Regla 3.....	158
Gráfico 27: Regla 1.....	161
Gráfico 28: Regla 2.....	161
Gráfico 29: Regla 3.....	161
Gráfico 30: Regla 4.....	161
Gráfico 31. EEUU. Evolución del endeudamiento público.....	162

Gráfico 32. EEUU. Evolución de la oferta monetaria..... 163

Capítulo I: Introducción

1. INTRODUCCIÓN

Un número importante de bancos centrales de las principales economías desarrolladas establecen como objetivo fundamental de la política monetaria la estabilidad de precios, medida esta a través de la evolución de algún índice de precios, como se verá más adelante. Sin embargo, hay notables excepciones, como es el caso de la Reserva Federal, cuyo objetivo primordial es el crecimiento económico.

Estos bancos centrales utilizan como instrumento fundamental en su estrategia de política monetaria el tipo de interés a corto plazo, debido, entre otras causas, a los problemas que provoca la inestabilidad que presentan los agregados monetarios en la actualidad.

El objetivo central de nuestra tesis doctoral consiste en analizar en qué medida la autoridad monetaria modifica los tipos de interés a corto plazo cuando la tasa de inflación se desvía del objetivo propuesto. En aquellos casos en que el banco central no adopte un *strict inflation targeting*, sino que combine un objetivo de inflación con objetivos de crecimiento económico o de estabilidad del output, nuestro objetivo central es el mismo, pero en este caso en relación con ambos objetivos.

Este tipo de análisis ha sido objeto de múltiples investigaciones y existe una abundante literatura sobre el tema, literatura que abordaremos en profundidad en capítulos sucesivos.

En nuestro trabajo, daremos un paso más allá. Se trata no solo de analizar las respuestas de la autoridad monetaria a través de los tipos de interés cuando los objetivos concretos no son alcanzados, sino también de estudiar en detalle en qué medida las reacciones del banco central son de diferente intensidad cuando las desviaciones respecto de los objetivos propuestos son positivas o negativas. Este es el terreno de las asimetrías en el comportamiento de los bancos centrales en el cual, si bien existe literatura en la última década, esta es muy inferior a la que aborda comportamientos no asimétricos o lineales.

Para ello formulamos las siguientes proposiciones e hipótesis:

Proposición 1: Un banco central presenta un comportamiento asimétrico si su reacción, a través de la modificación del tipo de interés a corto plazo, es de

CAPÍTULO I: INTRODUCCIÓN

diferente intensidad cuando las desviaciones respecto de los objetivos de inflación o nivel de producción son positivas frente a la reacción ante desviaciones negativas.

Proposición 2: Un banco central tiene un comportamiento lineal cuando modifica los tipos de interés con la misma intensidad cuando las desviaciones son positivas y cuando son negativas.

Respecto de la primera proposición, avanzamos que la posible presencia de comportamientos asimétricos proviene de la existencia de una curva de Phillips convexa (curva de oferta agregada convexa) y/o una función de preferencias (función de pérdidas) asimétrica de la institución monetaria. La estructura de la economía es un determinante importante, como se verá, de la naturaleza simétrica/asimétrica del comportamiento del banco central.

En los capítulos sucesivos estudiamos la naturaleza del comportamiento del Banco Central Europeo y de la Reserva Federal norteamericana. Asumimos que la estructura económica de la zona euro y de EEUU es diferente por lo que es muy probable que el comportamiento de las respectivas instituciones monetarias sea también distinto.

A este fin, establecemos las siguientes hipótesis:

Hipótesis 1: el Banco Central Europeo en el periodo 1999-2012 presenta un comportamiento asimétrico cuando se analizan las modificaciones del tipo de interés a corto plazo en respuesta a las desviaciones positivas y negativas de la inflación y del output.

Hipótesis 2: la Reserva Federal norteamericana en el periodo 1966-2012 adopta un comportamiento lineal cuando se analizan las modificaciones del federal funds rate como respuesta a las desviaciones positivas y negativas de la inflación y del output.

Para la contrastación de la hipótesis 1, utilizamos el método de los momentos generalizados, por ser la alternativa econométrica natural para la estimación de los parámetros profundos de interés en el paradigma de la optimización intertemporal, con utilización de ecuaciones de Euler que representan reglas óptimas de política monetaria.

CAPÍTULO I: INTRODUCCIÓN

Para la contrastación de la hipótesis 2, realizamos un trabajo similar con los datos de EEUU. Sin embargo, al no resultar significativo el regresor que determina la existencia de asimetría, procedemos al contraste de reglas de política monetaria óptimas lineales.

Adicionalmente, para el caso de EEUU, procedemos a una periodificación utilizando como línea divisoria el inicio del mandato de Paul Volcker al frente de la autoridad monetaria estadounidense.

Tanto en el caso primero como en el segundo, introducimos, alternativamente, variables exógenas que pudieran resultar relevantes en la instrumentación de la política monetaria, en el periodo analizado, como pueden ser la evolución de la deuda pública y la liquidez monetaria, medida a través de algún agregado monetario, según se expondrá en cada caso.

En el capítulo 2, hemos realizado una profunda revisión de las reglas monetarias de tipos de interés lineales. Partimos del consenso generalizado de que la utilización de algún tipo de regla en la gestión de la política monetaria da lugar a unos resultados superiores al manejo puramente discrecional por parte del banco central. En todo caso, estas reglas deben entenderse como guías para la autoridad monetaria en su toma de decisiones y no significa que el *policy maker* siga estrictamente una fórmula específica.

Hemos partido del trabajo seminal de Taylor (1993) según el cual el tipo de interés nominal a corto plazo depende del nivel de inflación de la economía, del tipo de interés real a corto plazo de equilibrio, de las desviaciones de la inflación respecto al nivel aceptado como socialmente óptimo y de la brecha entre el nivel de producción observado y el de pleno empleo.

Como limitaciones a la regla propuesta por Taylor se han planteado, entre otras, la dificultad para medir la inflación, la problemática que presenta la determinación del nivel de pleno empleo y la medición del tipo de interés real de equilibrio de corto plazo. Todas estas limitaciones son revisadas en profundidad.

En este capítulo analizamos, también, con detalle las reformulaciones que se han planteado a la regla de Taylor, mediante la introducción de otras variables como el tipo de cambio, alguna definición de la cantidad de dinero, los tipos de interés retardados, y, en especial, las que incluyen el papel de las expectativas racionales sobre la inflación y/o la producción.

CAPÍTULO I: INTRODUCCIÓN

En el capítulo 3, nos centramos en las reglas de política monetaria asimétricas. En la primera década del siglo actual, aparecen un conjunto de trabajos de investigación empíricos que analizan un comportamiento asimétrico del banco central.

Estos trabajos obtienen la regla de política monetaria a partir del problema de optimización al que se enfrenta la autoridad monetaria: la minimización de su función de pérdidas, sujeta a la estructura de la economía. Esta estructura está representada siempre por una ecuación referida a la inflación y otra al output gap (definido como la diferencia entre el producto observado y el potencial). La primera ecuación establece siempre una relación positiva entre el output gap y la inflación (curva de oferta agregada), — o una relación negativa entre el nivel de desempleo y la inflación (curva de Phillips)—, y la segunda una relación negativa entre el tipo de interés real ex ante y el output gap (curva IS). Cuando la función que representa las preferencias del banco central (función de preferencias o función de pérdidas) es asimétrica y/o la función de oferta agregada es no lineal, la función de reacción del banco central es asimétrica o no lineal.

En su parte empírica, estos trabajos concluyen la existencia de un comportamiento asimétrico por parte de la Reserva Federal en el periodo 1983-2000. También aparecen asimetrías en la gestión de la política monetaria por parte de los bancos centrales de Canadá y Suecia durante el periodo 1992-2000 y 1995-2000, respectivamente. Otro estudio concluye que el Banco de Inglaterra siguió una regla de política monetaria asimétrica durante la etapa 1979-2005. Este comportamiento asimétrico también es observable al estudiar la gestión del Banco Nacional Checo y el Banco Nacional de Hungría entre enero de 1998 y marzo de 2010.

En el capítulo 4, presentamos, en primer lugar, el método utilizado. El Método Generalizado de los Momentos (MGM), desarrollado por Hansen (1982), presenta tres ventajas principales: (i) los estimadores MGM incluyen como casos particulares a buena parte de los estimadores habituales en econometría, tales como Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), Variables Instrumentales (VI), Mínimos Cuadrados en 2 Etapas (MC2E) e incluso, en determinadas ocasiones, al Máximo Verosímil (MV); (ii) no requiere de la función de densidad como tal, sino que solo precisa de ciertas condiciones de ortogonalidad, es decir, de lo que se denomina “condiciones de los momentos” y (iii)

CAPÍTULO I: INTRODUCCIÓN

es consistente con la presencia de agentes económicos que tienen un comportamiento optimizador de manera intertemporal.

Los periodos muestrales analizados son 1999-2012 para el caso de la zona euro y 1966-2012 para EEUU. En ambos, utilizamos datos trimestrales.

En los dos análisis realizados, vemos que la evolución del tipo de interés nominal de corto plazo es correctamente aproximado por una regla monetaria de tipos de interés.

En cuanto a las variables exógenas al modelo, los elevados niveles de endeudamiento del sector público que presentan en la actualidad la mayor parte de los países de la zona euro, nos hace reflexionar sobre la oportunidad de incluir una variable que refleje esta situación a la hora de explicar las actuaciones del BCE sobre los tipos de interés durante la actual crisis financiera y económica.

Por lo que se refiere a la Reserva Federal, hemos estudiado la posibilidad de que tenga en consideración, en el diseño de la política monetaria, variables como el nivel de endeudamiento público o el crecimiento de la oferta monetaria.

En el último capítulo, recogemos las conclusiones obtenidas.

Por último, presentamos las referencias bibliográficas utilizadas, así como las series temporales que contienen los datos empleados en el trabajo empírico y las fuentes de dichos datos.

CAPÍTULO I: INTRODUCCIÓN

Capítulo II: Reglas de tipos de interés

2. REGLAS DE TIPOS DE INTERÉS

2.1. Reglas *versus* discreción

Superado el debate reglas *versus* discreción a favor de la utilización de algún tipo de regla en el manejo de la política monetaria (Bofinger, 2001, cap. 6 y Walsh, 2010, cap. 7)¹, y aceptando la opinión mayoritaria de los economistas sobre la superioridad de las reglas de política monetaria basadas en los tipos de interés, que denominaremos *interest rate rules*², respecto a las basadas en tasas de variación de algún agregado monetario, *money rules*³, nos centraremos en las primeras, pero antes veremos, de una forma muy resumida, la relación entre estos dos tipos de reglas monetarias.

2.1.1. Relación entre las *interest rate rules* y las *money rules*

Un ejemplo de *money rule* es la ecuación cuantitativa del dinero ($M \cdot V = P \cdot Y$) planteada por Milton Friedman y Anna J. Schwartz (Friedman y Schwartz, 1963). Para asegurar un crecimiento constante y moderado de la demanda agregada, que permita una producción creciente a precios estables, es necesario conseguir un incremento moderado y constante de la cantidad de dinero.

De todas formas, en este sentido, es importante aclarar que, tal y como indica Taylor (1996), las *money rules* y las *interest rate rules* no son reglas radicalmente diferentes, sino que existen importantes puntos comunes entre ellas. Prado y Pateiro (2001)⁴ realizan un pormenorizado análisis de la relación entre los dos tipos de reglas de política monetaria.

Denominamos *money rule* a la regla donde el instrumento a utilizar por el banco central para conseguir sus objetivos de política monetaria es algún agregado monetario. La más conocida es la llamada regla de McCallum.

¹ Este debate ha sido también ampliamente analizado por Prado y Pateiro (2001). En pp. 130-148 recogen las aportaciones realizadas en este sentido por Kydland y Prescott (1977), Barro y Gordon (1983) y Guitián (1999).

² Uno de los primeros trabajos sobre reglas de tipos de interés es el que plantea Taylor en 1993. La veremos con detalle más adelante.

³ Veremos más adelante la regla de McCallum.

⁴ Véanse pp. 153-157.

McCallum (1993) define una regla de política monetaria que podríamos representar con la siguiente ecuación:

$$\Delta B_t = \Delta X_t^* - \Delta VB_t + \lambda(\Delta X_{t-1}^* - \Delta X_{t-1}) \quad [\text{II.1}]$$

Donde todas las variables están en logaritmos. B es la base monetaria, ΔVB es el incremento medio de la velocidad de circulación de la base durante los cuatro años anteriores, λ es el factor de respuesta monetario, y X es el logaritmo del Producto Interior Bruto (PIB) nominal. El asterisco representa la tasa de crecimiento que se plantea el banco central como objetivo, y es la suma de la tasa de inflación y la tasa de crecimiento media a largo plazo del PIB real.

Por tanto, el crecimiento de la base monetaria depende, en primer lugar, de la suma de la tasa deseada de inflación y la tasa de crecimiento del PIB real potencial o deseado (ΔX_t^*). En segundo lugar, depende de la tasa de crecimiento de la velocidad de la base monetaria (ΔVB), que refleja el impacto de los cambios tecnológicos y regulatorios en la velocidad de la base monetaria. Por último, el tercer término de la ecuación, $\lambda(\Delta X_{t-1}^* - \Delta X_{t-1})$, indica que la autoridad monetaria ajusta el crecimiento de la base monetaria si el incremento del PIB nominal se desvía del fijado como objetivo. Cuando la tasa de crecimiento del PIB nominal está por debajo del objetivo del banco central, este debe incrementar temporalmente la tasa de variación de la base monetaria y viceversa.

Argandoña, Gámez y Mochón (1996, cap. 6) distinguen entre políticas activistas y no activistas⁵. La regla de crecimiento constante de la cantidad de dinero propuesta por Friedman y Schwartz (1963) es una política no activista, mientras que la propuesta por McCallum (1993) es una política activista, dado que reacciona a cada nueva información adaptando los valores de los instrumentos sin ninguna restricción previa.

McCallum (1999) compara las *interest rate rules* y las *money rules*, analizando el comportamiento de las reglas de McCallum y Taylor en diferentes periodos históricos y concluye que estas dos reglas coinciden en distintas etapas. En concreto, si analizamos la política monetaria aplicada por el Banco Central japonés desde 1972 hasta 1998

⁵ La cuestión de la política activista versus no activista se refiere al valor que toman algunas de las variables clave usadas como instrumentos de política, mientras que la cuestión de reglas *versus* discreción se refiere al proceso de cambio de esas variables.

ambas reglas dan lugar a las mismas conclusiones para los periodos 1972-1978 y 1994-1998: la política monetaria aplicada fue demasiado expansiva en el primer periodo y demasiado restrictiva en el segundo⁶.

2.1.2. Análisis de la regla de Taylor

Taylor (1993) describe una regla de tipos de interés que se adaptaría a la siguiente forma:

$$i = \pi + 0,5y + 0,5(\pi - \pi^*) + r^f \quad [\text{II.2}]$$

Donde i es el *federal funds rate*; π es la tasa de inflación media de los cuatro últimos trimestres; π^* es el objetivo de inflación, y es la desviación porcentual del PIB real respecto al potencial y r^f el tipo de interés real de equilibrio.

Taylor (1993) cifró la tasa de crecimiento potencial de pleno empleo en un valor constante del 2,2% anual, que correspondía a la evolución seguida por la producción real de Estados Unidos entre el primer trimestre de 1984 y el tercero de 1992. Consideró que el tipo de interés a corto plazo real de equilibrio, que podemos denominar r^f , era el 2%, dado que era el que mejor aproximaba la tasa de crecimiento potencial compatible con la senda observada durante el periodo al que nos acabamos de referir. Estableció en un 2% la tasa de inflación objetivo, que denominaremos π^* .

El PIB real se denota como Y , y el PIB potencial de pleno empleo se define como Y^* . Al utilizar la tasa de inflación de los cuatro trimestres anteriores se emplea la tasa de inflación retardada como *proxy* de la inflación esperada.

Es decir,

$$i = \pi + 0,5 \frac{Y - Y^*}{Y^*} 100 + 0,5(\pi - \pi^*) + r^f \quad [\text{II.3}]$$

Teniendo en cuenta los supuestos de Taylor (1993), la ecuación anterior se puede reescribir como:

⁶ En el periodo intermedio, la regla de Taylor y la política aplicada coinciden o la política monetaria fue demasiado restrictiva. Por lo que se refiere a la regla de McCallum identifica un periodo en el que la política monetaria fue demasiado expansiva (1986-1989) y sitúa el comienzo de la política excesivamente restrictiva a mediados de los años 90, en vez de en 1994, como hace la regla de Taylor.

$$i = \pi + 0,5 \frac{Y - Y^*}{Y^*} + 0,5(\pi - 2) + 2 \quad [\text{II.4}]$$

Si sustituimos los coeficientes observados por unos genéricos, la ecuación, expresada en términos generales, nos quedaría:

$$i = \pi + c_1(\pi - \pi^*) + c_2y + r^f \quad [\text{II.5}]$$

O lo que es lo mismo:

$$i - \pi = c_1(\pi - \pi^*) + c_2y + r^f \quad [\text{II.6}]$$

Donde c_1 es el coeficiente que representa el incremento que la autoridad monetaria provoca en el tipo de interés real ex post ($i - \pi$) en respuesta a un incremento en la inflación y c_2 el coeficiente que mide el grado de aversión del banco central a las desviaciones en el output.

Si los objetivos de inflación y crecimiento se cumplen, es decir:

$$\text{Si } \pi = \pi^* ; y = 0 \Rightarrow i - \pi = r^f$$

Asímismo, a partir de la ecuación [II.5], podemos escribir:

$$i = \pi + c_1\pi - c_1\pi^* + c_2y + r^f \quad [\text{II.7}]$$

Es decir,

$$i = (1 + c_1)\pi + c_2y + r^f - c_1\pi^* \quad [\text{II.8}]$$

Donde, $r^f - c_1\pi^*$ es la ordenada en el origen. Así, de acuerdo con Taylor (1993), el *federal funds rate* mostrará un incremento de 1,5% cuando la inflación aumente un punto porcentual, y 0,5% cuando la producción aumente un punto porcentual por encima de su nivel potencial⁷.

Tanto la regla simple de tipo de interés propuesta por Taylor (1993), como las posteriores reformulaciones que se han realizado de esta regla, que veremos más adelante, han sido valoradas desde dos perspectivas:

⁷La idea de que el objetivo principal del banco central sea la estabilidad de precios, pero éste también tenga en cuenta la estabilidad de la economía real a la hora de tomar sus decisiones, se ha denominado en la literatura “*flexible inflation targeting*”.

CAPÍTULO II: REGLAS DE TIPOS DE INTERÉS

- Ver cómo encaja la regla con los datos históricos, es decir, examinar en qué medida la regla describe correctamente el comportamiento observado del banco central (perspectiva descriptiva).
- Examinar el “buen hacer” de la regla en diferentes modelos macroeconómicos (perspectiva prescriptiva), es decir, se trata de ver en qué medida la regla analizada estabiliza la inflación en torno a la tasa objetivo sin causar fluctuaciones innecesarias del output gap.

Taylor (1993) utiliza la perspectiva descriptiva y concluye que la regla explica razonablemente bien el comportamiento del *federal funds rate* durante el periodo comprendido entre 1987 y 1992, con la excepción de 1987 cuando la Reserva Federal Norteamericana reacciona al crash del mercado bursátil relajando su política monetaria. En este sentido, Taylor (1993) defiende que debemos entender este tipo de reglas como reglas interpretativas y no de evaluación directa de la política seguida por las instituciones monetarias, dado que los *policymakers* deben mantener siempre ciertos grados de libertad para adaptarse a los acontecimientos coyunturales que puedan surgir, como el caso del crash bursátil del 87⁸.

En un estudio relacionado, Gerlach y Schnabel (1999) muestran que la regla de Taylor explica muy bien el comportamiento de los tipos de interés a tres meses ponderados por el PIB en el área de la Unión Monetaria Europea (UME⁹) durante el periodo comprendido entre 1990 y 1999 con la excepción del periodo de turbulencias del mercado de divisas en 1992 y 1993. Asumen que el objetivo de inflación del área UME era del 2%, como en la regla de Taylor. Calculan un tipo de interés real de equilibrio del 3,55%. Obtienen un coeficiente de 1,58 para las desviaciones respecto al objetivo de tasa de inflación, $1 + c_1$, y 0,45 para las desviaciones respecto a la producción potencial, c_2 . Los autores nos recuerdan que son lógicas las desviaciones durante el periodo de turbulencias en el mercado de divisas, dado que la regla ha sido diseñada bajo el supuesto de economía cerrada.

⁸ De modo textual, Taylor (1993) indica: “simple, algebraic formulations of (policy) rules cannot and should not be mechanically followed by policymakers, (although) systematic and credible features of rule-like behavior improve policy performance”. Sin embargo, en este sentido, Svensson (2003) afirma que si la regla no se cumple de forma mecánica pierde parte de su papel, dado que no hay normas sobre cuándo desviarse de la regla instrumental.

⁹ Las ponderaciones utilizadas son: Austria, 2,9%, Bélgica, 3,7%, Finlandia, 1,9%, Francia, 22,6%, Alemania, 28,7%; Irlanda, 0,9%; Italia, 21,2%; Países Bajos, 5,5%; Portugal, 2,1%; y España, 10,5%.

CAPÍTULO II: REGLAS DE TIPOS DE INTERÉS

Taylor (1999a) utiliza datos de la economía norteamericana referidos a tres periodos: 1879-1914, 1960-1979 y 1987-1997. Los coeficientes estimados para la respuesta del tipo de interés ante los incrementos de la inflación por encima del objetivo fueron¹⁰:

$$1 + c_1 \begin{cases} 0,006 (1879 - 1914) \\ 0,813 (1960 - 1979) \\ 1,533 (1987 - 1997) \end{cases}$$

Por lo que se refiere a los coeficientes de respuesta a las desviaciones del output real, estima unos coeficientes:

$$c_2 \begin{cases} 0,034 (1879 - 1914) \\ 0,252 (1960 - 1979) \\ 0,765 (1987 - 1997) \end{cases}$$

Es decir, en la primera etapa, el patrón oro provoca una respuesta positiva de los tipos de interés a las desviaciones del output real y la inflación, pero de una cuantía muy inferior a la marcada por la política monetaria de los otros dos periodos¹¹. En cuanto a los dos últimos periodos, la respuesta es todavía pequeña (coeficientes inferiores a 1) en el que abarca de 1960 a 1979, mientras que la última etapa, 1987-1997, los coeficientes son ya similares a los propuestos por Taylor en su trabajo seminal de 1993.

En cuanto a las fluctuaciones de la inflación y el output durante las tres etapas, aislando el efecto beneficioso del patrón oro sobre la tasa de inflación a largo plazo, el autor concluye que el periodo más estable económicamente fue aquel donde el tipo de interés respondía con unos coeficientes de 1,533 y 0,765, a las desviaciones de la inflación y el output real, respectivamente, es decir, el comprendido entre 1987 y 1997. El menos estable económicamente coincide con aquel que presenta unos coeficientes más pequeños. En medio, el periodo que abarca de 1960 a 1979.

Por tanto, Taylor, identifica la regla del último periodo como una buena regla de política monetaria y hace referencia a varios periodos en los que la política monetaria se alejó de esta regla: principios de los 60, en que los que la política monetaria fue demasiado

¹⁰ Hace la estimación de los coeficientes por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Como medida del tipo de interés nominal de corto plazo utiliza el tipo de interés del papel comercial para los años 1879-1914 y el *federal funds rate* para los años 1954-1997. Mide la inflación a partir del deflactor del PIB, utilizando la media de los cuatro trimestres anteriores. El output lo mide utilizando el PNB en términos reales. Para calcular el output tendencial utiliza el filtro de Hodrick Prescott (1997). El output gap es la desviación del output real respecto a la tendencia.

¹¹ La Reserva Federal inicia su actividad en 1914.

restrictiva, finales de los 70, con una política monetaria demasiado expansiva y el periodo 1982-84 con una política monetaria demasiado restrictiva. Estos periodos, que Taylor denomina *policy mistakes*¹², están asociados o bien con unas tasas de inflación altas y prolongadas en el tiempo o bien con un output muy por debajo del potencial.

McCallum (1999) utiliza los mismos datos de Taylor (1999a) y nos recuerda que muchos analistas coinciden en que la política monetaria aplicada por la Reserva Federal fue correcta en el periodo 1987-1994 y demasiado expansiva durante 1965-1978.

La regla de Taylor (1993), como veremos más adelante, fue objeto de múltiples reformulaciones en diversos trabajos de investigación. En parte, consideramos que la sencillez de la regla provocó que atrajese mucha atención durante la década posterior a su publicación. No obstante, hemos de analizar una serie de cuestiones que podrían cuestionar la validez de la regla cuando se trata de aplicarla en contextos diferentes, y que podrían conducir a una pérdida de robustez de la misma. En los dos epígrafes siguientes abordaremos, en primer lugar, el denominado “principio tayloriano” y, a continuación, las limitaciones de los propios supuestos de partida relativos, sobre todo, al tipo de interés real de equilibrio, al output gap y a la medición de la inflación.

2.2. Principio Tayloriano

Taylor (1999a) habla de una política monetaria “en contra de la tendencia” según la cual ante incrementos en la tasa de inflación, el tipo de interés nominal a corto plazo deberá incrementarse en una proporción mayor, de la misma forma que variaciones en el output gap provocan variaciones en el mismo sentido en el tipo de interés nominal. Woodford (2001) se refirió a esta proposición como “principio tayloriano” y así es frecuente encontrarlo en la literatura sobre el tema. Nosotros lo analizaremos a continuación.

Partimos de una economía cerrada representada por tres ecuaciones que podemos considerar aproximaciones a una función IS, a una función de Phillips y a una regla monetaria de tipos de interés o *Taylor rule*. A efectos de simplificar la nomenclatura, reformulamos la regla de Taylor como:

¹² En realidad el tercer periodo es el menos “*policy mistake*” dado que tras la inflación de los años 70 unos tipos de interés especialmente elevados podrían ser necesarios para mostrar el compromiso de la Fed con la estabilidad de precios.

$$i_t = c_0 + c_\pi \pi_t + c_y y_t \quad [\text{II.9}]$$

Las tres ecuaciones representativas, serían:

$$y_t = -\varphi(i_t - \pi_t - r^*) + \varepsilon_t^y \quad [\text{II.10}]$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + k y_{t-1} + \varepsilon_t^\pi \quad [\text{II.11}]$$

$$i_t = c_0 + c_\pi \pi_t + c_y y_t \quad [\text{II.9}]$$

Donde y es el porcentaje de desviación del PIB real respecto al potencial, i_t es el tipo de interés nominal, π es la tasa de inflación, r^* es el tipo de interés real de equilibrio, ε_t^y y ε_t^π son los factores de perturbación, de media igual a cero. Los parámetros del modelo, todos positivos, son $\varphi, k, c_\pi, c_y, c_0$.

La ecuación [II.10] representa la función IS. Establece una relación inversa ente el tipo de interés real y las desviaciones de la tasa de crecimiento del PIB real respecto a su tasa de crecimiento potencial, lo que refleja la caída prevista por la teoría en el consumo y la inversión ante subidas en el tipo de interés real¹³. El valor del coeficiente φ dependerá de la elasticidad del consumo y la inversión respecto a las modificaciones del tipo de interés.

La ecuación [II.11] es similar a una función de oferta agregada. La inflación está determinada por los valores retardados de la propia variable y el output. En un modelo con rigidez de precios, cuando el PIB aumenta por encima de su nivel potencial, el efecto en la inflación no es inmediato, sino que hay un cierto retardo. Lo mismo ocurre cuando el PIB cae por debajo de su nivel potencial.

Sustituimos la ecuación [II.9] en la ecuación [II.10]:

$$y_t = -\varphi(c_0 + c_\pi \pi_t + c_y y_t - \pi_t - r^*) + \varepsilon_t^y \quad [\text{II.12}]$$

O lo que es lo mismo:

$$y_t = -\varphi \cdot c_0 - \varphi \cdot c_\pi \pi_t - \varphi \cdot c_y y_t + \varphi \cdot \pi_t + \varphi \cdot r^* + \varepsilon_t^y \quad [\text{II.13}]$$

Es decir,

¹³ También las exportaciones netas dependen inversamente del tipo de interés, pero estamos considerando una economía cerrada.

$$(1 + \varphi \cdot c_y) y_t = [-\varphi(c_\pi - 1)]\pi_t - \varphi \cdot c_0 + \varphi \cdot r^* + \varepsilon_t^y \quad [\text{II.14}]$$

Por lo tanto,

$$y_t = \frac{[-\varphi(c_\pi - 1)]\pi_t - \varphi \cdot c_0 + \varphi \cdot r^* + \varepsilon_t^y}{1 + \varphi \cdot c_y} \quad [\text{II.15}]$$

A partir de esta ecuación es inmediato obtener la pendiente de la curva de demanda agregada/inflación (DAI)

$$\frac{\partial y_t}{\partial \pi_t} = \frac{[-\varphi(c_\pi - 1)]}{1 + \varphi \cdot c_y} < 0 \Leftrightarrow c_\pi > 1 \quad [\text{II.16}]$$

Por tanto, el valor asignado a la aversión del banco central a la inflación, c_π , y a las desviaciones del output respecto al potencial, c_y , condicionan el valor de la pendiente de DAI, y el primero determina además su signo.

Ante un incremento en la inflación debido a un shock externo representado por ε_t^π en la ecuación [II.11], el incremento en el tipo de interés nominal, implicado por la regla, con $c_\pi < 1$, es menor que el de la inflación, lo que provoca una disminución en el tipo de interés real. Ante esta disminución, los componentes de la demanda agregada que dependen del tipo de interés real, como son las demandas de inversión y de consumo, se incrementan, con la consiguiente expansión de la demanda agregada, que generará mayor inflación, alejándonos del equilibrio. Es decir una sensibilidad reducida del banco central a la inflación, representada por un coeficiente de aversión inferior a la unidad, da lugar a una situación inestable. Esta menor aversión del *policymaker* a la inflación puede venir explicada por un bajo nivel de ocupación coyuntural, que lleve a la autoridad monetaria a valorar más la generación de empleo que el cumplimiento del objetivo de inflación.

Por el contrario, cuando esa sensibilidad de la autoridad monetaria a la inflación aumenta, dando lugar a un $c_\pi > 1$, se genera una situación de estabilidad. Ahora, un incremento en la inflación provoca un aumento en el tipo de interés nominal de mayor cuantía que lo que haya variado la inflación, dando lugar a un mayor tipo de interés real. Ante este incremento en el tipo de interés real, las demandas de inversión y de consumo

se reducen, con la consiguiente caída de la demanda agregada, facilitando el cumplimiento del objetivo de la estabilidad de precios.

Cuando $c_\pi = 1$, los shocks inflacionarios no se trasladan a la demanda agregada. Los incrementos en los tipos de interés nominales son iguales a los incrementos de la inflación, permaneciendo invariables los tipos de interés reales. Así, el canal de tipo de interés se rompe y los mayores tipos de interés nominales no tienen efecto alguno sobre la inversión o el consumo.

Diversos trabajos posteriores han incidido en este “principio tayloriano”. Además del de Woodford (2001), ya citado, Clarida, Galí y Gertler (2000) insisten también en la importancia, para la estabilidad del sistema, de un coeficiente relativo a la inflación superior a uno y un coeficiente relativo al output gap positivo.

Por otra parte, si representamos la regla de Taylor a partir de la ecuación [II.5]:

$$i_t = \pi_t + c_1(\pi_t - \pi^*) + c_2 y_t + r^f + v_t \quad [\text{II.17}]$$

Podemos ver la relación entre las desviaciones de la inflación respecto a la inflación objetivo y las desviaciones de output respecto el potencial.

El modelo quedaría ahora representado por las tres ecuaciones siguientes:

$$y_t = -\varphi(i_t - \pi_t - r^*) + \varepsilon_t^y \quad [\text{II.10}]$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + k y_{t-1} + \varepsilon_t^\pi \quad [\text{II.11}]$$

$$i_t = \pi_t + c_1(\pi_t - \pi^*) + c_2 y_t + r^f + v_t \quad [\text{II.17}]$$

Recordemos, y es el porcentaje de desviación del PIB real respecto al potencial, i_t es el tipo de interés nominal, π es la tasa de inflación observada, π^* es la tasa de inflación objetivo, r^* es el tipo de interés real de equilibrio de la economía, r^f es el tipo de interés real implícito elegido por el banco central, y ε_t^y , ε_t^π y v_t son los términos de error, de media igual a cero. Los parámetros del modelo, todos ellos positivos, son r^f , π^* , φ , k , c_1 , c_2 .

Como en la reformulación actual de la regla de Taylor, la tasa de inflación aparece en el primer término con coeficiente unitario, basta con que c_1 sea positivo para que ante

incrementos en la inflación por encima de la tasa planteada como *target*, las variaciones en los tipos de interés nominales actúen favoreciendo el cumplimiento del objetivo de estabilidad de precios.

Sustituimos la ecuación [II.17] en la ecuación [II.10],

$$y_t = -\varphi[\pi_t + c_1(\pi_t - \pi^*) + c_2 y_t + r^f + v_t - \pi_t - r^*] + \varepsilon_t^y \quad [\text{II.18}]$$

$$(1 + \varphi \cdot c_2)y_t = -\varphi\pi_t - \varphi \cdot c_1(\pi_t - \pi^*) - \varphi \cdot r^f - \varphi \cdot v_t + \varphi\pi_t + \varphi r^* + \varepsilon_t^y \quad [\text{II.19}]$$

$$y_t = \frac{-\varphi \cdot c_1(\pi_t - \pi^*)}{1 + \varphi \cdot c_2} - \frac{\varphi(r^f - r^*)}{1 + \varphi \cdot c_2} + \frac{\varepsilon_t^y - \varphi \cdot v_t}{1 + \varphi \cdot c_2} \quad [\text{II.20}]$$

Por tanto,

$$\frac{\partial y_t}{\partial (\pi_t - \pi^*)} = \frac{-\varphi \cdot c_1}{1 + \varphi \cdot c_2}$$

Con φ, c_1, c_2 positivos, la relación entre las desviaciones de la inflación y las desviaciones del output siempre será inversa.

Llamamos a $\frac{\varphi \cdot c_1}{1 + \varphi \cdot c_2} = b$ y reformulamos:

$$y_t = -b(\pi_t - \pi^*) - \frac{b}{c_1}(r^f - r^*) + \frac{b}{\varphi \cdot c_1}(\varepsilon_t^y - \varphi \cdot v_t) \quad [\text{II.21}]$$

O, retrasado un periodo,

$$y_{t-1} = -b(\pi_{t-1} - \pi^*) - \frac{b}{c_1}(r^f - r^*) + \frac{b}{\varphi \cdot c_1}(\varepsilon_{t-1}^y - \varphi \cdot v_{t-1}) \quad [\text{II.22}]$$

Si sustituimos esta ecuación en la ecuación [II.11] obtenemos,

$$\pi_t = \pi_{t-1} - bk(\pi_{t-1} - \pi^*) - \frac{bk}{c_1}(r^f - r^*) + \frac{bk}{\varphi \cdot c_1}(\varepsilon_{t-1}^y - \varphi \cdot v_{t-1}) + \varepsilon_t^\pi \quad [\text{II.23}]$$

Si se resta π^* en ambos miembros y se opera, obtenemos:

$$\pi_t - \pi^* = (1 - bk)(\pi_{t-1} - \pi^*) - \frac{bk}{c_1}(r^f - r^*) + \frac{bk}{\varphi \cdot c_1}(\varepsilon_{t-1}^y - \varphi \cdot v_{t-1}) + \varepsilon_t^\pi \quad [\text{II.24}]$$

Llegamos así a una conclusión importante: según la expresión obtenida, una de las variables explicativas de la desviación actual de la inflación es la desviación de la inflación del periodo anterior respecto a la misma tasa objetivo.

2.3. Limitaciones a la regla de Taylor

2.3.1. ¿Cómo medir la inflación?

Una primera cuestión a solucionar es qué medida muestra una imagen más fiel de la evolución del nivel de precios. Fundamentalmente, el debate está en comparar la evolución del nivel de precios medida a partir de la evolución del Índice de Precios de Consumo (IPC) y del deflactor del PIB.

Entendemos que a la hora de evaluar una regla de tipos de interés como guía en el diseño de la política monetaria, debemos referirnos a la misma medida de la evolución del nivel de precios que utilice el banco central correspondiente (Pateiro, 2000). Por lo tanto, nuestro debate está en aproximarnos a qué medida refleja mejor la evolución del nivel de precios y que, por tanto, debería ser la utilizada por la autoridad monetaria a la hora de diseñar su política.

El IPC es una medida estadística de la evolución de los precios de los bienes y servicios que consume la población residente en un país.

La selección de los productos que componen la cesta de la compra del IPC se realiza en función de la importancia del gasto que se hace en cada uno de ellos, para que sean representativos del consumo de los hogares. En España, la fuente principal utilizada para ello es la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) que, dirigida a los hogares, proporciona información detallada sobre la estructura de consumo de los mismos. Tras la revisión de febrero de 2012, la cesta de la compra que analiza el IPC consta de 489 artículos de una docena de grupos: alimentos y bebidas no alcohólicas; bebidas alcohólicas y tabaco; vestido y calzado; vivienda; menaje; medicina; transporte; comunicaciones; ocio y cultura; enseñanza; hoteles, cafés y restaurantes y otros bienes y servicios. Para el cálculo del IPC se utilizan 220.000 precios tomados en unos 29.000 establecimientos de toda España

CAPÍTULO II: REGLAS DE TIPOS DE INTERÉS

El IPC como medida de la inflación tiene algunas ventajas. En primer lugar, se calcula de forma relativamente sencilla si lo comparamos con otros índices cuya elaboración descansa en procesos estadísticos complejos y sometidos a frecuentes revisiones. En segundo lugar, se publica el dato mensual y anual con muy poco tiempo de desfase (a mediados del mes siguiente). Incluso, en España y en algunos otros países, se publica un avance antes del final de cada mes. En tercer lugar, en el caso de economías abiertas, el IPC recoge los efectos de los cambios de los precios de los bienes importados, así como de las modificaciones del tipo de cambio.

Estas tres ventajas, fundamentalmente, hacen de la evolución del IPC la medida de inflación más conocida y utilizada. En este sentido, es habitual su uso en cláusulas de revisión de salarios, pensiones, contratos de arrendamiento, etc.

Sus principales desventajas son, en especial, que es muy sensible a shocks no controlables por la política monetaria, como por ejemplo modificaciones en los impuestos indirectos o incrementos considerables en los precios de bienes importados, fundamentalmente del petróleo, por su importancia en la fabricación o transporte de la mayor parte de los bienes; además los consumidores pueden variar sus patrones de consumo y estos no reflejarse en la medición del IPC hasta que se actualice la cesta de la compra, es decir, no tiene en cuenta el efecto sustitución, por lo que sobreestima la inflación al no considerar que las personas cambian de producto ante los cambios en los precios (Bofinger, 2001, p. 159); por otra parte, cuando se trabaja con reglas monetarias de tipos de interés, la elección de la evolución del IPC como medida del objetivo de inflación presenta la limitación de que la propia regla, al aplicar una política restrictiva subiendo los tipos de interés ante desviaciones positivas de la inflación respecto al objetivo, está provocando nuevas subidas en el IPC.

En relación con la necesidad de adaptarse a los patrones de consumo, surge otra desventaja del IPC, derivada del requisito de continua adaptación de la cesta de bienes y servicios a la evolución de la demanda.

Estas desventajas provocan que también sea habitual la utilización de dos variantes de la inflación calculada a partir del IPC. La primera de ellas es la llamada inflación subyacente, para cuyo cálculo se toma el índice general sin alimentos no elaborados ni productos energéticos, grupos en los que a veces se producen variaciones de precios

coyunturales que pueden desvirtuar la evolución del conjunto. El principal inconveniente del IPC subyacente es la complejidad estadística de su determinación y su menor grado de aceptabilidad por los agentes económicos, lo que puede originar un menor impacto en la formación de expectativas inflacionistas por parte de dichos agentes.

Para que la comparación entre los distintos países sea posible, la Unión Europea utiliza el llamado IPC armonizado (IAPC). Este indicador se obtiene prácticamente igual que el IPC, aunque en el caso español presenta alguna diferencia en el tratamiento de los seguros y las compras de coches usados. Mientras que el IPC nacional considera el gasto total realizado por los hogares españoles en estas partidas, el IAPC excluye del mismo las indemnizaciones recibidas por el hogar, en el caso de los seguros, y las transacciones entre hogares, en la compra de automóviles usados. Esto supone que la ponderación total eliminada de la estructura del IAPC español se sitúa en torno al tres por ciento.

Por lo que hace referencia al deflactor implícito del PIB, es el índice que se obtiene al dividir el PIB Nominal entre el PIB Real, es decir el PIB del año t expresado en euros corrientes del año t dividido por el PIB del año t expresado en euros constantes del año base.

A diferencia del IPC que solo mide la variación conjunta de los precios de una cesta de bienes de consumo, el deflactor del PIB tiene en cuenta la variación de los precios de todos los bienes finales que se producen en una economía, además de ser un índice de ponderaciones variables. Presenta como principales inconvenientes su periodicidad trimestral frente a la mensual del IPC y su mayor retardo en la publicación (varios meses).

2.3.2. La determinación de la tasa de crecimiento potencial y el output gap

La utilización de una regla de tipos de interés tayloriana nos obliga a la determinación de la tasa de crecimiento potencial de pleno empleo, que nos permita cuantificar el output gap. El producto potencial puede definirse como el nivel de producción generado por los factores productivos y la tecnología existente en una economía, sin provocar presiones inflacionistas. Se puede considerar, por tanto, como la estimación de la oferta

de esa economía. Dado que la producción efectiva tiende a estar relacionada con las condiciones de la demanda, al estudiar el output gap o brecha entre la producción efectiva y la potencial, ponemos en relación la evolución de la oferta y la demanda de una economía.

El problema fundamental al que nos enfrentamos cuando trabajamos con el producto potencial de una economía es que al no ser una variable observable, tenemos que estimarlo. Cerra y Chaman (2000) recopilan distintos métodos para el cálculo del output potencial y la brecha entre la producción efectiva y la potencial.

Instituciones internacionales como la OCDE o la Comisión Europea utilizan una metodología basada en la estimación de una función de producción. También el Banco de España sigue este análisis (véase Hernández de Cos, Izquierdo y Urtasun, 2011). El principal punto fuerte de esta aproximación es que se basa en un enfoque teórico, por tanto permite analizar los determinantes que se encuentran detrás del crecimiento potencial, frente a otras metodologías puramente estadísticas que se basan en ofrecer una suavización de la evolución observada en el Producto Interior Bruto (PIB). Sin embargo, su principal desventaja es que requiere un conjunto muy amplio de información y la realización de un número relativamente elevado de supuestos simplificadores.

Entre los métodos estadísticos que pretenden extraer la tendencia de la serie del producto mediante la utilización de técnicas estadísticas destaca el método univariante del filtro de Hodrick y Prescott (1997).

La metodología basada en una función de producción necesita, en primer lugar, especificar la forma de dicha función. La más utilizada es la función Cobb-Douglas que, asumiendo rendimientos constantes a escala, se puede escribir:

$$Y = AN^{\alpha} K^{1-\alpha} PTF \quad [\text{II.25}]$$

donde Y es el producto, A un factor de escala, α la elasticidad del producto al empleo, N el empleo, K el stock de capital y PTF la productividad total de los factores, es decir, la parte del crecimiento del producto que no viene explicado por la evolución del empleo y el capital.

CAPÍTULO II: REGLAS DE TIPOS DE INTERÉS

Por tanto, la estimación del producto potencial de la economía, que denotaremos por Y^* , requiere evaluar los valores potenciales del empleo, el capital y la productividad total de los factores¹⁴.

En todo caso, una vez estimado el producto potencial, el cálculo del output gap o brecha de producción es inmediato: diferencia, en términos porcentuales, entre la producción observada y la potencial.

$$OUTPUT\ GAP = \frac{Y - Y^*}{Y^*} \quad [II.26]$$

Pero para llegar hasta ahí, necesitamos calcular, en primer lugar, el empleo potencial de la economía. Para ello, se parte de la siguiente expresión:

$$N = PA \cdot (1 - U) = POB \cdot TA \cdot (1 - U) \quad [II.27]$$

Donde N es el nivel de empleo, PA , la población activa, U la tasa de paro, POB , la población mayor de 16 años y TA , la tasa de actividad.

El empleo se mide en horas totales trabajadas, por lo que en la expresión anterior, N , debe multiplicarse por las horas trabajadas por ocupado. Partiendo de este desglose del empleo, el empleo potencial de la economía se calcula estimando los valores potenciales de cada uno de los componentes mencionados: la población, la tasa de actividad, la tasa de desempleo¹⁵ y las horas trabajadas, y esta estimación la podemos hacer directamente a partir de la Contabilidad Nacional.

En segundo lugar, necesitamos el stock de capital. Para calcularlo se recurre normalmente a la formación bruta de capital fijo, de forma que aquel se puede obtener recurriendo a la siguiente fórmula de acumulación:

$$K_t = (1 - \delta_{t-1})K_{t-1} + I_t \quad [II.28]$$

donde K es el stock de capital, δ es la tasa de depreciación e I es la formación bruta de capital fijo. Así, en cada periodo de tiempo el stock de capital se obtiene como la suma

¹⁴ La elasticidad del producto al factor trabajo (α), asumiendo competencia perfecta en los mercados de producto y factores, la podemos igualar a la participación de las rentas del trabajo en la producción nominal.

¹⁵ A la tasa de paro estructural (U^*) se le denomina también NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment)

del stock de capital del periodo inicial descontando la parte que se ha depreciado más las nuevas adquisiciones de bienes de inversión.

Por lo que se refiere a la productividad total de los factores (PTF), esta variable recoge aquella parte de la producción que no puede ser justificada por las dotaciones existentes de los factores productivos y por las combinaciones de los mismos que determina la tecnología actual. Se le denomina también “residuo” de Solow. En concreto, la PTF se ha relacionado con la innovación tecnológica, el entorno institucional en que operan las empresas (por ejemplo la rigidez del mercado de trabajo), la calidad del capital humano o la calidad del capital físico (por ejemplo la existencia de unas infraestructuras de calidad).

2.3.3. Tipo de interés real de equilibrio a corto plazo

Como ya hemos dicho, Taylor (1993) sitúa el tipo de interés real a corto plazo de equilibrio en el 2%, dado que era el que mejor aproximaba la tasa potencial compatible con la senda de crecimiento observada entre 1984 y 1992; y Gerlach y Schnabel (1999) calculan un tipo de interés real de equilibrio del 3,55% para el área de la Unión Monetaria Europea (UME) durante el periodo comprendido entre 1990 y 1999.

Clarida, Galí y Gertler (1998) asumen un tipo de interés a corto plazo de equilibrio del 3,48% para EEUU en el periodo 1979-1994, del 3,76% para Alemania en el periodo 1979-1993 y del 3,32% para Japón analizando el periodo 1979-1994.

Al igual que ocurre con el output potencial, como variable no observable que es, debemos estimarla y en esa estimación deberíamos tener en cuenta toda la información relevante sobre la economía y las relaciones económicas, así como los niveles de oferta y demanda agregadas, sus interrelaciones, el comportamiento de otras variables financieras, y las respuestas de los componentes de la demanda agregada y de los precios. Aquí nos encontramos con dos problemas fundamentales: la capacidad limitada de incorporación de información y la naturaleza cambiante de las estructuras y relaciones subyacentes.

Además es importante tener en cuenta las implicaciones derivadas de no calcular correctamente el tipo de interés real implícito.

CAPÍTULO II: REGLAS DE TIPOS DE INTERÉS

Partimos del mismo modelo representativo que hemos planteado para explicar el “principio tayloriano”:

$$y_t = -\varphi(i_t - \pi_t - r^*) + \varepsilon_t^y \quad [\text{II.10}]$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + k y_{t-1} + \varepsilon_t^\pi \quad [\text{II.11}]$$

$$i_t = \pi_t + c_1(\pi_t - \pi^*) + c_2 y_t + r^f + v_t \quad [\text{II.17}]$$

Y tratamos de ver el efecto si el tipo de interés real implícito en la regla de política monetaria (r^f) no se iguala al tipo de interés real de equilibrio (r^*).

Si suponemos que a largo plazo, el output se iguala al potencial, y por tanto $y_t = 0$, podemos escribir la ecuación [II.10] como:

$$0 = -\varphi i_t + \varphi \pi_t + \varphi r^* + \varepsilon_t^y \quad [\text{II.29}]$$

Si suponemos todos los shocks iguales a cero, por tanto $\varepsilon_t^y = 0$, se obtiene:

$$i_t = \pi_t + r^* \quad [\text{II.30}]$$

Es decir, obtenemos una expresión para el tipo de interés nominal como la suma del tipo de interés real de equilibrio y la tasa corriente de inflación.

Sustituimos esta expresión en la ecuación [II.17]:

$$\pi_t + r^* = \pi_t + c_1(\pi_t - \pi^*) + c_2 y_t + r^f + v_t \quad [\text{II.31}]$$

Donde $y_t = 0$ y $v_t = 0$ y obtenemos:

$$\pi + r^* = \pi + c_1 \pi - c_1 \pi^* + r^f \quad [\text{II.32}]$$

Es decir:

$$\pi = \pi^* + \frac{r^* - r^f}{c_1} \quad [\text{II.33}]$$

Por tanto, si el tipo de interés real implícito en la regla de política monetaria no es igual al tipo de interés real de equilibrio, la tasa de inflación efectiva no se igualará a la tasa de inflación establecida como objetivo.

CAPÍTULO II: REGLAS DE TIPOS DE INTERÉS

Si el tipo de interés real de equilibrio es superior al implícito en la regla del banco central ($r^* > r^f$), y además el coeficiente de respuesta del banco central ante las desviaciones de la inflación es inferior a uno ($c_1 < 1$), se producirá un efecto multiplicador sobre la tasa de inflación, es decir, la tasa de inflación crecerá más que el tipo de interés real de equilibrio.

Es decir, si el banco central no estima de forma correcta el tipo de interés real implícito en la regla de política monetaria, el nivel de inflación a largo plazo presentará una desviación respecto a la tasa establecida como objetivo. Además vemos que el tamaño de esta desviación será mayor cuando el coeficiente que refleja la aversión de la autoridad monetaria a la inflación es inferior a uno. Estamos, por tanto, ante una razón más por la que dicho coeficiente debe presentar un valor superior a la unidad.

Teniendo en cuenta lo anterior, y siendo, al mismo tiempo, conscientes de la imposibilidad de calcular con exactitud el tipo de interés real de equilibrio a corto plazo, se han desarrollado distintas formas para tratar de llegar a la mejor aproximación posible.

Si pretendemos calcular los tipos de interés reales ex ante a partir de los tipos de interés nominales, debemos estimar las primas de riesgo y las tasas de inflación. En lo que se refiere a esta última variable, la disputa se plantea siempre entre inflación observada versus inflación esperada. Si utilizamos la inflación observada en una época de reducción de la inflación, los tipos de interés reales resultantes serán inferiores a los que resultarían si aplicásemos la tasa de inflación esperada, es decir, el proceso de transmisión de las señales de política monetaria a la formación de expectativas de inflación de los agentes se retarda en el tiempo, y ofrece el aspecto de un menor rigor en el compromiso del banco central con el objetivo de estabilidad.

Para evitar este problema, podemos tratar de estimar los tipos de interés reales ex ante directamente, por ejemplo, utilizando modelos de valoración de activos como los denominados *Capital Asset Pricing Models* (CAPM).

Otra alternativa es el uso de procedimientos econométricos, pero presentan el inconveniente de que los resultados obtenidos dependen de la caracterización de las preferencias de los agentes.

2.4. Reformulaciones de la regla de Taylor

2.4.1. El papel de los tipos de interés retardados

Se ha observado que es habitual que los tipos de interés oficiales presenten procesos de ajustes lentos. Es decir, parece que los bancos centrales procuran que los tipos de interés no presenten movimientos bruscos, fenómeno conocido como *interest rate smoothing*.

BCE (2006) recopila un conjunto de explicaciones a esta tendencia de las autoridades monetarias a suavizar la senda del tipo de interés oficial:

- a) La incertidumbre en relación con los parámetros fundamentales de la estructura económica subyacente al mecanismo de transmisión es una de las razones que lleva al banco central a realizar ajustes suaves del tipo de interés (Castelnuovo y Surico, 2004 y Wieland, 2006). Brainard (1967) estudia el efecto de esta incertidumbre sobre los resultados macroeconómicos de la política monetaria. A medida que el banco central modifica el tipo de interés oficial, obtiene nuevos datos sobre los parámetros del modelo, lo que da lugar a nuevos ajustes del tipo de interés, generando una política monetaria de tipo inercial.
- b) En relación con el argumento anterior, cambios bruscos importantes en la política seguida por el banco central puede suponer su pérdida de credibilidad al ser interpretado que tales movimientos se deben a errores del banco central a la hora de entender cómo funciona la economía. Ellis y Lowe (1997) y Williams (2003) defienden este argumento.
- c) Miedo a los efectos que las frecuentes alteraciones de los tipos de interés oficiales pudiesen tener sobre los mercados de capitales. En general, las entidades de crédito se caracterizan porque la mayor parte de su activo presenta plazos largos y tipos de interés fijos o variables con repreciaación a un año, fundamentalmente. Sin embargo, en lo que se refiere a su pasivo, su parte más importante, los contratos de depósitos, presentan una duración mucho más corta. Esto provoca que el pasivo de las entidades de crédito responda con mayor rapidez que el activo a variaciones en los tipos de

interés nominales o a perturbaciones imprevistas de la demanda de crédito o de dinero. Al introducir elementos de inercia en el proceso de ajuste de los tipos de interés, la autoridad monetaria protege, en cierta medida, al sistema bancario y ayuda a evitar tensiones excesivas en los mercados financieros.

- d) Una política monetaria capaz de alcanzar un grado óptimo de inercia logrará una mejor relación entre la estabilización de la inflación y la estabilización del output, al reducirse la necesidad de efectuar grandes ajustes del tipo de interés oficial. Woodford (2003) o Goodfriend (1991) defienden este argumento. Supongamos que en una determinada economía tiene lugar un incremento exógeno en el nivel de precios. En este caso, si los agentes esperan que el banco central responda elevando los tipos de interés de manera progresiva, las expectativas de incrementos persistentes en los tipos de interés a corto plazo futuros, provocarán aumentos importantes en los tipos de interés a medio y largo plazo, de acuerdo con la teoría de las expectativas de la estructura temporal. Dado que se considera que estos son los tipos de interés que determinan, fundamentalmente, las condiciones de financiación de familias y empresas, esta alza provocará una importante caída en la demanda agregada. En consecuencia, las expectativas de inflación quedarían atenuadas. Por tanto, el hecho de que los tipos de interés oficiales presenten procesos de ajustes lentos corrige un incremento transitorio de la inflación a través de dos canales: un aumento del tipo de interés oficial actual y una disminución de la inflación esperada, en tanto en cuanto el público espera unos tipos de interés oficiales futuros más altos.
- e) Si estamos en un contexto de baja inflación, la utilización de disminuciones en el tipo de interés para incentivar el nivel de producción puede encontrarse con el problema de que los tipos de interés nominales no pueden caer por debajo de cero. En ese caso, el razonamiento es el mismo que acabamos de ver en el apartado anterior, pero en sentido contrario. Si las bajadas se efectúan de manera progresiva, las expectativas generadas pueden hacer que no sea necesario realizar modificaciones relativamente importantes del tipo de interés oficial, al ejercer presiones a la baja sobre los tipos de interés a

largo plazo. Rotemberg y Woodford (1999), Reifschneider y Williams (2000) y Wolman (2005) defienden este argumento.

- f) La regla de Taylor puede dar señales erróneas en ciertos casos como, por ejemplo, la elevación del índice general de precios como respuesta a un aumento de los impuestos indirectos. En estos casos, se argumenta (Deutsche Bundesbank, 1999) que la política monetaria puede tolerar los denominados “*first round effects*” de tales cambios en el índice general de precios, evitando las fluctuaciones continuas en los tipos de interés que podrían perturbar la estabilidad en los mercados financieros. Una alternativa al *interest rate smoothing*, como estrategia para evitar los “*first round effects*” consiste en utilizar como medida de la inflación una “*core inflation rate*”, que trata de eliminar los impulsos de naturaleza puramente transitoria sobre los precios, al tiempo que captura principalmente la tendencia de los precios a largo plazo.

Otras razones que justifican que los bancos centrales tiendan a aplicar pequeñas variaciones en los tipos de interés serían:

- g) La necesidad de revisión de los datos después de su divulgación inicial.
- h) La necesidad de conseguir un consenso previo que apoye un cambio importante en el diseño de la política monetaria.

Taylor (1999b) se plantea en qué medida el incluir los tipos de interés retardados mejora el desempeño de la regla simple por él propuesta en Taylor (1993). En este sentido, realiza un análisis de las distintas reformulaciones recopiladas en el libro *Monetary Policy Rules* (1999). Los 9 modelos planteados en este libro tienen las siguientes características comunes: a) son modelos dinámicos y estocásticos; b) son modelos de equilibrio general en el sentido de que describen el comportamiento de la economía global y no de un sector; c) todos incorporan alguna rigidez nominal (al existir rigideces tiene lugar un *trade off* a corto plazo entre el nivel de inflación y el desempleo, pero no a largo plazo).

Teniendo en cuenta que la metodología utilizada es distinta, el análisis de estos estudios, le permite a Taylor comparar la regla de política monetaria en modelos que maximizan

CAPÍTULO II: REGLAS DE TIPOS DE INTERÉS

la función de utilidad, modelos que utilizan expectativas racionales, modelos con expectativas no racionales, comparativas históricas e internacionales.

Las reglas de política monetaria simuladas en estos 9 modelos son:

$$i_t = 3,0\tilde{\pi}_t + 0,8y_t + i_{t-1} + c_0 \text{ Regla 1}$$

$$i_t = 1,2\tilde{\pi}_t + y_t + i_{t-1} + c_0 \text{ Regla 2}$$

$$i_t = 1,5\tilde{\pi}_t + 0,5y_t + c_0 \text{ Regla 3}$$

$$i_t = 1,5\tilde{\pi}_t + y_t + c_0 \text{ Regla 4}$$

$$i_t = 1,2\tilde{\pi}_t + 0,06y_t + 1,3i_{t-1} + c_0 \text{ Regla 5}$$

Donde $\tilde{\pi}_t$ es el gap de inflación, y_t es el output gap, i_{t-1} el tipo de interés retardado un periodo y c_0 la ordenada en el origen.

A partir del análisis de la variabilidad del output y la inflación de cada una de las cinco reglas en los nueve modelos, Taylor (1999b) concluye que el desempeño de la regla de tipos de interés, medido como la desviación estándar de la inflación y el output respecto a la inflación objetivo y el output potencial, no mejora al introducir los tipos de interés retardados.

Galindo y Guerrero (2003) estudian la política monetaria del Banco de México durante el periodo comprendido entre el primer trimestre de 1990 y el cuarto de 2000. Para ello, analizan la evidencia econométrica disponible sobre una regla de tipos de interés lineal similar a la propuesta por Taylor (1993), incluyendo como variable explicativa los tipos de interés retardados. Concluyen que, para el periodo muestral analizado, la tasa de interés nominal de corto plazo (Cetes a tres meses) responde a los movimientos en la tasa de inflación anualizada del último trimestre¹⁶ con un coeficiente inferior a uno, mientras que el output gap no es estadísticamente significativo, lo que indica que la autoridad monetaria mexicana aplicó una política *strict inflation targeting* durante la década de los noventa. Por lo que se refiere a los tipos de interés retardados, sí son estadísticamente significativos, mostrando que, durante el periodo analizado, el banco

¹⁶ Los autores nos aclaran que esta rápida respuesta de los tipos de interés a los movimientos de los precios refleja la alta variabilidad de la inflación durante la última parte del siglo XX en México, pero esto puede provocar una sobreacción al responder a movimientos en los precios que pueden ser transitorios.

central de México dio importancia a que los cambios en los tipos de interés se realizaran de manera gradual.

2.4.2. El papel del tipo de cambio

Como ya hemos indicado, la regla de tipos de interés enunciada por Taylor (1993) está pensada para economías cerradas. Cuando la política monetaria afecta a la economía, no solo a través del canal del tipo de interés, sino también a través del canal del tipo de cambio, es necesaria una reformulación de la regla. En este sentido, la simultánea aparición del BCE y de la moneda única, habrá de condicionar la política monetaria, especialmente en sus primeros años de ejecución, con el objetivo de consolidar un contexto de credibilidad porque, como señalan Pateiro y Castellanos (2000), un marco de estabilidad del área euro contribuye a reforzar el papel que una moneda de un área económica importante como es el área euro ha de cumplir en el contexto internacional.

Ball (1999) desarrolla un modelo para una economía abierta, utilizando tres ecuaciones, que representan una función IS, una función de Phillips y la relación entre el tipo de cambio y el tipo de interés, respectivamente:

$$y = \xi_1 y_{-1} - \xi_2 r_{-1} - \xi_3 q_{-1} + \varepsilon_t^y \quad [\text{II.34}]$$

$$\pi = \pi_{-1} + k_1 y_{-1} - k_2 (q_{-1} - q_{-2}) + \varepsilon_t^\pi \quad [\text{II.35}]$$

$$q = \theta_r r + \varepsilon_t^q \quad [\text{II.36}]$$

Donde y es el logaritmo del output real, q es el logaritmo del tipo de cambio real (un q más alto significa apreciación), π es la tasa de inflación, r es el tipo de interés real, y las perturbaciones aleatorias, ε_t^y , ε_t^π y ε_t^q , son ruido blanco¹⁷. Todos los parámetros ξ_1 , ξ_2 , ξ_3 , k_1 , k_2 , θ_r son positivos. Todas las variables son medidas como desviaciones respecto a los niveles medios.

La ecuación [II.34] muestra que el nivel de producción depende de los valores retardados del propio output, del tipo de interés real, del tipo de cambio y de un conjunto no determinado de shocks.

¹⁷ Cualquier variable aleatoria que tiene esperanza matemática nula, varianzas iguales y covarianzas nulas recibe el nombre de ruido blanco.

Conforme a la ecuación [II.35], la tasa de inflación depende del valor retardado de la propia inflación, del output real, con un retardo, de la variación en el tipo de cambio real, también con un retardo, y de shocks externos.

La ecuación [II.36] representa una relación positiva entre el tipo de cambio y el tipo de interés. La entrada de capitales que, *ceteris paribus*, se produce cuando se incrementa el tipo de interés nacional por encima de los tipos de interés del resto del mundo, tiende a apreciar la moneda. Pero, además, el tipo de cambio puede verse afectado por shocks inesperados.

Como ya hemos analizado, en una economía cerrada, cuando la autoridad monetaria sube los tipos de interés en respuesta a un incremento exógeno de la inflación, y esta variación es superior a la experimentada por la inflación, de forma que el tipo de interés real aumenta, la inversión y el consumo tenderán a experimentar un retroceso, reduciendo la demanda agregada, y por tanto, la renta. Si estamos en una economía abierta, a este efecto se añade otro: el incremento en el tipo de interés genera entradas de capitales que aprecian la moneda nacional. Esta apreciación de la moneda nacional reduce las exportaciones netas¹⁸, lo que contribuye a acelerar la reducción de la renta.

Por tanto, el efecto de la variación en los tipos de interés llega a la inflación a través de dos canales: el llamado canal de tipos de interés y el llamado canal del tipo de cambio. Los retardos de las ecuaciones [II.34], [II.35] y [II.36] muestran que el primer canal presenta dos etapas: en la primera se concretan los efectos del tipo de interés sobre la inversión y el consumo, y, en la segunda, se materializan los efectos de la contracción de la demanda agregada sobre la inflación. Sin embargo el canal del tipo de cambio presenta solo una etapa: la transmisión de los efectos provocados por las modificaciones del tipo de cambio sobre la inflación.

A partir de las tres ecuaciones anteriores, Ball (1999) obtiene una modificación de la regla de Taylor, conforme expresa la siguiente ecuación:

$$wr + (1 - w)q = a y + b(\pi + k_2 q_{-1}) \quad [\text{II.37}]$$

¹⁸ Suponiendo que se cumple el teorema o condición de Marshall-Lerner, que demuestra que para que una devaluación de la moneda tenga un impacto positivo en la balanza comercial, la suma de las elasticidades de precios de las importaciones y las exportaciones ha de ser, en valor absoluto, superior a 1.

CAPÍTULO II: REGLAS DE TIPOS DE INTERÉS

Por tanto, Ball (1999) incluye el tipo de cambio en su regla de política monetaria de dos formas:

- La combinación de tipos de interés y tipos de cambio, como instrumento de política monetaria
- El tipo de cambio retardado se añade como variable explicativa

La primera de las diferencias observadas respecto a la regla de Taylor supone la utilización de un índice de condiciones monetarias (ICM) como instrumento de política monetaria, sustituyendo al tipo de interés. El ICM, desarrollado inicialmente por el banco central de Canadá, es definido como una suma ponderada de las variaciones del tipo de interés real de corto plazo y el tipo de cambio efectivo real respecto a un periodo base. El peso relativo de las variaciones citadas se suele basar en estudios empíricos que estiman el efecto a medio plazo sobre el PIB de cambios en los tipos de interés y el tipo de cambio.

Canadá, como decíamos, Nueva Zelanda o Suecia utilizaron este instrumento. Sin embargo, tal y como resalta en su informe el Deutsche Bundesbank (1999), los bancos centrales que utilizaron el ICM como objetivo operativo se encontraron con dificultades como: seleccionar los componentes a incluir (por ejemplo en el caso de Alemania, además del tipo de interés de corto plazo se debería incluir el de largo plazo); definición exacta de los componentes, por ejemplo, cómo medir la inflación para obtener el tipo de interés real; es necesario calcular las ponderaciones del tipo de interés y el tipo de cambio y, además, es probable que estos pesos relativos no se mantengan invariables en el tiempo y, por último, la interpretación del índice, que no está exenta de problemas, lo que dificulta la comparación internacional (Pateiro, 2001a).

Por lo que se refiere a la segunda diferencia respecto a la regla de Taylor, la combinación de inflación y tipo de cambio retardado, es decir, $\pi + k_2 q_{-1}$, puede interpretarse como una expectativa de inflación a largo plazo, bajo el supuesto de mantenimiento del output en su tasa natural.

Una cuestión fundamental en el diseño de esta regla es la determinación de w . Ball (1999) defiende que el peso del tipo de cambio debe ser igual o ligeramente superior al efecto relativo de la variable en el gasto, es decir, las ponderaciones w y $1-w$ deben

ser proporcionales a los coeficientes de r y q en la ecuación IS. En su modelo, sugiere un $w=0,75$, es decir una ponderación de $\frac{3}{4}$ para el tipo de interés y de $\frac{1}{4}$ para el tipo de cambio. Otros autores defienden un mayor peso para el tipo de cambio, con el objeto de reflejar el efecto directo de este sobre la inflación.

Deutsche Bundesbank (1999) estima el efecto sobre el PIB de cambios en los tipos de interés y el tipo de cambio utilizando datos del periodo que abarca desde el primer trimestre de 1975 hasta el cuarto de 1998, obteniendo, para el ICM de Alemania, los pesos sugeridos por Ball (1999), es decir:

$$ICM_t = 0,75 \cdot (r_t - r_0) - 0,25 \cdot (q_t - q_0)$$

Duguays (1994) defiende¹⁹, también para Canadá, la ponderación de 3 a 1, exactamente 2,67:1, es decir, estiman que un incremento de un 1% en el tipo de interés tiene el mismo impacto sobre el output que una apreciación del 2,67% en el dólar canadiense.

Dornbusch, Favero y Giavazzi (1998) estiman²⁰ las ponderaciones del ICM para el BCE y varios de los países miembros de la Unión Europea, obteniendo los siguientes resultados: 1,39:1 para Alemania; 1,46:1 para España; 2,10:1 para Francia; 2,89:1 para Italia; 8,13:1 para Suecia y 2,17:1 para el BCE, es decir el efecto de una apreciación de la moneda nacional sobre el PIB es casi 6 veces superior en Suecia que en Alemania, por tanto, una regla de política monetaria como la propuesta por Ball (1999) parece especialmente atractiva para economías pequeñas abiertas.

De cara a analizar el “buen hacer” de la regla que él propone, Ball (1999) concluye que, para la misma variabilidad de la inflación, la variabilidad del output respecto al potencial se reduce en un 17% al añadir el tipo de cambio en la regla de política monetaria de la forma que hemos visto.

Taylor (1999b), utilizando también una perspectiva prescriptiva, compara los resultados para Alemania, Francia e Italia sin incluir e incluyendo el tipo de cambio.

Las dos reglas propuestas serían:

$$i = 1,5\pi_{UME} + 0,5y_{UME} \text{ Regla 1}$$

¹⁹ Utiliza datos que abarcan desde el primer trimestre de 1980 al cuarto de 1990.

²⁰ Emplean datos mensuales del periodo que abarca desde agosto de 1987 a julio de 1996.

CAPÍTULO II: REGLAS DE TIPOS DE INTERÉS

$$i = 1,5\pi_{UME} + 0,5y_{UME} - 0,25q + 0,15q_{-1} \text{ Regla 2}$$

Donde q es el tipo de cambio dólar/euro.

Los resultados obtenidos serían:

Tabla 1. Desempeño de la regla de PM sin considerar y considerando el tipo de cambio						
	Alemania		Francia		Italia	
	σ_π	σ_y	σ_π	σ_y	σ_π	σ_y
Regla 1	1,82	2,23	2,45	3,86	5,63	3,70
Regla 2	1,77	2,72	2,43	3,72	5,41	3,64

Fuente: Taylor (1999b)

Donde σ_π y σ_y son, respectivamente, la desviación típica de la inflación y el output estimadas a partir de 50 simulaciones estocásticas del modelo durante 40 cuatrimestres.

Por tanto, los resultados obtenidos muestran que la variabilidad de la inflación disminuye para Alemania, Francia e Italia al incluir el tipo de cambio en la regla. En cuanto a la variabilidad del output, disminuye para Francia e Italia, pero aumenta para Alemania.

Galindo y Catalán (2005) estudian el papel del tipo de cambio real en la gestión de la política monetaria llevada a cabo por el Banco Central de México durante el periodo que abarca desde 1982 hasta 2004. Obtienen que el desempeño de la regla de Taylor mejora cuando se incluye el tipo de cambio real, igual que Taylor (1999b) había concluido para Francia e Italia. Sin embargo, la mejora es pequeña porque, aunque la regla de Taylor no incluya el tipo de cambio, las variaciones en esta variable influyen en la tasa de inflación y el output gap, y, a través de ellas, en el tipo de interés nominal. Es decir, el tipo de cambio real impacta, con retardos, en el tipo de interés nominal a través de las variables domésticas.

En un estudio referido también al Banco Central de México, García-Iglesias, Muñoz y Saridakis (2013) analizan el periodo 1996-2010, prestando especial atención al papel del tipo de cambio en la gestión de la política monetaria. Dividen el periodo en dos etapas: la primera abarca desde 1996 hasta 2000, etapa que los autores denominan de “desinflación” y la segunda comprende desde 2001 hasta 2010, periodo en el que la

autoridad monetaria mexicana aplicó una verdadera política monetaria antiinflacionista (*inflation targeting*). Incluyen como variable explicativa, además de la inflación y el output gap, el tipo de cambio del peso mexicano respecto al dólar. Concluyen que el tipo de cambio jugó un papel clave en la regla de política monetaria aplicada por el Banco Central mexicano en la primera etapa analizada, pero su importancia disminuye considerablemente a medida que se consolida el régimen *inflation targeting* en la economía mexicana, al tiempo que la inflación, y en menor medida el output, se convierten en las variables clave.

2.4.3. El papel de las expectativas de inflación

Aun utilizando la regla más simple de tipos de interés, la autoridad monetaria debe decidir qué dimensión temporal de los valores de las variables inflación y producción va a tomar: una posibilidad es utilizar sus valores actuales, otra opción es utilizar los valores pasados, suponiendo expectativas adaptativas, y, por último, bajo el supuesto de expectativas racionales, el banco central debe realizar una correcta estimación de los valores futuros de estas variables.

Si el banco central ajusta el tipo de interés en respuesta a las previsiones de inflación futura en lugar de a la inflación y al output real actual, hablamos de reglas *forward-looking* de tipos de interés. Ahora bien, en este sentido, es importante aclarar, tal y como remarca Taylor (1999b), que si las tasas de inflación futuras se estiman utilizando datos de las tasas actuales y/o retardadas, estas reglas no son más *forward-looking* que la planteada por Taylor (1993), que, como dijimos, utiliza la tasa de inflación de los cuatro trimestres anteriores. Es decir, es necesario tener en cuenta más variables a la hora de realizar las estimaciones acerca de los valores futuros de la inflación y el output. Al incorporar otras variables a las que el tipo de interés respondería implícitamente, debería mejorar el funcionamiento de la regla.

Entre otras, la reformulación propuesta por Clarida, Galí y Gertler (1998) y la realizada por Svensson (1997) y Svensson (2003) sustituyen los valores actuales de las variables explicativas por los valores esperados.

Clarida, Galí y Gertler (1998) sustituyen la inflación actual por la inflación esperada²¹, incluyen, como variable explicativa, los tipos de interés retardados e introducen, también, otras variables que puedan influir en el diseño de la política monetaria, como puede ser el tipo de cambio.

Plantean un modelo con las siguientes especificaciones: el banco central goza de cierta autonomía, el principal instrumento de política monetaria es el tipo de interés a corto plazo y, por último, es un modelo con salarios nominales y precios rígidos en el corto plazo. Como ya hemos dicho, estas rigideces permiten que exista *trade off* entre output e inflación y, aunque este *trade off* solo existe en el corto plazo, es una restricción importante a la hora de diseñar la política monetaria porque, por ejemplo, supone que unas tasas reducidas de inflación pueden implicar un cierto periodo de bajos niveles de output (Clarida, Galí y Gertler, 1999).

El banco central, para cada periodo, se plantea como objetivo un tipo de interés a corto plazo nominal obtenido a partir de la utilización de una regla que podríamos representar por la siguiente ecuación:

$$i_t^* = \bar{i} + c_1(E[\pi_{t+f}|\Omega_t] - \pi^*) + c_2(E[Y_t|\Omega_t] - Y_t^*) \quad [\text{II.38}]$$

Donde \bar{i} es el tipo de interés nominal de equilibrio a largo plazo, π_{t+f} es la tasa de inflación entre los periodos t y t+f, Y_t es el output real; π^* la tasa de inflación objetivo y Y_t^* el output potencial, definido como el nivel de output si los salarios y los precios fuesen perfectamente flexibles. E es el operador esperanza matemática y Ω_t es el conjunto de información de la que dispone el banco central en el momento de fijar los tipos de interés. Es muy probable que en ese momento, el banco central no tenga información directa sobre los valores actuales, o bien del output o bien del nivel de precios.

Por tanto, cuando calculamos $E[\pi_{t+f}|\Omega_t]$ o $E[Y_t|\Omega_t]$ utilizando la inflación o el nivel de producción retardado, la ecuación anterior se corresponde con la regla de Taylor, como ya hemos dicho.

²¹ Los primeros en incluir la inflación esperada en lugar de la actual fueron Svensson (1997), Bernanke and Woodford (1996) y Ball (1997).

Si en la ecuación [II.38], llamamos c_0 a la ordenada en el origen, es decir $c_0 \equiv \bar{i} - c_1\pi^*$, y y al output gap ($y_t \equiv Y_t - Y_t^*$), obtenemos:

$$i_t^* = c_0 + c_1 E[\pi_{t+f} | \Omega_t] + c_2 E[y_t | \Omega_t] \quad [\text{II.39}]$$

A partir de aquí, Clarida, Galí y Gertler (1998) plantean una serie de modificaciones al modelo base. Una de estas transformaciones permite incluir aquellas variables que influyan en el diseño de la política monetaria directamente²², y no solo a través del papel que jueguen a la hora de realizar previsiones sobre la inflación o el output. Esta variable exógena está representada por x :

$$i_t^* = c_0 + c_1 E[\pi_{t+f} | \Omega_t] + c_2 E[y_t | \Omega_t] + c_3 E[x_t | \Omega_t] \quad [\text{II.40}]$$

Otra posible modificación a la regla de Taylor tradicional, sería considerar como tipo de interés objetivo para el banco central el tipo de interés real *ex ante*, en lugar del tipo de interés nominal.

La relación entre el tipo de interés nominal y el real, puede expresarse como:

$$r_t \equiv i_t - E[\pi_{t+f} | \Omega_t]$$

Sustituyendo en la ecuación [II.38], obtenemos:

$$r_t^* + E[\pi_{t+f} | \Omega_t] = \bar{r} + \pi^* + c_1 (E[\pi_{t+f} | \Omega_t] - \pi^*) + c_2 (E[Y_t | \Omega_t] - Y_t^*) \quad [\text{II.41}]$$

O lo que es lo mismo:

$$r_t^* = \bar{r} + \pi^* - E[\pi_{t+f} | \Omega_t] + c_1 E[\pi_{t+f} | \Omega_t] - c_1 \pi^* + c_2 (E[Y_t | \Omega_t] - Y_t^*) \quad [\text{II.42}]$$

Es decir:

$$r_t^* = \bar{r} + (c_1 - 1)(E[\pi_{t+f} | \Omega_t] - \pi^*) + c_2 (E[Y_t | \Omega_t] - Y_t^*) \quad [\text{II.43}]$$

Donde \bar{r} es el tipo de interés real de equilibrio a largo plazo.

A continuación, analizan la inclusión de los tipos de interés retardados como variable explicativa, de la que ya hemos hablado. Por ello, consideran que el tipo de interés se

²² Por ejemplo que el banco central le dé un peso importante a mantener el tipo de cambio dentro de una determinada banda de fluctuación, o que el banco central se centre en el control de los agregados monetarios.

ajusta al que el banco central se fija como objetivo, obtenido mediante la utilización de una regla como la que recoge la ecuación [II.38], mediante una fórmula del tipo:

$$i_t = (1 - \rho)i_t^* + \rho i_{t-1} + v_t \quad [\text{II.44}]$$

Donde $\rho \in [0, 1]$ determina la medida en que el tipo de interés actual depende de sus valores pasados y v_t podría representar un componente aleatorio puro que diversas investigaciones han identificado en la puesta en práctica de la política monetaria, o bien podría representar una previsión errónea por parte del banco central de la demanda de liquidez, de forma que los tipos de interés se estarían moviendo en respuesta a un exceso de demanda, con independencia de los movimientos en la tasa de inflación o la producción. Asumen que la perturbación v_t está idéntica e independientemente distribuida (i.i.d.)²³.

Sustituimos $i_t^* = c_0 + c_1 E[\pi_{t+f} | \Omega_t] + c_2 E[y_t | \Omega_t]$ (ecuación [II.39]) en la ecuación [II.44]:

$$i_t = (1 - \rho)(c_0 + c_1 E[\pi_{t+f} | \Omega_t] + c_2 E[y_t | \Omega_t]) + \rho i_{t-1} + v_t \quad [\text{II.45}]$$

Obteniendo una regla de tipos de interés *forward-looking* que además incorpora la preferencia de los bancos centrales por los movimientos suaves de los tipos de interés.

En el apartado empírico, analizan el comportamiento del Bundesbank, el Banco de Japón y la Reserva Federal (Fed). A efectos de ver cómo encaja el planteamiento teórico con los datos históricos, reescriben la ecuación 45 de la siguiente forma:

$$i_t = (1 - \rho)c_0 + (1 - \rho)c_1 E[\pi_{t+f} | \Omega_t] + (1 - \rho)c_2 E[y_t | \Omega_t] + \rho i_{t-1} + v_t + (1 - \rho)c_1 \pi_{t+f} + (1 - \rho)c_2 y_t - (1 - \rho)c_1 \pi_{t+f} - (1 - \rho)c_2 y_t \quad [\text{II.46}]$$

Sumando y restando $(1 - \rho)c_1 \pi_{t+f} + (1 - \rho)c_2 y_t$

Donde π_{t+f} y y_t representan los valores observados de las variables inflación y output gap en los periodos t+f y t, respectivamente.

Es decir:

²³ El rechazar la hipótesis de sobreidentificación del modelo, de la que hablaremos más adelante, significa que, o bien, la perturbación, v_t , es efectivamente i.i.d. o bien no tiene importancia económica.

$$i_t = (1-\rho)c_0 + (1-\rho)c_1\pi_{t+f} + (1-\rho)c_2 y_t + \rho i_{t-1} - (1-\rho)\{c_1\pi_{t+f} - c_1 E[\pi_{t+f}|\Omega_t]\} - (1-\rho)\{c_2 y_t - c_2 E[y_t|\Omega_t]\} + v_t \quad [\text{II.47}]$$

O lo que es lo mismo:

$$i_t = (1-\rho)c_0 + (1-\rho)c_1\pi_{t+f} + (1-\rho)c_2 y_t + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t^i \quad [\text{II.48}]$$

Donde el error $\varepsilon_t^i \equiv -(1-\rho)\{c_1(\pi_{t+f} - E[\pi_{t+f}|\Omega_t]) + c_2(y_t - E[y_t|\Omega_t])\} + v_t$ es una combinación lineal de los errores de estimación de la inflación y el producto y la perturbación v_t . Definen Z_t como un vector de variables incluidas dentro del conjunto de información de la que dispone el banco central a la hora de fijar el tipo de interés (es decir, $Z_t \in \Omega_t$), que son ortogonales a ε_t^i . Entre las variables incluidas en Z_t están las variables retardadas que ayuden a estimar la inflación y el output futuro, así como cualquier variable contemporánea que esté incorrelacionada con el shock de tipo de interés actual, v_t . Entonces, dado que $E[\varepsilon_t^i|Z_t]=0$, por la ecuación [II.48], concluimos el siguiente conjunto de condiciones de ortogonalidad:

$$E[i_t - (1-\rho)c_0 - (1-\rho)c_1\pi_{t+f} - (1-\rho)c_2 y_t - \rho i_{t-1} | Z_t] = 0 \quad [\text{II.49}]$$

El cumplimiento de este conjunto de condiciones de ortogonalidad permite estimar los parámetros ρ, c_0, c_1, c_2 de la ecuación [II.48] utilizando el Método Generalizado de los Momentos (MGM), que analizaremos en profundidad más adelante. Toman datos mensuales. Como variables instrumentales incluyen los valores retardados del output, la inflación, los tipos de interés y los precios de los bienes. Todas estas variables son potencialmente útiles para estimar la inflación y el output futuro y son exógenas con respecto al tipo de interés.

En el caso de la política monetaria puesta en práctica por el Bundesbank, el periodo muestral abarca desde el mes de abril de 1979 al mes de diciembre de 1993. En lo que se refiere al Banco de Japón, toman los datos relativos al periodo comprendido entre el mes de abril de 1979 y el mes de diciembre de 1994. Por último, utilizan los datos de la Fed referidos al periodo: octubre de 1979-diciembre de 1994²⁴. Miden la inflación a

²⁴ En todos los casos, la fecha de inicio del periodo muestral está marcada por el momento en que los distintos bancos centrales cambian su gestión de la política monetaria. Para el Bundesbank, se toma la fecha de su entrada en el Sistema Monetario Europeo (SME), marzo de 1979. Para el Banco de Japón,

partir del IPC y el output a partir del IPI (índice de producción industrial). Como instrumento de política monetaria toman un tipo de interés interbancario.

Por lo que hace referencia al valor de f , es decir, al horizonte con el que la inflación prevista entra en la regla de política monetaria, toman un horizonte de un año (en este caso, $f=12$, dado que utilizan datos mensuales). Consideran que la autoridad monetaria no está preocupada por la variación mes a mes de la inflación, sino que su preocupación se centra en la tendencia que presente a medio y largo plazo. En este sentido, consideran que un horizonte de un año parece un buen indicador de la tendencia a medio plazo de la inflación. De todas formas, aclaran que también sería posible utilizar la inflación prevista a plazos más reducidos (por ejemplo de seis a nueve meses) o utilizar el output estimado a 3 ó 6 meses, en lugar de output actual.

Los resultados obtenidos son los siguientes:

Tabla 2. Reglas monetarias de tipos de interés. Coeficientes estimados				
	c_1	c_2	ρ	c_0
Bundesbank	1,31 (0,09)	0,25 (0,04)	0,91 (0,01)	3,14 (0,28)
Banco de Japón	2,04 (0,19)	0,08 (0,03)	0,93 (0,01)	1,21 (0,44)
FED²⁵	1,79	0,07	$\rho_1 + \rho_2$	0,26
Periodo muestral: 1979:10-1994:12	(0,18)	(0,06)	0,92 (0,03)	(0,85)
FED	1,83	0,56	0,97	-0,10
Periodo muestral: 1982:10-1994:12	(0,45)	(0,16)	(0,03)	(1,54)
Los valores entre paréntesis representan los errores estándar.				

Fuente: Clarida, Galí y Gertler (1998)

Para el caso de Alemania, como vemos, el coeficiente obtenido para el gap de inflación es igual a 1,31 y estadísticamente significativo²⁶. Es decir, para el periodo considerado,

toman abril de 1979, coincidiendo con un periodo de importante desregularización del mercado financiero. En cuanto a la Fed, la fecha clave sería octubre de 1979, cuando el director de la Fed, Paul Volcker, anuncia la importancia que va a darle a la inflación en el diseño de su política monetaria.

²⁵ Para el estudio de los datos de la FED utilizan la siguiente especificación:

$$\dot{i}_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)(c_0 + c_1\pi_{t+n} + c_2 y_t) + \rho_1 \dot{i}_{t-1} + \rho_2 \dot{i}_{t-2} + \varepsilon_t$$

dado un incremento en la inflación esperada del 1%, debemos esperar un incremento de 131 puntos básicos en el tipo de interés nominal, por tanto, de 31 puntos básicos en el tipo de interés real.

Dado que el coeficiente del output gap también es estadísticamente significativo, el Bundesbank responde también a la economía real, con independencia de su objetivo de inflación. En concreto, *ceteris paribus*, un incremento de 100 puntos básicos en el output gap lleva al Bundesbank a subir el tipo de interés nominal (y por tanto el real) en 25 puntos básicos.

Por lo que se refiere al Banco de Japón, el coeficiente c_1 es 2,04, con un error estándar de 0,19. Sin embargo, el coeficiente estimado para el output gap, aunque positivo y estadísticamente significativo, es muy pequeño. Podemos concluir que, para el periodo considerado, al Banco de Japón le preocupa mucho más el control de la inflación que la estabilización del output.

En cuanto a la Reserva Federal, para el periodo muestral amplio, el coeficiente relativo al gap de inflación es 1,79 con un error estándar de 0,18. Sin embargo el relativo al output gap es 0,07 con un error estándar de 0,06. Es decir, la Fed solo presta atención al output gap en cuanto a variable que le permite estimar la inflación futura. Clarida, Galí y Gertler (2000) utilizan datos trimestrales para el periodo que abarca desde el tercer trimestre de 1979 al cuarto de 1996 y llegan a conclusiones similares (1,80 para el gap de inflación y 0,12 para el output gap).

Sin embargo, si reducimos la muestra al periodo comprendido entre 1982 y 1994, el coeficiente relativo al output gap aumenta hasta 0,56, y también aumenta la sensibilidad a las desviaciones de la inflación (el nuevo valor del coeficiente c_1 es 1,83).

²⁶ Para el contraste de hipótesis de nulidad de los coeficientes, es decir, de efecto nulo de la variable explicativa sobre la variable explicada, o lo que es lo mismo $H_0 : c_i = 0; H_1 : c_i \neq 0$, utilizamos el

estadístico $t_i = \frac{\hat{c}_i}{S_{\hat{c}_i}}$ que sigue una distribución t de Student con n-k-1 grados de libertad. Donde c_i es el

verdadero coeficiente de la variable i, \hat{c}_i es el coeficiente estimado para la variable i, $S_{\hat{c}_i}$ es el error

estándar, n es el número de observaciones y k el número de regresores. Rechazamos H_0 si $|t_i| > t_{n-k-1}^{\frac{\alpha}{2}}$ donde α es el nivel de significación o error de tipo I, es decir, probabilidad de rechazar la hipótesis nula,

siendo esta verdadera. Cuando $\alpha = 0,05$ y $n - k - 1 \geq 20$, $t_{n-k-1}^{\frac{\alpha}{2}} \cong 2$

CAPÍTULO II: REGLAS DE TIPOS DE INTERÉS

En segundo lugar, a la especificación básica le añaden una variable exógena x_t (ecuación [II.40]). La estimación se realiza exactamente igual, con el coeficiente c_3 referido a la nueva variable, y añadiendo a la lista de variables instrumentales los valores retardados de la misma.

A la especificación básica de Alemania y Japón, le añaden, como variables explicativas, en primer lugar, los valores retardados de la inflación, en segundo lugar, la desviación de la oferta monetaria respecto a la fijada como objetivo, en una tercera especificación, el tipo de interés de la Fed, y, por último, el tipo de cambio real de su moneda respecto al dólar.

Respecto a la Fed, al modelo base se añade la inflación retardada y el gap de oferta monetaria.

No hemos traído aquí los resultados que obtienen, porque con la excepción del gap de oferta monetaria para el caso de la Fed, los coeficientes obtenidos son, en todos los casos, o no significativos o muy pequeños.

Para el caso de Alemania, al incluir la inflación retardada como variable explicativa, los valores de los parámetros, c_1 y c_2 , apenas cambian y el coeficiente obtenido para esta nueva variable no es estadísticamente significativo, lo que permite concluir que la especificación *backward-looking* es claramente peor que la *forward-looking*.

Por otra parte, si añadimos al modelo como variable independiente el gap entre la oferta monetaria y la fijada por el Bundesbank como objetivo, el coeficiente obtenido es muy pequeño y los otros parámetros del modelo base apenas cambian. Este resultado nos merece una reflexión por cuanto que el Bundesbank tradicionalmente tenía como objetivo el control de un agregado monetario amplio. Algunos autores, como Issing, 1995, consideran que el Bundesbank no había conseguido (tal vez no había perseguido realmente) un control estricto del objetivo monetario al anteponer otros objetivos, sobre todo de naturaleza cambiaria, y, sin embargo, su éxito antiinflacionario ha sido reconocido ampliamente.

Por último, el incluir el tipo de interés de la Fed, y el tipo de cambio real del marco alemán respecto al dólar permite valorar si el banco central de Alemania toma la política monetaria de EEUU como una restricción externa. Los coeficientes obtenidos para estas

variables son significativos y de signo positivo, pero muy pequeños: un incremento de un 1% en el tipo de interés de la Reserva Federal, genera, *ceteris paribus*, un incremento de 0,07% en el tipo de interés alemán. Una depreciación real de 100 puntos básicos en el marco respecto al dólar provoca un incremento de 5 puntos básicos en el tipo de interés alemán. El hecho de que los coeficientes sean significativos parecen confirmar el planteamiento de Issing, 1995.

Los resultados obtenidos para el Banco de Japón son similares a los alemanes. La inflación retardada no es estadísticamente significativa. La oferta monetaria apenas tiene peso en el diseño de la política monetaria y los efectos del tipo de interés de la FED y el tipo de cambio real del yen respecto al dólar son también muy reducidos.

Por tanto, podemos concluir que, para Alemania y Japón, en el periodo considerado, la regla de política monetaria base es muy similar a la regla óptima.

Por lo que se refiere a los resultados obtenidos para la Reserva Federal, la inflación retardada no es estadísticamente significativa, pero sí el gap entre la oferta monetaria y la fijada como objetivo, que además presenta un coeficiente de 0,53. Una posible explicación a este último resultado puede estar en que el periodo muestral incluye un breve periodo (1979-1982), bajo la presidencia de Volcker²⁷, en que se dio una gran importancia a la acumulación de reservas propias²⁸. Esta es la razón por la que recalculan el modelo a partir de 1982. Para este periodo el coeficiente relativo a la oferta monetaria baja ya al 0,21.

En un segundo bloque de análisis histórico, Clarida, Galí y Gertler (1998) estudian los casos del Banco de Inglaterra, el Banco de Francia y el Banco de Italia. Respecto al periodo muestral, toman como fecha de inicio el momento de cambio en el diseño de las políticas monetarias de estos países y como fecha final, la de su entrada en el “núcleo duro” del Mecanismo Europeo de Cambio (MEC)²⁹. Así, el periodo muestral sería

²⁷ Paul Volcker fue director de la Reserva Federal durante las presidencias de Jimmy Carter y Ronald Reagan (desde el mes de agosto de 1979 hasta el mismo mes de 1987).

²⁸ Véase Bernanke y Mihov (1998).

²⁹ El MEC (o ERM en inglés) es un acuerdo firmado en marzo de 1979, por ocho países europeos, junto con la creación del Sistema Monetario Europeo (SME), para establecer un mecanismo de control de los tipos de cambio de sus divisas y reducir la variabilidad intentando conseguir la estabilidad monetaria en Europa. El Sistema Monetario Europeo fue firmado por Francia, Alemania, Italia, Bélgica, Dinamarca, Irlanda, Luxemburgo, los Países Bajos y el Reino Unido. A excepción del Reino Unido, los demás miembros del SME suscribieron el MEC, que era el componente central del SME, para lo cual

CAPÍTULO II: REGLAS DE TIPOS DE INTERÉS

1979:6 hasta 1990:10 para el Banco de Inglaterra, 1983:5 hasta 1989:12 para el Banco de Francia y 1981:6 hasta 1989:12 para el Banco de Italia.

Los resultados son los siguientes:

Tabla 3. Reglas monetarias de tipos de interés. Coeficientes estimados					
	c_1	c_2	ρ	c_0	c_3
Banco de Inglaterra	0,48 (0,05)	0,28 (0,02)	0,87 (0,01)	4,89 (0,40)	0,60 (0,07)
Banco de Francia	0,59 (0,02)	-0,07 (0,03)	0,87 (0,01)	2,16 (0,23)	1,14 (0,05)
Banco de Italia	0,59 (0,04)	-0,03 (0,05)	0,93 (0,01)	6,03 (0,28)	0,59 (0,04)

Donde c_3 es el coeficiente de la variable tipo de interés alemán a corto plazo

Fuente: Clarida, Galí y Gertler (1998)

En primer lugar, es muy importante destacar la influencia que los tipos de interés alemanes ejercen en las tres políticas monetarias analizadas. *Ceteris paribus*, un incremento de un 1% en el tipo de interés alemán, provocará un incremento de 0,60% en el tipo de interés británico (con un error estándar de 7 puntos básicos), del 1,14% en el tipo de interés francés (con un error estándar de 5 puntos básicos), y del 0,59% en el tipo de interés italiano (con un error estándar de 4 puntos básicos).

En este contexto, al analizar el coeficiente relativo a la inflación, podemos interpretar el tipo de interés observado como una media ponderada del tipo de interés alemán y la política monetaria base. Por ejemplo, para el caso del banco de Inglaterra, podemos interpretar que el tipo de interés alemán pondera el 60% y el tipo de interés derivado del

restringieron los tipos de cambio de sus monedas a unos márgenes de fluctuación específicos, con el objetivo de ayudar al proceso a largo plazo de integración monetaria europea por medio de la creación de una unidad de cuenta y cambio única, la Unidad Monetaria Europea (ECU), para los Estados de la Unión Europea. Con el transcurso de los años dio lugar a la actual Unión económica y monetaria y la introducción de una moneda común, el euro, a partir del 1 de enero de 1999. Clarida, Galí y Gertler (1998) distinguen dos etapas en el funcionamiento del ERM. En una primera etapa, los países firmantes utilizaron, fundamentalmente, los controles a la libre circulación de capitales como medio para cumplir sus compromisos y permitir, a la vez, una cierta autonomía de sus bancos centrales a la hora de gestionar su política monetaria. En una segunda etapa, que denominan *hard-ERM*, se eliminan los controles a la libre circulación de capitales, y los bancos centrales de los países que se van incorporando al nuevo sistema renuncian a la gestión de una política monetaria propia.

modelo base el 40%. En ese caso, el coeficiente sobre la inflación esperada del modelo base es en realidad un valor próximo a 1,20, dado que $0,40 \cdot 1,20 \approx 0,48$.

A modo de conclusión, debemos resaltar que la regla de tipos de interés que refleja el comportamiento de los bancos centrales de EEUU, Alemania y Japón no representa, de forma satisfactoria, la política monetaria seguida por los bancos centrales de Inglaterra, Francia e Italia.

García-Iglesias (2007) hace un análisis empírico de las decisiones adoptadas por el Banco Central Europeo (BCE) respecto a los tipos de interés durante sus primeros años de funcionamiento. Parte de una regla de tipos de interés similar a la propuesta por Clarida, Galí y Gertler (1998), que hemos representado por la ecuación [II.48], pero contempla la posibilidad de que el modelo sea *backward looking* o *forward looking*.

Estima para c_1 un valor muy próximo al propuesto por Taylor (1993) de 1,5. Sin embargo, el valor estimado para el coeficiente c_2 es muy pequeño, aunque se rechaza la hipótesis de que el output gap no es tenido en cuenta por el BCE a la hora de gestionar la política monetaria. Por otra parte, de acuerdo con los resultados obtenidos, la estrategia del BCE es *forward looking* respecto al comportamiento de la inflación (entre 15 y 18 meses), mientras que se muestra *backward looking* respecto a la evolución del nivel de producción (6 meses).

Otra de las reformulaciones de la regla de Taylor a la que se ha prestado gran atención es la realizada por Svensson (1997). Plantea la regla de política monetaria como la solución a un problema de optimización del banco central. Por tanto, la regla de tipos de interés es la función de reacción obtenida por el banco central al minimizar su función de preferencias o función de pérdidas intertemporal sujeto a las restricciones marcadas por la estructura de la economía.

Es decir, el banco central debe elegir la secuencia de tipos de interés actuales y futuros

$\{i_\tau\}_{\tau=t}^{\infty}$ que minimicen:

$$E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \varpi^{\tau-t} L(\pi_\tau) \quad [\text{II.50}]$$

Donde E_t representa las expectativas del banco central condicionadas a la información disponible en el momento t , ϖ es el factor de descuento ($0 < \varpi < 1$) y la función de pérdidas, $L(\pi_t)$, está definida como:

$$L(\pi_t) = \frac{1}{2} (\pi_t - \pi^*)^2 \quad [\text{II.51}]$$

Donde $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ es la tasa de inflación del año t y p_t es el logaritmo del nivel de precios.

Es decir, el banco central busca minimizar la suma esperada de las desviaciones futuras descontadas de la inflación respecto a la tasa de inflación marcada como objetivo. Dichas desviaciones entran en la ecuación elevadas al cuadrado. Por lo tanto, partimos de una función de pérdidas del banco central en la que solo se toma en consideración el objetivo de inflación (*strict inflation targeting*).

La estructura de la economía está representada por:

$$\pi_{t+1} = \pi_t + k_1 y_t + k_2 x_t + \varepsilon_{t+1}^\pi \quad [\text{II.52}]$$

$$y_{t+1} = \delta y_t - \xi(i_t - \pi_t) + \eta x_t + \varepsilon_{t+1}^y \quad [\text{II.53}]$$

$$x_{t+1} = \psi x_t + \varepsilon_{t+1}^x \quad [\text{II.54}]$$

Donde y_t es el logaritmo del output respecto al output potencial, x_t es una variable exógena, i_t es el instrumento de política monetaria (le llamaremos tipo repo), y ε_t , η_t , θ_t son shocks independientes e idénticamente distribuidos (i.i.d.) en el año t que no son conocidos en el año $t-1$. Se asume que los coeficientes k_1 y ξ son positivos. Respecto a los otros coeficientes (k_2, δ, η, ψ) se asume que no son negativos. Además $\psi < 1$ y $\delta < 1$.

Un número importante de estudios centrados en el análisis VAR apoyan la siguiente simplificación que será muy útil a la hora de plantear el problema de optimización del banco central: el tipo de interés afecta al output con un retardo de un periodo y, así, a la inflación con un retardo de dos periodos. Es decir, el instrumento de política monetaria afecta a la inflación con un retardo mayor que al output.

Por tanto, el tipo repo del año t no afectará a la tasa de inflación del año t ni a la del año $t+1$, y afectará a la de los años $t+2, t+3, \dots$. De igual forma, el tipo repo del año $t+1$ solo afectará a la tasa de inflación del año $t+3, t+4, \dots$. Es decir, se puede encontrar la solución al problema de optimización asignando el tipo repo del año t al objetivo de inflación del año $t+2$, el tipo repo del año $t+1$ al objetivo de inflación del año $t+3$, y así sucesivamente. De esta forma, el banco central puede encontrar el tipo de interés óptimo del año t como la solución a un problema simple periodo a periodo:

$$\min_i E_t \varpi^2 L(\pi_{t+2}) \quad [\text{II.55}]$$

O lo que es lo mismo:

$$\min_i E_t \varpi^2 \frac{1}{2} (\pi_{t+2} - \pi^*)^2 \quad [\text{II.56}]$$

La condición de primer orden sería:

$$\frac{\partial E_t \varpi^2 L(\pi_{t+2})}{\partial i_t} = E_t \left[\varpi^2 (\pi_{t+2} - \pi^*) \frac{\partial \pi_{t+2}}{\partial i_t} \right] = 0 \quad [\text{II.57}]$$

Por tanto, tenemos que calcular $\frac{\partial \pi_{t+2}}{\partial i_t}$. Para ello partimos:

$$\pi_{t+2} = \pi_{t+1} + \Delta \pi_{t+1} \quad [\text{II.58}]$$

Por la ecuación [II.52], tenemos:

$$\Delta \pi_{t+1} = k_1 y_{t+1} + k_2 x_{t+1} + \varepsilon_{t+2}^\pi \quad [\text{II.59}]$$

Por tanto,

$$\pi_{t+2} = \pi_{t+1} + k_1 y_{t+1} + k_2 x_{t+1} + \varepsilon_{t+2}^\pi \quad [\text{II.60}]$$

Sustituyendo las ecuaciones [II.52], [II.53] y [II.54] en la ecuación [II.60], obtenemos:

$$\pi_{t+2} = \pi_t + k_1 y_t + k_2 x_t + \varepsilon_{t+1}^\pi + k_1 (\delta y_t - \xi_t + \xi \pi_t + \eta x_t + \varepsilon_{t+1}^y) + k_2 (\psi x_t + \varepsilon_{t+1}^x) + \varepsilon_{t+2}^\pi \quad [\text{II.61}]$$

O lo que es lo mismo:

$$\pi_{t+2} = \pi_t + k_1 \xi \pi_t + k_1 y_t + k_1 \delta y_t + k_2 x_t + k_1 \eta x_t + k_2 \psi x_t - k_1 \xi_t + \varepsilon_{t+1}^\pi + \varepsilon_{t+2}^\pi + k_1 \varepsilon_{t+1}^y + k_2 \varepsilon_{t+1}^x \quad [\text{II.62}]$$

O simplificando:

$$\pi_{t+2} = a_1\pi_t + a_2y_t + a_3x_t - a_4i_t + \varepsilon_{t+1}^\pi + \varepsilon_{t+2}^\pi + k_1\varepsilon_{t+1}^y + k_2\varepsilon_{t+1}^x \quad [\text{II.63}]$$

Donde:

$$a_1 \equiv 1 + k_1\xi, \quad a_2 \equiv k_1(1 + \delta), \quad a_3 \equiv k_1\eta + k_2(1 + \psi), \quad a_4 \equiv k_1\xi$$

Por tanto, la condición de primer orden del problema de optimización, quedaría como sigue:

$$\frac{\partial E_t \varpi^2 L(\pi_{t+2})}{\partial i_t} = E_t \left[\varpi^2 (\pi_{t+2} - \pi^*) \frac{\partial \pi_{t+2}}{\partial i_t} \right] = -\varpi^2 a_4 (\pi_{t+2|t} - \pi^*) = 0 \quad [\text{II.64}]$$

Donde $\pi_{t+2|t} = E_t \pi_{t+2}$, es la tasa de inflación que en el momento t esperamos observar en el momento t+2. Por tanto, la condición de primer orden del problema de optimización del banco central puede escribirse como:

$$\pi_{t+2|t} = \pi^* \quad [\text{II.65}]$$

Es decir, el tipo de interés establecido por el banco central en el año t debe ser tal que permita que la inflación prevista en el año t+1 para el año t+2, condicionada a la información disponible en el año t, sea igual a la inflación marcada como objetivo. Aunque una terminología más precisa sería previsión de uno a dos años, por simplicidad se nombra como previsión a dos años. De esta forma, la previsión de inflación a dos años puede considerarse como un objetivo intermedio explícito.

Por tanto, la función de pérdidas representada por la ecuación [II.51], puede sustituirse por una función de pérdidas intermedia:

$$L^i(\pi_{t+2|t}) = \frac{1}{2} (\pi_{t+2|t} - \pi^*)^2 \quad [\text{II.66}]$$

En vez de minimizar las desviaciones al cuadrado esperadas de la tasa de inflación futura a dos años, π_{t+2} , respecto al objetivo de inflación, como en la ecuación [II.55], el banco central puede minimizar la desviación al cuadrado de la previsión actual de inflación a dos años, $\pi_{t+2|t}$, respecto al objetivo de inflación.

$$\min_{i_t} L^i(\pi_{t+2|t}) \quad [\text{II.67}]$$

Dado que la condición de primer orden es la misma, ecuación [II.65], obtenemos el mismo tipo repo óptimo. Esto es una aplicación directa de equivalencias estándares en los modelos lineales cuadráticos.

La previsión de inflación a dos años, reflejada por la ecuación [II.63], depende del estado de la economía, π_t , y_t , x_t y del instrumento i_t .

$$\pi_{t+2|t} = a_1\pi_t + a_2y_t + a_3x_t - a_4i_t \quad [\text{II.68}]$$

Igualando esto al objetivo de inflación, ecuación [II.65], obtenemos la función de reacción óptima del banco central. Es decir,

$$a_1\pi_t + a_2y_t + a_3x_t - a_4i_t = \pi^* \quad [\text{II.69}]$$

Por tanto,

$$i_t = \frac{1}{a_4}(a_1\pi_t - \pi^* + a_2y_t + a_3x_t) = \frac{a_1}{a_4}\pi_t - \frac{1}{a_4}\pi^* + \frac{a_2}{a_4}y_t + \frac{a_3}{a_4}x_t \quad [\text{II.70}]$$

Sustituyendo a_1 , a_2 , a_3 y a_4 por su valor (ecuación [II.63]) obtenemos:

$$\begin{aligned} i_t &= \frac{1+k_1\xi}{k_1\xi}\pi_t - \frac{1}{k_1\xi}\pi^* + \frac{k_1(1+\delta)}{k_1\xi}y_t + \frac{k_1\eta+k_2(1+\psi)}{k_1\xi}x_t = \\ &= \frac{1}{k_1\xi}\pi_t + \frac{k_1\xi}{k_1\xi}\pi_t - \frac{1}{k_1\xi}\pi^* + \frac{k_1(1+\delta)}{k_1\xi}y_t + \frac{k_1\eta+k_2(1+\psi)}{k_1\xi}x_t = \quad [\text{II.71}] \\ &= \frac{1}{k_1\xi}\pi_t + \pi_t - \frac{1}{k_1\xi}\pi^* + \frac{1+\delta}{\xi}y_t + \frac{k_1\eta+k_2(1+\psi)}{k_1\xi}x_t = \\ &= \pi_t + \frac{1}{k_1\xi}(\pi_t - \pi^*) + \frac{1+\delta}{\xi}y_t + \frac{k_1\eta+k_2(1+\psi)}{k_1\xi}x_t \end{aligned}$$

O lo que es lo mismo:

$$i_t = \pi_t + c_1(\pi_t - \pi^*) + c_2y_t + c_3x_t \quad [\text{II.72}]$$

Donde:

$$c_1 \equiv \frac{1}{k_1\xi}, \quad c_2 \equiv \frac{1+\delta}{\xi}, \quad c_3 \equiv \frac{k_1\eta+k_2(1+\psi)}{k_1\xi}$$

La función de reacción obtenida, ecuación [II.72], tiene la misma forma que hemos visto en Taylor (1993), con la diferencia de que incluye la variable exógena, x_t , y que los coeficientes, en general, no son 0,5. El tipo de interés real, $i_t - \pi_t$, aumenta a medida

que aumenta la desviación de la inflación actual respecto al objetivo de inflación, el output gap actual y el valor actual de la variable exógena. Por tanto, el instrumento de política monetaria depende de la inflación actual, pero no porque la inflación actual sea el objetivo, sino porque la inflación actual junto con el output y la variable exógena predicen la inflación futura.

Con esta función de reacción, la inflación prevista a dos periodos será igual al objetivo de inflación, cualquiera que sea el valor actual de la inflación, del output gap o de la variable exógena. Si la inflación prevista se sitúa por encima (o por debajo) de la tasa de inflación deseada, el banco central incrementará (o reducirá) el tipo repo hasta lograr el objetivo. Dado que el valor estimado para la inflación depende de toda la información relevante, el instrumento de política monetaria será función de toda la información relevante.

La inflación ex post será diferente a la marcada como objetivo debido a los errores en la estimación de la inflación futura y a las perturbaciones que ocurren en el retardo de control (*control lag*) después de que el banco central hubiese establecido el nivel del tipo de interés.

Combinando las ecuaciones [II.63], [II.64] y [II.68]:

$$\pi_{t+2} = \pi_{t+2|t} + \varepsilon_{t+1}^{\pi} + \varepsilon_{t+2}^{\pi} + k_1 \varepsilon_{t+1}^y + k_2 \varepsilon_{t+1}^x = \pi^* + \varepsilon_{t+1}^{\pi} + \varepsilon_{t+2}^{\pi} + k_1 \varepsilon_{t+1}^y + k_2 \varepsilon_{t+1}^x \quad [\text{II.73}]$$

Por tanto:

$$\pi_{t+2} - \pi_{t+2|t} = \varepsilon_{t+1}^{\pi} + \varepsilon_{t+2}^{\pi} + k_1 \varepsilon_{t+1}^y + k_2 \varepsilon_{t+1}^x \quad [\text{II.74}]$$

En la segunda parte, Svensson (1997) introduce el objetivo de estabilidad del output en la función de pérdidas del banco central. La obtención de la regla de política monetaria a partir de una función de pérdidas del banco central que contempla la estabilidad del nivel de precios y del output lo desarrolla de nuevo, ampliado, en Svensson (2003), y es este análisis ampliado el que veremos a continuación.

Svensson (2003) comienza su análisis planteándose por qué, a pesar de las investigaciones suscitadas en torno a la regla tayloriana y la publicidad que habían logrado estas investigaciones, ningún banco central se había comprometido a seguir lo que este autor llama una “*simple instrument rule*” como la de Taylor o sus variantes, ni

tan siquiera ningún banco central había anunciado que la utilizaría como guía. Para tratar de responder a esta cuestión, en primer lugar, obtiene la regla óptima de política monetaria en dos escenarios: suponiendo expectativas *backward-looking* y bajo expectativas *forward-looking*. Esta regla óptima será la función de reacción del problema de optimización al que se enfrenta el banco central: la minimización de su función de pérdidas sujeta a la estructura de la economía y su visión respecto a los mecanismos de transmisión.

Svensson (2003) parte de un banco central cuyo objetivo es la estabilidad de precios — que la tasa de inflación se mantenga en torno a un nivel medio bajo—, dando también un cierto peso a que el output presente valores próximos al output potencial, como hemos dicho. Este objetivo puede expresarse con una convencional función de pérdidas intertemporal a minimizar.

$$E \left[(1-\varpi) \sum_{\tau=0}^{\infty} \varpi^{\tau} L_{t+\tau} \mid \Omega_t, z^t \right] \quad [\text{II.75}]$$

Donde $E[\Omega_t, z^t]$ representan las expectativas racionales condicionadas a la información del banco central, Ω_t , en el periodo t acerca del estado de la economía y los mecanismos de transmisión de la política monetaria y a z^t , que recoge los “juicios de valor del banco central”³⁰; ϖ ($0 < \varpi < 1$) es un factor de descuento y L_t representa la función de pérdidas en el periodo t .

$$L_t = \frac{1}{2} \left[(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda y_t^2 \right] \quad [\text{II.76}]$$

Es decir, representa la función de preferencias del banco central mediante una función cuadrática, donde π_t es la tasa de inflación; π^* es la inflación objetivo, y_t es el output gap y λ representa el peso que el banco central da a la estabilidad de la economía real respecto a la estabilidad de precios.

Llegados a este punto, Svensson (2003) plantea dos escenarios:

³⁰ Representa los juicios de valor casi siempre aplicados por la autoridad monetaria a la hora de fijar su política. “Cualquier modelo es, en el mejor de los casos, una aproximación de la realidad, por tanto las autoridades monetarias consideran que deben aplicar ajustes a los resultados que arroje cualquier modelo” (Svensson, 2003).

- Suponiendo expectativas *backward-looking*. La principal simplificación de este modelo es que se considera que las expectativas del sector privado son expectativas adaptativas. En este supuesto, la función de oferta agregada (o curva de Phillips) viene dada por:

$$\pi_{t+1} = \pi_t + k_y y_t + k_z z_{t+1} + \varepsilon_{t+1}^\pi \quad [\text{II.77}]$$

Donde el coeficiente k_y es positivo, z_{t+1} es un vector columna de variables exógenas, y_t , el output gap, k_z es el vector fila de coeficientes que multiplican a los elementos de z_{t+1} , de tal forma que $k_z z_{t+1}$ es el producto escalar de los dos vectores, y ε_t^π representa un conjunto de variables independientes e idénticamente distribuidas con media cero y varianza constante $\sigma_{\varepsilon^\pi}^2$.

La demanda agregada (o función IS) viene dada por:

$$y_{t+1} = \delta y_t + \eta z_{t+1} - \varphi(r_t - \bar{r}) + \varepsilon_{t+1}^y \quad [\text{II.78}]$$

Donde los coeficientes δ y φ son positivos, η es el vector fila de coeficientes que multiplican a los elementos de z_{t+1} ³¹ y r_t es el tipo de interés a corto plazo real, definido como, $r_t \equiv i_t - \pi_{t+1|t}$, donde i_t es el tipo de interés nominal a corto plazo y $\pi_{t+1|t}$ es la inflación esperada en el periodo siguiente³²; \bar{r} es el tipo de interés real medio y ε_t^y representa un conjunto de variables independientes e idénticamente distribuidas con media cero y varianza constante $\sigma_{\varepsilon^y}^2$.

- Suponiendo expectativas *forward-looking*, las funciones de oferta y demanda agregada vendrían dadas por:

$$\pi_{t+1} - \pi = \varpi(\pi_{t+2|t} - \pi) + k_y y_{t+1|t} + k_z z_{t+1} + \varepsilon_{t+1}^\pi \quad [\text{II.79}]$$

³¹ Trata de recoger un conjunto de variables exógenas que influyen en la inflación futura y el output gap, distintas a la inflación y el output gap del momento actual. Son variables que no son conocidas en el periodo t ni en periodos anteriores y que a veces tampoco son observables en el periodo $t+1$ ni en periodos posteriores. Se le denomina la desviación. La estimación del banco central de $z_{t+\tau}$ en el periodo t se representa como $z_{t+\tau,t}$. Así, $Z^t \equiv \{z_{t+\tau,t}\}_{\tau=-\infty}^{\infty}$, es decir, el “juicio” del Banco en el momento t se corresponde con las estimaciones que la autoridad monetaria realiza en el momento t de las desviaciones pasadas y futuras.

³² $\pi_{t+1|t} \equiv E[\pi_{t+1} | \Omega_t]$, es decir la inflación esperada en el momento siguiente teniendo en cuenta la información disponible en el momento actual.

CAPÍTULO II: REGLAS DE TIPOS DE INTERÉS

$$y_{t+1} = y_{t+2|t} - \varphi(i_{t+1|t} - \pi_{t+2|t} - r_{t+1}^*) + \eta z_{t+1} + \varepsilon_{t+1}^y \quad [\text{II.80}]$$

Donde π es la tasa de inflación media. Respecto a ϖ , por simplicidad, asume que el factor de descuento del sector privado es el mismo que el ya utilizado en la función de pérdidas, r_t^* es un tipo de interés “natural” exógeno *Wicksellian*, es decir, es el tipo de interés real “neutral” en una situación en la que el output es igual al potencial y no hay desviaciones, y el resto de las variables son las ya definidas, teniendo en cuenta que para cualquier variable q , $q_{t+\tau|t} = E[q_{t+\tau} | \Omega_t]$, esto es, $q_{t+\tau|t}$ representa las expectativas racionales sobre el valor de la variable q en el periodo $t+\tau$, condicionadas a la información disponible en el momento t . Por tanto, en este caso, la inflación del periodo siguiente depende de la inflación esperada para dentro de dos periodos, teniendo en cuenta la información disponible en el periodo t , del output gap esperado para el periodo siguiente, condicionado a la información disponible en el periodo t , y de los valores que presenten un conjunto de variables exógenas en el periodo siguiente. Por su parte, el output gap del periodo siguiente depende del output gap esperado para dentro de 2 periodos, teniendo en cuenta la información disponible en el periodo t , del gap entre el tipo de interés real esperado para el periodo siguiente ($i_{t+1|t} - \pi_{t+2|t} \equiv r_{t+1|t}$) y el tipo de interés natural *Wicksellian* y de los valores presentados por un conjunto de variables exógenas en el periodo siguiente.

El banco central busca el tipo de interés que le permita minimizar la función de pérdidas. Por tanto, este instrumento de la autoridad monetaria será función de la información disponible en el momento t , Ω_t , y de sus propios “juicios de valor”, z^t .

$$i_t = F(\Omega_t, z^t) \quad [\text{II.81}]$$

Svensson (2003) calcula a continuación el tipo de interés que le permite al banco central minimizar su función de pérdidas, sujeto a la estructura de la economía; es decir:

- suponiendo expectativas *backward-looking*, se trata de minimizar:

$$E \left[(1 - \varpi) \sum_{\tau=0}^{\infty} \varpi^{\tau} L_{t+\tau} \mid \Omega_t, z^t \right] \quad [\text{II.75}]$$

Sujeto a:

$$\pi_{t+1} = \pi_t + k_y y_t + k_z z_{t+1} + \varepsilon_{t+1}^\pi \quad [\text{II.77}]$$

$$y_{t+1} = \delta y_t + \eta z_{t+1} - \varphi(r_t - \bar{r}) + \varepsilon_{t+1}^y \quad [\text{II.78}]$$

- utilizando un modelo de expectativas *forward-looking*, el objetivo es minimizar:

$$E \left[(1-\varpi) \sum_{\tau=0}^{\infty} \varpi^\tau L_{t+\tau} \mid \Omega_t, z^t \right] \quad [\text{II.75}]$$

Sujeto a:

$$\pi_{t+1} - \pi = \varpi(\pi_{t+2|t} - \pi) + k_y y_{t+1|t} + k_z z_{t+1} + \varepsilon_{t+1}^\pi \quad [\text{II.79}]$$

$$y_{t+1} = y_{t+2|t} - \varphi(i_{t+1|t} - \pi_{t+2|t} - r_{t+1}^*) + \eta z_{t+1} + \varepsilon_{t+1}^y \quad [\text{II.80}]$$

En el primer caso, la regla de tipos de interés obtenida (o lo que es lo mismo, la función de reacción del banco central) sería:

$$i_t = \bar{r} + \pi^* + \left(1 + \frac{1-c}{k_y \varphi} \right) (\pi_{t+1,t} - \pi^*) + \frac{\delta}{\varphi} y_t + \frac{\eta}{\varphi} z_{t+1,t} + \frac{1-c}{k_y \varphi} k_z \tilde{z}_{t+2,t} \quad [\text{II.82}]$$

Donde, para $\tau \geq 0$, $\tilde{z}_{t+\tau,t} \equiv \sum_{s=0}^{\infty} (\varpi c)^s z_{t+\tau+s,t}$, es la suma descontada (con factor de descuento ϖc) de las valoraciones en el momento t de futuras desviaciones, empezando en el periodo $t + \tau$. El coeficiente c es la raíz más pequeña de la ecuación característica que resulta de la ecuación diferencial del modelo y de las condiciones de primer orden impuestas; $\pi_{t+1,t}$ representa la estimación que el banco central hace de la tasa de inflación que presentará la economía en el periodo siguiente y que viene dada por:

$$\pi_{t+1,t} = \pi_t + k_y y_t + k_z z_{t+1,t} \quad [\text{II.83}]$$

Si suponemos información simétrica, las expectativas del banco central coinciden con las expectativas del sector privado, es decir, $\pi_{t+1,t} = \pi_{t+1|t}$.

Si tomamos los cuatro primeros términos de la regla de tipos de interés que hemos obtenido, vemos que es en realidad una variante de la regla de Taylor.

$$\bar{r} + \pi^* + \left(1 + \frac{1-c}{k_y \varphi} \right) (\pi_{t+1,t} - \pi^*) + \frac{\delta}{\varphi} y_t$$

La complejidad para el cálculo de la regla óptima está en los dos últimos términos

$$\frac{\eta}{\varphi} z_{t+1,t} + \frac{1-c}{k_y \varphi} k_z \tilde{z}_{t+2,t}$$

En el segundo caso, es decir, suponiendo expectativas *forward-looking*, la regla óptima para fijar el tipo de interés del periodo t+1 anunciado en el periodo t, o función de reacción, viene dada por³³:

$$\begin{aligned} i_{t+1,t} = & r_{t+1,t}^* + \pi^* + \left(1 - \frac{k_y}{\lambda \varphi}\right) \frac{\lambda}{k_y} c(1-c) y_{t,t-1} + \frac{\eta}{\varphi} z_{t+1,t} + \\ & + \left(1 - \frac{k_y}{\lambda \varphi}\right) c \left\{ [1 - \varpi c(1-c)] k_z \tilde{z}_{t+2,t} - (1-c) k_z z_{t+1,t} \right\} \end{aligned} \quad [\text{II.84}]$$

Por tanto, en un modelo de expectativas *forward-looking*, la regla óptima no se parece a una regla de Taylor y su cálculo es realmente complejo.

Svensson (2003) concluye que el compromiso con cualquiera de las dos reglas óptimas obtenidas³⁴ es imposible puesto que la regla es bastante compleja en los dos casos. Esta complejidad hace imposible comprobar si el banco central la está cumpliendo o no, y esta comprobación es muy importante dado que la autoridad monetaria puede tener incentivos para apartarse temporalmente de la regla óptima. Además, exige que cada contingencia concebible pueda ser anticipada, lo que resulta imposible.

Entonces, plantea la posibilidad de utilizar, en lugar de la regla óptima, una regla simplificada. En el modelo de expectativas *backward-looking*, la regla simple sería:

$$i_t = \bar{r} + \pi^* + \left(1 + \frac{1-c}{k_y \varphi}\right) (\pi_{t+1,t} - \pi^*) + \frac{\delta}{\varphi} y_t \quad [\text{II.85}]$$

Si en el cálculo de $\pi_{t+1,t}$ no tenemos en cuenta la parte de valoración del banco central, es decir, $\pi_{t+1,t} = \pi_t + k_y y_t$, entonces:

$$i_t = \bar{r} + \pi^* + \left(1 + \frac{1-c}{k_y \varphi}\right) (\pi_t - \pi^*) + \left(k_y + \frac{1-c}{\varphi} + \frac{\delta}{\varphi}\right) y_t \quad [\text{II.86}]$$

³³ El coeficiente c no es exactamente el mismo que el utilizado en la regla anterior.

³⁴ En el sentido de utilizarlas como reglas inamovibles. Lo que el autor llama regla *once-and-for-all*.

En el modelo de expectativas *forward-looking*, la regla simple sería:

$$i_{t+1,t} = r_{t+1,t}^* + \pi^* + \left(1 - \frac{k_y}{\lambda\phi}\right) \frac{\lambda}{k_y} c(1-c)y_{t,t-1} \quad [\text{II.87}]$$

Que, en realidad, ya no es tan simple ni fácil de verificar porque nos obliga a calcular $r_{t+1,t}^*$, el tipo de interés real “neutral” en una situación en la que el output es igual al potencial y no hay desviaciones, estimado para el periodo siguiente, y $y_{t,t-1}$, el output gap del periodo t estimado en el periodo anterior.

En cualquier caso, su relativa simplicidad es una de las principales ventajas de estas reglas, dado que su sencillez permite que el compromiso por parte del banco central sea factible. Además, como ya hemos dicho, son varias las investigaciones que ponen de manifiesto la robustez de estas reglas.

Sin embargo, los principales inconvenientes derivados de que el banco central se comprometiese con alguna de estas reglas simples son que estas reglas podrían funcionar relativamente bien en economías cerradas, pero no en economías pequeñas y abiertas; y, si se establece la regla como compromiso *once-and-for-all*, no cabrían los ajustes subjetivos ni la incorporación de información extra por parte de la autoridad monetaria.

Capítulo III: Reglas de política monetaria asimétricas

3. REGLAS DE POLÍTICA MONETARIA ASIMÉTRICAS

En este capítulo se presenta una profunda revisión de la literatura teórica y de los trabajos de investigación empíricos que se sustentan en un comportamiento asimétrico del banco central. El conjunto de la investigación en torno a la potencial asimetría del banco central se encuadra en lo que se podría denominar enfoque separado de la tradicional función de pérdidas cuadrática. Cuando la función que representa las preferencias del banco central (función de preferencias o función de pérdidas) es cuadrática y la función de oferta agregada es lineal, como en Svensson (1997)³⁵, la función de reacción del banco central es una función lineal o simétrica, como en Taylor (1993) o en Clarida, Galí y Gertler (1998) y en Clarida, Galí y Gertler (2000).

Entendemos que existe simetría en el comportamiento del banco central cuando éste modifica el tipo de interés con igual intensidad cuando la inflación se sitúa por encima del objetivo o por debajo del objetivo; es decir, el banco central aumenta el tipo de interés cuando la desviación de la inflación es positiva y lo reduce en la misma proporción cuando la desviación de la inflación es negativa. Y lo mismo reacciona con respecto al output gap. Por el contrario, existe asimetría en el comportamiento cuando la reacción del banco central es de intensidad diferente cuando las desviaciones respecto de los objetivos son positivas frente a la reacción que experimenta ante desviaciones negativas. En realidad, cuando hay un comportamiento asimétrico es porque la institución monetaria asume una diferente ponderación ante situaciones expansivas que ante situaciones recesivas de la economía.

Hasta ahora el grueso de la literatura disponible sobre reglas de política monetaria se ha concentrado en las funciones de reacción lineales que, partiendo del trabajo seminal de Taylor (1993), se han ido reformulando mediante la introducción de otras variables como el tipo de cambio, alguna definición de la cantidad de dinero, las expectativas racionales sobre la inflación y/o la producción, etc., como hemos expuesto ampliamente en el capítulo anterior. Sin embargo, en la última década se han ido incorporando trabajos de investigación a este nuevo enfoque que se aparta del tradicional enfoque de la función de pérdidas cuadrática.

³⁵ Análisis ampliado en Svensson (2003).

3.1. El origen de las asimetrías

Una cuestión central en materia de reglas asimétricas de política monetaria es conocer el origen de las asimetrías. La literatura disponible establece como causas para que exista una función de reacción asimétrica del banco central las dos siguientes:

1^a.- Una función de preferencias (función de pérdidas) del banco central asimétrica.

Se trata de una función en la que los *policy makers* muestran una diferente aversión ante las desviaciones positivas de la inflación que ante las negativas y/o ante el output gap positivo o negativo y, en consecuencia, modifican el tipo de interés con diferente intensidad en función del signo de la desviación. Los trabajos de investigación en materia de reglas asimétricas de política monetaria sustentadas en una función de preferencias asimétrica arrancan de los trabajos de Varian (1975), Zellner (1986) y Nobay y Peel (1998)³⁶. Entre ellos citamos los de Ruge-Murcia (2001), Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002), Bec, Salem y Collard (2002), Nobay y Peel (2003), Surico (2003) y Surico (2007 a y b), Cukierman (2000), Cukierman (2004), Cukierman y Muscatelli (2007), Saadon *et al* (2008), Aguiar y Martins (2008), Ikeda (2010)... Algunos de estos trabajos, por ser relevantes para nuestra investigación, serán analizados en profundidad más adelante.

2^a.- La existencia de una curva de Phillips no lineal.

El *trade-off* entre inflación y paro que describe la curva de Phillips, o entre la desviación de la inflación y el output gap, que determina la forma de la curva de oferta agregada, puede ser no lineal, adoptando una forma convexa o cóncava. Así, ante una curva de oferta agregada convexa, incrementos sucesivos de la brecha del producto se corresponden con cambios crecientes de la desviación de la inflación respecto de su objetivo. En este caso el banco central aumentará el tipo de interés en mayor medida

³⁶ Varian (1975) y Zellner (1986) introducen esta forma funcional en el contexto del análisis macroeconómico Bayesiano, y Nobay y Peel (1998) la utilizan en el estudio de la política monetaria óptima.

cuando la tasa de crecimiento real supera a la tasa de crecimiento potencial que cuando la situación es la contraria. Si existe una curva de Phillips no lineal, el origen de las asimetrías se ha de buscar en la estructura económica y, en todo caso, en el análisis de las causas que determinan la existencia de una relación no lineal entre inflación y crecimiento económico.

Un reducido número de trabajos de investigación teóricos y empíricos que parten de la existencia de una curva de Phillips no lineal aparecieron en la primera década del siglo actual. Entre otros citamos los de Schaling (1998) y Schaling (2004), Nobay y Peel (2000) y Dolado, María-Dolores y Naveira (2005). El trabajo de Dolado, María-Dolores y Naveira (2005) servirá de base para la determinación de una regla óptima de política monetaria asimétrica que constituirá la parte fundamental de nuestro trabajo empírico. Por esta razón será analizado en profundidad en un epígrafe posterior.

En resumen, el origen de una regla de política monetaria no lineal puede provenir de la existencia de una función de preferencias asimétrica por parte del banco central y de una curva de Phillips no lineal. Se ha de notar que es suficiente una sola de las citadas causas para configurar una función de reacción no lineal del banco central.

3.2. La formalización de una regla de política monetaria óptima con una función de pérdidas asimétrica del banco central

3.2.1. La formalización de la regla

Respecto a las preferencias asimétricas del banco central, en principio, como hemos dicho, la autoridad monetaria puede ponderar más las desviaciones positivas de la inflación respecto al nivel marcado como objetivo que las desviaciones negativas o al revés, es decir, puede ponderar más las desviaciones negativas que las positivas. Y lo mismo ocurre con las desviaciones del producto respecto a su nivel potencial. El banco central puede ponderar más o menos las desviaciones positivas que las negativas.

Ahora bien, Aguiar y Martins (2008) resumen dos tipos de preferencias asimétricas que parecen observarse en la gestión de política monetaria por parte de distintos bancos centrales. El primer tipo es observado en la gestión de las autoridades monetarias a las que les preocupan las desviaciones de la inflación por encima del objetivo y las

desviaciones negativas del output, pero le preocupan más las recesiones económicas. Detrás de este comportamiento está la sensibilidad a los costes sociales de las recesiones y que en sociedades democráticas incluso los bancos centrales independientes son sensibles a las presiones políticas y sociales en este sentido. De hecho, esta podría ser la explicación al sesgo inflacionario en la política monetaria aplicada por muchos bancos centrales durante los años sesenta y setenta del siglo XX.

El segundo tipo de preferencia asimétrica hace referencia a la actuación de la autoridad monetaria que parece preferir niveles de inflación por debajo del nivel objetivo que por encima. Este tipo de preferencia se encuadra perfectamente en aquellos bancos centrales que quieren transmitir una imagen de compromiso firme con el mantenimiento de bajos niveles de inflación, que sería el caso de muchos países desarrollados durante los años 80 del siglo pasado.

Para representar las preferencias asimétricas del banco central, Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002), Ruge-Murcia (2001), Surico (2003), Surico (2007 a y b), Nobay y Peel (2003), Caglayan, Jehan y Mouratidis (2012), entre otros autores, adoptan una función de pérdidas lineal-exponencial, como en Varian (1975), Zellner (1986) y Nobay y Peel (1998). A diferencia de los autores anteriores, Cukierman (2000), Cukierman (2004), Gerlach (2000), Bec, Salem y Collard (2002) y Cukierman y Muscatelli (2007) no parten de una función de pérdidas tipo lineal, sino que representan las preferencias asimétricas del banco central mediante una función cuadrática definida por tramos, en la que las pérdidas del banco central dependen del momento del ciclo económico.

Estos autores construyen un modelo centrado en la estabilidad de los precios donde las preferencias del banco central son asimétricas, es decir, la autoridad monetaria puede ponderar más (o menos) las desviaciones positivas respecto a la inflación objetivo que las desviaciones negativas.

El planteamiento es igual al propuesto por Svensson (1997) analizado en el capítulo anterior. El instrumento que utiliza el banco central en el diseño de la política monetaria es el tipo de interés nominal a corto plazo, y la regla de política monetaria o regla de Taylor será la función de reacción del problema de optimización al que se enfrenta la autoridad monetaria: la minimización de su función de pérdidas, sujeta a la estructura de la economía. Esta estructura está representada siempre por una ecuación referida a la

inflación y otra al output gap (definido como la diferencia entre el producto observado y el potencial). La primera ecuación establece siempre una relación positiva entre el output gap y la inflación, — o una relación negativa entre el nivel de desempleo y la inflación, como en Ruge-Murcia (2001) —, y la segunda una relación negativa entre el tipo de interés real ex ante y el output gap.

Svensson (1997) parte de una función de pérdidas del banco central cuadrática y una función de oferta agregada lineal y la función de reacción (o regla de Taylor) obtenida es lineal. Los autores que analizaremos a continuación sustituyen la función de preferencias cuadrática, donde la autoridad monetaria pondera de igual forma las desviaciones positivas que las desviaciones negativas respecto al valor objetivo, por una función de pérdidas donde las preferencias del banco central son asimétricas.

Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002) parten de que la autoridad monetaria fija la secuencia de tipos de interés a corto plazo que minimiza el valor presente descontado de su función de pérdidas, que depende, en exclusiva, de la diferencia entre la inflación observada y la fijada como socialmente óptima. Es decir, el objetivo del banco central será:

$$\text{Min}_{\{i_{t+s}\}_{s=0}^{\infty}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \varpi^s L(\pi_{t+s} - \pi^*) \quad [\text{III.1}]$$

Donde i_t es el tipo de interés nominal, $0 < \varpi < 1$ es el factor de descuento, π_t es la tasa de inflación, π^* es la tasa de inflación socialmente-óptima. La función de pérdidas $L(\cdot)$ se corresponde con una función lineal, ya utilizada en la literatura, como hemos mencionado:

$$L(\pi_t - \pi^*) = \frac{e^{\gamma(\pi_t - \pi^*)} - \gamma(\pi_t - \pi^*) - 1}{\gamma^2} \quad [\text{III.2}]$$

Como vemos, Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002) parten de una función de pérdidas del banco central en la que solo se toma en consideración el objetivo de inflación (*strict inflation targeting*). Svensson (1997) puntualiza que la inclusión del objetivo de estabilidad del producto, no cambia la forma de la función de reacción, pero se reduce la respuesta del banco central a la inflación y el output gap, es decir la

respuesta del tipo de interés a la inflación y el output gap es más gradual. Dado que el objetivo del análisis es identificar reformulaciones de la función de reacción estándar y no medir el valor de los coeficientes, adoptar esta hipótesis de partida no resulta demasiado restrictivo.

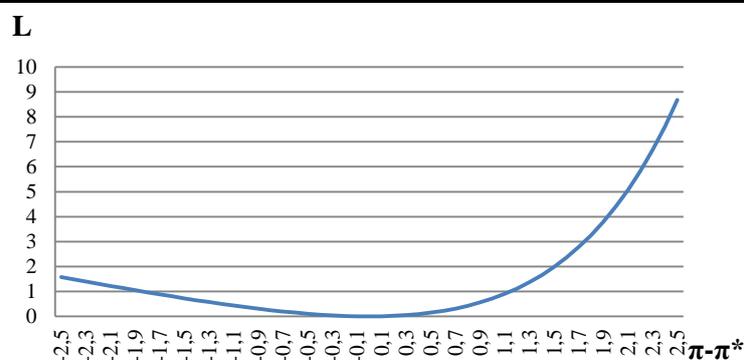
Esta función de pérdidas tipo linex presenta varias propiedades importantes. En primer lugar, permite que los pesos de las desviaciones positivas y negativas de la inflación respecto a la inflación objetivo sean distintos.

Empezamos comprobando que cuando no existe desviación de la inflación ($\pi_t - \pi^* = 0$), es decir, la tasa de inflación coincide con la socialmente óptima, las pérdidas del banco central son nulas.

$$L(\pi_t - \pi^*) = \frac{e^{\gamma(\pi_t - \pi^*)} - \gamma(\pi_t - \pi^*) - 1}{\gamma^2} = 0$$

Consideremos ahora el caso en el que $\pi_t - \pi^* \neq 0$ y $\gamma > 0$. Para tasas de inflación por debajo de π^* , el término lineal se hace cada vez más importante cuando la inflación disminuye y, por lo tanto, la pérdida aumenta linealmente. Para tasas de inflación por encima de π^* , es el término exponencial el que domina y la pérdida asociada con una desviación positiva aumenta exponencialmente. De esta forma, las desviaciones positivas son ponderadas de forma más severa que las negativas en la función de pérdidas del banco central. En el gráfico 1 representamos una simulación con π entre 0,5% y 5,5%, un objetivo de inflación del 3% y $\gamma=1$.

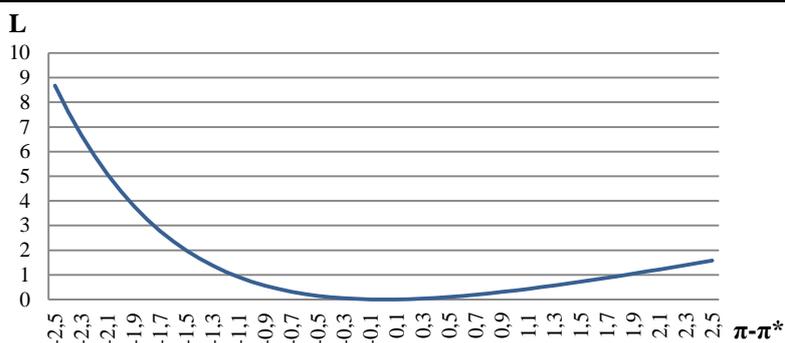
Gráfico 1. Pérdidas del Banco Central ante desviaciones de la inflación si $\gamma > 0$



Fte: Elaboración propia

El resultado es exactamente el contrario cuando $\gamma < 0$ (véase gráfico 2, en el que representamos una simulación con π entre 0,5% y 5,5%, un objetivo de inflación del 3% y $\gamma = -1$). Como vemos, ahora la autoridad monetaria ponderada de forma más severa las desviaciones negativas que las positivas.

Gráfico 2. Pérdidas del Banco Central ante desviaciones de la inflación si $\gamma < 0$

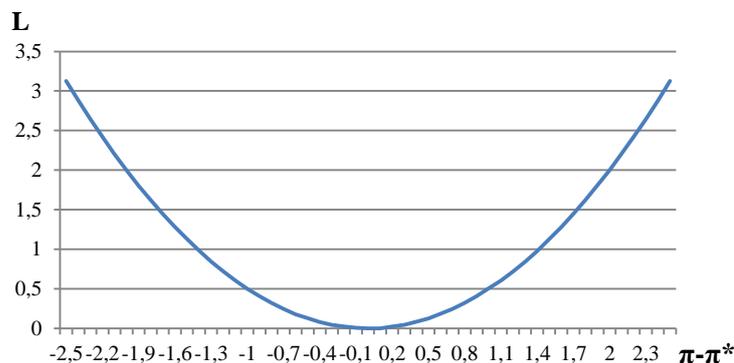


Fte: Elaboración propia

Por último, cuando γ tiende a cero, esta función de pérdidas se convierte en la función cuadrática³⁷ que, como hemos visto, ha sido utilizada con frecuencia en la literatura previa. En el gráfico 3 representamos una simulación con π entre 0,5% y 5,5%, un objetivo de inflación del 3% y $\gamma = 0,0000002$. En este caso, el banco central aumenta el tipo interés cuando la desviación de la inflación es positiva y lo reduce en la misma proporción cuando la desviación de la inflación es negativa. Por tanto, la función de pérdidas tipo linex contiene la función cuadrática como un caso especial y esto es importante porque sugiere que la hipótesis de que las preferencias del banco central son cuadráticas respecto a la inflación podría ser valorada comprobando si γ es estadísticamente diferente de cero

³⁷ Aplicando la regla de L'Hopital: $\lim_{\gamma \rightarrow 0} \frac{e^{\gamma(\pi_t - \pi^*)} - \gamma(\pi_t - \pi^*) - 1}{\gamma^2} = \lim_{\gamma \rightarrow 0} \frac{(\pi_t - \pi^*) e^{\gamma(\pi_t - \pi^*)} - (\pi_t - \pi^*)}{2\gamma} = \lim_{\gamma \rightarrow 0} \frac{(\pi_t - \pi^*)^2 e^{\gamma(\pi_t - \pi^*)}}{2} = \frac{(\pi_t - \pi^*)^2}{2}$

Gráfico 3. Pérdidas del BC ante desviaciones de la inflación si γ tiende a 0



Fte: Elaboración propia

En segundo lugar, la función lineal recoge que tanto el tamaño como el signo de la desviación afectan a las pérdidas del banco central. En cambio, bajo una función de preferencias cuadrática, las pérdidas están determinadas de forma exclusiva por el tamaño de la desviación.

En tercer lugar, la varianza de la inflación, puede jugar un papel en la formulación de la política monetaria, es decir, el banco central puede estar preocupado, además de por el tamaño de la desviación, por la volatilidad de dicha desviación. Veremos esto más adelante.

El modelo económico está representado por las siguientes ecuaciones:

$$y_{t+1} = \delta y_t - r_t + \eta x_t \quad [\text{III.3}]$$

$$\pi_{t+1} = \pi_t + f(y_t) + v_{t+1} \quad [\text{III.4}]$$

Donde:

$$f(y_t) = \frac{ky_t}{1 - k\tau y_t} \quad [\text{III.5}]$$

$$x_{t+1} = \psi x_t + e_{t+1} \quad [\text{III.6}]$$

$$i_t = r_t + E_t \pi_{t+1} \quad [\text{III.7}]$$

y_t es el output gap, r_t es el tipo de interés real, x_t es una variable exógena que sigue un proceso autoregresivo de orden 1, AR(1), v_t y e_t son shocks normal e

independientemente distribuidos con media cero y varianzas σ_v^2 y σ_e^2 , respectivamente, y los parámetros δ , k , τ y ψ satisfacen: $0 < \psi, \delta < 1$, $k > 0$ y $\tau \geq 0$.

La ecuación [III.3] representa una aproximación a una función IS donde el output gap depende del output gap retardado, del tipo de interés real, y de una variable exógena, x_t .

La ecuación [III.4] es una aproximación a una función de oferta agregada donde la inflación depende del output gap y la inflación retardada. El output gap puede entrar en la ecuación de un modo no lineal, representado por: $f(y_t) = ky_t / (1 - k\tau y_t)$. Cuando $\tau = 0$, la curva de oferta agregada es lineal. Cuando $\tau > 0$ ($\tau < 0$), la curva de oferta agregada es convexa (cóncava), pero, como acabamos de decir, los autores parten de $\tau \geq 0$, es decir, solo contemplan la posibilidad de que la curva de oferta agregada sea convexa o lineal.

Por último, la ecuación [III.7] es la relación de Fisher.

Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002) adoptan la especificación *backward-looking* de la curva IS y de la oferta agregada, frente a la especificación *forward-looking* de Svensson (2003), vista en el capítulo anterior.

El hecho que el tipo de interés del periodo t afecte al output en el periodo $t+1$ y este a la inflación en el periodo $t+2$, permite una importante simplificación³⁸. Es decir, dado que el tipo de interés afecta a la inflación con un retardo de dos periodos, sin efecto alguno en t y $t+1$, el banco central puede encontrar el tipo de interés óptimo en el momento t como la solución a un problema más simple periodo a periodo:

$$\text{Min}_{\{i_t\}} E_t \varpi^2 L(\pi_{t+2} - \pi^*) \quad \text{[III.8]}$$

Se demuestra que la condición de primer orden para minimizar la ecuación [III.8] sujeta a las restricciones [III.3] y [III.4] da lugar a la siguiente regla de Taylor para el tipo de interés nominal:

$$i_t = \pi_t + f(y_t) + \delta y_t + \frac{(1/k)(\pi_t - \pi^* + \gamma\sigma_{\pi,t}^2/2 + f(y_t))}{1 - \tau(\pi_t - \pi^* + \gamma\sigma_{\pi,t}^2/2 + f(y_t))} + \eta x_t \quad \text{[III.9]}$$

³⁸ Esta secuencia de efectos, ya vista cuando analizamos la reformulación de la regla de Taylor propuesta por Svensson (1997), tiene importancia en nuestro trabajo para la obtención de una ecuación de Euler que veremos más adelante.

Donde $\sigma_{\pi,t}^2 = \sigma_{v,t}^2$ representa la varianza condicional de la tasa de inflación.

A partir de la ecuación [III.9], Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002) plantean tres escenarios:

Escenario I: Función de oferta agregada lineal y función de pérdidas asimétrica

Cuando $\tau = 0$, $f(y_t) = ky_t$ y la función de oferta agregada es lineal. En este caso, la regla de Taylor representada por la ecuación 9, presenta la siguiente forma:

$$i_t = \pi_t + ky_t + \delta y_t + \frac{(1/k)(\pi_t - \pi^* + \gamma\sigma_{\pi,t}^2/2 + ky_t)}{1} + \eta x_t \quad [\text{III.10}]$$

Es decir:

$$i_t = \pi_t + ky_t + \delta y_t + (1/k)ky_t + (1/k)(\pi_t - \pi^* + \gamma\sigma_{\pi,t}^2/2) + \eta x_t \quad [\text{III.11}]$$

Por tanto:

$$i_t = \pi_t + (k + \delta + 1)y_t + (1/k)(\pi_t - \pi^* + \gamma\sigma_{\pi,t}^2/2) + \eta x_t \quad [\text{III.12}]$$

Entonces, bajo el supuesto de preferencias asimétricas, la varianza condicional de la inflación, $\sigma_{\pi,t}^2$, es una de las principales variables a la hora de determinar el tipo de interés que el banco central se fija como objetivo (las otras variables son la tasa de inflación y el output gap). En la medida en que $\sigma_{\pi,t}^2$ depende de la inflación retardada y el output (por ejemplo en los modelos tipo ARCH), la regla de Taylor es no lineal respecto a la inflación retardada y el output.

Cuando $\gamma > 0$, es decir, el banco central pondera de forma más severa las desviaciones positivas que las negativas, dado que $k > 0$, un incremento en la volatilidad de la inflación (medida por $\sigma_{\pi,t}^2$), llevará a un incremento en el tipo de interés nominal, incluso si el nivel de inflación y el output gap permanecen constantes. El incremento es directamente proporcional a γ . Este incremento es inversamente proporcional a k por la siguiente razón: cuando k es grande, el banco central necesita incrementar los tipos de interés nominal y real en menor medida dado que una determinada caída en el output gap llevará a una disminución proporcionalmente mayor en la inflación cuando la pendiente de la curva de la oferta agregada es mayor.

Escenario II: Función de pérdidas cuadrática y función de oferta agregada no lineal

Cuando $\gamma \rightarrow 0$, la función de preferencias del banco central es cuadrática respecto a la inflación. Sin embargo, aun en este caso, si $\tau > 0$ y, por tanto, la curva de oferta agregada es convexa, la regla de Taylor sigue presentando una forma no lineal.

Es decir, cuando $\gamma \rightarrow 0$ podemos reescribir la ecuación 9 como:

$$i_t = \pi_t + f(y_t) + \delta y_t + \frac{(1/k)(\pi_t - \pi^* + f(y_t))}{1 - \tau(\pi_t - \pi^* + f(y_t))} + \eta x_t \quad [\text{III.13}]$$

Escenario III: regla de Taylor lineal (función de pérdidas cuadrática y función de oferta agregada lineal)

Cuando $\gamma \rightarrow 0$ y $\tau = 0$, estamos en los modelos, vistos en el capítulo anterior, con función de preferencias cuadrática y función de oferta agregada lineal. Bajo estos supuestos, como ya hemos analizado, la función de reacción óptima es lineal respecto a la inflación y el output.

Es decir, la ecuación [III.9] presentaría ahora esta forma:

$$i_t = \pi_t + (k + \delta + 1)y_t + (1/k)(\pi_t - \pi^*) + \eta x_t \quad [\text{III.14}]$$

Del análisis de los tres escenarios anteriores, podemos sacar las siguientes conclusiones:

- Cuando la función de oferta agregada es lineal, un cambio marginal en la tasa de inflación observada provoca que el banco central cambie el tipo de interés nominal en:

$$\frac{\partial i_t}{\partial \pi_t} = \frac{\partial(\pi_t + (k + \delta + 1)y_t + (1/k)(\pi_t - \pi^* + \gamma \sigma_{\pi,t}^2 / 2))}{\partial \pi_t} \quad [\text{III.15}]$$

$$\frac{\partial i_t}{\partial \pi_t} = 1 + \frac{1}{k} \quad [\text{III.16}]$$

Por tanto, el cambio en i_t es independiente del output gap observado y de la tasa de inflación y además este cambio es simétrico, es decir, si la inflación aumenta

(disminuye) en un 1%, el tipo de interés nominal aumenta (disminuye) en un $1 + \frac{1}{k}$ por ciento.

- Cuando la función de oferta agregada es no lineal, el cambio en i_t ante cambios en la tasa de inflación observada es:

$$\frac{\partial i_t}{\partial \pi_t} = \frac{\partial \left[\pi_t + f(y_t) + \delta y_t + \frac{(1/k)(\pi_t - \pi^* + \gamma \sigma_{\pi,t}^2 / 2 + f(y_t))}{1 - \tau(\pi_t - \pi^* + \gamma \sigma_{\pi,t}^2 / 2 + f(y_t))} \right]}{\partial \pi_t} \quad [\text{III.17}]$$

$$\frac{\partial i_t}{\partial \pi_t} = 1 + \frac{\frac{1}{k} [1 - \tau(\pi_t - \pi^* + \gamma \sigma_{\pi,t}^2 / 2 + f(y_t))] + \tau \frac{1}{k} (\pi_t - \pi^* + \gamma \sigma_{\pi,t}^2 / 2 + f(y_t))}{[1 - \tau(\pi_t - \pi^* + \gamma \sigma_{\pi,t}^2 / 2 + f(y_t))]^2} \quad [\text{III.18}]$$

Que se puede reescribir como:

$$\frac{\partial i_t}{\partial \pi_t} = 1 + \frac{\frac{1}{k} - \frac{1}{k} \tau (\pi_t - \pi^* + \gamma \sigma_{\pi,t}^2 / 2 + f(y_t)) + \tau \frac{1}{k} (\pi_t - \pi^* + \gamma \sigma_{\pi,t}^2 / 2 + f(y_t))}{[1 - \tau(\pi_t - \pi^* + \gamma \sigma_{\pi,t}^2 / 2 + f(y_t))]^2} \quad [\text{III.19}]$$

$$\frac{\partial i_t}{\partial \pi_t} = 1 + \frac{1}{k} [1 - \tau(\pi_t - \pi^* + \gamma \sigma_{\pi,t}^2 / 2 + f(y_t))]^{-2} \quad [\text{III.20}]$$

La no linealidad de la regla de tipos de interés provoca asimetrías en el signo y en el tamaño. Las primeras se refieren al hecho de que la respuesta a un incremento en la inflación es mayor que la respuesta a una caída en la inflación, aunque el incremento y la caída sean de la misma magnitud.

Esta afirmación puede verse fácilmente con un ejemplo próximo al de Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002). Supongamos que la inflación coincide con la tasa óptima ($\pi_t = \pi^* = 3\%$), el output gap es cero, $\delta = 0,2$, $k = 3$, $\tau = 0,3$ y $\gamma \sigma_{\pi,t}^2 / 2 = 0,6$.

$$i_t = \pi_t + f(y_t) + \delta y_t + \frac{(1/k)(\pi_t - \pi^* + \gamma \sigma_{\pi,t}^2 / 2 + f(y_t))}{1 - \tau(\pi_t - \pi^* + \gamma \sigma_{\pi,t}^2 / 2 + f(y_t))}$$

$$i_t = 3 + \frac{(1/3)0,6}{1 - 0,3 \cdot 0,6} = 3,2439$$

En esta situación, si $\Delta \pi_t = +1$

$$i_t = 4 + \frac{(1/3)(1+0,6)}{1-0,3(1+0,6)} = 5,0256$$

El incremento en el tipo de interés nominal que el banco central llevará a cabo en respuesta a ese incremento en la inflación será $\Delta i_t = 5,0256 - 3,2439 = +1,7817$

Pero un $\Delta \pi_t = -1$, provoca una disminución en el tipo de interés nominal de distinta cuantía:

$$i_t = 2 + \frac{(1/3)(-1+0,6)}{1-0,3(-1+0,6)} = 1,8810$$

Por tanto, $\Delta i_t = 1,8810 - 3,2439 = -1,3630$

Las asimetrías en el tamaño se refieren a que la respuesta en el tipo de interés no es lineal respecto a los cambios en la tasa de inflación. Partiendo del ejemplo anterior, veíamos que un $\Delta \pi_t = +1$ provocaba un $\Delta i_t = +1,78$. Sin embargo un $\Delta \pi_t = +2$ provoca un incremento en el tipo de interés superior al doble de 1,78.

$$i_t = 5 + \frac{(1/3)(2+0,6)}{1-0,3(2+0,6)} = 8,9394$$

Es decir $\Delta i_t = +8,9394 - 3,2439 = 5,6955$

Lo mismo ocurre ante una disminución en la tasa de inflación. Como hemos visto, un $\Delta \pi_t = -1$ provoca $\Delta i_t = -1,36$. Sin embargo, un $\Delta \pi_t = -2$, provoca $\Delta i_t = -2,57$, que es menos del doble de -1,36.

Por último, Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002) analizan la política monetaria de la Reserva Federal durante los últimos treinta años del siglo XX. Utilizan datos mensuales y trimestrales del periodo que abarca desde enero de 1970 hasta diciembre del 2000. Asimismo, dividen el periodo muestral en dos etapas: la primera comprende desde enero de 1970 hasta junio de 1979, y desde enero de 1983 hasta diciembre de 2000, la segunda. La primera etapa corresponde, aproximadamente, a los mandatos de Arthur Burns (1970-1978) y William Miller (1978-1979) al frente de la Fed y la segunda, a los mandatos de Paul Volcker (1979-1987) y Alan Greenspan (1987-2006). Eliminan el periodo intermedio en el que la Fed cambió su procedimiento operativo,

sustituyendo el tipo de interés a corto plazo por el objetivo de reservas propias, periodo al que ya nos hemos referido al analizar el trabajo de Clarida, Galí y Gertler (1998).

Cuando utilizan datos mensuales, estiman el nivel de producción utilizando dos medidas: el Índice de Producción Industrial (IPI) ajustado estacionalmente y la tasa de desempleo. De esta forma, construyen dos medidas del output gap: a) la diferencia entre el logaritmo del IPI y el filtro de Hodrick-Prescott³⁹ del logaritmo del IPI y b) la diferencia entre la tasa de desempleo ajustada estacionalmente y el filtro de Hodrick-Prescott de dicha tasa de desempleo. Respecto a la inflación, la miden a partir del índice de precios al consumo (IPC).

Cuando los datos empleados son trimestrales, miden la inflación a partir del Deflactor implícito del PIB. En cuanto al output gap, utilizan las dos medidas empleadas en el caso de datos mensuales, pero la observación trimestral del IPI y de la tasa de desempleo es la media aritmética de las tres observaciones mensuales de cada trimestre. Como en el primer periodo (primer trimestre de 1970 hasta el segundo trimestre de 1979), el número de observaciones es muy reducido, amplían la muestra de datos trimestrales hasta el primer trimestre de 1960.

En primer lugar estiman la función de oferta agregada de los EEUU para el periodo muestral 1970-2000 a través de mínimos cuadrados no lineales, asumiendo que el término de error, v_t , es condicionalmente homocedástico. Concluyen que no es posible rechazar la hipótesis nula de una función de oferta agregada lineal ($\tau = 0$) ni utilizando datos mensuales ni trimestrales. Por tanto, una relación lineal parece reflejar bien la función de oferta agregada estadounidense para el periodo analizado.

En segundo lugar estiman la regla de política monetaria seguida por la Fed utilizando el método generalizado de los momentos (MGM). Los datos parecen poner de manifiesto un comportamiento asimétrico por parte de la Fed respecto a las desviaciones de la inflación durante la segunda etapa estudiada. En concreto, durante el mandato Volcker-Greenspan, la autoridad monetaria pondera en mayor medida las desviaciones positivas de la inflación respecto al nivel objetivo que las desviaciones negativas. A esta conclusión llegan también Bec, Salem y Collard (2002) que, utilizando datos mensuales para el periodo muestral que abarca desde octubre de 1982 a agosto de 1998, concluyen

³⁹ Hodrick y Prescott (1997)

también la existencia de un comportamiento asimétrico por parte de la autoridad monetaria estadounidense.

3.2.2. Función de pérdidas asimétrica que incluye el objetivo de empleo

Con anterioridad al trabajo de Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002), Ruge-Murcia (2001) ya había publicado una investigación centrada en la posibilidad de preferencias asimétricas por parte del banco central.

Ruge-Murcia (2001) parte de una función de pérdidas del banco central similar a la que después utilizaron Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002), pero incluye el objetivo de empleo:

$$L_t = \frac{e^{\gamma(\pi_t - \pi_t^*)} - \gamma(\pi_t - \pi_t^*) - 1}{\gamma^2} + \frac{\psi}{2} (u_t - u_t^*)^2 \quad [\text{III.21}]$$

Es decir, utiliza también una función tipo linex, donde π_t^* es la inflación objetivo, π_t es la tasa de inflación observada, u_t^* es la tasa de desempleo objetivo, u_t es la tasa de desempleo observada y ψ es un coeficiente positivo que mide la importancia relativa que la autoridad monetaria da a la estabilización del nivel de desempleo respecto a la estabilización del nivel de precios.

Según la función recogida por la ecuación [III.21], las preferencias del banco central respecto al objetivo de desempleo son simétricas, es decir, el *policy maker* muestra la misma aversión a las tasas de desempleo superiores a la fijada como objetivo que a las inferiores, cuando la desviación es de la misma cuantía absoluta, pero considera que la diferente actitud del banco central ante las expansiones y ante las recesiones, y el hecho de que los salarios sean más rígidos a la baja que al alza, puede generar asimetrías respecto al objetivo de inflación en la función de pérdidas de la autoridad monetaria.

Utiliza la siguiente ecuación para reflejar la estructura de la economía:

$$u_t = u_t^n - p(\pi_t - \pi_t^e) + \eta_t^u \quad [\text{III.22}]$$

Ecuación que representa la curva de Phillips, donde u_t^n es la tasa natural de desempleo, η_t^u es un shock de oferta y π_t^e es la tasa de inflación prevista por el público en el momento t-1 para el momento t, de acuerdo con expectativas racionales, por lo tanto,

$\pi_t^e = E_{t-1}\pi_t$, es decir, la esperanza matemática condicionada a toda la información disponible en t-1. A la hora de formar sus expectativas de inflación, el público conoce todos los parámetros del modelo, los valores actuales y pasados de todas las variables y los objetivos de inflación del momento actual y de los próximos periodos.

Dado que el instrumento de política monetaria, ya sea un agregado monetario o un tipo de interés nominal a corto plazo, es imperfecto, la política monetaria no es el único factor que determina el nivel de inflación, sino que es necesario incluir el término, ε_t^π , que representaría las imperfecciones en la gestión de la política monetaria.

$$\pi_t = f(i_t) + \varepsilon_t^\pi \quad [\text{III.23}]$$

Por otra parte, el nivel de desempleo fijado como objetivo es proporcional a la tasa natural de desempleo esperada, es decir:

$$u_t^* = hE_{t-1}u_t^n, \quad 0 < h \leq 1 \quad [\text{III.24}]$$

Al minimizar la función de pérdidas del banco central,

$$\text{Min}_{\{i_{t+s}\}_{s=0}^{\infty}} E_{t-1} \sum_{s=0}^{\infty} \varpi^s L(\pi_{t+s}, u_{t+s}) \quad [\text{III.25}]$$

Sujeta a la ecuación [III.22], se obtiene la siguiente función de reacción, expresada en términos de la inflación esperada:

$$g(E_{t-1}\pi_t, \pi_t^e) = \left(\exp\left(\gamma(E_{t-1}\pi_t - \pi_t^*) + \gamma^2 \sigma_\pi^2 / 2\right) - 1 \right) / \gamma + \rho^2 \psi (E_{t-1}\pi_t - \pi_t^e) - \rho \psi (1-h) E_{t-1} u_t^n = 0 \quad [\text{III.26}]$$

A partir de esta función de reacción, Ruge-Murcia (2001) demuestra que para $\gamma > 0$, la función de reacción del banco central es una función cóncava de π_t^e (tasa de inflación prevista por el público en el momento t-1 para el momento t), (o lo que es lo mismo, para $\gamma < 0$, la función de reacción es una función convexa de π_t^e).

Es decir, cuando $\gamma < 0$, el banco central responde a las expectativas de inflación del público a una tasa creciente, y responde a una tasa decreciente cuando $\gamma > 0$.

Además demuestra que, cuando $\gamma > 0$, es decir, cuando el banco central pondera en mayor medida las desviaciones positivas de la inflación respecto al objetivo que las

desviaciones negativas, la inflación podría estar en media por debajo del valor socialmente óptimo si el parámetro γ es suficientemente grande.

De la misma forma, cuando $\gamma < 0$, es decir, cuando el banco central pondera las desviaciones positivas de la inflación de forma menos severa que las negativas, la desviación media de la inflación respecto a su valor objetivo es siempre positiva.

En la parte empírica, Ruge-Murcia (2003) utiliza datos mensuales de inflación y tasas de desempleo para Canadá, Suecia y el Reino Unido. Los periodos muestrales abarcan: desde diciembre de 1992 hasta junio de 2000, para Canadá; desde enero de 1995 hasta junio de 2000, para Suecia, y desde octubre de 1992 hasta junio de 2000, para el Reino Unido. La fecha de inicio del periodo muestral la marca el momento en que el banco central hizo público su objetivo de estabilidad de precios.

Mide la inflación utilizando el Índice de Precios al Consumo (IPC) y la tasa de desempleo a través de la tasa publicada por la OCDE en el informe “Principales Indicadores Económicos”. Se trata de una tasa obtenida a partir de encuestas, y ajustada estacionalmente.

Examinando las desviaciones medias de la inflación respecto al valor objetivo, concluye que Canadá y Suecia presentan durante el periodo muestral una desviación media negativa y cuantitativamente importante (-0,61 y -1,23, respectivamente) y la proporción de observaciones por debajo del objetivo es alta (91,2% y 81,2%, respectivamente). Aunque aclara que debemos utilizar los datos con cautela, estas desviaciones podrían estar indicándonos una función de pérdidas del banco central asimétrica con $\gamma > 0$, es decir, podríamos interpretar que las autoridades monetarias de Canadá y Suecia, para el periodo estudiado, ponderan de forma más severa las desviaciones positivas de la inflación respecto al objetivo que las desviaciones negativas. Por lo que se refiere al Reino Unido, la desviación media es positiva, pero pequeña (0,15), y el porcentaje de observaciones por encima del objetivo es del 69,9%.

Cuando estima directamente el parámetro γ , obtiene resultados positivos para los tres países: 4,54 para Canadá, 3,42 para Suecia y 2,64 para el Reino Unido. En los tres casos se rechaza la hipótesis nula de que el parámetro γ tome el valor 0, es decir, se rechaza la hipótesis nula de una función de pérdidas cuadrática respecto al objetivo de

inflación⁴⁰. En el caso del Reino Unido, aunque se había obtenido una desviación media de la inflación positiva y pequeña, los datos parecen ser incompatibles con preferencias simétricas del banco central respecto al objetivo de inflación.

Aunque hay que tener en cuenta el tamaño reducido de las muestras utilizadas, esto significa que, para el periodo considerado, las autoridades monetarias de los tres países estudiados parecen ponderar en mayor medida las desviaciones positivas de la inflación que las negativas.

A continuación, analizaremos un conjunto de investigaciones, que al igual que el trabajo de Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002), se centran en una función de pérdidas del banco central asimétrica.

En concreto, destacamos los trabajos de Surico (2003), Surico (2007 a y b), Cukierman (2000), Cukierman (2004) y Cukierman y Muscatelli (2007).

3.2.3. Función de pérdidas asimétrica que incluye la estabilidad de los tipos de interés

Surico (2003) parte de una función de pérdidas similar a la vista para Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002), pero incluye la estabilización del nivel de producción o output y del tipo de interés:

$$L_t = \frac{e^{\gamma(\pi_t - \pi^*)} - \gamma(\pi_t - \pi^*) - 1}{\gamma^2} + \lambda \left[\frac{e^{\alpha \cdot y_t} - \alpha \cdot y_t - 1}{\alpha^2} \right] + \frac{\mu}{2} (i_t - i^*)^2 \quad [\text{III.27}]$$

Donde π_t es la tasa de inflación, π^* la inflación objetivo, y_t es el output gap. El coeficiente λ representa la aversión del banco central a las desviaciones del output respecto al potencial y μ la aversión de la autoridad monetaria a las fluctuaciones del tipo de interés respecto al fijado como objetivo, i^* . Dado que el coeficiente de la

⁴⁰ Cuando el contraste realizado es $H_0 : \gamma = 0; H_1 : \gamma \neq 0$, la hipótesis nula se rechaza con un nivel de significación del 1% para el caso de Canadá, del 10% para el Reino Unido cuando se utiliza el error estándar asintótico y del 1% cuando se utiliza el error estándar robusto y no puede ser rechazada para el caso de Suecia cuando se utiliza el error estándar asintótico, pero sí cuando se utiliza el error estándar robusto (a un nivel de significación del 1%).

estabilización del nivel de precios en un nivel bajo se normaliza a uno, λ y μ están expresados en términos relativos, es decir, λ representa el peso que el banco central da a la estabilidad de la economía real respecto a la estabilidad de precios y μ la importancia que da a un ajuste suave del tipo de interés respecto a la estabilidad de precios.

Los parámetros γ y α permiten representar un comportamiento asimétrico por parte del banco central, respecto a las desviaciones de la inflación y el output, respectivamente.

Como ya hemos visto, dado un $\gamma > 0$, cuando $\pi_t - \pi^* > 0$, el componente exponencial domina al componente lineal, mientras que cuando $\pi_t - \pi^* < 0$, ocurre lo contrario; es decir, siendo $\gamma > 0$, la autoridad monetaria está más preocupada por las desviaciones de la inflación respecto a la fijada como objetivo cuando la inflación se sitúa por encima de la socialmente óptima que cuando se sitúa por debajo.

De la misma forma, un $\alpha < 0$ implicaría que ante situaciones de output gap negativo, las pérdidas crecerían exponencialmente, mientras que cuando $y > 0$ dominaría el componente lineal.

El modelo económico está representado por las siguientes ecuaciones:

$$y_t = E_t y_{t+1} - \xi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_t^d \quad [\text{III.28}]$$

$$\pi_t = \theta E_t \pi_{t+1} + \frac{ky_t}{1 - k\tau} + \varepsilon_t^s \quad [\text{III.29}]$$

Donde la ecuación [III.28] es una aproximación a una función IS y la ecuación [III.29] una aproximación a la función de oferta agregada. A diferencia de Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002) que utilizaban una especificación *backward-looking* de la curva IS y la función de oferta agregada, Surico (2003) utiliza una especificación *forward-looking*.

Surico (2003), al igual que en el escenario II de Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002), antes comentado, parte de una función de oferta agregada convexa. El parámetro τ permite que la curva de oferta agregada tenga mayor pendiente para unos niveles de inflación y output gap más altos. Esto implicaría que los movimientos en la demanda agregada provocados por un incremento en el tipo de interés generarían un

mayor efecto sobre el output y un menor efecto sobre la inflación cuando el nivel de output es bajo. O lo que es lo mismo, para niveles de output —y por tanto, de utilización del capital— elevados⁴¹, disminuye el efecto de los incrementos en el tipo de interés sobre el output y aumenta sobre la inflación.

La condición de primer orden del problema de optimización del banco central:

$$\text{Min}_{\{i_t\}} E_{t-1} \sum_{\tau=0}^{\infty} \varpi^{\tau} L_{t+\tau} \quad [\text{III.30}]$$

sujeto a las restricciones [III.28] y [III.29], da lugar a la siguiente regla de política monetaria:

$$i_t = (1 - \rho) \left\{ c_0 + c_1 (\pi_t - \pi^*) + c_2 y_t + c_3 (\pi_t - \pi^*)^2 + c_4 y_t^2 + c_5 [(\pi_t - \pi^*) y_t] \right\} + \rho i_{t-1} + v_t \quad [\text{III.31}]$$

Con los coeficientes:

$$c_0 \equiv i^*, \quad c_1 \equiv \frac{k\xi}{\mu}, \quad c_2 \equiv \frac{\lambda\xi}{\mu}, \quad c_3 \equiv \frac{\gamma k\xi}{2\mu}, \quad c_4 \equiv \frac{\lambda\xi\alpha}{2\mu}, \quad c_5 \equiv \frac{2k^2\tau\xi}{\mu}$$

Por tanto, las asimetrías en la función objetivo del banco central, representadas por γ y α , dan lugar a una función de reacción óptima no lineal.

Por último, Surico (2003) analiza la política monetaria llevada a cabo por el Banco Central Europeo (BCE) durante sus primeros años de funcionamiento a través de la estimación de la función de reacción óptima, es decir, estima la ecuación [III.31] utilizando el MGM. En este análisis empírico utiliza datos agregados del área euro, mensuales, ajustados estacionalmente, que cubren el periodo que abarca desde el mes de julio de 1997 hasta el mes de octubre de 2002. Justifica la ampliación de la muestra hasta mediados de 1997 en los pocos años de funcionamiento del BCE y en que la adopción del Pacto de Estabilidad —y la consiguiente convergencia entre las principales economías de la Unión Europea— provocó una mayor homogeneidad en el comportamiento de los agregados nacionales.

Utiliza como medida de la inflación la tasa de variación del Índice Armonizado de Precios al Consumo (IAPC), y sitúa la inflación objetivo, π^* , en el 2%. Mide el output a

⁴¹ Como veremos en un epígrafe posterior una de las causas que justifica una función de oferta agregada convexa es la “hipótesis de capacidad restringida”.

partir de los datos del Índice de Producción Industrial (excluyendo la construcción) del periodo que abarca desde noviembre de 1984 a octubre de 2002. Utiliza el filtro de Hodrick-Prescott del logaritmo neperiano del IPI para medir la producción de pleno empleo, y como output gap utiliza la diferencia entre el logaritmo neperiano del IPI y el filtro HP del logaritmo neperiano del IPI. El parámetro de alisamiento utilizado para calcular el filtro de HP es de 14.400, al tratarse de datos mensuales. El tipo de interés a corto plazo está representado por el tipo a 3 meses del mercado monetario (el Euribor desde enero de 1999). Para medir los tipos de interés a largo plazo utiliza las tasas internas de rentabilidad de los bonos de deuda pública a 10 años.

Concluye que la regla de política monetaria utilizada por el BCE durante el periodo estudiado es no lineal. Ahora bien, las preferencias asimétricas de la autoridad monetaria afectarían al objetivo del output y no al de la estabilidad de precios. Aunque la respuesta a las desviaciones de la inflación parece ser más fuerte en épocas de expansión que en épocas de recesión, la causa de esta asimetría está en una curva de oferta agregada convexa y no en las preferencias asimétricas del BCE. Es decir, a la autoridad monetaria del área Euro parecen preocuparle por igual los riesgos de la inflación que de la deflación. Sin embargo, para una misma desviación del output respecto al potencial, la expansión monetaria puesta en marcha ante caídas de la producción es mayor que la restricción monetaria llevada a cabo en momentos de crecimiento del output por encima del de pleno empleo.

Por tanto, para el periodo estudiado, las respuestas globales del BCE a las desviaciones de la inflación y el output dependen de la situación económica (*state-dependent*), aunque no en el mismo sentido. En épocas de auge del ciclo de los negocios, la respuesta ante desviaciones de la inflación es más severa que en épocas de recesión, pero es menos severa la respuesta a desviaciones del output, y al revés ocurre en épocas de recesión. De todas formas, como recalca Surico (2003), debemos tomar los resultados con cautela tanto por el corto periodo de funcionamiento del BCE cuando se realiza el análisis como por el hecho de que es un periodo de relativa estabilidad macroeconómica.

Finalmente, Surico (2003) estima la ecuación [III.31] para la Reserva Federal y el Bundesbank, utilizando también datos mensuales. El periodo muestral en el primer caso

abarca desde julio de 1997 hasta octubre de 2002; en el segundo caso, desde febrero de 1992 hasta diciembre de 1998. Concluye que es posible detectar asimetrías en el caso de la Fed, pero no del banco central alemán.

Surico (2007a) evalúa de nuevo la política monetaria del BCE usando también funciones de reacción no lineales. En concreto, plantea analizar la posibilidad de respuestas asimétricas respecto a las desviaciones de la inflación, el output o los tipos de interés.

Surico (2007a) representa la estructura de la economía a partir del mismo sistema de dos ecuaciones que en Surico (2003), pero hace ligeras modificaciones en la función de pérdidas tipo linex del banco central, para valorar la posibilidad de asimetrías en la respuesta a desviaciones del tipo de interés respecto a su nivel objetivo.

$$L_t = E_{t-1} \left\{ \begin{aligned} & \lambda \left[\frac{e^{\gamma(\pi_t - \pi^*)} - \gamma(\pi_t - \pi^*) - 1}{\gamma^2} \right] + \frac{e^{\alpha \cdot y_t} - \alpha \cdot y_t - 1}{\alpha^2} \\ & + u_i \left[\frac{e^{\beta(i_t - i^*)} - \beta(i_t - i^*) - 1}{\beta^2} \right] + \frac{\mu_\Delta}{2} (i_t - i_{t-1})^2 \end{aligned} \right\} \quad [\text{III.32}]$$

Donde u_i representa la aversión de la autoridad monetaria a las desviaciones del nivel de tipos de interés respecto al nivel objetivo implícito, y μ_Δ la aversión a una desviación excesiva del tipo de interés actual respecto a su valor pasado.

Como vimos, Surico (2003) normaliza a uno el coeficiente de la estabilización del nivel de precios y el coeficiente λ representa la aversión del banco central a las desviaciones del output respecto al potencial. Surico (2007a) normaliza a uno la aversión del banco central a las fluctuaciones del output y por tanto, λ , u_i y μ_Δ están expresados en términos relativos. El coeficiente λ representa ahora el peso que la autoridad monetaria da a la estabilización del nivel de precios.

β representa la posibilidad de que la autoridad monetaria dé distinta importancia a las desviaciones del tipo de interés por encima del objetivo que por debajo. Dado un $\beta > 0$, cuando $i_t - i^* > 0$, el componente exponencial domina al componente lineal, mientras que ocurre lo contrario cuando $i_t - i^* < 0$; es decir, con $\beta > 0$ el banco central está más preocupado por las desviaciones en el tipo de interés respecto a i^* cuando el tipo de

interés se sitúa por encima que por debajo del objetivo. Esto sería consistente con un *policy maker* más averso a las contracciones del output que a las expansiones por encima del nivel potencial.

Surico (2007a) obtiene la siguiente regla de tipos de interés:

$$i_t = (1 - \rho) \left\{ \begin{array}{l} c_0 + c_1(\pi_t - \pi^*) + c_2 y_t + c_3(\pi_t - \pi^*)^2 + \\ c_4 y_t^2 + c_5[(\pi_t - \pi^*)y_t] + c_6(i_t - i^*)^2 \end{array} \right\} + \rho i_{t-1} + v_t \quad [\text{III.33}]$$

Con los coeficientes:

$$\begin{aligned} c_0 &\equiv i^*, & c_1 &\equiv \frac{\lambda k \xi}{\mu_i}, & c_2 &\equiv \frac{\xi}{\mu_i}, & c_3 &\equiv \frac{\gamma \lambda k \xi}{2 \mu_i}, & c_4 &\equiv \frac{\xi \alpha}{2 \mu_i}, \\ c_5 &\equiv \frac{2 \lambda k^2 \tau \xi}{\mu_i}, & c_6 &\equiv \frac{-\beta}{2}, & \rho &\equiv \frac{\mu_\Delta}{\mu_i + \mu_\Delta} \end{aligned}$$

Surico (2007a) estima, utilizando el MGM, la función de reacción del BCE, representada por la ecuación [III.33], a partir de datos mensuales de la eurozona con ajuste estacional para el periodo que abarca desde enero de 1999 hasta diciembre de 2004. Como vemos, el periodo analizado sigue siendo corto y coincide con una etapa de relativa estabilidad en el nivel de precios. Habrá que tener en cuenta estas limitaciones a la hora de valorar los resultados.

En todo caso, en lo relativo a las asimetrías respecto a la inflación y el output, las conclusiones a las que llega son las mismas que en Surico (2003): la política monetaria del BCE es no lineal y *state-dependent*. Las asimetrías en la respuesta del BCE no están en la reacción ante desviaciones de la inflación, sino ante desviaciones del output: ante movimientos de la misma magnitud, la expansión monetaria llevada a cabo por la autoridad monetaria ante una contracción del output es mayor que la restricción monetaria puesta en marcha cuando el nivel de producción supera al potencial.

Ahora bien, en la medida en la que el nivel de output es un indicador adelantado de la inflación futura, el BCE podría mostrar una mayor aversión ante niveles bajos de output en la medida en que estén alertando sobre una posible deflación. En este sentido, el comportamiento asimétrico respecto al output podría estar asociado a una asimetría ante desviaciones de la inflación.

Otra conclusión importante es que también se observan asimetrías en la respuesta a desviaciones en el tipo de interés. En concreto, la reacción ante desviaciones en el nivel del tipo de interés nominal por encima de su valor de referencia implícito es menor que ante desviaciones de la misma magnitud por debajo de su valor de referencia.

Surico (2007b) utiliza la misma función de pérdidas y la misma estructura de la economía que en Surico (2003), con la única diferencia de que no incluye el parámetro τ en la ecuación que representa la oferta agregada, es decir:

$$\pi_t = \theta E_t \pi_{t+1} + ky_t + \varepsilon_t^s \quad [\text{III.34}]$$

Por tanto, Surico (2007b) retoma la clásica formulación *forward-looking* de la curva de Phillips lineal.

Utiliza el MGM para estimar la función de reacción del problema de optimización del banco central, a partir de los datos trimestrales de la economía estadounidense observados durante el periodo que abarca desde el primer trimestre de 1960 al segundo trimestre de 2003:

$$i_t = c_0 + c_1 \pi_t + c_2 y_t + c_3 \pi_t^2 + c_4 y_t^2 + \rho i_{t-1} + v_t \quad [\text{III.35}]$$

Divide la muestra en dos periodos: el primero abarca desde el primer trimestre de 1960 al tercer trimestre de 1979. Traza la línea divisoria coincidiendo con el nombramiento de Paul Volcker como director de la FED, como también hacen Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002). El segundo periodo abarca desde el cuarto trimestre de 1982 al segundo trimestre de 2003. El periodo eliminado en medio corresponde, como ya hemos dicho, a la etapa en la que la Fed se centró en el objetivo de reservas propias.

Sus conclusiones difieren de las vistas en el análisis del trabajo de Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002). Concluye que la gestión de la Fed responde a una regla de política no lineal solo durante el periodo anterior al nombramiento de Paul Volcker como presidente de dicho organismo. La no linealidad que predomina es la del output gap. En concreto, la Fed mostró una mayor aversión a las recesiones (output gap negativo) que al crecimiento de la producción por encima de su nivel potencial. Gerlach (2000) llega a la misma conclusión, partiendo de una función de reacción de la forma:

$$i_t = c_0 + c_1 \pi_t + c_2 y_t + c_3 \{1 - e^{-y_t}\} + \rho i_{t-1} + v_t \quad [\text{III.36}]$$

La explicación a estas preferencias asimétricas en el primer periodo analizado puede estar en las presiones que el partido político en el gobierno ejerciese sobre la autoridad monetaria en su esfuerzo por generar estímulos rápidos a la economía durante los periodos de contracción de la producción y así ganar apoyo entre los votantes. A este respecto, hay que tener en cuenta que los bancos centrales fueron ganando independencia a partir de la segunda mitad de la década de los 80 del siglo XX.

Como sabemos, la no linealidad de la regla de política monetaria puede estar también provocada por una curva de oferta agregada convexa, sin embargo con los datos disponibles, la hipótesis nula de no convexidad de la curva de Phillips no puede ser rechazada.

Por último, Surico (2007b) trata de medir el sesgo en la inflación media. Este es un concepto propuesto por Cukierman (2000) y Cukierman (2002), que desarrolla de nuevo en Cukierman (2004), como veremos. Las preferencias asimétricas respecto al gap de producción y la incertidumbre en relación al estado de la economía, hace que las autoridades monetarias muestren una mayor aversión a las contracciones del output que a las expansiones, siendo ambas de la misma magnitud. El beneficio marginal esperado de las intervenciones políticas es convexo en el output gap, lo que significa que para estimular la demanda agregada, los *policy makers* provocan una caída mayor en el tipo de interés cuando la perspectiva económica empeora. Como el sector privado anticipa este comportamiento del banco central, se produce un incremento sistemático en las expectativas de inflación incluso aunque la autoridad monetaria no tenga como objetivo situar el output por encima de su nivel potencial.

Dados los datos de la muestra utilizada, Surico (2007b) encuentra que el sesgo en la inflación media pasaría de un valor aproximado del 1,5% en el primer periodo a 0,09% en el segundo, lo que permite concluir que, junto con un entorno macroeconómico más favorable, el hecho de que las preferencias respecto al output gap se mostrasen asimétricas en el primer periodo y simétricas en la etapa posterior al nombramiento de Paul Volcker como director de la Reserva Federal, ha contribuido de forma decisiva a que la inflación media de los EEUU cayese en los años 80 y 90 respecto a los valores medios de los años 60 y 70.

3.2.4. Función de pérdidas asimétrica definida por tramos

Cukierman (2000) y Cukierman (2004) y Cukierman y Muscatelli (2007), a diferencia de los autores anteriores, no parte de una función lineal para representar la función de pérdidas asimétrica del banco central. Al igual que Bec, Salem y Collard (2002) o Gerlach (2000) definen una función de preferencias de la autoridad monetaria, en la que las pérdidas dependen del estado de la economía. En concreto, Cukierman (2000) y Cukierman (2004) utiliza una función de preferencias cuadrática, donde las pérdidas del banco central respecto al output gap son nulas cuando la producción se iguala a la potencial o la supera. Es decir:

$$L = Af(y) + \frac{\pi^2}{2} \quad [\text{III.37}]$$

Donde:

$$f(y) \equiv \begin{cases} \frac{y^2}{2} & y < 0 \\ 0 & y \geq 0. \end{cases} \quad [\text{III.38}]$$

Donde y es el output gap y π la tasa de inflación. A es un parámetro positivo que representa la importancia relativa que el banco central atribuye a la recesión económica respecto a la estabilidad de precios. Según esta función de pérdidas, las preferencias de la autoridad monetaria respecto al objetivo de inflación son simétricas, es decir, el *policy maker* muestra la misma aversión a las tasas de inflación superiores a la fijada como socialmente óptima que a las inferiores, cuando la desviación es de la misma cuantía absoluta.

La estructura de la economía está representada por:

$$\pi = \pi^* - c\varepsilon \quad [\text{III.39}]$$

$$Y = Y_n + d(\pi - \pi^e) \quad [\text{III.40}]$$

$$Y_n = Y_p + \varepsilon \quad [\text{III.41}]$$

Donde:

π es la inflación observada, π^e es la inflación esperada, Y es el nivel de output observado, Y_n es el nivel de output natural, Y_p es el nivel de output potencial, $Y - Y_p \equiv y$ es el output gap, d es un parámetro positivo que refleja el efecto de la inflación no anticipada sobre el empleo, y, a través del empleo, sobre el output; ε es un shock temporal en el lado de la oferta, π^* es la tasa de inflación planeada por el banco central y c es un parámetro positivo que recoge el efecto de los shocks de empleo sobre la inflación.

En ausencia de lo que Cukierman (2000) y Cukierman (2004) llama “sorpresas inflacionarias”, el nivel natural de output coincide con el nivel esperado, es decir, $Y_n = Y$, por tanto, ε es igual al output gap⁴².

Según este esquema, la tasa de inflación observada depende de las decisiones de la autoridad monetaria y de los shocks que presenta la oferta.

La función de reacción óptima que Cukierman (2000) y Cukierman (2004) obtiene es:

$$\pi^* = \frac{1}{1 + d^2 AG[b(\pi^e - \pi^*)]} \left[d^2 AG[b(\pi^e - \pi^*)] \pi^e - dAq \int_{-\infty}^{b(\pi^e - \pi^*)} \varepsilon dG(\varepsilon) \right] \quad [\text{III.42}]$$

A diferencia de las funciones de reacción derivadas por Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002), Surico (2003), Surico (2007a) y Surico (2007b), esta regla de política monetaria óptima está expresada en términos de la tasa de inflación planeada por el banco central (π^*), donde $G(\varepsilon)$ es la función de distribución de ε , por tanto, $dG(\varepsilon)$ es la función de densidad de ε , $q \equiv 1 - dc$ recoge el impacto marginal del shock ε sobre el empleo⁴³, efecto que será tanto directo como indirecto al generar, dada una política monetaria, una inflación no anticipada en dirección contraria al signo del shock⁴⁴; y $b \equiv \frac{d}{q}$.

A partir de aquí, Cukierman (2000) y Cukierman (2004), calcula el sesgo inflacionario:

⁴² $\varepsilon = Y_n - Y_p$; $y = Y - Y_p$; cuando $Y = Y_n \Rightarrow \varepsilon = Y - Y_p = y$

⁴³ Sustituimos las ecuaciones [III.39] y [III.41] en la ecuación [III.40].

$Y = Y_p + \varepsilon + d[\pi^* - c\varepsilon] - \pi^e \Rightarrow \frac{\partial Y}{\partial \varepsilon} = 1 - dc$

⁴⁴ Cukierman (2000) y Cukierman (2004) supone que el efecto directo del shock sobre el empleo domina su efecto indirecto por medio de inflación no esperada de tal forma que q es positiva.

$$E\pi \equiv \pi^e = -dAq \int_{-\infty}^{b(\pi^e - \pi^*)} \varepsilon dG(\varepsilon) \quad [\text{III.43}]$$

En equilibrio, la inflación esperada coincide con la planeada por el banco central ($\pi^e = \pi^*$). Por tanto:

$$E\pi \equiv \pi^e = \pi^* = -dAq \int_{-\infty}^0 \varepsilon dG(\varepsilon) = -dAqG(0)E[\varepsilon|\varepsilon < 0] \quad [\text{III.44}]$$

$G(0)$ es la probabilidad de una recesión. $E[\varepsilon|\varepsilon < 0]$ es el valor esperado de ε cuando la economía está en recesión. Dado que la probabilidad de una recesión es positiva y el valor esperado de ε condicionado a que la economía esté en recesión es negativo, tanto la inflación planeada como la esperada son positivas (d , A y q son positivos, como ya hemos dicho). Por tanto, en promedio, hay un sesgo inflacionario.

Además, como vemos, dicho sesgo es una función creciente de la pendiente de la curva de Phillips a corto plazo (d), así como de la importancia relativa que la autoridad monetaria da al empleo (A). El sesgo también depende, de forma positiva, de la probabilidad de recesión, $G(0)$, y lo profunda que se espera que sea la recesión, una vez que esta tiene lugar ($E[\varepsilon|\varepsilon < 0]$).

Cukierman y Muscatelli (2007) tampoco parten de una función tipo lineal para representar las asimetrías en la función de preferencias del banco central. Usando una metodología distinta a la vista en los anteriores autores, la HTSTR (hyperbolic tangent smooth transition regresions), concluyen que hay evidencia a favor de la no linealidad de la regla de política monetaria puesta en práctica por los *policy makers* del Reino Unido y EEUU.

Utilizan datos trimestrales y los periodos muestrales abarcan desde el tercer trimestre de 1979 hasta el cuarto de 2005 para el Reino Unido y desde el primer trimestre de 1960 al cuarto de 2005 para los EEUU. El comienzo del periodo muestral para EEUU está determinado por la disponibilidad de datos. Para el Reino Unido, aunque ya hay datos disponibles desde 1976, deciden hacer coincidir el inicio del periodo analizado con el cambio de gobierno laborista por el conservador de Margaret Thatcher.

Para el Reino Unido dividen el periodo muestral en dos subperiodos. El primero abarca desde el tercer trimestre de 1979 hasta el tercer trimestre de 1990, y el segundo desde el

tercer trimestre de 1992 hasta el cuarto de 2005. Excluyen el periodo comprendido entre el cuarto trimestre de 1990 y el segundo trimestre de 1992, dado que durante este periodo la pertenencia del Reino Unido al mecanismo de tipos de cambio del Sistema Monetario Europeo, provocó que su política monetaria dependiese en gran medida de la del Bundesbank. A diferencia del primer subperiodo, el segundo coincide con una etapa en la que el gobierno británico publica un objetivo de inflación explícito, dado que esta práctica se inicia en 1992.

Los resultados obtenidos parecen mostrar que la autoridad monetaria británica siguió una regla de política monetaria asimétrica durante toda la etapa muestral. Durante el primer subperiodo la función de reacción de la autoridad monetaria británica presentó una forma cóncava tanto en el gap de inflación como de output, mientras que en la segunda etapa (tercer trimestre de 1992 hasta el cuarto de 2005) la función de reacción mostró una forma convexa.

Bajo el modelo planteado por Cukierman y Muscatelli (2007), donde el funcionamiento de la economía está representado por la estructura Neo-Keynesiana lineal, y, por tanto, la curva de Phillips es lineal, la función de reacción del banco central es cóncava tanto en el gap de inflación como de output en dos supuestos: a) cuando el banco central está más preocupado de las recesiones que de las expansiones del output respecto a su valor potencial, y muestra un comportamiento simétrico respecto al objetivo de inflación, o b) cuando la autoridad monetaria da una mayor ponderación a las desviaciones negativas del output que a las positivas y a las desviaciones positivas de la inflación que a las negativas, pero las desviaciones negativas del output le preocupan más que las desviaciones positivas de la inflación, es decir, le preocupa más el evitar las recesiones que el control de la inflación. Intuitivamente, que a la autoridad monetaria le preocupen más los output gap negativos que los positivos implica que el incremento que provoque en el tipo de interés ante desviaciones del output por encima de su valor potencial debe ser de menor cuantía, en valor absoluto, que las disminuciones en el tipo de interés provocadas por caídas en el nivel de producción por debajo del valor potencial, para desviaciones de la misma magnitud absoluta. Es decir, con tal de que la aversión a los outputs gaps se debilite de forma gradual a medida que el tamaño de estos gaps aumenta (pasando de gaps negativos a positivos, por ejemplo), la función de reacción del banco central será cóncava respecto al output gap. Pero además, como decíamos, Cukierman y

Muscatelli (2007) demuestran que, en este caso, la función de reacción también es cóncava respecto a las desviaciones de la inflación.

Por otra parte, la función de reacción del banco central presenta una forma convexa tanto en la brecha de inflación como de output en dos situaciones: a) cuando el banco central está más preocupado de las desviaciones positivas que de las negativas respecto a la tasa de inflación socialmente óptima, y muestra un comportamiento simétrico respecto al objetivo de producción, o b) cuando la autoridad monetaria da una mayor ponderación a las desviaciones negativas del output que a las positivas y a las desviaciones positivas de la inflación que a las negativas, pero las desviaciones positivas de la inflación le preocupan más que las desviaciones negativas del output, es decir, le preocupa más la estabilidad de precios que la estabilidad de la producción. Intuitivamente, si los gaps positivos de inflación le preocupan más que los gaps negativos, ante una desviación de la inflación por encima del nivel objetivo, la autoridad monetaria provocará un incremento en el tipo de interés de mayor cuantía, en valor absoluto, que la disminución en el tipo de interés que llevará a cabo cuando la inflación se sitúe por debajo del nivel objetivo, siendo ambas desviaciones de la misma magnitud. Es decir, el banco central reacciona con mayor dureza a cambios en la inflación cuando el tamaño del gap es mayor, por tanto, su función de reacción es convexa respecto al gap de inflación. De la misma forma que hemos comentado en el párrafo anterior, también en este caso, Cukierman y Muscatelli (2007) demuestran que la función de reacción también es convexa respecto a las desviaciones del output.

Es decir, en el Reino Unido, durante el periodo que abarca desde el tercer trimestre de 1979 hasta el tercer trimestre de 1990, la autoridad monetaria estuvo más preocupada por evitar las recesiones que por la estabilidad de precios, mientras que en la segunda etapa (desde 1992Q3 hasta 2005Q4) su principal preocupación fue el control de la inflación.

Además de lo ya comentado respecto al anuncio público de un objetivo de inflación explícito, quizás esta mayor preocupación por el control de la inflación durante la segunda etapa puede estar relacionada con el cambio en el organismo encargado del diseño y la ejecución de la política monetaria. Durante el primer periodo estudiado (mediados de 1979 hasta mediados de 1990), la política monetaria era diseñada por el

Ministro de Hacienda, durante los cinco primeros años de la segunda etapa el ministro de Hacienda era el responsable de la política monetaria, pero debía consultar sus decisiones al Banco de Inglaterra, y a partir de mayo de 1997, el Banco de Inglaterra pasa a ser independiente y el único responsable de la política monetaria.

Por lo que se refiere a EEUU, dividen el periodo muestral en cuatro etapas. El primer subperiodo muestral abarca desde el primer trimestre de 1960 al primero de 1970 y coincide con parte del mandato de McChesney Martin⁴⁵ al frente de la Reserva Federal; la segunda etapa abarca desde el segundo trimestre de 1970 hasta el tercero de 1979 y coincide con las presidencias de Burns (1970-1978) y Miller (1978-79); el tercer subperiodo se extiende desde el cuarto trimestre de 1982 hasta el tercero de 1987 (Volcker ocupa la presidencia de la Fed) y la última etapa comprende desde el cuarto trimestre de 1987 hasta el cuarto de 2005, (etapa de Greenspan al frente de la Reserva Federal, que abandona en el año 2006). Al igual que habíamos visto en Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002) y Surico (2007b), excluyen el periodo en el que, bajo el mandato de Volcker, la Reserva Federal fija como objetivo operativo las reservas propias.

Cukierman y Muscatelli (2007) concluyen que no hay evidencia a favor de la no linealidad de la regla de política monetaria durante el periodo analizado de Volcker al frente de la Reserva Federal (desde el cuarto trimestre de 1982 hasta el tercer trimestre de 1987), pero sí en las otras tres etapas. La autoridad monetaria dirigida por Volcker se centró en la estabilidad de precios, pero mostró un comportamiento simétrico respecto a los gaps positivos y negativos de la inflación, en línea con el resultado de Clarida, Galí y Gertler (1998), analizado en el capítulo anterior.

Durante el primer subperiodo muestral, desde el primer trimestre de 1960 al primero de 1970, la regla de Taylor seguida por la autoridad monetaria presenta una forma convexa, es decir, se presta una especial importancia al objetivo de la estabilidad de precios, mientras que durante el mandato de Greenspan (cuarto periodo muestral: desde el cuarto trimestre de 1987 hasta el cuarto de 2005), la función de reacción de la

⁴⁵ William McChesney Martin estuvo al frente de la Reserva Federal desde el 2 de Abril de 1951 hasta el 31 de enero de 1970, bajo las presidencias de Harry Truman, Dwight Eisenhower, John F. Kennedy, Lyndon B. Johnson y Richard Nixon.

autoridad monetaria tiene una forma cóncava, es decir, tiene más peso el objetivo de estabilidad del output. Hay que tener en cuenta que el periodo analizado del mandato de McChesney Martin coincidió con una etapa de alta utilización de la capacidad disponible y crecientes incrementos en los precios provocado por la guerra de Vietnam, por lo tanto no es extraño que la inflación fuese vista como el principal problema. Por lo que se refiere al último subperiodo analizado, hay que recordar que la estabilidad de precios que se había conseguido durante el mandato de Volcker, permitió que Greenspan decidiese prestar más atención a evitar las recesiones.

Durante el mandato de Burns/Miller (segundo subperiodo muestral: desde el segundo trimestre de 1970 hasta el tercero de 1979) el objetivo de evitar las recesiones parece pesar más en las preferencias de la autoridad monetaria que el objetivo de estabilidad de precios. Es un resultado, en principio, extraño, porque en la etapa anterior (bajo el mandato McChesney Martin) pesaba más el objetivo de control de la inflación y estamos todavía en una etapa de inflación creciente. Una posible explicación es que Burns y Miller se viesen sometidos a presiones políticas más fuertes que su predecesor. Además hay que tener en cuenta que durante sus mandatos la inflación estuvo acompañada por caídas en la tasa de crecimiento de la economía, mientras que la inflación que acompañó al mandato de McChesney Martin iba aparejada a una expansión de la economía.

Como veremos con detalle en el epígrafe siguiente, y ya hemos adelantado, las funciones de reacción no lineales como las obtenidas para los dos periodos muestrales analizados para el Reino Unido y para tres de los cuatro periodos muestrales estudiados para los EEUU, pueden tener su origen en una curva de oferta agregada no lineal, incluso aunque las preferencias del banco central sean simétricas.

Cukierman y Muscatelli (2007) defienden que el hecho de que la curvatura de las funciones de reacción cambie periódicamente de cóncava a convexa y viceversa y además esto ocurra en paralelo a cambios conocidos en el diseño y gestión de la política monetaria, en el caso del Reino Unido, o a cambios en el problema económico más acuciante del pasado reciente, en el caso de EEUU, parecen mostrar que las no linealidades aquí encontradas responden fundamentalmente a cambios en las

preferencias asimétricas del banco central, y no a cambios en la curvatura de la relación de Phillips.

Por último, analizan la contradicción entre sus resultados y los obtenidos por Surico (2007b). Recordemos que el trabajo de Surico (2007b), para EEUU, concluye que en los subperiodos muestrales que van desde el primer trimestre de 1960 hasta el tercer trimestre de 1979, el primero, y desde el cuarto trimestre de 1982 hasta el segundo trimestre de 2003, el segundo, solo se observa no linealidad en la primera etapa y respecto al output gap. Es decir, la autoridad monetaria parece mostrar durante todo el periodo analizado preferencias simétricas respecto a la inflación.

Las diferencias en los resultados obtenidos pueden explicarse, en parte, por la distinta división del periodo muestral. Surico (2007b) analiza conjuntamente la última parte del mandato de McChesney Martin y los mandatos de Burns y Miller. Cukierman y Muscatelli (2007) concluyen que en el mandato de McChesney Martin tiene más peso el objetivo de control de la inflación, mientras que en los mandatos de Burns y Miller predomina el objetivo de estabilidad del output, por tanto el tratarlos conjuntamente puede llevar a resultados erróneos.

Por otra parte, Surico (2007b) defiende que los datos parecen concluir que la autoridad monetaria no mostró asimetrías respecto a las desviaciones de la inflación o el output durante la segunda etapa que analiza y que coincide con los mandatos de Volcker y Greenspan. Cukierman y Muscatelli (2007) obtienen unos resultados similares para la parte del mandato de Volcker analizada, pero no para el mandato de Greenspan. De nuevo, el tratar de forma conjunta periodos donde el diseño de la política monetaria fue distinto, puede llevar a resultados erróneos.

3.2.5. El efecto del tipo de cambio

Caglayan, Jehan y Mouratidis (2012) introducen el efecto del tipo de cambio en el diseño de la política monetaria en un modelo representado por una función de preferencias asimétrica y una curva de Phillips lineal.

Respecto a la función de pérdidas o de preferencias adopta una forma similar a la vista al analizar Surico (2003) pero sin incluir la estabilización del tipo de interés.

$$L_t = \frac{e^{\gamma(\pi_t - \pi^*)} - \gamma(\pi_t - \pi^*) - 1}{\gamma^2} + \lambda \frac{e^{\alpha \cdot y_t} - \alpha \cdot y_t - 1}{\alpha^2} \quad [\text{III.45}]$$

Donde π_t es la tasa de inflación, π^* la inflación objetivo, y_t es el output gap. El coeficiente λ representa la aversión del banco central a las desviaciones del output respecto al potencial. Dado que el coeficiente de la estabilización de la inflación se normaliza a uno, λ está expresado en términos relativos.

Los parámetros γ y α permiten representar un comportamiento asimétrico por parte del banco central, respecto a las desviaciones de la inflación y el output, respectivamente.

Como ya hemos visto, si $\gamma > 0$, la autoridad monetaria está más preocupada por las desviaciones de la inflación respecto a la fijada como objetivo cuando la inflación se sitúa por encima de la socialmente óptima que cuando se sitúa por debajo.

De la misma forma, un $\alpha < 0$ implicaría que el banco central está más preocupado por las contracciones del output que por las situaciones en las que el nivel de producción se sitúe por encima del fijado como objetivo.

La estructura de la economía está representada por las siguientes ecuaciones:

$$y_t = \xi_1 E_t y_{t+1} - \xi_2 (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \xi_3 q_t + \varepsilon_{t+1}^y \quad [\text{III.46}]$$

$$\pi_t = \theta_1 E_t \pi_{t+1} + \theta_2 y_t + \theta_3 (E_t q_{t+1} - q_t) + \varepsilon_{t+1}^\pi \quad [\text{III.47}]$$

$$q_t = E_t q_{t+1} - (i_t - E_t \pi_{t+1}) + (i_t^f - E_t \pi_{t+1}^f) \quad [\text{III.48}]$$

Donde q_t es el tipo de cambio real definido como el precio en moneda nacional de la moneda extranjera; ε_t^y refleja los shocks de demanda y ε_t^π las perturbaciones en los costes; i_t^f es el tipo de interés extranjero y π_{t+1}^f la inflación esperada extranjera.

Al resolver el problema de optimización que afronta la autoridad monetaria, es decir la minimización de su función de pérdidas (ecuación [III.45]) sujeta a las ecuaciones [III.46], [III.47] y [III.48] obtiene la siguiente regla de tipos de interés referida a una economía abierta:

$$i_t = c_0 + c_1 E_{t-1} y_{t+1} + c_2 E_{t-1} \pi_{t+1} + c_3 E_{t-1} q_{t+1} + c_4 E_{t-1} (i_t^f - \pi_{t+1}^f) + c_5 \sigma_{\pi,t}^2 - c_6 \sigma_{y,t}^2 + v_t \quad [\text{III.50}]$$

Donde:

$\sigma_{\pi,t}^2$ y $\sigma_{y,t}^2$ representan la varianza condicional de la inflación y el output gap y

$$c_0 = \frac{-\pi^*}{\xi_2\theta_2 + \xi_3\theta_2 - \theta_3}; c_1 = \frac{\xi_1\theta_2}{\xi_2\theta_2 + \xi_3\theta_2 - \theta_3}; c_2 = \frac{\theta_1 + \xi_2\theta_2 + \xi_3\theta_2 + \theta_3}{\xi_2\theta_2 + \xi_3\theta_2 - \theta_3};$$

$$c_3 = \frac{\xi_3\theta_2}{\xi_2\theta_2 + \xi_3\theta_2 - \theta_3}; c_4 = \frac{\xi_3\theta_2 + \theta_3}{\xi_2\theta_2 + \xi_3\theta_2 - \theta_3}; c_5 = \frac{-\gamma/2}{\xi_2\theta_2 + \xi_3\theta_2 - \theta_3}; c_6 = \frac{\lambda(\xi_2 + \xi_3)(\alpha/2)}{(\xi_2\theta_2 + \xi_3\theta_2 - \theta_3)^2}$$

En la parte empírica de su trabajo, Caglayan, Jehan y Mouratidis (2012) estiman la ecuación [III.50] utilizando el MGM para los bancos centrales de Canadá, Japón, el Reino Unido y los EEUU. Como proxy del tipo de cambio esperado utilizan los tipos de cambio forward para dentro de doce meses. Para computar el output gap y la tasa de inflación esperada construyen primero un modelo autoregresivo basado en el criterio de información de Akaike y el criterio de información Bayesiano. El tipo de interés extranjero real se calcula como el tipo de interés nominal menos la tasa de inflación esperada en ese país. Para generar las series referidas a la volatilidad de la inflación ($\sigma_{\pi,t}^2$) y el output gap ($\sigma_{y,t}^2$), implementan un modelo GARCH (1,1).

El periodo muestral abarca desde el primer trimestre de 1979 hasta el primer trimestre de 2010⁴⁶ y obtienen las siguientes conclusiones: todos los bancos centrales analizados tienen en cuenta, a la hora de fijar el tipo de interés, el impacto que el tipo de cambio real tiene sobre el output y la inflación. Es más, el tipo de interés extranjero real también tiene un efecto significativo sobre la gestión de la política monetaria doméstica. En segundo lugar, las cuatro autoridades monetarias estudiadas presentan preferencias asimétricas, en concreto, el coeficiente referido a la volatilidad de la inflación (c_5) es siempre positivo lo que indica que el incremento en el tipo de interés nominal cuando el nivel de inflación se sitúa por encima del fijado como objetivo es superior a la bajada en el tipo de interés cuando se sitúa por debajo. Cuando examinan las asimetrías referidas al output gap, el coeficiente relativo a la volatilidad del output gap (c_6) es negativo para

⁴⁶ En realidad, el punto de arranque varía para cada país. En el caso del Reino Unido y Japón el periodo muestral empieza en el primer trimestre de 1979, dado que en esa fecha el Banco de Inglaterra pasa a prestar una mayor atención al control de la inflación y en el caso de Japón, se inicia un periodo de desregulación de los mercados financieros con la eliminación de todos los controles de capital y el banco de Japón empieza a usar el tipo de interés de préstamo interbancario para gestionar la política monetaria. En lo que se refiere a Canadá, el periodo muestral empieza el primer trimestre de 1980 cuando el banco de Canadá deja de intervenir en el tipo de interés bancario. Por último, para los EEUU el periodo analizado comienza el cuarto trimestre de 1983, por las razones ya comentadas del cambio en el procedimiento operativo de la Reserva Federal.

los bancos centrales de Canadá, Inglaterra y EEUU, es decir, durante el periodo analizado, estos bancos centrales parecen estar más preocupados por los output gaps negativos que por los positivos y al revés en el caso del banco de Japón. Para esta economía, durante el periodo analizado, la subida en los tipos de interés puesta en marcha en periodos de expansión es mayor que la expansión monetaria llevada a cabo ante recesiones, siendo la expansión y contracción del output de la misma magnitud. Esta situación refleja la política monetaria antiinflacionista llevada a cabo por el banco de Japón antes de la crisis financiera de principios de los 90, donde los output gaps positivos se interpretarían como un indicador de inflación futura, y el largo periodo de estanflación que se inicia tras la explosión de la burbuja inmobiliaria.

3.3. La formalización de una regla de política monetaria óptima con una curva de Phillips convexa

3.3.1. Las causas de una curva de Phillips no lineal

La segunda causa para una regla de política monetaria asimétrica es la existencia de una relación no lineal entre inflación y paro, que establece la forma de la curva de Phillips⁴⁷, o entre la desviación de la inflación y el output gap, que determina la forma de la curva de oferta agregada.

La literatura recoge varios orígenes de un *trade-off* en el corto plazo no lineal entre inflación y producción. Una explicación amplia de las causas que pudieran determinar la existencia de una curva de oferta agregada con pendiente creciente se encuentra en Barreiro, Labeaga y Mochón (1999, cap. 7). Nosotros trataremos a continuación algunas de esas causas.

La tradicional premisa keynesiana de salarios nominales flexibles al alza pero rígidos a la baja es una de las justificaciones a una curva de Phillips y de oferta agregada convexas. Las rigideces salariales dan lugar a un *trade off* a corto plazo inflación-output

⁴⁷ La curva de Phillips relaciona la tasa de inflación con un determinado gap que puede ser de output, desempleo, salarios o utilización de capacidad instalada. La curva “original” era no lineal: Phillips (1958) estimó una relación negativa y no lineal entre la tasa de inflación (medida por el crecimiento de los salarios nominales) y la tasa de desempleo para el Reino Unido durante el periodo 1861-1957. Más tarde, se ha diseñado la curva de Phillips aumentada (Friedman, 1968 y Phelps, 1967), en la que la tasa de inflación depende de las expectativas de inflación de los agentes.

con una mayor pendiente cuando el output se sitúa por encima que cuando está por debajo de su nivel natural.

Ante una disminución de la demanda y una caída en los precios, los keynesianos rechazan la capacidad del mercado laboral de ajustarse a la nueva situación modificando los salarios. Y si el equilibrio en el mercado de un factor o un bien no puede alcanzarse por la vía de los precios, se conseguirá por la vía de las cantidades, apareciendo una disparidad entre las cantidades ofrecidas y demandadas de empleo. Por lo tanto, la rigidez a la baja de los salarios que impide que la disminución de la demanda se traduzca en descensos salariales, producirá una situación de desempleo involuntario, y una mayor caída en la producción que la que se produciría en una situación de salarios flexibles. En consecuencia, la curva de oferta agregada es más plana para aquellos niveles de producción que se corresponden con niveles de empleo compatibles con el tramo horizontal (rigidez a la baja de los salarios nominales) de la oferta de empleo, y aumenta su pendiente a medida que se imponen bandas de rigidez para salarios nominales superiores. El tramo más plano de la oferta agregada se corresponde con un tramo más plano de la curva de Phillips. Así, un aumento de la demanda agregada sobre el tramo más plano de la oferta agregada provoca un menor aumento de los precios y un mayor aumento de la producción (un mayor incremento del empleo). Por tanto, sobre el tramo más plano de la curva de Phillips, un menor incremento de la inflación es suficiente para reducir el desempleo en mayor proporción.

Partimos del equilibrio en el mercado de trabajo (ecuación [III.51]) y de una función de producción conocida (ecuación [III.52]):

$$h(N) = Pf'(N) \text{ [III.51]}$$

$$Y = y(N; \bar{K}) \text{ [III.52]}$$

Donde N es el nivel de empleo, $f'(N)$ es la productividad marginal del trabajo y $Pf'(N)$ su valor de mercado; $h(N)$ la masa salarial. Suponemos productividad marginal del trabajo positiva y decreciente ($f'(N) > 0$ y $f''(N) < 0$). K es el nivel de capital, que suponemos estable.

A partir de aquí se puede obtener la expresión de la pendiente de la curva de oferta agregada. Para ello diferenciamos las ecuaciones [III.51] y [III.52]:

$$h'dN = Pf''(N)dN + f'(N)dP \quad \text{[III.53]}$$

$$dY = \frac{\partial Y}{\partial N} dN \quad \text{[III.54]}$$

Despejamos dP en la ecuación [III.53]:

$$dP = \frac{h'dN - Pf''(N)dN}{f'(N)} \quad \text{[III.55]}$$

En la ecuación [III.55] sustituimos dN por su valor, obtenido en la ecuación [III.54]:

$$dP = \frac{h'dY \frac{1}{\partial Y} - Pf''(N)dY \frac{1}{\partial Y}}{f'(N)} = \frac{dY \frac{1}{\partial Y} (h' - Pf''(N))}{f'(N)} \quad \text{[III.56]}$$

Por tanto la pendiente de la curva de oferta agregada resulta ser igual a:

$$\frac{dP}{dY} = \frac{1}{\frac{\partial Y}{\partial N}} \frac{h' - Pf''(N)}{f'(N)} > 0 \quad \text{[III.57]}$$

Por lo tanto, la existencia de rigidez salarial ($h' = 0$) reduce la pendiente de la curva de oferta agregada. Es decir, la rigidez a la baja de los salarios nominales da lugar a dos tramos en la curva de oferta agregada con pendiente distinta, en los que los efectos de la política fiscal y monetaria sobre los precios y la producción son diferentes.

En relación con este argumento de rigidez salarial, Akerlof, Dickens y Perry (1996) desarrollan un modelo en el que la rigidez a la baja de los salarios nominales implica una curva de Phillips convexa a largo plazo para tasas de inflación inferiores al 3%. Cuanto menor sea la tasa de inflación, mayor es la proporción de empresas que solo pueden recortar los salarios reales a través de la reducción de los salarios nominales. Por lo tanto, en presencia de rigidez a la baja de los salarios nominales, una menor tasa de inflación implica que una mayor proporción de empresas se ve forzada a pagar salarios reales por encima del que consideran óptimo.

La llamada “hipótesis de capacidad restringida” es otra de las causas que justifican la convexidad de la curva de Phillips y de la curva de oferta agregada. Laxton, Meredith y Rose (1995) sostienen que el tamaño del output gap determina la pendiente de la curva

de Phillips. En particular, las restricciones a las variaciones en la capacidad instalada provocan que la pendiente de la curva de Phillips sea considerablemente mayor cuando el output gap es positivo que cuando es negativo.

Ante un aumento continuo en el nivel agregado de gasto en la economía, las firmas pueden tener problemas para ampliar su capacidad de producción en el corto plazo debido a la presencia de costes de ajuste de capital. Estos costes están asociados a restricciones que pueden ser: tecnológicas (hace referencia a los costes en que incurre una empresa cuando decide modernizar o ampliar su stock de capital) o financieras (racionamiento del crédito) e impiden a las empresas desarrollar proyectos de inversión, limitando así la posibilidad que tienen estas de ampliar su stock de capital.

De esta manera, las restricciones a la ampliación de la capacidad disponible harán que los precios se incrementen de forma exponencial en la medida que la economía no pueda elevar su nivel de producción en la misma medida en que la demanda continúe aumentando. Por tanto, en el corto plazo, tanto la curva de Phillips como la curva de oferta agregada son convexas, con una asíntota vertical cuando la economía alcanza el límite de la capacidad.

Las dos razones siguientes, más que explicar una curva de Phillips no lineal, justifican cambios en la pendiente de una curva de Phillips lineal (De Veirman, 2007).

La primera es el cómo los agentes esperan que evolucione la inflación. En modelos en los que el ajuste de los precios de sus productos es costoso para la empresa (*menu cost*), una menor frecuencia en dicha revisión contribuye a la reducción de sus costes. Dichos ajustes de precios serán menos frecuentes cuando la inflación presenta una tendencia bajista, y, por lo tanto, esta menor frecuencia en la revisión de los precios suaviza los efectos de la demanda agregada sobre la inflación. Es decir, la curva de Phillips será más plana en momentos de tendencia decreciente de las tasas de inflación (Ball, Mankiw y Romer, 1988).

La segunda razón son los niveles de volatilidad agregada. La pendiente de la curva de Phillips depende de la volatilidad de los shocks de demanda y de oferta agregada. El argumento descansa en la idea de que las empresas establecen las cantidades a producir a partir de la percepción de los precios relativos. Si la volatilidad de los shocks específicos (los relativos a una empresa o sector) es superior a la de los shocks

agregados, la empresa puede interpretar erróneamente que los cambios en el nivel general de precios son, en realidad, un cambio en sus precios relativos. De esta manera, una menor volatilidad agregada implica que cualquier cambio en la demanda agregada tiene un mayor efecto sobre la producción de la empresa “típica” y, de esta forma, sobre el output agregado. Es decir, en este contexto, los cambios de la demanda tienen un menor impacto sobre la inflación. En conclusión, menores niveles de volatilidad agregada dan lugar a una curva de Phillips más plana (Lucas, 1973).

Stiglitz (1997) nos recuerda que el hecho de que la curva de Phillips sea convexa significa que los costes de la desinflación en términos de pérdida de puestos de trabajo son sustancialmente mayores que los beneficios de mayores niveles de empleo dado un incremento en la inflación de igual magnitud. La razón que está detrás de este razonamiento es que las contracciones provocan reducciones en el nivel de producción, dejando ociosos recursos que antes eran utilizados y aumentando así el desempleo, mientras que si las expansiones se dan en un contexto con restricciones al incremento en la capacidad disponible, provocarán rápidos incrementos en los precios con exiguas mejoras en las tasas de ocupación.

Stiglitz (1997) considera que el punto de partida puede ser erróneo y defiende que la relación entre desempleo e inflación podría ser cóncava. En mercados de competencia monopolística, en situaciones de output gap negativo, los productores ajustarían los precios a la baja con disminuciones cada vez mayores para evitar ser expulsados del mercado por las empresas rivales.

Desde un punto de vista empírico, Dupasquier y Ricketts (1998) estiman la relación entre output e inflación que presentan las economías de EEUU y Canadá durante el periodo que abarca desde el año 1963 hasta el año 1995. Ponen de manifiesto que estimar la curva de Phillips o curva de oferta agregada no es una tarea sencilla, fundamentalmente porque las dos variables relacionadas —expectativas de inflación y output gap— no son directamente observables. Dada esta restricción, concluyen que para la economía canadiense no es posible encontrar evidencia clara de una relación asimétrica entre output e inflación, evidencia que sí encuentran para la economía estadounidense, tanto para el periodo 1963-1995, como para la última etapa (1973-1995).

Laxton, Rose y Tambakis (1999), que también insisten en la dificultad para estimar la forma del *trade off* inflación-output, utilizan datos para la economía estadounidense del periodo que abarca desde el primer cuatrimestre de 1968 hasta el primero de 1997. Los datos parecen poner de manifiesto la presencia de una ligera convexidad, pero los resultados de los test dependen de cuál es la hipótesis nula. De todas formas, concluyen que la Fed debe asumir que la curva de Phillips tiene una modesta convexidad, dado que los costes serán relativamente altos si la relación es convexa y el banco central no tiene este hecho en cuenta a la hora de diseñar su política monetaria.

Álvarez-Lois (2000) estima, para los EEUU, una curva de Phillips que relaciona la inflación con el gap de utilización de la capacidad disponible. El periodo muestral abarca desde el primer trimestre de 1960 hasta el primero del año 2000. Los resultados muestran que la relación estimada no es lineal: la pendiente de la curva de Phillips depende significativamente de la magnitud de la brecha en la utilización de la capacidad disponible.

3.3.2. La formalización de la regla de política monetaria

Dolado, María-Dolores y Naveira (2005) introducen el supuesto de que la curva de Phillips sea no lineal en el modelo *backward-looking* propuesto por Svensson (1997) para estudiar el problema de optimización del banco central. En este contexto, la inflación está determinada por una curva de Phillips aceleracionista, el output sigue un proceso autorregresivo simple y el instrumento de política monetaria es un tipo de interés nominal de corto plazo.

En cada periodo, la autoridad monetaria fija el tipo de interés nominal, i , buscando que la desviación de la inflación sea igual a la fijada como objetivo, es decir, $\tilde{\pi} = \pi - \pi^*$, y que el output gap, y , se mantenga próximo a cero. Asumiendo una función de pérdidas cuadrática como la siguiente:

$$L(\tilde{\pi}_t, y_t) = \frac{1}{2} [\tilde{\pi}_t^2 + \lambda y_t^2] \quad [\text{III.58}]$$

El objetivo del banco central será minimizar en cada periodo t el valor presente esperado de las pérdidas de cada periodo descontadas:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \varpi^s L(\tilde{\pi}_{t+s}, y_{t+s}) \quad [\text{III.59}]$$

Sujeto a las siguientes restricciones que describen la estructura de la economía:

$$y_{t+1} = \delta y_t + \eta x_t - \xi r_t + \varepsilon_{t+1}^y \quad [\text{III.60}]$$

$$\pi_{t+1} = \pi_t + a f(y_t) + \varepsilon_{t+1}^\pi \quad [\text{III.61}]$$

Con:

$$f(y_t) = y_t + \phi y_t^2, \quad y_t > -1/2\phi \quad [\text{III.62}]$$

Donde E_t es el operador esperanza condicional, ϖ es el factor de descuento, ϖ y δ toman valores comprendidos entre 0 y 1 ($\in [0,1)$) y ε_{t+1}^y y ε_{t+1}^π son shocks de producción e inflación, respectivamente, que siguen una distribución normal de media cero.

La ecuación [III.60] representa la relación IS donde el output gap depende de sus valores pasados, del tipo de interés real $r_t = i_t - E_t \pi_{t+1}$ y de una variable exógena, x_t , que contiene determinantes del tipo de interés en economías abiertas.

La ecuación [III.61] representa una curva de Phillips donde el output gap puede responder de forma no lineal, tal y como recoge la ecuación $f(y_t) = y_t + \phi y_t^2$.

Como puede observarse, si $\phi = 0$, estamos ante una curva de Phillips lineal:

$$\pi_{t+1} = \pi_t + a y_t + \varepsilon_{t+1}^\pi \quad [\text{III.63}]$$

Para cualquier otro valor de ϕ , la relación de Phillips adopta una forma no lineal.

$$\pi_{t+1} = \pi_t + a(y_t + \phi y_t^2) + \varepsilon_{t+1}^\pi \quad [\text{III.64}]$$

Veamos ahora la forma de la función. Para ello calculamos la primera derivada de la ecuación [III.62].

$$f' = 1 + 2\phi y \quad [\text{III.65}]$$

Por tanto, la función original es creciente cuando $1 + 2\phi y > 0$, es decir, $1 > -2\phi y$, o lo que es lo mismo $y > -1/2\phi$, que es el supuesto del que parten Dolado, María-Dolores y Naveira (2005).

De la misma forma, cuando $f' = 1 + 2\phi y < 0$, es decir, $y < -1/2\phi$, la función original será decreciente.

Cuando $y = -1/2\phi$, la primera derivada será cero. La recta cortará al eje de abscisas de abajo hacia arriba en el punto $y = -1/2\phi$.

Por tanto siempre que $y > -1/2\phi$, la función es creciente. Ahora habrá que analizar cuando es creciente convexa, creciente cóncava o creciente lineal.

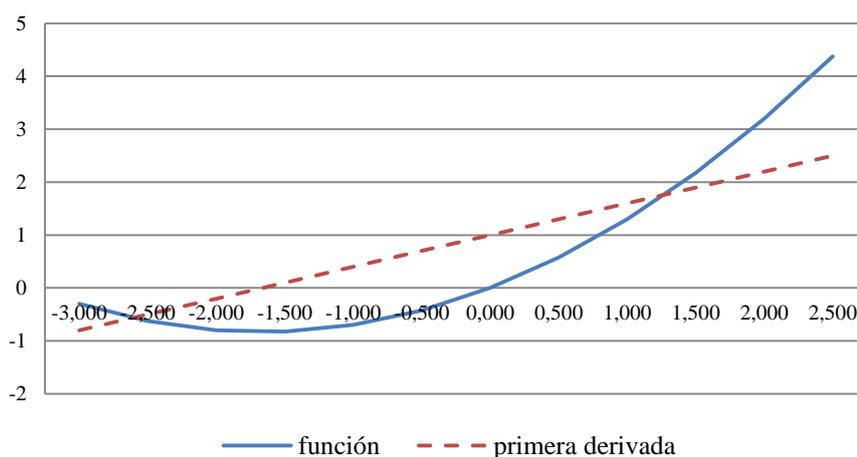
Para ello calculamos la segunda derivada de la función [III.62]:

$$f'' = 2\phi \text{ [III.66]}$$

Por lo tanto, cuando $\phi > 0$, la función será convexa. Cuando $\phi < 0$, la función será cóncava. Cuando $\phi = 0$, la función será lineal, como ya hemos analizado.

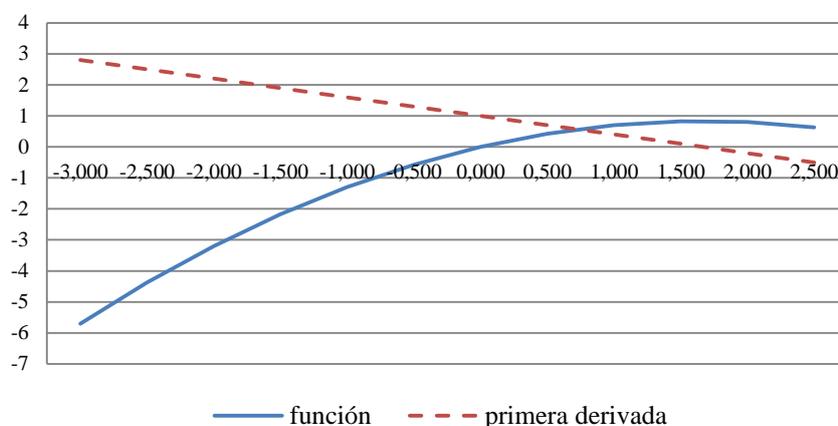
En los gráficos siguientes mostramos la forma de la función $f(y_t) = y_t + \phi y_t^2$ y de su primera derivada, $f' = 1 + 2\phi y$, para un $\phi = 0,3$ y para un $\phi = -0,3$, respectivamente. Los valores de y_t son arbitrarios, ordenados, en ambos casos, desde -3 hasta +2,5 (expresado el output gap en tanto por cien).

Gráfico 4. Función convexa



Fte: Elaboración propia

Gráfico 5. Función cóncava



Fte: Elaboración propia

Si combinamos las ecuaciones [III.60], [III.61] y [III.62], observamos la convención, utilizada con frecuencia en la literatura, según la cual el tipo de interés real afectará al output con un retardo de un periodo y a la inflación con dos retardos. Hemos analizado ya esta secuencia (también utilizada por Svensson, 1997) al ver el desarrollo del problema de optimización del banco central que plantean Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002).

Para obtener el tipo de interés que el banco central elegirá en cada momento diferenciamos la ecuación [III.59] con respecto a i_t , sujeto a las restricciones [III.60], [III.61] y [III.62], llegando a la ecuación de Euler que será una regla óptima de política monetaria.

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \varpi^s L(\tilde{\pi}_{t+s}, y_{t+s}) = E_t \left[L(\tilde{\pi}_t, y_t) + \varpi L(\tilde{\pi}_{t+1}, y_{t+1}) + \varpi^2 L(\tilde{\pi}_{t+2}, y_{t+2}) + \dots + \varpi^s L(\tilde{\pi}_{t+s}, y_{t+s}) \right]$$

Teniendo en cuenta que i_t está implícito en y_{t+1} , $\tilde{\pi}_{t+2}$, y y_{t+2} ; aplicando después la regla de la cadena e igualando a cero, obtenemos la siguiente condición de primer orden:

$$\frac{dL}{di_t} = \frac{\partial L}{\partial \tilde{\pi}_{t+2}} \cdot \frac{\partial \tilde{\pi}_{t+2}}{\partial y_{t+1}} \cdot \frac{\partial y_{t+1}}{\partial r_t} \cdot \frac{\partial r_t}{\partial i_t} + \frac{\partial L}{\partial y_{t+2}} \cdot \frac{\partial y_{t+2}}{\partial y_{t+1}} \cdot \frac{\partial y_{t+1}}{\partial r_t} \cdot \frac{\partial r_t}{\partial i_t} + \frac{\partial L}{\partial y_{t+1}} \cdot \frac{\partial y_{t+1}}{\partial r_t} \cdot \frac{\partial r_t}{\partial i_t} = 0 \quad \text{[III.67]}$$

Recordemos:

$$L(\tilde{\pi}_t, y_t) = \frac{1}{2} [\tilde{\pi}_t^2 + \lambda y_t^2], \quad y_{t+1} = \delta y_t + \eta x_t - \xi r_t, \quad y_{t+2} = \delta y_{t+1} + \eta x_{t+1} - \xi r_{t+1},$$

$$\tilde{\pi}_{t+2} = \tilde{\pi}_{t+1} + a(y_{t+1} + \phi y_{t+1}^2), \quad r_t = i_t - E_t \pi_{t+1}$$

Por tanto,

$$\frac{\partial L}{\partial \tilde{\pi}_{t+2}} = \varpi^2 \frac{1}{2} 2\tilde{\pi}_{t+2} = \varpi^2 \tilde{\pi}_{t+2}; \quad \frac{\partial \tilde{\pi}_{t+2}}{\partial y_{t+1}} = a(1 + 2\phi y_{t+1}); \quad \frac{\partial y_{t+1}}{\partial r_t} = -\xi; \quad \frac{\partial r_t}{\partial i_t} = 1;$$

$$\frac{\partial L}{\partial y_{t+2}} = \varpi^2 \frac{1}{2} 2\lambda y_{t+2} = \varpi^2 \lambda y_{t+2}; \quad \frac{\partial y_{t+2}}{\partial y_{t+1}} = \delta; \quad \frac{\partial L}{\partial y_{t+1}} = \varpi \frac{1}{2} 2\lambda y_{t+1} = \varpi \lambda y_{t+1}$$

Es decir,

$$\frac{\partial L}{\partial i_t} = \varpi^2 \tilde{\pi}_{t+2} a(1 + 2\phi y_{t+1})(-\xi) + \varpi^2 \lambda y_{t+2} \delta(-\xi) + \varpi \lambda y_{t+1}(-\xi) = 0 \quad [\text{III.68}]$$

O, lo que es lo mismo,

$$\frac{\partial L}{\partial i_t} = \varpi \tilde{\pi}_{t+2} a(1 + 2\phi y_{t+1}) + \varpi \lambda y_{t+2} \delta + \lambda y_{t+1} = 0 \quad [\text{III.69}]$$

Obteniendo la siguiente ecuación de Euler:

$$\varpi a E_t \tilde{\pi}_{t+2} (1 + 2\phi y_{t+1}) + \varpi \lambda \delta E_t y_{t+2} + \lambda E_t y_{t+1} = 0 \quad [\text{III.70}]$$

O, lo que es lo mismo:

$$\lambda E_{t-1} y_t + \varpi \lambda \delta E_{t-1} (\delta y_t + \eta x_t - \xi r_t) + \varpi a E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+1} (1 + 2\phi y_t) = 0 \quad [\text{III.71}]$$

Es decir,

$$\lambda E_{t-1} y_t + \varpi \lambda \delta^2 E_{t-1} y_t + \varpi \lambda \delta \eta E_{t-1} x_t - \varpi \lambda \delta \xi i_t + \varpi \lambda \delta \xi E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+1} + \varpi a E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+1} (1 + 2\phi y_t) = 0$$

$$[\text{III.72}]$$

Despejando i_t , obtenemos la función de reacción óptima del banco central o regla de

Taylor:

$$i_t = \frac{\lambda}{\varpi \lambda \delta \xi} E_{t-1} y_t + \frac{\varpi \lambda \delta^2}{\varpi \lambda \delta \xi} E_{t-1} y_t + \frac{\varpi \lambda \delta \eta}{\varpi \lambda \delta \xi} E_{t-1} x_t + \frac{\varpi \lambda \delta \xi}{\varpi \lambda \delta \xi} E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+1} + \frac{\varpi a}{\varpi \lambda \delta \xi} E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+1} (1 + 2\phi y_t)$$

$$[\text{III.73}]$$

Por tanto:

$$i_t = \frac{\lambda}{\varpi\lambda\delta\xi} E_{t-1}y_t + \frac{\varpi\lambda\delta^2}{\varpi\lambda\delta\xi} E_{t-1}y_t + \frac{\varpi\lambda\delta\eta}{\varpi\lambda\delta\xi} E_{t-1}x_t + \frac{\varpi\lambda\delta\xi}{\varpi\lambda\delta\xi} E_{t-1}\tilde{\pi}_{t+1} + \frac{\varpi a}{\varpi\lambda\delta\xi} E_{t-1}\tilde{\pi}_{t+1} + 2\phi \frac{\varpi a}{\varpi\lambda\delta\xi} E_{t-1}(\tilde{\pi}_{t+1}y_t) \quad [\text{III.74}]$$

O lo que es lo mismo:

$$i_t = \frac{\varpi\lambda\delta\xi + \varpi a}{\varpi\lambda\delta\xi} E_{t-1}\tilde{\pi}_{t+1} + \frac{\lambda + \varpi\lambda\delta^2}{\varpi\lambda\delta\xi} E_{t-1}y_t + \frac{\varpi\lambda\delta\eta}{\varpi\lambda\delta\xi} E_{t-1}x_t + \frac{2\phi\varpi a}{\varpi\lambda\delta\xi} E_{t-1}(\tilde{\pi}_{t+1}y_t) \quad [\text{III.75}]$$

Es decir:

$$i_t = \left(1 + \frac{a}{\lambda\delta\xi}\right) E_{t-1}\tilde{\pi}_{t+1} + \frac{1 + \varpi\delta^2}{\varpi\delta\xi} E_{t-1}y_t + \frac{\eta}{\xi} E_{t-1}x_t + \frac{2\phi a}{\lambda\delta\xi} E_{t-1}(\tilde{\pi}_{t+1}y_t) \quad [\text{III.76}]$$

O, simplificando,

$$i_t = c_1 E_{t-1}\tilde{\pi}_{t+1} + c_2 E_{t-1}y_t + c_3 E_{t-1}x_t + c_4 E_{t-1}(\tilde{\pi}_{t+1}y_t) \quad [\text{III.77}]$$

Donde:

$$c_1 = \left(1 + \frac{a}{\lambda\delta\xi}\right); c_2 = \frac{1 + \varpi\delta^2}{\varpi\delta\xi}; c_3 = \frac{\eta}{\xi}; c_4 = \frac{2\phi a}{\lambda\delta\xi}$$

Como vemos, se trata de una función de reacción óptima o regla de Taylor que presentaría una forma lineal, si no fuera por el último término de la derecha (interacción o término rectangular). Este término muestra la interacción entre las previsiones de inflación y el output gap. La justificación a esta interacción la podemos encontrar en que si la inflación esperada está por encima de su objetivo en $t+1$, el tipo de interés real estará por debajo de su nivel de equilibrio en el periodo t , lo que originará un mayor output gap en $t+1$, y, en consecuencia, mayor inflación en $t+2$.

En este contexto, en el caso lineal, el *policy maker*, como respuesta a una variación de la inflación, modificará el tipo de interés en la cuantía $c_1 E_{t-1}\tilde{\pi}_{t+1}$. Sin embargo, si la curva de Phillips es convexa, $\phi > 0$, las presiones inflacionistas futuras provocadas por un mayor output gap serán más elevadas que en el caso lineal. El *policy maker*, anticipando estas presiones inflacionistas de mayor intensidad, reflejadas en el término $c_4 E_{t-1}(\tilde{\pi}_{t+1}y_t)$ provocará una mayor variación en el tipo de interés. En este caso $c_4 > 0$.

Por el contrario si la curva de Phillips es cóncava ($\phi < 0$), las presiones inflacionistas futuras serán más reducidas que en el caso lineal y el incremento en el tipo de interés será más reducido ($c_4 < 0$).

Un razonamiento similar puede usarse para interpretar una respuesta asimétrica con respecto al output gap. Si el output se sitúa por encima del nivel potencial en el momento t, el output gap del momento t+1 también será positivo, como muestra la ecuación [III.60], llevando a mayores presiones inflacionistas en el momento t+2 que en el caso lineal debido a la convexidad de la curva de Phillips.

Utilizando un razonamiento similar al ya visto en Clarida, Galí y Gertler (1998), para la realización del análisis empírico se reescribe la ecuación [III.77] como:

$$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+f} + c_2 y_t + c_3 x_t + c_4 (\tilde{\pi}_{t+f} y_t) + \rho_1 i_{t-1} - [c_1 \tilde{\pi}_{t+f} + c_2 y_t + c_3 x_t + c_4 (\tilde{\pi}_{t+f} y_t)] + c_1 E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+f} + c_2 E_{t-1} y_t + c_3 E_{t-1} x_t + c_4 E_{t-1} (\tilde{\pi}_{t+f} y_t) \quad \text{[III.78]}$$

O lo que es lo mismo:

$$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+f} + c_2 y_t + c_3 x_t + c_4 (\tilde{\pi}_{t+f} y_t) + \rho_1 i_{t-1} + v_t^i \quad \text{[III.79]}$$

reemplazando las expectativas por los valores realizados, sustituyendo 1 por f en relación al horizonte temporal (por ejemplo cuando los datos son mensuales f=12, tal y como es habitual en la mayor parte de la literatura empírica, dado que el banco central, utiliza el horizonte de 12 meses a la hora de fijar previsiones de inflación), e introduciendo el término $\rho_1 i_{t-1}$, que refleja el fenómeno conocido como *interest-rate smoothing*, tratado en profundidad en el capítulo anterior.

Por lo que respecta al factor de perturbación:

$$v_t^i = -(c_1 \tilde{\pi}_{t+f} + c_2 y_t + c_3 x_t + c_4 (\tilde{\pi}_{t+f} y_t)) + c_1 E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+f} + c_2 E_{t-1} y_t + c_3 E_{t-1} x_t + c_4 E_{t-1} (\tilde{\pi}_{t+f} y_t) \quad \text{[III.80]}$$

Es decir:

$$v_t^i = -\{c_1 (\tilde{\pi}_{t+f} - E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+f}) + c_2 (y_t - E_{t-1} y_t) + c_3 (x_t - E_{t-1} x_t) + c_4 [(\tilde{\pi}_{t+f} y_t) - E_{t-1} (\tilde{\pi}_{t+f} y_t)]\} \quad \text{[III.81]}$$

Como vemos, v_t^i es una combinación lineal de los errores cometidos en las estimaciones.

En la parte empírica, utilizan datos mensuales de tres países europeos, Alemania, Francia y España, y de los EEUU para obtener los estimadores MGM de los parámetros de la ecuación [III.79]. Los periodos muestrales para los tres países europeos terminan en diciembre de 1997 y empiezan en agosto de 1980, para Alemania, en julio de 1988, para Francia, y en mayo de 1989, para España. En el caso de los EEUU, el periodo muestral abarca desde enero de 1984 hasta septiembre de 2001. En todos los periodos muestrales analizados el banco central goza de autonomía a la hora de gestionar la política monetaria.

Para el área euro, utilizan datos trimestrales del periodo que abarca desde el primer trimestre de 1984 hasta el tercero de 2001, donde los datos utilizados son medias ponderadas de los datos individuales de los países, utilizando como ponderación el PIB en unidades de paridad de poder adquisitivo (PPA) a precios de 1995. En este caso, se opta por un $f = 4$, es decir, se mantiene la hipótesis de que el banco central utiliza el horizonte temporal de un año a la hora de fijar previsiones de inflación.

Los tipos de interés de intervención a corto plazo son: a) el tipo de interés *overnight* en Alemania y Francia; b) el tipo de interés marginal de las subastas de Certificados del Banco de España, c) el *federal funds rate* en el caso de los EEUU y d) la media ponderada de los tipos de interés de intervención a corto plazo de los países de la Unión Monetaria Europea, ponderados por el Producto Interior Bruto (PIB).

Como medida de la inflación, utilizan la tasa de variación anual (base t/t-12) del Índice de Precios al Consumo (IPC).

Como medida del output, utilizan el logaritmo del Índice de Producción Industrial (IPI) para Alemania, Francia, España y EEUU y el logaritmo del PIB para el área euro (todas las variables están ajustadas estacionalmente). Miden el output gap como la diferencia entre el logaritmo del IPI y el filtro de HP del logaritmo del IPI (en el caso de Alemania, Francia, España y EEUU). Cuando analizan el área euro, miden el output gap como la diferencia entre el logaritmo del PIB y el filtro de HP del logaritmo del PIB. Los coeficientes utilizados para el cálculo del filtro de HP son: 14.800 para los datos

mensuales (los referidos a los cuatro países individuales) y 1.600 para los datos trimestrales (los referidos al área euro).

Con respecto al objetivo de inflación, π^* , en lugar de mantenerlo constante en el tiempo, Dolado, María-Dolores y Naveira (2005) consideran un objetivo que va variando. Esta opción es más realista por las siguientes razones: a) para el caso de Alemania, toman el objetivo de inflación establecido por el Bundesbank en sus informes anuales, b) para Francia toman la tasa de inflación objetivo marcada por Alemania, dados los vínculos entre ambos países dentro de la Unión Monetaria Europea (en este caso el objetivo de inflación es único para todo el estudio porque para el periodo muestral francés, 1988:7-1997:12, Alemania mantuvo este objetivo en el 2%), c) por lo que respecta a España, utilizan la tasa de inflación oficial fijada en los Presupuestos Públicos hasta 1995 y la tasa de inflación objetivo anunciada por el Banco de España desde 1996; d) en relación a EEUU, toman las tasas de inflación objetivo publicadas en los informes del *Council of Economic Advisers*; e) para la zona euro, de nuevo toman la tasa objetivo fijada por Alemania, dado el peso de la política monetaria alemana en la unión monetaria. Las tasas de inflación objetivo, fijadas en términos anuales, han sido interpoladas a una frecuencia mensual, para las muestras de los países individuales, y a una frecuencia trimestral, para la eurozona.

En relación a la variable x_t , se ha utilizado el tipo de interés alemán para Francia y España, el tipo de interés de los EEUU para Alemania y la zona euro, y las tasas de crecimiento de las reservas ajenas y las totales para los EEUU.

La lista de instrumentos son: una constante, dos retardos del tipo de interés, seis retardos del gap de inflación y del output gap, cuatro retardos de la interacción de la inflación y el output gap y dos retardos del logaritmo del índice de precios de las materias primas. Además, para el caso de los países europeos, se han añadido como instrumentos: dos retardos del tipo de interés alemán (para Francia y España) y del tipo de interés de los EEUU (para Alemania), y dos retardos del logaritmo del tipo de cambio efectivo real.

En primer lugar, estiman la curva de Phillips, es decir estiman los coeficientes de la ecuación: $\Delta\pi_t = a y_{t-1} + a\phi y_{t-1}^2 + \varepsilon_t^\pi$ para las cinco muestras. Los resultados obtenidos son los siguientes:

Tabla 4. Estimación de la curva de Phillips		
	\hat{a}	$\hat{\phi}$
Alemania	0,17** (0,02)	0,41** (0,16)
Francia	0,12** (0,03)	0,33** (0,14)
España	0,10** (0,02)	0,38** (0,17)
EEUU	0,10** (0,01)	0,09 (0,05)
Eurozona	0,19** (0,03)	0,29* (0,15)
Los valores entre paréntesis representan los errores estándar. * y ** denotan un nivel de significación del 10% y el 5%, respectivamente		

Fte: Dolado, María-Dolores y Naveira (2005)

La principal conclusión es que hay evidencia a favor de una curva de Phillips convexa (valor positivo y estadísticamente significativo de ϕ) en todos los casos europeos, pero no para los EEUU. Una posible explicación para este diferente resultado puede estar en que los mercados de trabajo europeos tienen una mayor rigidez a la baja de los salarios reales que los estadounidenses.

En segundo lugar, estiman, utilizando el MGM, la ecuación [III.79]:

$$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+f} + c_2 y_t + c_3 x_t + c_4 (\tilde{\pi}_{t+f} y_t) + \rho_1 i_{t-1} + v_t^i \quad \text{[III.79]}$$

Los principales resultados obtenidos son:

- El coeficiente estimado del término de interacción, c_4 , es altamente significativo para los tres países europeos y para la zona euro, pero no es significativo para EEUU, lo que está en consonancia con la idea de una curva de Phillips no convexa para EEUU que acabamos de comentar y con los resultados ya analizados del trabajo de Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002) según los cuales para el periodo muestral que abarca desde 1970 al año 2000 no se puede rechazar la hipótesis nula de una oferta agregada lineal para la economía norteamericana.

- Recordemos que $c_1 \equiv \left(1 + \frac{a}{\lambda \delta \xi}\right)$ y $c_4 \equiv \frac{2\phi a}{\lambda \delta \xi}$, por lo tanto, el uso de c_4 para valorar de forma indirecta la significación de ϕ descansa en un c_1 por encima de la unidad. Pues bien, en todos los casos, excepto en Francia (cuando se incluye como variable x_t el tipo de interés alemán) y en España, el valor estimado para el coeficiente c_1 está por encima de la unidad, lo que parece mostrar que en todos los casos analizados, con excepción del español, se siguió una regla de política monetaria centrada en la estabilidad de precios. Ahora bien, utilizando el razonamiento visto cuando analizamos el trabajo de Clarida, Galí y Gertler (1998), en el capítulo anterior, cuando se incluye como variable x_t un tipo de interés extranjero, como ocurre en los tres países europeos, la interpretación correcta es que la regla de política monetaria es una media ponderada del tipo de interés extranjero (el alemán para Francia y España, y el estadounidense para Alemania), con una ponderación de c_3 y de la regla monetaria base con una ponderación de $1 - c_3$. Así, el coeficiente que refleja la aversión del banco central a las desviaciones de la inflación sería $\frac{c_1}{(1 - c_3)}$, y, en este caso, los valores obtenidos son superiores a uno para los tres países europeos.
- El coeficiente c_3 y el relativo al output gap, c_2 , presentan el signo correcto y son significativos en todos los casos.
- En lo que respecta al término que refleja el *interest-rate smoothing*, ρ_i es significativo con un retardo de un periodo para el caso de los tres países europeos y con un retardo de dos periodos para los EEUU y la eurozona.
- Como ya hemos dicho, estimados c_1 y c_4 , es posible hacer una estimación directa de ϕ , dado que $c_1 - 1 = \frac{a}{\lambda \delta \xi} \Rightarrow (c_1 - 1)2\phi = c_4 \Rightarrow \phi = \frac{c_4}{2(c_1 - 1)}$. Teniendo en cuenta que, para el caso de los tres países de Europa, el “verdadero” valor de c_1 es $\frac{c_1}{(1 - c_3)}$, las estimaciones de ϕ obtenidas son: 0,34 para Alemania, 0,23 para Francia, 0,50 para España, 0,17 para EEUU y 0,33 para la Eurozona,

valores razonablemente próximos a los presentados en la tabla 4. De nuevo, para EEUU la estimación de ϕ no es estadísticamente significativa.

- Por último, comparan la estimación no lineal propuesta por la ecuación 79 con la lineal correspondiente eliminando el término de interacción. Los resultados obtenidos muestran que la especificación no lineal se presenta como la apropiada a la hora de predecir la evolución de los tipos de interés a corto plazo en todos los casos, excepto para EEUU, en consonancia con los resultados que ya hemos comentado para el país norteamericano. Es decir, los cuatro bancos centrales europeos para el periodo muestral analizado mostraron una mayor aversión a las desviaciones de la inflación y el output por encima de su objetivo que si hubiesen aplicado una regla de Taylor lineal.

3.3.3. Otros estudios relacionados

Por último, nos vamos a referir a un conjunto de estudios, que utilizando las mismas técnicas analizadas en esta tesis, estudian el comportamiento de otros bancos centrales distintos a los revisados hasta este momento.

Gredig (2007) analiza las posibles asimetrías en el comportamiento del Banco Central de Chile utilizando datos mensuales para el periodo muestral que abarca desde enero de 1991 hasta marzo de 2007. Concluye que la respuesta de la autoridad monetaria chilena a desviaciones de la inflación respecto a su nivel objetivo es mayor en periodos de alto crecimiento económico. Por lo que se refiere a los gaps en el nivel de producción, es más fuerte la respuesta a gaps negativos que positivos en periodos de recesión económica.

Vašíček (2010) estudia la política monetaria aplicada por los bancos centrales de la República Checa, Hungría y Polonia utilizando datos mensuales para el periodo comprendido entre enero de 1998 hasta marzo de 2010. En ninguno de los tres casos encuentran evidencia empírica a favor de una curva de Phillips no lineal. Por lo que se refiere a la otra causa que da lugar a una gestión de la política monetaria asimétrica por parte de la autoridad monetaria, encuentra indicios de preferencias asimétricas en relación al objetivo de inflación por parte del Banco Nacional Checo, que pondera las

desviaciones positivas en mayor medida que las negativas, y el Banco Nacional de Hungría que, por el contrario, da mayor importancia a las desviaciones negativas.

En cuanto al objetivo de estabilizar el tipo de interés, Vašíček (2010) concluye que a las autoridades monetarias checa y húngara les preocupa especialmente que el tipo de interés supere al de equilibrio, mientras que el Banco Nacional de Polonia pondera, en mayor medida, desviaciones negativas del tipo de interés. Los resultados obtenidos para la República Checa y Hungría pueden interpretarse como un indicio del peso dado a evitar las recesiones económicas mientras que los resultados de Polonia pueden ser indicativos de una especial preocupación por la estabilidad de precios.

Capítulo IV: Evidencia empírica

4. EVIDENCIA EMPÍRICA

4.1. El Método Generalizado de los Momentos (MGM)

En la parte empírica utilizaremos el Método Generalizado de los Momentos (MGM) desarrollado por Hansen (1982), generalización del Método de Momentos. Las tres principales ventajas de la estimación por MGM son: (i) los estimadores MGM incluyen como casos particulares a buena parte de los estimadores habituales en econometría, tales como Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), Variables Instrumentales (VI), Mínimos Cuadrados en 2 Etapas (MC2E) e incluso, en determinadas ocasiones, al Máximo Verosímil (MV); (ii) no requiere de la función de densidad como tal, sino que solo precisa de ciertas condiciones de ortogonalidad, es decir, de lo que se denomina “condiciones de los momentos” (Denia y Mauleón, 1995) y (iii) es consistente con la presencia de agentes económicos que tienen un comportamiento optimizador de manera intertemporal (Favero, 2001).

Supongamos que disponemos de un determinado conjunto de observaciones de una variable aleatoria y , cuya ley de probabilidad depende de un vector de k parámetros desconocidos denotados por θ , que queremos estimar. El método de los momentos descansa en la idea básica de que en muestras aleatorias, un estadístico muestral convergerá en probabilidad a una constante. Obviamente esta constante es, a su vez, función de parámetros desconocidos, θ ($k \times 1$), que caracterizan la función de densidad de la variable y_t , por lo que los momentos poblacionales de la distribución serán función de los mismos. Para estimar esos k parámetros calculamos los correspondientes momentos muestrales y se igualan los momentos muestrales con los poblacionales. Finalmente los parámetros se expresan en función de los momentos (Denia y Mauleón, 1995). Es decir, podemos definir:

$$E(f(y_t, \theta)) = 0 \text{ para } \theta = \theta_0 \text{ [IV.1]}$$

como un vector de condiciones de momentos de y .

La contrapartida muestral de la condición de momentos poblacional es:

$$f_T(\theta) = (1/T) \sum_{t=1}^T f(y_t, \theta) \text{ [IV.2]}$$

Si el número de condiciones de momentos es igual al número de parámetros a estimar, tenemos un sistema de k ecuaciones y k incógnitas, que está perfectamente identificado.

Por tanto, el estimador del Método de Momentos, $\hat{\theta}$, puede definirse como aquel que iguala el momento muestral al momento poblacional:

$$f_i(\hat{\theta}) = (1/T) \sum_{t=1}^T f(y_t, \hat{\theta}) = 0 \quad [\text{IV.3}]$$

Si el número de condiciones de momentos excede al número de parámetros a estimar, el sistema está sobreidentificado —o sobredeterminado—, dado que no existe un único $\hat{\theta}$ que satisfaga la ecuación [IV.3]. En estos casos, el método de los momentos no resultará eficiente y debemos recurrir al Método Generalizado de los Momentos. Este propone usar $\hat{\theta}$:

$$\hat{\theta} = \arg \min f_i(\theta)' C_T f_i(\theta) \quad [\text{IV.4}]$$

Donde C_T es una matriz simétrica definida positiva, conocida como “matriz de ponderación” que pondera las condiciones de momentos para resolver la ecuación [IV.4].

Hansen (1982) propone un método para seleccionar óptimamente C_T , que consiste en obtener el $\hat{\theta}$ con la varianza mínima asintótica:

$$C_T \xrightarrow{p} \partial E \left[f_T(\theta_o) f_T(\theta_o)' \right] \quad [\text{IV.5}]$$

donde ∂ es constante.

Hansen muestra que siendo S :

$$S = \lim_{T \rightarrow \infty} T \cdot E \left[f_T(\theta_o) f_T(\theta_o)' \right] \quad [\text{IV.6}]$$

el valor óptimo de la matriz C_T viene dado por S^{-1} , la inversa de la matriz de varianzas y covarianzas asintótica. El estimador de mínima varianza de θ sería el $\hat{\theta}$ que minimiza:

$$Q(\theta) = [f_T(\theta)]' S^{-1} [f_T(\theta)] \quad [\text{IV.7}]$$

Suponiendo que $f_T(\theta_o)$ no presenta correlación serial, $\hat{\theta}$ es un estimador consistente de θ_o .

$$\hat{S} \equiv (1/T) \sum_{t=1}^T f_t(\hat{\theta}) f_t(\hat{\theta})' \xrightarrow{p} S \quad \text{[IV.8]}$$

La estimación de \hat{S} requiere una estimación previa de $\hat{\theta}$. Sustituyendo C_T en la ecuación [IV.4] por la matriz identidad I, se obtiene una estimación inicial de $\hat{\theta}$ usada en la ecuación [IV.8] para obtener una \hat{S}_0 inicial. La expresión [IV.7] se minimiza usando $S^{-1} = \hat{S}_0^{-1}$ para obtener una nueva estimación de $\hat{\theta}$. El proceso debe repetirse hasta que $\hat{\theta}^j \cong \hat{\theta}^{j+1}$.

Si el vector $f_T(\theta_o)$ presenta correlación serial, la matriz \hat{S} tendrá la siguiente especificación:

$$\hat{\Omega}_{HAC} = \hat{\Gamma}(0) + \left(\sum_{j=1}^{T-1} k(j, q) (\hat{\Gamma}(j) + \hat{\Gamma}'(-j)) \right) \quad \text{[IV.9]}$$

donde:

$\hat{\Gamma}(0) = (1/T) \left(\sum_{t=1}^T f_t(\hat{\theta}) f_t(\hat{\theta})' \right)$ es la matriz de covarianzas consistente a heterocedasticidad de White,

$\hat{\Gamma}(j) = (1/T) \left(\sum_{t=j+1}^T f_t(\hat{\theta}) f_{t-j}(\hat{\theta})' \right)$ describe las autocovarianzas

$k(j, q)$ es un *kernel*⁴⁸

La matriz $\hat{\Omega}_{HAC}$ es conocida como la Matriz de Covarianzas Consistente con Heteroscedasticidad y Autocorrelación (HAC). La estimación de $\hat{\Omega}_{HAC}$ requiere la especificación de un *kernel*, k , utilizado para ponderar las covarianzas de manera que $\hat{\Omega}_{HAC}$ sea semi-definida positiva y un *bandwidth*, q , que es un parámetro para truncar los rezagos de las autocovarianzas.

⁴⁸ Kernel o núcleo de una aplicación lineal es un subespacio vectorial del conjunto inicial formado por los vectores cuya imagen es cero.

Dos clases de *kernel* son comúnmente utilizados en la estimación de $\hat{\Omega}_{HAC}$, *Bartlett* y *quadratic spectral*.

El primero se define como:

$$k(j, q) = \begin{cases} 1 - (j/q) & 0 \leq j \leq q \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases} \quad [\text{IV.10}]$$

El kernel *quadratic spectral* (QS) se define como:

$$k(j/q) = \frac{25}{12(\pi x)^2} \left(\frac{\text{sen}(6\pi x/5)}{6\pi x/5} - \cos(6\pi x/5) \right) \quad [\text{IV.11}]$$

donde $x = j/q$

Con respecto a la selección del *bandwidth*, q , se han desarrollado diferentes métodos. El programa econométrico E-Views provee tres métodos: Newey-West Fijo, Newey-West Variable (1994) y Andrews (1991).

El primero, Newey-West Fijo, solo tiene en cuenta el número de datos de la muestra, T .

$$q = \text{int}(4(T/100)^{2/9}) \quad [\text{IV.12}]$$

Donde $\text{int}(\)$ es la integral.

Los otros dos métodos, Andrews (1991) y Newey-West Variable (1994), seleccionan el *bandwidth* de acuerdo con:

$$q = \begin{cases} \text{int}(1,1447(\hat{\alpha}(1)T)^{1/3}) & \text{cuando utilizamos el Kernel Bartlett} \\ 1,3221(\hat{\alpha}(2)T)^{1/5} & \text{cuando utilizamos el kernel QS} \end{cases} \quad [\text{IV.13}]$$

Y difieren en la forma de estimar $\hat{\alpha}(1)$ y $\hat{\alpha}(2)$. Andrews (1991) propone:

$$\hat{\alpha}(1) = \left(\sum_{i=1}^{zn} \frac{4\hat{p}_i^2 \hat{\sigma}_i^4}{(1-\hat{p}_i)^6 (1+\hat{p}_i)^2} \right) / \left(\sum_{i=1}^{zn} \frac{\hat{\sigma}_i^4}{(1-\hat{p}_i)^4} \right) \quad [\text{IV.14}]$$

$$\hat{\alpha}(2) = \left(\sum_{i=1}^{zn} \frac{4\hat{p}_i^2 \hat{\sigma}_i^4}{(1-\hat{p}_i)^8} \right) / \left(\sum_{i=1}^{zn} \frac{\hat{\sigma}_i^4}{(1-\hat{p}_i)^4} \right) \quad [\text{IV.15}]$$

Donde \hat{p}_i son los coeficientes de autocorrelación, $\hat{\sigma}_i^2$, las varianzas residuales $i = 1, 2, \dots, zn$ donde z es el número de variables instrumentales y n el número de ecuaciones del sistema.

Newey-West (1994) estima $\hat{\alpha}(1)$ y $\hat{\alpha}(2)$ utilizando

$$\hat{\alpha}(p) = \left(\frac{l'F(p)l}{l'F(0)l} \right) \text{ [IV.16]}$$

Donde l es un vector de unos y

$$F(p) = \Gamma(0) + \sum_{i=1}^L i^p (\hat{\Gamma}(i) + \hat{\Gamma}'(i)) \text{ [IV.17]}$$

Para $p = 1, 2$.

Al utilizar el método de Newey-West debemos elegir el parámetro L . Esta elección es arbitraria, con tal de que crezca a una cierta tasa. EViews toma por defecto:

$$L = \begin{cases} \text{int}(4(T/100)^{2/9}) & \text{para el Kernel Bartlett} \\ T & \text{para el Kernel QS} \end{cases} \text{ [IV.18]}$$

Como decíamos, el uso del estimador de MGM implica que el número de condiciones de ortogonalidad excede el número de parámetros a estimar, por lo cual el modelo está sobreidentificado, dado que un mayor número de condiciones de ortogonalidad que las necesarias son utilizadas para la estimación de los parámetros. Hansen (1982) sugiere un test para evaluar si todos los momentos muestrales son cercanos a cero como se esperaría si los correspondientes momentos poblacionales fueran cero. Este test puede considerarse una extensión del test de especificación propuesto por Sargan (1958).

El test de Hansen puede implementarse utilizando el estadístico J , que se distribuye asintóticamente como una distribución de probabilidad χ^2 con $z-k$ grados de libertad, donde z es el número de instrumentos y k el número de parámetros. Si se cumple que $J < \chi_{z-k}^2$, entonces no se rechaza la hipótesis nula y las restricciones de sobreidentificación no implican que exista evidencia en contra del modelo económico propuesto y, por tanto, este se encuentra correctamente especificado.

La condición para asegurar que el vector de parámetros estimados a través del MGM con variables instrumentales sean fuertemente consistentes, asintóticamente normales y eficientes es la estacionariedad de las variables instrumentales así como de las variables que conforman el modelo a estimar.

Además de los trabajos analizados en los capítulos anteriores, Diba y Oh (1991), Lee (1991), Chan *et al.* (1992) utilizan también el MGM en el contexto del estudio del comportamiento de los tipos de interés. Eckstein y Leiderman (1992) y Dutkowsky (1993) hacen uso de este método estudiando distintos aspectos relacionados con la gestión de política monetaria. D'Amato y Garegnani (2009) estiman, utilizando este método, los parámetros de la curva de Phillips que presenta la economía argentina durante el periodo 1993-2007.

A continuación, presentamos el trabajo empírico relativo a la gestión de política monetaria llevada a cabo por dos de los principales bancos centrales: el Banco Central Europeo y la Reserva Federal norteamericana.

4.2. Caso Banco Central Europeo

4.2.1. Introducción

El BCE asumió sus responsabilidades como banco central coincidiendo con la creación del euro, el 1 de enero de 1999. Controla tres herramientas de la política monetaria: las operaciones de mercado abierto, el tipo de descuento y el coeficiente de caja. Los órganos rectores del Banco Central Europeo son el Consejo de Gobierno, el Comité Ejecutivo y el Consejo General. El Consejo de Gobierno, órgano rector supremo del BCE, está compuesto por los miembros del Comité Ejecutivo y los gobernadores de los bancos centrales de los Estados que han adoptado el euro.

En octubre y diciembre de 1998, el Consejo de Gobierno hizo públicos los principales elementos de su estrategia de política monetaria orientada hacia la estabilidad. Establece como único objetivo explícitamente asumido por el BCE el de la estabilidad de precios en la zona euro. Definía la estabilidad de precios como una tasa de variación interanual del Índice Armonizado de Precios al Consumo (IAPC) por debajo del 2% en un horizonte temporal de medio plazo (BCE, 1998). La estrategia consiste además en un

marco basado en dos pilares para el análisis de los riesgos que le afectan. Estos dos pilares son: un papel destacado para el dinero, anunciando un valor de referencia cuantitativo para la tasa de crecimiento de un agregado monetario amplio, y una evaluación de las previsiones sobre el comportamiento de los precios y de los riesgos para la estabilidad de precios, en función de un conjunto amplio de indicadores. Para un análisis más detallado de la estrategia de política monetaria seguida por el BCE antes del año 2003, véase Pateiro (2001), Pateiro, Salcines y Orosa (2002), García-Lorenzo y Pateiro (2002a) y García-Lorenzo y Pateiro (2002b).

El valor de referencia cuantitativo para el crecimiento anual del agregado monetario M3⁴⁹ se estableció en el 4,5% de crecimiento anual en media móvil de tres meses. Este valor de referencia se marcó sobre la base de la ecuación cuantitativa del dinero⁵⁰, a partir de los siguientes supuestos: incrementos interanuales del IAPC para el área del euro inferiores al 2%, el crecimiento real tendencial del producto interior bruto (PIB) se sitúa entre el 2% y el 2,5% anual y, a medio plazo, la disminución de la velocidad de circulación de M3 está comprendida entre, aproximadamente, el 0,5% y el 1% anual (BCE, 1999).

En 2003, contando ya con casi cinco años de experiencia, precisó su referencia para el crecimiento de los precios “por debajo, cerca del 2%” (BCE, 2003). Algunos analistas sostienen que la clarificación “cerca del 2%” podría ser interpretada como una forma opaca de transmitir que el objetivo de inflación, consistente con la estabilidad de precios, quedó establecido desde el principio, de manera implícita, en el rango 1-2%. Sin embargo, Galí *et al* (2004) sostienen que dicha clarificación constituye un movimiento preparatorio de un eventual incremento del intervalo para el objetivo de inflación, entre el 1 y el 3%, en la línea de otros bancos centrales, como Suecia, Australia, Nueva Zelanda, Canadá, etc. (Pateiro, Nuñez y García-Iglesias, 2011).

Las tasas de inflación de la eurozona durante los años 2004-2007, y sobre todo en este último año, parecen confirmar la interpretación de Galí *et al*. (2004). Sin embargo,

⁴⁹ Efectivo en circulación, depósitos a la vista, depósitos a plazo hasta 2 años, depósitos disponibles con preaviso hasta 3 meses, cesiones temporales, participaciones en fondos del mercado monetario e instrumentos del mercado monetario y valores distintos de acciones hasta 2 años.

⁵⁰ $m + v = \pi + y$ Ecuación cuantitativa del dinero en su versión moderna, donde m es la tasa de crecimiento de un agregado monetario de referencia, v es la velocidad de circulación del dinero, π es la tasa de variación de los precios, y y es el crecimiento real tendencial del producto.

después de 2008, la inflación ha iniciado un proceso de desaceleración importante, volviendo a ser compatible con la referencia del BCE.

Respecto del pilar monetario, en 2003, el Consejo de Gobierno decidió que la revisión del valor de referencia del agregado monetario amplio dejaría de realizarse con periodicidad anual.

4.2.2. Los datos

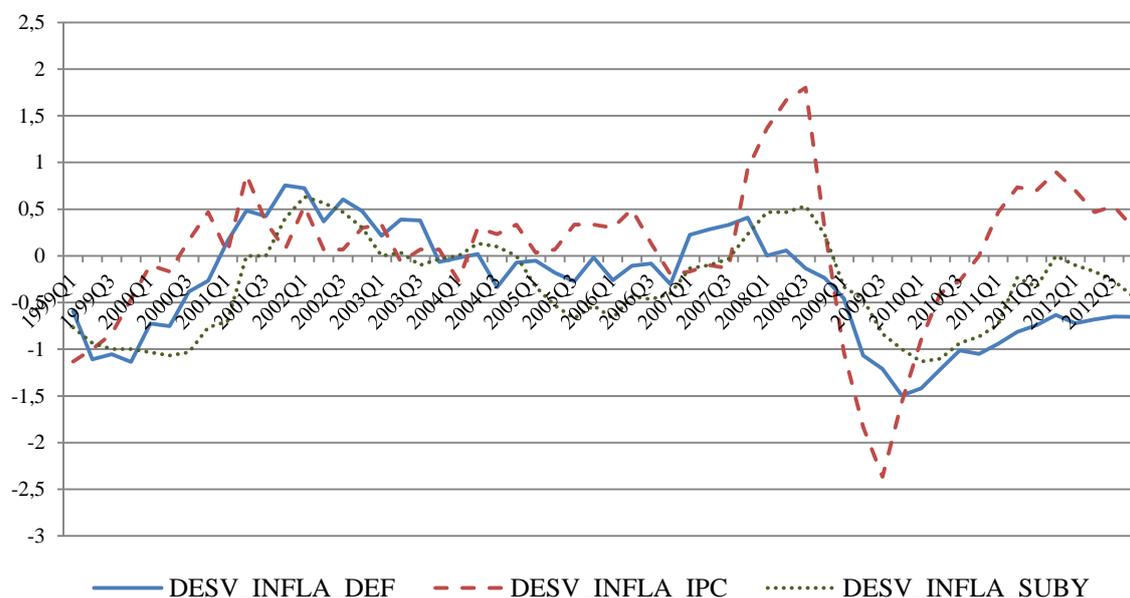
Con el objetivo de estudiar el comportamiento mostrado por el BCE desde su nacimiento hasta la actualidad, hemos utilizado los datos trimestrales de la economía de la zona euro referidos al periodo comprendido entre el primer trimestre de 1999 y el tercer trimestre de 2012.

Inflación

Como medida de la inflación, utilizamos, alternativamente, la tasa de variación interanual del deflactor del PIB, del Índice Armonizado de Precios al Consumo (IAPC) y del IAPC que excluye los productos energéticos y los alimentos no procesados, o inflación subyacente. En los dos últimos casos, el dato trimestral es la media aritmética de las tres observaciones mensuales, como hemos visto al analizar el trabajo de Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002).

Con respecto al objetivo de inflación, tomaremos el 2%, conforme a lo comentado en líneas anteriores.

La diferencia nos dará las observaciones de la primera variable explicativa, $\tilde{\pi}_{t+f}$, la desviación de la inflación respecto a su objetivo. El gráfico 6 muestra el gap de inflación durante el periodo muestral utilizando las tres medidas propuestas.

Gráfico 6. Eurozona. Desviaciones de la inflación respecto a un objetivo del 2%

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del BCE

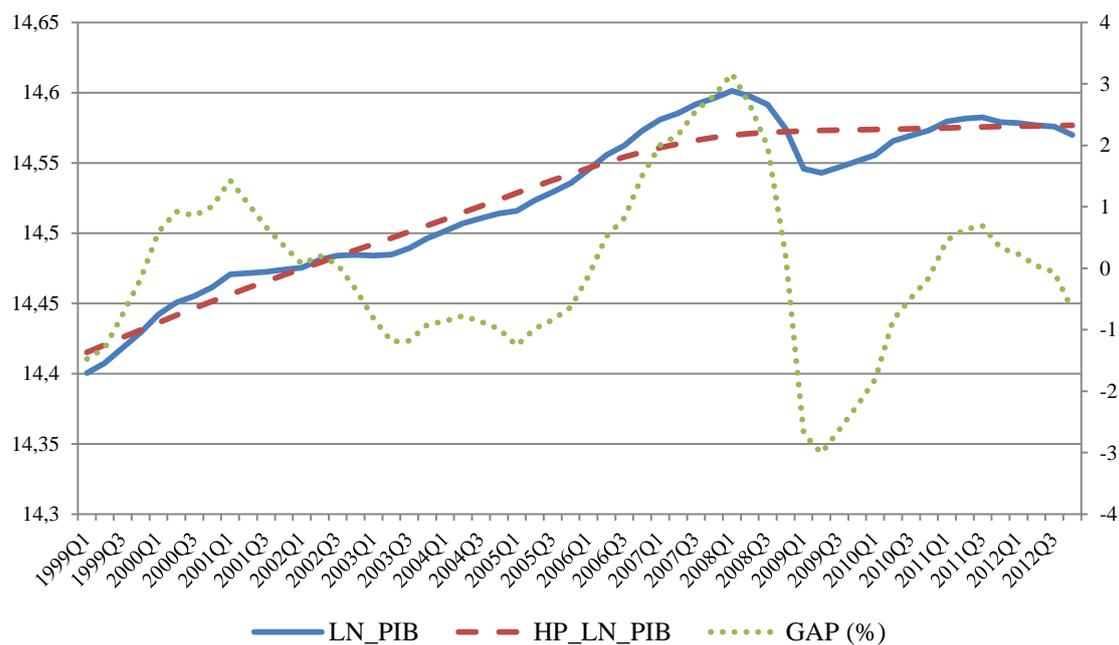
El output gap

Por lo que se refiere al cálculo de las desviaciones del nivel de producción respecto a su valor tendencial, y_t , medimos la producción, alternativamente, a partir de los volúmenes encadenados del PIB a precios de mercado ajustado estacionalmente con año de referencia 2005 y a partir del Índice de Producción Industrial (IPI) ajustado estacionalmente con base 2010=100. Dado que el IPI tiene una periodicidad mensual, utilizamos, de nuevo, como dato trimestral la media aritmética de las tres observaciones de cada trimestre⁵¹.

En el primer caso, como medida del output, utilizamos el logaritmo neperiano del PIB y medimos el output gap como la diferencia entre el logaritmo neperiano del PIB y el filtro de Hodrick-Prescott (HP) del logaritmo neperiano del PIB, con un parámetro de alisamiento de 1.600 al tratarse de datos trimestrales (véase gráfico 7).

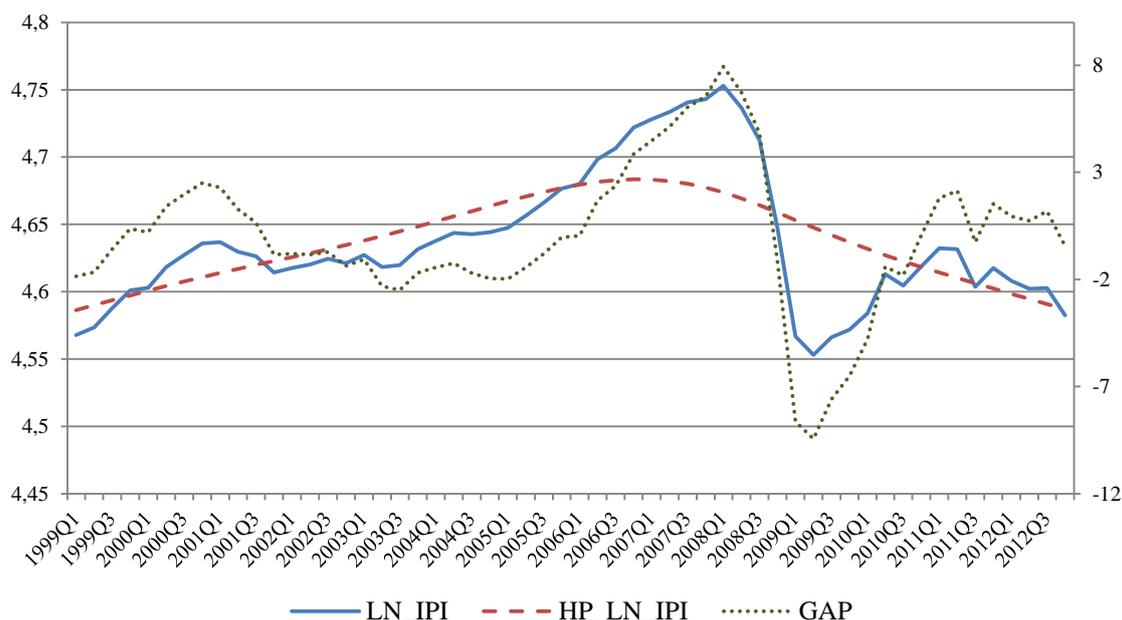
⁵¹ El IPI es el indicador más directamente relacionado con la actividad productiva global, pero presenta una importante volatilidad.

Gráfico 7. Eurozona. Output gap aproximado por el PIB



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del BCE

En el segundo caso, como medida del output, utilizamos el logaritmo neperiano del IPI. El output gap viene dado por la diferencia entre el logaritmo neperiano del IPI y el filtro de Hodrick-Prescott (HP) del logaritmo neperiano del IPI, con un coeficiente de 1.600 (véase gráfico 8)

Gráfico 8. Eurozona. Output gap aproximado por el IPI

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del BCE

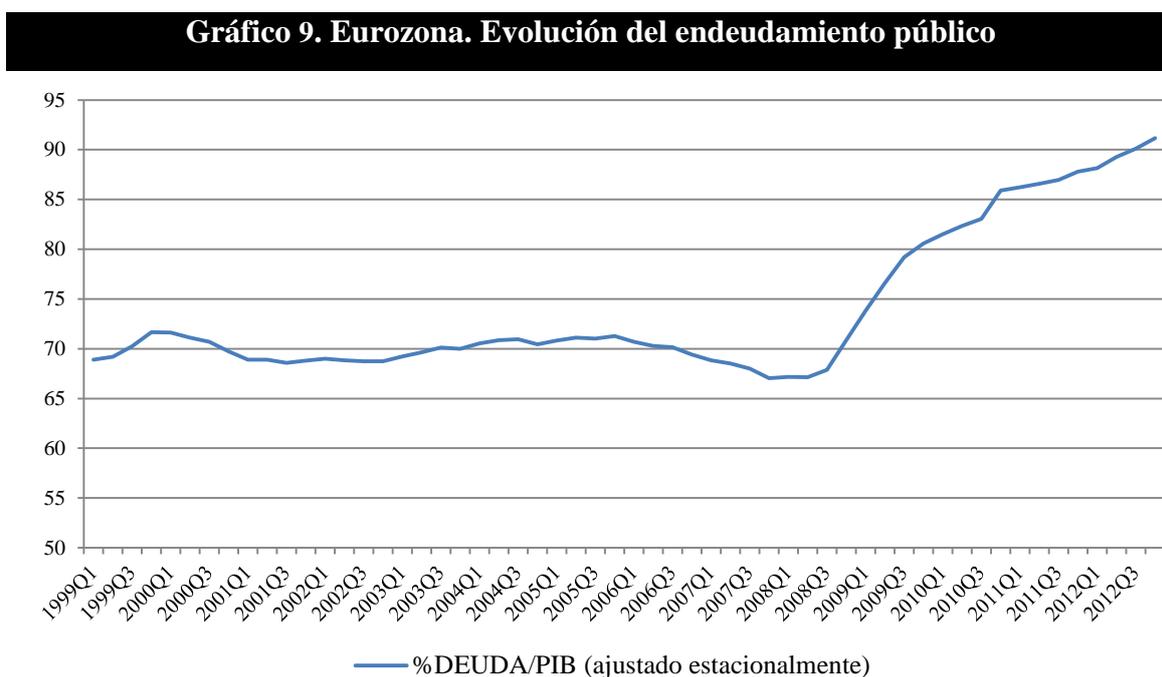
Clarida, Galí y Gertler (2000) aproximan el output gap a través de la desviación del logaritmo del PIB respecto a una tendencia cuadrática y Clarida, Galí y Gertler (1998) utilizan la desviación del logaritmo de la producción industrial respecto a una tendencia cuadrática. Esta medida consiste en tomar los residuos de una regresión MCO del logaritmo del PIB o la producción industrial sobre una constante, una tendencia lineal y una tendencia cuadrática (Favero, 2001).

Nosotros hemos optado por el filtro de Hodrick-Prescott, dado que es la opción más comúnmente utilizada, como hemos visto en la revisión de la literatura empírica realizada en el capítulo anterior.

Variable exógena

En lo que se refiere a la variable x_t , incluiremos el endeudamiento público como variable exógena. El saldo presupuestario y el saldo primario fueron utilizados por García-Iglesias, Pateiro y Salcines (2011), con resultados significativos de los mismos, en el análisis de la estrategia de política monetaria del BCE para el periodo 1999-2007. Los elevados niveles de endeudamiento del sector público que presentan en la actualidad la mayor parte de los países de la zona euro, nos hace reflexionar sobre la

oportunidad de incluir una variable que refleje esta situación a la hora de explicar las actuaciones del BCE sobre los tipos de interés durante la actual crisis económica y financiera. Así, como medida del endeudamiento del sector público, utilizaremos la deuda pública como porcentaje del PIB. Para esta serie se ha realizado un ajuste estacional con el programa Tramo-Seats⁵². El gráfico 9 muestra la evolución de los datos utilizados.

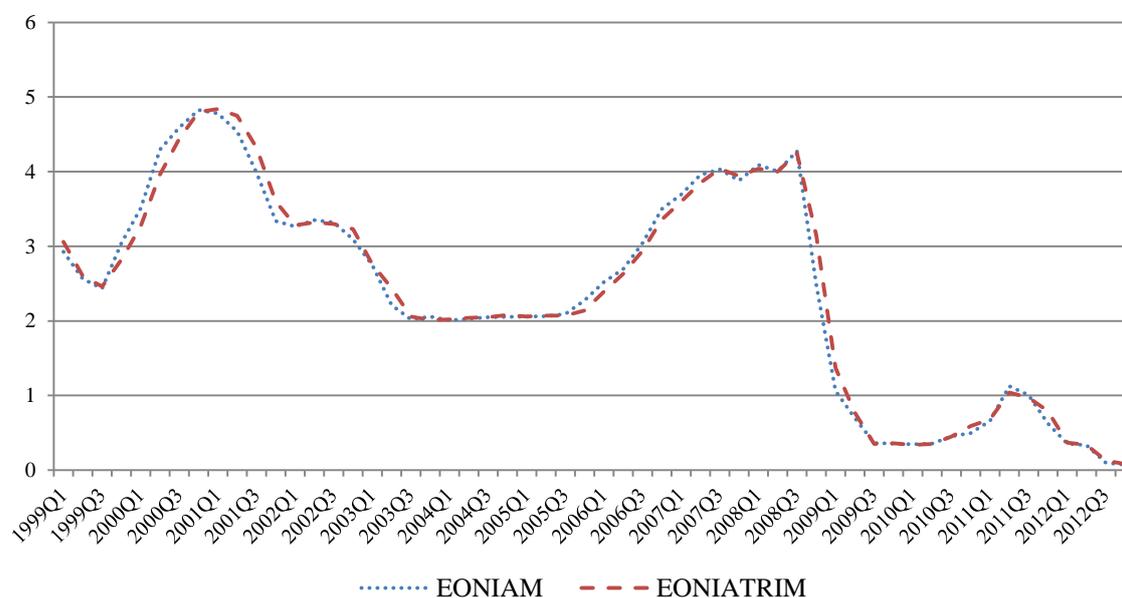


Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del BCE

Tipo de interés

El tipo de interés nominal a corto plazo utilizado es el EONIA (Euro Overnight Index Average). Utilizamos tanto la media trimestral (EONIATRIM) como la media del último mes del trimestre (EONIAM). El gráfico 10 recoge el desempeño de las dos medidas utilizadas.

⁵² Adoptamos las siguientes opciones: run Seats after Tramo; Forecast horizon: 8; Transformation: Auto select level or log; Arima order search: search all; Outliers: Auto detect all types; Regressors: none.

Gráfico 10. Eurozona. Evolución del tipo de interés

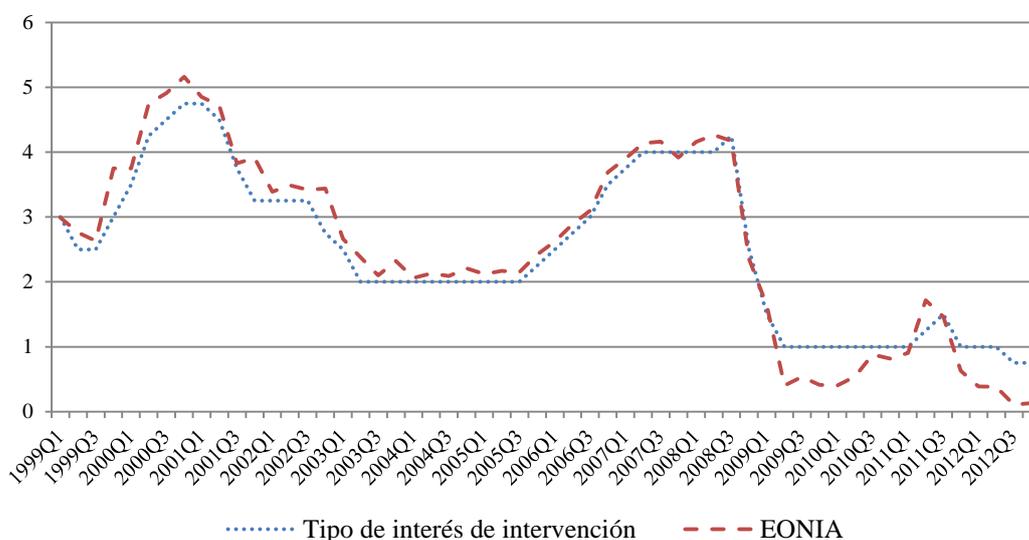
Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del BCE

Se podría utilizar como variable a explicar el tipo de interés oficial, o básico, que equivale al tipo mínimo de las Operaciones Principales de Financiación, pero, siguiendo a García-Iglesias y Pateiro (2009) y Pateiro, García-Iglesias y Nuñez (2010), hemos optado por el EONIA⁵³, por estar determinado en el mercado por agentes privados y aunque está muy directamente condicionado por el tipo oficial, en algún caso puntual los dos tipos de interés marcan un comportamiento algo diferente.

El gráfico 11 muestra la evolución de los dos tipos de interés durante el periodo muestral. Para esta representación, tomamos el dato correspondiente al último día del trimestre para las dos variables.

⁵³ Otra posibilidad sería utilizar los acuerdos sobre tipos de interés futuros (FRAs-Forward Rate Agreements) como indicadores de las expectativas de los agentes en el mercado, que permiten, por un lado, estudiar los efectos de determinadas acciones de las autoridades, y, por otro analizar los cambios que la nueva información relevante produce en las expectativas de dichos agentes (Díaz y Prado, 1995).

Gráfico 11. Eurozona. Comparativa EONIA versus tipo de interés de intervención



Fte: Elaboración propia a partir de los datos del BCE

La información referida a las variables hasta aquí comentadas está disponible en la base de datos del BCE. En la página web: <http://www.ecb.europa.eu/stats/html/index.en.html> encontrará el lector toda la información relacionada. En el apéndice, hemos recopilado las principales características técnicas de las observaciones de cada variable utilizada.

4.2.3. La contrastación empírica

4.2.3.1. ¿Es asimétrico el comportamiento del BCE?

Partimos de las ecuaciones [IV.79] y [IV.81] del capítulo anterior en las que introduciremos unas pequeñas modificaciones:

$$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+f} + c_2 y_{t+b} + c_3 x_{t+h} + c_4 (\tilde{\pi}_{t+f} y_{t+b}) + \rho i_{t-1} + v_t^i \quad [\text{IV.19}]$$

$$v_t^i = -\left\{ c_1 (\tilde{\pi}_{t+f} - E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+f}) + c_2 (y_{t+b} - E_{t-1} y_{t+b}) + c_3 (x_{t+h} - E_{t-1} x_{t+h}) + c_4 \left[(\tilde{\pi}_{t+f} y_{t+b}) - E_{t-1} (\tilde{\pi}_{t+f} y_{t+b}) \right] \right\} \quad [\text{IV.20}]$$

Es decir, permitimos que el modelo sea *backward looking* o *forward looking*, de forma que los subíndices temporales f , b y h pueden ser positivos o negativos.

Como decíamos, v_t^i es una combinación lineal de los errores cometidos en las estimaciones y, por lo tanto, ortogonal a cualquier variable contenida en el conjunto de información disponible en el momento t-1. Como es habitual en los modelos de expectativas racionales, el método de estimación descansa en la elección de un conjunto de instrumentos, Z_t , a partir de las variables que forman parte del conjunto de información del que dispone el banco central, tales como las variables retardadas que contribuyen a elaborar las previsiones de inflación o output o cualquier otra variable contemporánea que esté incorrelacionada con el shock de política monetaria, v_t^i . Por lo tanto, se pueden construir los estimadores MGM de los parámetros de la ecuación [IV.19], utilizando el conjunto de condiciones de ortogonalidad dado por $E(v_t^i|Z_t)=0$.

Hemos utilizado el programa EViews. Como matriz de ponderación utilizamos la matriz de covarianzas consistente con heterocedasticidad y autocorrelación (HAC). En la estimación de esta matriz, hemos utilizado el kernel Bartlett, y respecto a la selección del bandwidth, hemos optado por el método Newey-West Fijo.

Por lo que se refiere al valor de f , o lo que es lo mismo, en qué medida utilizamos una especificación *forward looking* o *backward looking* respecto a las desviaciones de la inflación, hemos obtenido el correlograma cruzado entre cada una de las tasas de interés y las tres medidas de inflación propuestas. La tabla 5 reporta los resultados para el coeficiente más alto.

Tabla 5. Resultados correlograma cruzado			
Tipo de interés	Gap de inflación	f	Coefficiente de correlación
EONIATRIM	DESV_INFLA	+1	0,6888
EONIATRIM	DESV_INFLA_IPC	0	0,3308
EONIATRIM	DESV_INFLA_SUBY	+3	0,4687
EONIAM	DESV_INFLA	+1	0,6764
EONIAM	DESV_INFLA_IPC	0	0,3293
EONIAM	DESV_INFLA_SUBY	+3	0,4596

Fuente: Elaboración propia

Sin embargo, al estimar la ecuación [IV.19] hemos obtenido los mejores resultados⁵⁴ con un $f=4$, es decir, considerando que la autoridad monetaria europea se fija un objetivo de inflación a un año, coincidiendo con el consenso al que ya nos hemos referido al analizar el trabajo de Clarida, Galí y Gertler (1998) y el de Dolado, María-Dolores y Naveira (2005). Además, esta especificación *forward looking* respecto a la inflación también es utilizada por García-Iglesias, Pateiro y Salcines (2013) al analizar el comportamiento del BCE en el periodo 1999-2008.

Respecto al valor de b , hemos realizado el mismo análisis y reportamos los resultados en la tabla 6.

Tabla 6. Resultados correlograma cruzado			
Output gap	Gap de inflación	b	Coefficiente de correlación
EONIATRIM	GAP_PIB	-1	0,6450
EONIATRIM	GAP_IPI	-1	0,6023
EONIAM	GAP_PIB	0	0,6424
EONIAM	GAP_IPI	-1	0,5941

Fte: Elaboración propia

Sin embargo, en lo referido al output gap, las mejores aproximaciones de la regla de política monetaria representada por la ecuación [IV.19] se obtienen al utilizar el output gap del mismo periodo. Lo mismo ocurre al incluir la deuda pública en el modelo. Parece que el BCE tiene en consideración, al llevar a cabo la gestión de la política monetaria comunitaria, el valor presente de dicha variable.

Como variables instrumentales, hemos utilizado una constante⁵⁵ y los tres primeros retardos de la desviación de la inflación, el output gap, la interacción de los gaps de inflación y output y la deuda pública. Todas estas variables son potencialmente útiles para estimar la inflación y el output futuro y están incorrelacionadas con el shock de política monetaria, v_t^i .

⁵⁴ En términos de significación de las variables explicativas.

⁵⁵ El programa econométrico Eviews siempre incluye la constante en la lista de instrumentos.

Teniendo en cuenta que el conjunto de instrumentos, y por lo tanto el número de condiciones de ortogonalidad, excede el de parámetros a estimar, será necesario contrastar la validez de las restricciones de sobre-identificación.

Asimismo, la estimación de la regla tayloriana representada por la ecuación [IV.19] requiere considerar las propiedades estadísticas de las series, en particular en lo referente a su estacionariedad. Las pruebas de raíz unitaria consistieron en las conocidas Dickey Fuller Aumentada (1981) y Phillips-Perron (1988). Ambas pruebas tienen como hipótesis nula que la serie es no estacionaria (tiene una raíz unitaria).

La tabla 7 recopila los resultados obtenidos para la prueba Dickey Fuller Aumentada. Como vemos, en todos los casos rechazamos la hipótesis nula de que la serie es no estacionaria para niveles de significación inferiores al 5%, salvo en el caso del EONIAM, en el que el nivel de significación es el 10,36%. La hipótesis alternativa es, en todas las variables, que la serie es estacionaria en niveles, $I(0)$, excepto en el caso de la deuda pública. Los datos parecen mostrar que la serie utilizada para esta variable es estacionaria en primeras diferencias, $I(1)$.

Tabla 7. Prueba de raíz unitaria (Dickey Fuller Aumentada)			
Variable	Hipótesis alternativa	t-Statistic	p-valor¹
EONIATRIM	I(0)	-3,550597	0,0440
EONIAM	I(0)	-3,159351	0,1036
INFLA_DEF	I(0)	-4,630813	0,0026
INFLA_IPC	I(0)	-4,885528	0,0012
INFLA_SUBY	I(0)	-4,100015	0,0112
GAP_PIB	I(0)	-3,722239	0,0292
GAP_IPI	I(0)	-3,399444	0,0621
DEUDA/PIB	I(1)	-3,385480	0,0640
¹ Mackinnon (1996) Número máximo de retardos: 8. Tendencia y constante.			

Fte: Elaboración propia

Comprobada la condición de estacionariedad de los regresores del modelo y las variables instrumentales, recogemos los resultados de la estimación en las tablas que presentamos a continuación. Las tablas 8 a 10 muestran las reglas de tipos de interés estimadas cuando utilizamos como dato del tipo de interés nominal a corto plazo, la media trimestral del EONIA, según cálculos del BCE.

CAPÍTULO IV: EVIDENCIA EMPÍRICA

Las tablas 11 y 12 muestran los resultados obtenidos cuando utilizamos como dato del tipo de interés nominal a corto plazo, la media del EONIA del último mes del trimestre, según cálculos del BCE.

Tabla 8. Estimación de la función de reacción del BCE. Datos de inflación calculados a partir del deflactor del PIB y output calculado a partir del IPI							
$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+4} + c_2 y_t + c_3 x_t + c_4 (\tilde{\pi}_{t+4} y_t) + \rho i_{t-1} + v_t^i$							
\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_3	\hat{c}_4	$\hat{\rho}$	J	R^2 ajustado
4,05	0,22	0,11	-0,04	0,03	0,58	0,12	0,95
(3,77)	(2,39)	(4,84)	(-3,28)	(1,72)	(8,41)		
[0,0005]	[0,0212]	[0,0000]	[0,0020]	[0,0918]	[0,0000]		
<p>EONIA=media de los datos diarios del trimestre Desviación de la Inflación=tasa de variación anual del deflactor del PIB – 2% Output gap=logaritmo neperiano del IPI menos el filtro de HP del logaritmo neperiano del IPI Variable exógena=deuda pública como porcentaje del PIB Entre paréntesis el estadístico t de Student, y entre corchetes el nivel de significación mínimo para que se rechace la hipótesis de nulidad de los coeficientes de los regresores. En todos los casos se rechaza la hipótesis nula a un nivel de significación inferior al 10%. El estadístico J que registra Eviews 5.0 está dividido entre el número de observaciones, por tanto el “verdadero” valor de $J = 0,12 \cdot 49 = 5,88$. Dado que $P(\chi_7^2 \leq 14,1) = 0,95$, no rechazamos la hipótesis nula de validez de las variables instrumentales utilizadas, es decir, el modelo está correctamente especificado.</p>							

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 9. Estimación de la función de reacción del BCE. Inflación subyacente y datos de output calculados a partir del PIB							
$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+4} + c_2 y_t + c_3 x_t + c_4 (\tilde{\pi}_{t+4} y_t) + \rho i_{t-1} + v_t^i$							
\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_3	\hat{c}_4	$\hat{\rho}$	J	\bar{R}^2
8,41	0,47	0,42	-0,09	0,22	0,30	0,07	0,90
(6,32)	(2,63)	(3,98)	(-5,91)	(2,12)	(3,44)		
[0,0000]	[0,0119]	[0,0003]	[0,0000]	[0,0394]	[0,0013]		
<p>EONIA=media de los datos diarios del trimestre Desviación de la Inflación=tasa de variación anual del IAPC sin incluir energía ni alimentos procesados (inflación subyacente) – 2% Output gap=logaritmo neperiano del PIB menos el filtro de HP del logaritmo neperiano del PIB Variable exógena=deuda pública como porcentaje del PIB Todas las variables independientes son estadísticamente significativas para niveles de significación inferiores al 5%. Dado que $P(\chi_7^2 \leq 14,1) = 0,95$, como $J = 0,07 \cdot 49 = 3,43 < 14,1$, no rechazamos la hipótesis nula de validez de las variables instrumentales utilizadas.</p>							

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 10. Estimación de la función de reacción del BCE. Inflación subyacente y output medido a partir del IPI

$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+4} + c_2 y_t + c_3 x_t + c_4 (\tilde{\pi}_{t+4} y_t) + \rho i_{t-1} + v_t^i$							
\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_3	\hat{c}_4	$\hat{\rho}$	J	\bar{R}^2
6,94	1,13	0,07	-0,07	0,08	0,34	0,06	0,84
(3,95)	(11,59)	(1,66)	(-3,73)	(1,97)	(2,45)		
[0,0003]	[0,0000]	[0,1033]	[0,0006]	[0,0553]	[0,0185]		

EONIA=media de los datos diarios del trimestre
 Desviación de la Inflación=tasa de variación anual del IAPC sin incluir energía ni alimentos procesados (inflación subyacente) - 2%
 Output gap=logaritmo neperiano del IPI menos el filtro de HP del logaritmo neperiano del IPI
 Variable exógena=deuda pública como porcentaje del PIB
 Podemos considerar todas las variables estadísticamente significativas.
 De acuerdo con el valor de $J = 0,06 \cdot 49 = 2,94 < 14,1$, no rechazamos la hipótesis nula de que el modelo está correctamente especificado.

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 11. Estimación de la función de reacción del BCE. Datos de inflación calculados a partir del deflactor del PIB y output calculado a partir del PIB

$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+4} + c_2 y_t + c_3 x_t + c_4 (\tilde{\pi}_{t+4} y_t) + \rho i_{t-1} + v_t^i$							
\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_3	\hat{c}_4	$\hat{\rho}$	J	\bar{R}^2
5,54	0,46	0,33	-0,06	0,14	0,43	0,13	0,94
(4,09)	(3,13)	(6,49)	(-3,55)	(2,16)	(5,05)		
[0,0002]	[0,0031]	[0,0000]	[0,0010]	[0,0362]	[0,0000]		

EONIA=media de los datos diarios del último mes del trimestre
 Desviación de la inflación=tasa de variación anual del deflactor del PIB - 2%
 Output gap=logaritmo neperiano del PIB menos el filtro de HP del logaritmo neperiano del PIB
 Variable exógena=deuda pública como porcentaje del PIB
 Para niveles de significación inferiores en todos los casos al 5%, podemos afirmar que todas los regresores son significativos.
 No rechazamos la hipótesis nula de validez de las variables instrumentales utilizadas ($J = 0,13 \cdot 49 = 6,37 < 14,1$).

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 12. Estimación de la función de reacción del BCE. Inflación subyacente y output gap calculado a partir de los datos del PIB

$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+4} + c_2 y_t + c_3 x_t + c_4 (\tilde{\pi}_{t+4} y_t) + \rho i_{t-1} + v_t^i$							
\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_3	\hat{c}_4	$\hat{\rho}$	J	\bar{R}^2
9,35	1,08	0,31	-0,10	0,26	0,18	0,07	0,82
(6,40)	(3,15)	(2,95)	(-5,85)	(2,23)	(1,78)		
[0,0000]	[0,0030]	[0,0051]	[0,0000]	[0,0310]	[0,0828]		

EONIA= media de los datos diarios del último mes del trimestre
 Desviación de la Inflación=inflación subyacente - 2%
 Output gap=logaritmo neperiano del PIB menos el filtro de HP del logaritmo neperiano del PIB
 Variable exógena=deuda pública como porcentaje del PIB
 Para niveles de significación inferiores en todos los casos al 10%, podemos afirmar que todas los regresores son

significativos.

Dado que $P(\chi_7^2 \leq 14,1) = 0,95$, como $J = 0,07 \cdot 49 = 3,43 < 14,1$, no rechazamos la hipótesis nula de validez de las variables instrumentales utilizadas.

Fuente: Elaboración Propia

Como vemos, en todos los casos, los coeficientes presentan el signo esperado y las variables explicativas son estadísticamente significativas. Tal y como prevé la teoría, los coeficientes relativos a las desviaciones de la inflación, el output gap y los valores pasados del tipo de interés son positivos. Por lo que se refiere al coeficiente relativo al endeudamiento público, este presenta un elevado nivel de significación. El p-valor está muy próximo a cero, en todos los casos. El signo del coeficiente es siempre negativo lo que, en principio, podría resultar contradictorio con la teoría monetaria que sostiene que los tipos de interés tienden a subir cuando el sector público (y el privado) se ven en la necesidad de emitir grandes volúmenes de deuda para financiar el gasto público. Sin embargo, dada la duración y profundidad de la actual crisis, el BCE hubo de tomar decisiones drásticas de reducción de los tipos de intervención, con el objeto de proveer financiación en un escenario de falta notoria de liquidez. Al mismo tiempo, sobre todo a partir de 2012, se vio en la necesidad de comprar deuda pública de algunos estados.

Una de las características propias de esta crisis duradera es la acentuación de los déficits presupuestarios y de la deuda pública en la mayor parte de los estados de la zona euro. El BCE pudo haber adoptado decisiones sobre la financiación del eurosistema y sobre los tipos de interés donde el endeudamiento público jugase un papel importante. Nuestros resultados apoyan dicha hipótesis.

En todos los casos el output gap es estadísticamente significativo, lo que nos indica que el BCE responde también a la economía real, con independencia de su objetivo de inflación.

Por otra parte, podemos afirmar que el BCE adoptó una función de reacción asimétrica en el periodo analizado, como se deduce del signo positivo del coeficiente rectangular y su nivel de significación. Este resultado está en la línea de otras investigaciones para periodos distintos, ya comentadas en capítulos anteriores.

Además, el signo positivo del coeficiente rectangular y su nivel de significación se mantienen aunque se modifique la función de reacción estimada. Las tablas 13 y 14

muestran los resultados obtenidos cuando no incluimos el endeudamiento público como variable explicativa y cuando prescindimos del término *interest rate smoothing*, respectivamente.

Tabla 13. Estimación de la función de reacción del BCE sin variable exógena						
$i_t = c_0 + c_1\tilde{\pi}_{t+4} + c_2y_t + c_4(\tilde{\pi}_{t+4}y_t) + \rho i_{t-1} + v_t^i$						
\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_4	$\hat{\rho}$	J	\bar{R}^2
0,89	0,49	0,12	0,07	0,68	0,12	0,93
(4,49)	(3,65)	(3,29)	(2,08)	(9,79)		
[0,0001]	[0,0007]	[0,0020]	[0,0439]	[0,0000]		
<p>EONIA= media de los datos diarios del último mes del trimestre Desviación de la Inflación= tasa de variación anual del deflactor del PIB - 2% Output gap=logaritmo neperiano del IPI menos el filtro de HP del logaritmo neperiano del IPI Todas las variables independientes son estadísticamente significativas. Dado que $P(\chi_5^2 \leq 11,1) = 0,95$, como $J = 0,12 \cdot 49 = 5,88 < 11,1$, no rechazamos la hipótesis nula de validez de las variables instrumentales utilizadas.</p>						

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 14. Estimación de la función de reacción del BCE sin <i>interest rate smoothing</i>						
$i_t = c_0 + c_1\tilde{\pi}_{t+4} + c_2y_t + c_3x_t + c_4(\tilde{\pi}_{t+4}y_t) + v_t^i$						
\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_3	\hat{c}_4	J	\bar{R}^2
12,64	0,51	0,48	-0,14	0,30	0,13	0,59
(23,30)	(4,90)	(9,81)	(-19,49)	(7,35)		
[0,0000]	[0,0000]	[0,0000]	[0,0000]	[0,0000]		
<p>EONIA= media de los datos diarios del último mes del trimestre Desviación de la Inflación= tasa de variación anual del deflactor del PIB - 2% Output gap=logaritmo neperiano del IPI menos el filtro de HP del logaritmo neperiano del IPI Variable exógena=deuda pública como porcentaje del PIB Todas las variables son estadísticamente significativas. Dado que $J = 0,13 \cdot 49 = 6,37$ y $P(\chi_8^2 \leq 15,5) = 0,95$, no rechazamos la hipótesis nula de que el modelo está correctamente especificado.</p>						

Fuente: Elaboración Propia

En los gráficos que recopilamos a continuación, mostramos cómo las 7 reglas de tipos de interés que hemos estimado ajustan el comportamiento mostrado por el tipo de interés, desde su nacimiento hasta la actualidad. Cada gráfico se corresponde con una de las funciones de reacción estimadas:

Regla 1 $i_t = 4,05 + 0,22\tilde{\pi}_{t+4} + 0,11y_t - 0,04x_t + 0,03(\tilde{\pi}_{t+4}y_t) + 0,58i_{t-1}$ Gráfico 12

Regla 2 $i_t = 8,41 + 0,47\tilde{\pi}_{t+4} + 0,42y_t - 0,09x_t + 0,22(\tilde{\pi}_{t+4}y_t) + 0,30i_{t-1}$ Gráfico 13

- Regla 3 $i_t = 6,94 + 1,13\tilde{\pi}_{t+4} + 0,07y_t - 0,07x_t + 0,08(\tilde{\pi}_{t+4}y_t) + 0,34i_{t-1}$ Gráfico 14
- Regla 4 $i_t = 5,54 + 0,46\tilde{\pi}_{t+4} + 0,33y_t - 0,06x_t + 0,14(\tilde{\pi}_{t+4}y_t) + 0,43i_{t-1}$ Gráfico 15
- Regla 5 $i_t = 9,35 + 1,08\tilde{\pi}_{t+4} + 0,31y_t - 0,10x_t + 0,26(\tilde{\pi}_{t+4}y_t) + 0,18i_{t-1}$ Gráfico 16
- Regla 6 $i_t = 0,89 + 0,49\tilde{\pi}_{t+4} + 0,12y_t + 0,07(\tilde{\pi}_{t+4}y_t) + 0,68i_{t-1}$ Gráfico 17
- Regla 7 $i_t = 12,64 + 0,51\tilde{\pi}_{t+4} + 0,48y_t - 0,14x_t + 0,30(\tilde{\pi}_{t+4}y_t)$ Gráfico 18

Gráfico 12: Regla 1

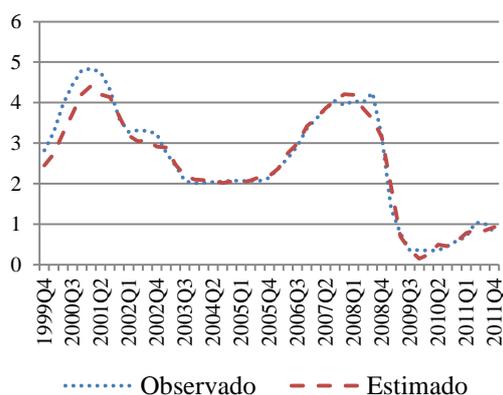


Gráfico 13: Regla 2

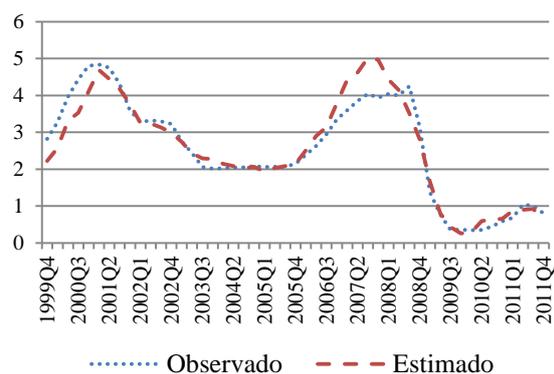


Gráfico 14: Regla 3

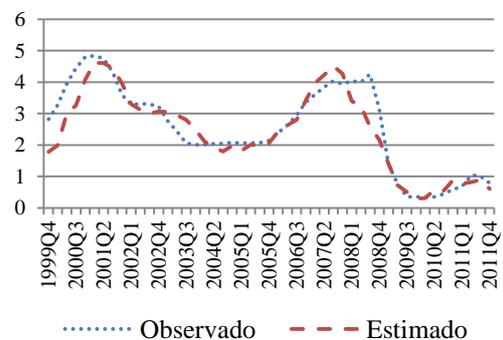


Gráfico 15: Regla 4

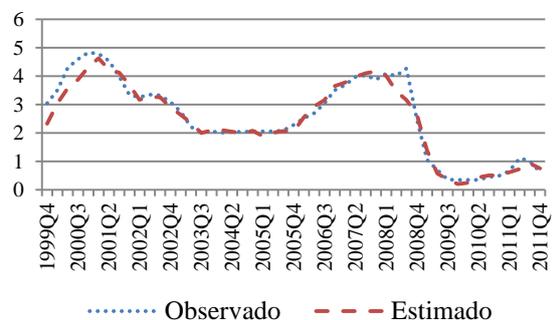


Gráfico 16: Regla 5

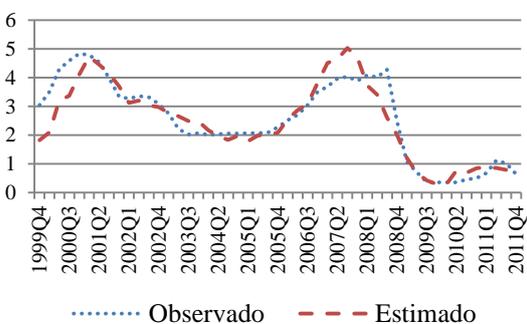


Gráfico 17: Regla 6

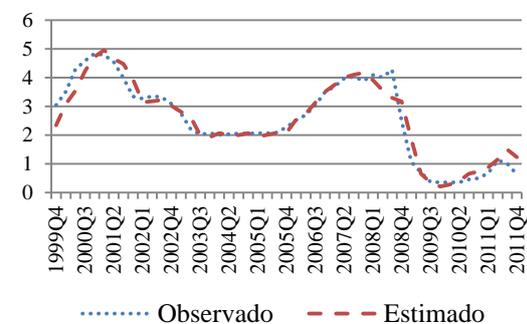
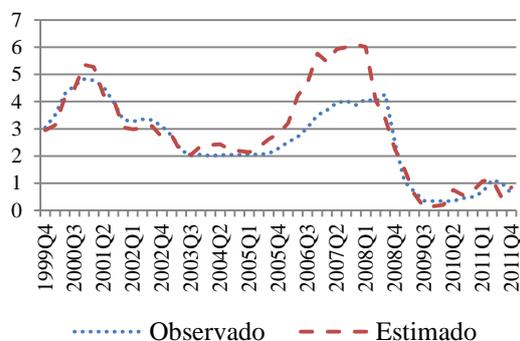


Gráfico 18: Regla 7

Fuente: Elaboración propia

A la vista de los gráficos, podemos afirmar que el ajuste es bueno. En especial, las reglas 1, 4 y 6 describen una evolución del instrumento de política monetaria muy próxima a la observada (las tres estimaciones presentan un coeficiente de determinación ajustado superior a 0,93). Como vemos, el BCE aplicó, durante los primeros años de funcionamiento y durante la última etapa del año 2008, una política monetaria más restrictiva que la prevista por cualquiera de las 7 reglas de tipos de interés que hemos estimado.

Por lo que se refiere a las desviaciones de los primeros años pueden estar justificadas por el interés de la autoridad monetaria europea en labrarse una reputación anti-inflacionista. En cuanto a las desviaciones del año 2008, recordemos que en julio de 2008, cuando el crecimiento económico de todos los países de la zona euro mostraba síntomas de agotamiento, el BCE sube por sorpresa los tipos de interés de intervención un cuarto de punto hasta el 4,25%. La realidad económica mostró pronto que esta medida había sido desacertada, y en octubre de ese mismo año, la autoridad monetaria europea inicia una serie de bajadas en el tipo de interés de las operaciones principales de inyección de liquidez, tal y como podemos apreciar en el gráfico 11.

4.2.3.2. Comentarios a los resultados

- Podemos afirmar que el BCE adoptó una función de reacción asimétrica en el periodo analizado. Este resultado está en la línea de otras investigaciones para periodos distintos. Surico (2003) concluye que la política monetaria aplicada por

el BCE en el periodo 1997-2002 es no lineal respecto al objetivo del crecimiento económico. Surico (2007a) obtiene los mismos resultados para el periodo 1999-2004. Dolado, María-Dolores y Naveira (2005) estudian la política monetaria del área euro en el periodo 1984-2001, concluyendo también la asimetría en las reacciones de la autoridad monetaria europea, aunque, en este caso, respecto al objetivo de inflación.

- Detrás de ese comportamiento asimétrico por parte del BCE podría haber dos causas, como hemos visto, una curva de Phillips de la economía de la eurozona no lineal y/o una función de pérdidas de la autoridad monetaria asimétrica. Respecto a la primera, la importante rigidez a la baja de los salarios reales en el mercado de trabajo europeo hace pensar en una curva de Phillips convexa, sin embargo, con los datos disponibles, la hipótesis nula de no convexidad de la curva de Philips no puede ser rechazada. Recordemos la complejidad de la estimación de la curva de Phillips al no ser directamente observables las dos variables relacionadas (expectativas de inflación y output gap).
- En relación a la segunda causa, las preferencias asimétricas del BCE, parecen referirse al objetivo de output y no al de inflación. La razón está en la larga y profunda crisis que empiezan a padecer los países de la eurozona en el año 2008, con tasas de crecimiento bajas o negativas acompañadas de tasas de inflación en niveles mínimos o incluso negativos, que hicieron que el objetivo de estabilidad de precios no condicionase la política monetaria del BCE.
- Los coeficientes relativos a las desviaciones de la inflación, el output gap y los valores pasados del tipo de interés son positivos, conforme a lo esperado.
- En todos los casos se rechaza la hipótesis de nulidad del coeficiente relativo al output gap, lo que nos indica que el BCE responde también a la economía real, con independencia de su objetivo de inflación.
- En lo que se refiere a la variable exógena, nuestros resultados apoyan la hipótesis de que el BCE pudo haber adoptado decisiones sobre la financiación del eurosistema y sobre los tipos de interés donde el endeudamiento público jugase un papel importante.

- El signo negativo del coeficiente relativo al endeudamiento público parece apoyar la idea de que la deuda del sector público en economías deprimidas no provoca aumentos en los tipos de interés⁵⁶.
- El BCE aplicó, durante los primeros años de funcionamiento, una política monetaria excesivamente restrictiva, comportamiento justificado por parte de una autoridad monetaria que nace y quiere labrarse una reputación anti-inflacionista.
- La política monetaria aplicada fue demasiado restrictiva durante el 2008, quizás porque el BCE no fue capaz de ver el agotamiento del crecimiento económico que se iniciaba entonces en la mayor parte de los países de la zona euro.

4.3. Caso Reserva Federal norteamericana

4.3.1. Introducción

En los EE.UU., el Acta de la Reserva Federal de 1913 acordó la responsabilidad para la Fed de establecer la política monetaria con el fin de influir en la disponibilidad y el precio del dinero y del crédito para promover los objetivos económicos nacionales. Controla tres herramientas de la política monetaria: las operaciones de mercado abierto, el tipo de descuento y el coeficiente de caja. El Consejo de Gobernadores del sistema de la Reserva Federal es responsable de los tipos de descuento y del coeficiente de caja, y el Comité Federal de Mercado Abierto (Federal Open Market Committee o FOMC, por su denominación en inglés) es responsable de las operaciones de mercado abierto.

El Comité Federal de Mercado Abierto toma las decisiones claves sobre los tipos de interés. Determina la posición apropiada de la política monetaria y evalúa, para sus objetivos a largo plazo, tanto los riesgos de estabilidad de precios como el crecimiento económico apropiado.

Al utilizar las tres herramientas, la Reserva Federal influye en la demanda y en la oferta de los saldos que las instituciones depositarias retienen en los bancos de la Reserva

⁵⁶ En todo caso, es importante recordar que estamos analizando una pieza de la estructura (los tipos nominales a corto plazo), pero hemos asistido desde el comienzo de la actual crisis financiera y económica a un importante incremento de las primas de riesgo de la deuda pública de un número significativo de países de la eurozona.

Federal y de esta manera modifica el *federal funds rate*, esto es, el tipo de interés al cual las instituciones depositarias prestan en un día saldos en la Reserva Federal a las otras instituciones depositarias.

En la actualidad, la Reserva Federal tiene un triple mandato, dado que debe gestionar la política monetaria de forma que esta promueva de forma efectiva los objetivos de máximo empleo, estabilidad de precios y unos moderados tipos de interés. En lo que se refiere a la estabilidad de precios el Comité Federal de Mercado Abierto ha fijado un objetivo de inflación a largo plazo del 2%, medida como la tasa de variación anual del Índice de Precios implícito en el Gasto en Consumo Personal (IPGCP). En cuanto a la búsqueda del máximo nivel de empleo, dado que este depende en gran medida de factores no monetarios que afectan a la estructura y dinámica del mercado de trabajo, el objetivo a lograr va a ir cambiando a lo largo del tiempo. Ahora mismo, el Comité Federal de Mercado Abierto estima que la tasa de desempleo normal de largo plazo se sitúa entre el 5,2 y el 5,8% (Federal Reserve, 2014).

4.3.2. Los datos

Hemos analizado la gestión de la política monetaria realizada por la Reserva Federal, utilizando, al igual que en el caso del BCE, datos trimestrales. El periodo muestral abarca desde el primer trimestre de 1966 hasta el cuarto trimestre de 2012. Dividimos el periodo muestral en dos etapas: la primera comprende desde el primer trimestre de 1966 hasta el segundo de 1979 (1966Q1-1979Q2), y la segunda submuestra abarca desde el primer trimestre de 1983 hasta el cuarto de 2012 (1983Q1-2012Q4). Eliminamos el periodo intermedio en el que la Fed, bajo la presidencia de Paul Volcker, cambió su procedimiento operativo, sustituyendo el tipo de interés a corto plazo por el objetivo de reservas propias, como hemos visto al analizar los trabajos de Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002), Surico (2007b) y Cukierman y Muscatelli (2007), entre otros.

Inflación

Como medida de la inflación, utilizamos, alternativamente, el deflactor del PIB, la tasa de variación interanual del Índice de Precios al Consumo (IPC), la tasa de variación interanual del IPC sin incluir la energía y los alimentos no procesados, o inflación subyacente, la tasa de variación interanual del Índice de Precios implícito en el Gasto en

Consumo Personal (IPGCP), así como la inflación subyacente calculada a partir del IPGCP. Tanto el IPC como el IPGCP tienen periodicidad mensual, por lo que tomamos como dato trimestral la media aritmética de los tres datos mensuales del trimestre.

Las diferencias entre los dos índices pueden resumirse en tres grandes categorías: a) efecto fórmula: el IPGCP está basado en la fórmula Fisher-Ideal, mientras que el IPC está basado en la fórmula de Laspeyres modificada; b) efecto ponderación: los bienes tienen una distinta importancia relativa en la construcción de los dos índices; c) efecto escala: el IPGCP mide el gasto realizado por o en favor del sector personal, por tanto incluye tanto a los hogares como las instituciones sin ánimo de lucro de apoyo a los hogares, mientras que el IPC mide los desembolsos directos de los hogares.

Con respecto al objetivo de inflación, históricamente, los bancos centrales no han hecho público el nivel marcado como socialmente óptimo a medio/largo plazo. Sin embargo, a partir de la crisis económica de los años 70 esta práctica fue puesta en entredicho, y, desde entonces, muchos bancos centrales han adoptado de manera pública una tasa de inflación objetivo en el entorno del 2%⁵⁷, de acuerdo con la abundante literatura que apoya unas bajas tasas de inflación y los beneficios de hacer público este objetivo (Fischer, 1993; Minskin, 1999; Bernanke *et al.*, 1999 y King, 2002, entre otros). Entre estas ventajas podemos citar, fundamentalmente, el eliminar incertidumbre en la elaboración de las expectativas de inflación a largo plazo por parte de los agentes de la economía.

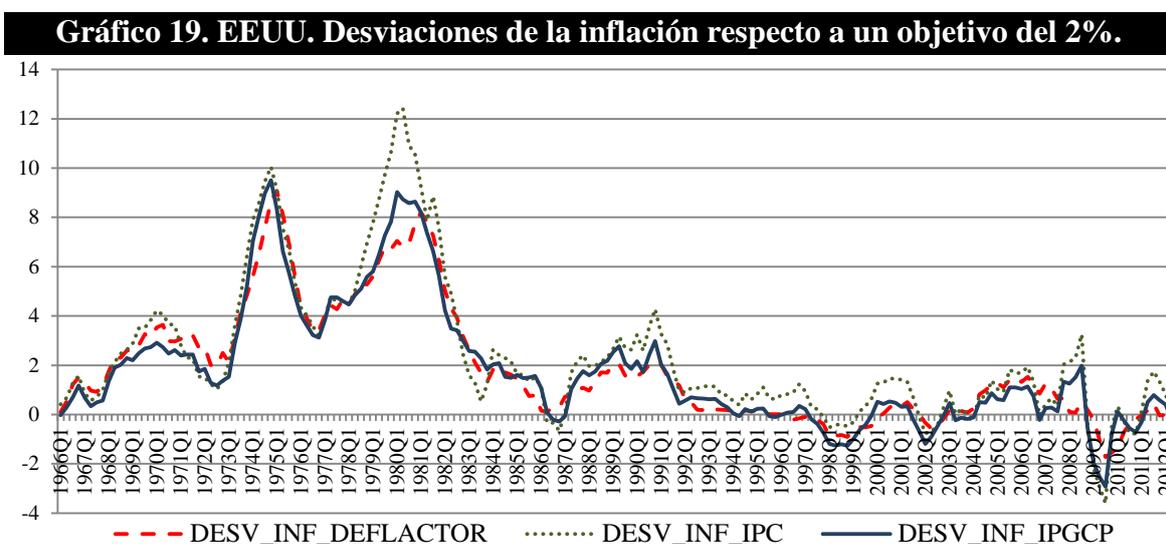
Sin embargo, en este sentido, Ball y Sheridan (2003) estudian el comportamiento de la inflación, el output y los tipos de interés en veinte países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) durante los años 60, 70, 80 y 90 y concluyen que el publicar el objetivo de inflación no mejora los resultados obtenidos.

En el caso de la Fed, hay que esperar hasta enero de 2012 para que el Comité Federal de Mercado Abierto haga público su objetivo de inflación a largo plazo, que fija en el 2%, medido como la tasa de variación anual del IPGCP, como ya hemos dicho. Sin embargo, los *Economic Reports of the President del Council of Economic Advisers* de

⁵⁷ Como hemos visto al analizar la política monetaria del BCE, esta autoridad monetaria se fija como objetivo mantener la tasa de inflación “por debajo, cerca del 2% anual”, lo que puede interpretarse como que el BCE establece como inflación socialmente óptima el rango 1-2%. Otros bancos centrales recurren también a rangos para definir la inflación objetivo. Suecia, Australia, Nueva Zelanda o Canadá fijan este rango en el 1-3%.

años anteriores recogen ya este nivel del 2% como tasa de inflación considerada socialmente óptima.

Por todo ello, hemos tomado como objetivo de inflación para los dos periodos analizados el 2%, coincidiendo también con el dato utilizado por Taylor (1993), como hemos visto⁵⁸. El gráfico 19 refleja la evolución de las desviaciones de la tasa de inflación calculada con tres medidas alternativas respecto a una tasa objetivo del 2%.



Fte: Elaboración propia a partir de datos de la Fed

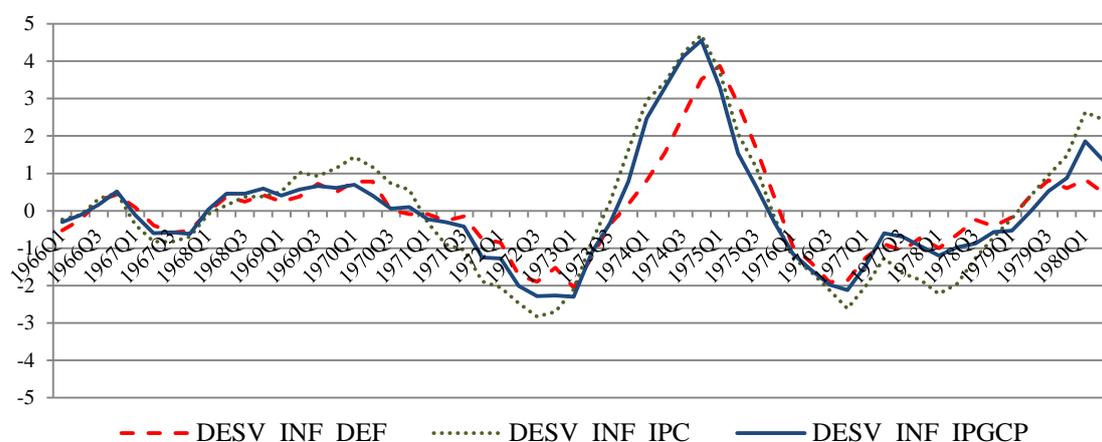
Tal y como muestra el gráfico anterior, en la primera parte del periodo, las desviaciones son muy importantes. Para solucionar el sesgo derivado de la utilización de una tasa de inflación objetivo errónea, podríamos optar, como Kim, Osborn y Sensier (2005), por utilizar la tasa de inflación objetivo implícita hallada por Clarida, Galí y Gertler (2000) para el periodo muestral 1960Q1-1979Q2, que sitúan en el 4,24%, pero hemos decidido utilizar para el primer subperiodo muestral como medida alternativa del objetivo de

⁵⁸ Mankiw (2001) considera que la Fed se comportó durante los 90 como un *covert inflation targeting*, estableciendo un objetivo de inflación del 3%, aunque nunca lo hiciese público. Toman este valor dado que es la tasa de inflación media observada durante esta década (medida como la tasa de variación interanual del IPC)

Clarida, Galí y Gertler (1998) obtienen una tasa de inflación objetivo implícita del 4,04% para el periodo muestral que abarca desde octubre de 1979 hasta diciembre de 1994. Los propios autores aclaran que parece un objetivo de inflación demasiado alto y puede reflejar el hecho de que el periodo muestral arranca con unas tasas de inflación elevadas. Si el periodo muestral fuese más largo, el objetivo de inflación implícito obtenido sería más reducido. De hecho, Clarida, Galí y Gertler (2000) utilizando datos trimestrales para el periodo que abarca desde el tercer trimestre de 1979 hasta el cuarto de 1996 calculan una tasa de inflación objetivo implícita del 3,58%.

inflación la tendencia mostrada al aplicar a los valores de inflación observados el filtro de Hodrick-Prescott (HP), con un coeficiente de 1.600⁵⁹ (gráfico 20), medida utilizada, entre otros autores, por Vašíček (2010) al estudiar la política monetaria aplicada por los bancos centrales de la República Checa, Hungría y Polonia.

Gráfico 20. EEUU. Desviaciones de la inflación respecto a la tendencia mostrada por el filtro de HP. Primer subperiodo muestral.



Fte: Elaboración propia a partir de datos de la Fed

El output gap

Por lo que se refiere al cálculo de las desviaciones del nivel de producción respecto a su valor tendencial, y_t , medimos la producción, alternativamente, a partir de los volúmenes encadenados del PIB a precios de mercado ajustado estacionalmente, con año de referencia 2005, y a partir del Índice de Producción Industrial (IPI) ajustado estacionalmente con base 2007=100. En este caso, utilizamos, de nuevo, como dato trimestral la media aritmética de las tres observaciones de cada trimestre.

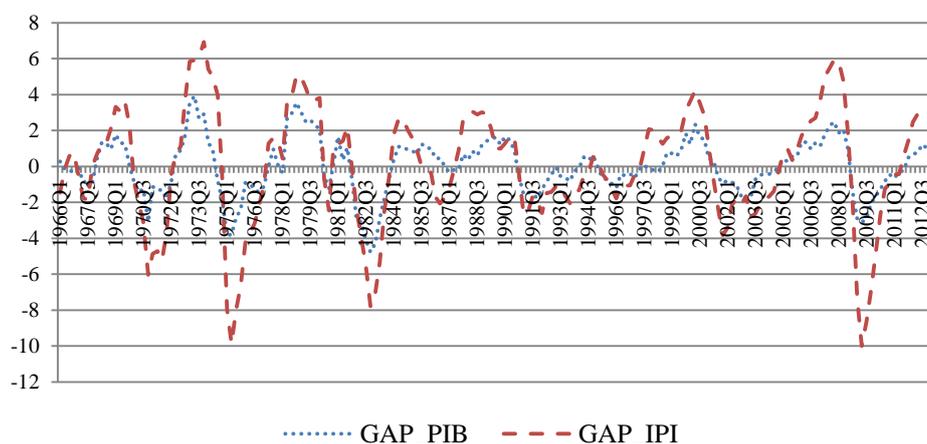
En el primer caso, como medida del output, utilizamos el logaritmo neperiano del PIB y medimos el output gap como la diferencia entre el logaritmo neperiano del PIB y el filtro de HP del logaritmo neperiano del PIB, con un coeficiente de 1.600.

En el segundo caso, como medida del output, utilizamos el logaritmo neperiano del IPI. El output gap viene dado por la diferencia entre el logaritmo neperiano del IPI y el filtro

⁵⁹ Calculamos los datos para el período 1966Q1-1980Q2 para mantener en 51 el número de observaciones al realizar las estimaciones del primer subperiodo muestral.

de HP del logaritmo neperiano del IPI, con un coeficiente de 1.600. El gráfico 21 muestra la evolución de la brecha de producción utilizando las dos medidas.

Gráfico 21. EEUU. Output gap

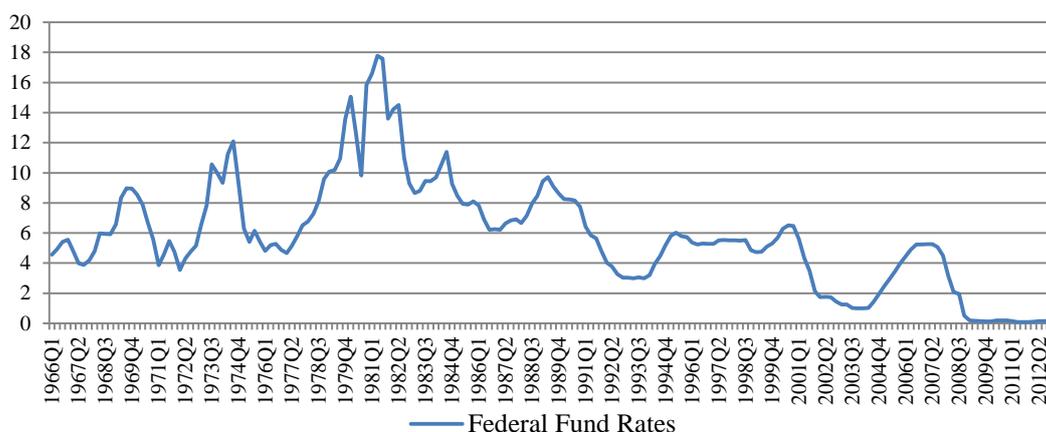


Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la Fed

Tipo de interés

El tipo de interés a corto plazo utilizado es el *federal funds rate*. El gráfico 22 muestra la evolución de esta variable durante el periodo muestral.

Gráfico 22. EEUU. Evolución del tipo de interés



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la Fed

La información referida a las variables utilizadas en el análisis empírico realizado en esta tesis en relación a la autoridad monetaria estadounidense está disponible en la base de datos de la *Federal Reserve Bank of St. Louis*, pudiendo descargarse en la página web: (<http://research.stlouisfed.org/fred2/>). En el apéndice, recopilamos las características técnicas de las series temporales utilizadas.

4.3.3. La contrastación empírica

4.3.3.1. ¿Es asimétrico el comportamiento de la Fed?

Para detectar la presencia de asimetrías, estimamos la ecuación [IV.22], utilizando el Método Generalizado de los Momentos⁶⁰:

$$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+f} + c_2 y_{t+b} + c_4 (\tilde{\pi}_{t+f} y_{t+b}) + \rho i_{t-1} + v_t^i \quad \text{[IV.22]}$$

Por lo que se refiere al valor de f , al igual que en el caso del BCE, hemos recurrido a una especificación *forward looking* respecto a las desviaciones de la inflación, obteniendo los mejores resultados con un $f = 4$. Respecto al valor de b , hemos optado por $b = 0$, es decir, la Fed, al igual que el BCE, parece tomar como output gap relevante a la hora de gestionar la política monetaria el valor actual de dicha variable.

En cuanto al término que recoge el *interest rate smoothing* o propensión de los bancos centrales de realizar ajustes lentos en los tipos de interés, los resultados mejoran cuando utilizamos como regresor el tipo de interés retardado un periodo⁶¹.

Como variables instrumentales, hemos utilizado una constante y los tres primeros retardos de la desviación de la inflación, el output gap y la interacción de los gaps de inflación y output, cuando estimamos funciones de reacción no lineales.

⁶⁰ Hemos utilizado el programa EViews. Como matriz de ponderación utilizamos la matriz de covarianzas consistente con heterocedasticidad y autocorrelación (HAC). En la estimación de esta matriz, hemos utilizado el kernel Bartlett, y respecto a la selección del bandwidth, hemos optado por el método Newey-West Fijo.

⁶¹ Clarida, Galí y Gertler (1998) utilizando datos mensuales para EEUU durante el periodo 1979-1994 incluyen dos regresores: el tipo de interés retardado un periodo y el tipo de interés retardado dos periodos; lo mismo que Dolado, María-Dolores y Naveira (2005) para el periodo 1984:1-2001:9. También Clarida, Galí y Gertler (2000) con datos trimestrales para el periodo 1960Q1-1996Q4 utilizan dos retardos. Surico (2007b) utiliza un retardo de un trimestre analizando el periodo muestral 1960Q1-2003Q2.

CAPÍTULO IV: EVIDENCIA EMPÍRICA

Hemos comprobado la estacionariedad de las series, utilizando las pruebas de raíz unitaria de Dickey Fuller Aumentada (1981) y Phillips-Perron (1988).

Las tablas 15 y 16 recopilan los resultados obtenidos para la prueba Dickey Fuller Aumentada. Como vemos, en todos los casos rechazamos la hipótesis nula de que la serie es no estacionaria para niveles de significación inferiores al 10%, salvo la serie de la inflación medida por el deflactor del PIB para la que el nivel de significación es el 12,37%. La hipótesis alternativa es, en todas las variables, que la serie es estacionaria en niveles, excepto en el caso del output gap, medido a partir del PIB, y el agregado monetario M2, en el primer periodo, y la deuda pública, en el segundo periodo. Los datos parecen mostrar que la serie utilizada para estas tres variables es estacionaria en primeras diferencias.

Tabla 15. Prueba de raíz unitaria (Dickey Fuller Aumentada). 1966Q1-1979Q2			
Variable	Hipótesis alternativa	t-Statistic	p-valor¹
Federal Fund Rates	I(0)	-3,207620	0,0946
INF_DEFLACTOR	I(0)	-3,072215	0,1237
INF_IPC	I(0)	-4,660048	0,0024
INF_IPGCP	I(0)	-3,493480	0,0506
GAP_PIB	I(1)	-6,121811	0,0000
GAP_IPI	I(0)	-3,191617	0,0973
M2	I(1)	-2,756331	0,0711
¹ Mackinnon (1996) Número máximo de retardos: 8. Tendencia y constante			

Fte: Elaboración propia

Tabla 16. Prueba de raíz unitaria (Dickey Fuller Aumentada). 1983Q1-2012Q4			
Variable	Hipótesis alternativa	t-Statistic	p-valor¹
Federal Fund Rates	I(0)	-3,415915	0,0541
INF_DEFLACTOR	I(0)	-2,639786	0,0880
INF_IPC	I(0)	-4,910544	0,0005
INF_IPGCP	I(0)	-4,440001	0,0028
GAP_PIB	I(0)	-4,871970	0,0006
GAP_IPI	I(0)	-5,776751	0,0000
DEUDA/PIB	I(1)	-4,183559	0,0064
M2	I(0)	-5,949268	0,0000
¹ Mackinnon (1996) Número máximo de retardos: 8. Tendencia y constante			

Fte: Elaboración propia

A continuación exponemos los resultados obtenidos.

Las tablas 17 y 18 muestran las reglas de tipos de interés no lineales estimadas para explicar el comportamiento de la Reserva Federal durante los periodos muestrales: 1966Q1-1979Q2 y 1983Q1-2012Q4.

Tabla 17. Fed. Función de reacción no lineal. Periodo muestral: 1966Q1-1979Q2						
$i_t = c_0 + c_1\tilde{\pi}_{t+4} + c_2y_t + c_4(\tilde{\pi}_{t+4}y_t) + \rho i_{t-1} + v_t^i$						
\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_4	$\hat{\rho}$	J	\bar{R}^2
0,86	0,20	0,72	-0,07	0,76	0,05	0,87
(2,64)	(1,55)	(1,15)	(-0,55)	(10,31)		
[0,0112]	[0,1280]	[0,2570]	[0,5851]	[0,0000]		
MUESTRA (ajustada): 1966Q4-1979Q2						
Desviación de la inflación=tasa de variación anual del deflactor del PIB - 2%						
Output gap=logaritmo neperiano del PIB menos el filtro de HP del logaritmo neperiano del PIB						
Entre paréntesis el estadístico t de Student, y entre corchetes el nivel de significación mínimo para que se rechace la hipótesis de nulidad de los coeficientes de los regresores.						

Fuente: Elaboración Propia

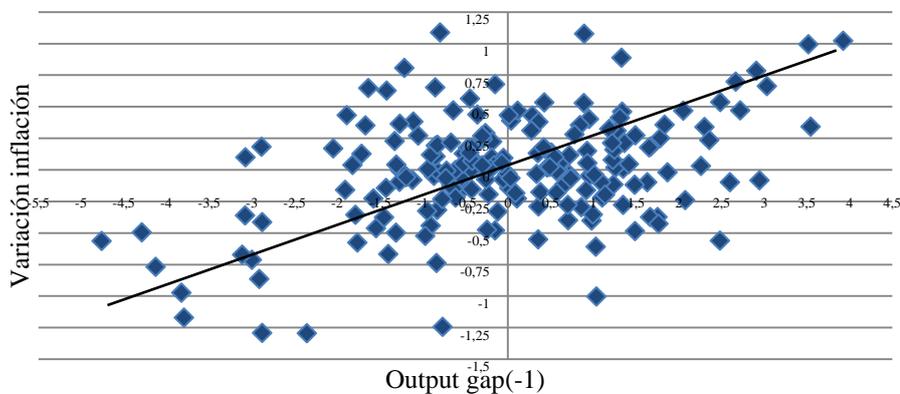
Tabla 18. Fed. Función de reacción no lineal. Periodo muestral: 1983Q1-2012Q4						
$i_t = c_0 + c_1\tilde{\pi}_{t+4} + c_2y_t + c_4(\tilde{\pi}_{t+4}y_t) + \rho i_{t-1} + v_t^i$						
\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_4	$\hat{\rho}$	J	\bar{R}^2
0,57	0,08	0,23	-0,12	0,85	0,07	0,96
(2,63)	(0,38)	(3,67)	(2,16)	(14,01)		
[0,0098]	[0,7046]	[0,0004]	[0,0329]	[0,0000]		
MUESTRA (ajustada): 1983Q1-2011Q4						
Desviación de la inflación=tasa de variación anual del deflactor del PIB - 2%						
Output gap=logaritmo neperiano del PIB menos el filtro de HP del logaritmo neperiano del PIB						
Entre paréntesis el estadístico t de Student, y entre corchetes el nivel de significación mínimo para que se rechace la hipótesis de nulidad de los coeficientes de los regresores.						

Fuente: Elaboración Propia

Como vemos, en los dos casos, la regla de política monetaria estimada no parece representar el comportamiento de la autoridad monetaria de EEUU durante los periodos analizados, y la estimación no mejora cuando utilizamos medidas alternativas de las desviaciones de la inflación y el output. Es decir, la Reserva Federal no parece mostrar durante el periodo 1966-2012 un comportamiento asimétrico en su gestión de la política monetaria.

Esta afirmación es compatible con la existencia de una función de Phillips lineal en la economía estadounidense, donde la autoridad monetaria no parece adoptar unas preferencias asimétricas respecto a la inflación y/o el output gap. El gráfico 23 recoge la relación de Phillips para el periodo 1966-2012 y, como vemos, es razonable pensar en una relación lineal, como en Dolado, María-Dolores y Naveira (2005), para el periodo 1984-2001.

Gráfico 23. Curva de Phillips



Fte: Elaboración propia a partir de datos de la Fed

4.3.3.2. ¿Adopta la Fed una función de reacción lineal?

Si, como hemos visto, la Fed no adopta un comportamiento asimétrico, resulta conveniente interpretar el tipo de interés a corto plazo a través de funciones de reacción lineales. Por ello estimamos, para ambos periodos, la regla de política monetaria lineal que obtenemos al eliminar el término rectangular o de interacción:

$$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+f} + c_2 y_t + \rho i_{t-1} + v_t^i \quad [\text{IV.23}]$$

Y alternativamente:

$$i_t = c_0 + c_1 \pi_{t+f} + c_2 y_t + \rho i_{t-1} + v_t^i \quad [\text{IV.24}]$$

Según utilicemos como regresor la desviación de la inflación respecto a su objetivo (ecuación [IV.23]) o el nivel de inflación (ecuación [IV.24]). La regla tayloriana representada por la ecuación [IV.23] coincide con la regla lineal propuesta por Dolado, María-Dolores y Naveira (2005) y la ecuación [IV.24] es la regla de tipos de interés óptima propuesta por Clarida, Galí y Gertler (1998, 2000).

CAPÍTULO IV: EVIDENCIA EMPÍRICA

Las tablas 19 a 22 recopilan los resultados obtenidos para el primer subperiodo muestral (1966Q1-1979Q2), utilizando como variable explicativa la desviación de la inflación, $\tilde{\pi}$, respecto a un objetivo del 2% (ecuación [IV.23]) o la tasa de inflación, π , (ecuación [IV.24]).

Tabla 19. Fed. Función de reacción lineal. Inflación calculada a partir del deflactor PIB y datos de output calculados a partir del PIB						
$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+4} + c_2 y_t + \rho i_{t-1} + v_t^i$						
\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	$\hat{\rho}$	J	\bar{R}^2	
0,89	0,26	0,30	0,70	0,015	0,86	
(2,82)	(2,02)	(3,74)	(6,63)			
[0,0069]	[0,0488]	[0,0005]	[0,0000]			
<p>MUESTRA (ajustada): 1966Q4-1979Q2 Desviación de la inflación=tasa de variación anual del deflactor del PIB - 2% Output gap=logaritmo neperiano del PIB menos el filtro de HP del logaritmo neperiano del PIB Entre paréntesis el estadístico t de Student, y entre corchetes el nivel de significación mínimo para que se rechace la hipótesis de nulidad de los coeficientes de los regresores. Vemos que todas las variables independientes son estadísticamente significativas. Dado que $P(\chi_3^2 \leq 7,81) = 0,95$, como $J = 0,015 \cdot 51 = 0,765 < 7,81$, no rechazamos la hipótesis nula de validez de las variables instrumentales utilizadas.</p>						

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 20. Fed. Función de reacción lineal. Inflación calculada a partir del deflactor PIB y datos de output calculados a partir del IPI						
$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+4} + c_2 y_t + \rho i_{t-1} + v_t^i$						
\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	$\hat{\rho}$	J	\bar{R}^2	
1,06	0,20	0,15	0,72	0,027	0,87	
(3,00)	(2,83)	(5,33)	(10,84)			
[0,0043]	[0,0068]	[0,0000]	[0,0000]			
<p>MUESTRA (ajustada): 1966Q4-1979Q2 Desviación de la inflación=tasa de variación anual del deflactor del PIB - 2% Output gap=logaritmo neperiano del IPI menos el filtro de HP del logaritmo neperiano del IPI Entre paréntesis el estadístico t de Student, y entre corchetes el nivel de significación mínimo para que se rechace la hipótesis de nulidad de los coeficientes de los regresores. Vemos que todas las variables independientes son estadísticamente significativas. No rechazamos la hipótesis nula de que el modelo está correctamente especificado ($J = 0,027 \cdot 51 = 1,377 < 7,81$)</p>						

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 21. Fed. Función de reacción lineal. Inflación subyacente a partir de datos del IPGCP y datos de output calculados a partir del PIB						
$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+4} + c_2 y_t + \rho i_{t-1} + v_t^i$						
\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	$\hat{\rho}$	J	\bar{R}^2	

CAPÍTULO IV: EVIDENCIA EMPÍRICA

0,86	0,28	0,27	0,71	0,027	0,84
(2,31)	(2,31)	(3,12)	(8,11)		
[0,0251]	[0,0252]	[0,0031]	[0,0000]		

MUESTRA (ajustada): 1966Q4-1979Q2
 Desviación de la inflación=tasa de variación anual del IPGCP sin incluir energía y alimentos no procesados - 2%
 Output gap=logaritmo neperiano del PIB menos el filtro de HP del logaritmo neperiano del PIB
 Todas las variables independientes son estadísticamente significativas, para un nivel de significación inferior al 5%.
 No rechazamos la hipótesis nula de validez de las variables instrumentales utilizadas ($J = 0,027 \cdot 51 = 1,377 < 7,81$).

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 22. Fed. Función de reacción lineal. Inflación calculada a partir del deflactor PIB y datos de output calculados a partir del PIB

$i_t = c_0 + c_1\pi_{t+4} + c_2y_t + \rho i_{t-1} + v_t^i$						
\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	$\hat{\rho}$	J	\bar{R}^2	
0,37	0,26	0,30	0,70	0,015	0,86	
(1,00)	(2,02)	(3,74)	(6,63)			
[0,3237]	[0,0488]	[0,0005]	[0,0000]			

MUESTRA (ajustada): 1966Q4-1979Q2
 Inflación=tasa de variación anual del deflactor del PIB
 Output gap=logaritmo neperiano del PIB menos el filtro de HP del logaritmo neperiano del PIB
 Todas las variables independientes son estadísticamente significativas para un nivel de significación inferior al 5%. El regresor ficticio no es significativo, pero no tiene relevancia porque la ordenada en el origen carece de significado económico.
 No rechazamos la hipótesis nula de validez de las variables instrumentales utilizadas ($J = 0,015 \cdot 51 = 0,765 < 7,81$).

Fuente: Elaboración Propia

Las tablas 23 a 26 se refieren también a la primera submuestra, pero ahora medimos la desviación de la inflación como la diferencia entre la tasa de inflación y el filtro de HP de la tasa de inflación, con un parámetro de alisamiento de 1.600 al tratarse de datos trimestrales.

Tabla 23. Fed. Función de reacción lineal. Inflación subyacente a partir de datos del IPC y datos de output calculados a partir del PIB

$i_t = c_0 + c_1\tilde{\pi}_{t+4} + c_2y_t + \rho i_{t-1} + v_t^i$						
\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	$\hat{\rho}$	J	\bar{R}^2	
3,16	0,78	-0,10	0,53	0,018	0,60	
(2,44)	(2,07)	(-0,37)	(2,51)			
[0,0183]	[0,0436]	[0,7116]	[0,0155]			

MUESTRA (ajustada): 1966Q4-1979Q2
 Desviación de la inflación=tasa de variación anual del IPC sin incluir energía y alimentos no procesados – el filtro HP de la tasa de variación anual del IPC sin incluir energía y alimentos no procesados
 Output gap=logaritmo neperiano del PIB menos el filtro de HP del logaritmo neperiano del PIB
 No rechazamos la hipótesis nula de validez de las variables instrumentales utilizadas ($J = 0,018 \cdot 51 = 0,918 < 7,81$).

Fuente: Elaboración Propia

Cuando utilizamos como medida del objetivo de inflación la tendencia obtenida al aplicar el filtro de HP en lugar del 2%, los resultados arrojan para el coeficiente relativo al output gap un signo contrario al esperado y no podemos rechazar la hipótesis nula de que el verdadero valor del coeficiente relativo a ese regresor sea cero. Los resultados recogidos en la tabla 23 parecen mostrar que la Reserva Federal, durante la etapa que comprende desde 1966 hasta 1979, a la hora de diseñar su política monetaria, toma el output gap exclusivamente como indicador adelantado de la inflación.

En las tablas 24 a 26 recopilamos los resultados obtenidos al estimar una función de reacción de la Reserva Federal que no contempla el output gap como variable explicativa, es decir, estimamos la siguiente regla de tipo de interés:

$$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+f} + \rho i_{t-1} + v_t^i \text{ [IV.25]}$$

Tabla 24. Fed. Función de reacción lineal. Inflación calculada a partir del deflactor del PIB				
$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+4} + \rho i_{t-1} + v_t^i$				
\hat{c}_0	\hat{c}_1	$\hat{\rho}$	J	\bar{R}^2
2,76 (4,74) [0,0000]	0,66 (4,08) [0,0002]	0,59 (6,89) [0,0000]	0,007	0,81
MUESTRA (ajustada): 1966Q4-1979Q2 Desviación de la inflación=tasa de variación anual del deflactor del PIB – el filtro HP del deflactor del PIB Vemos que todas los regresores son estadísticamente significativos. Dado que $P(\chi_1^2 \leq 3,84) = 0,95$, como $J = 0,007 \cdot 51 = 0,357 < 3,84$, no rechazamos la hipótesis nula de validez de las variables instrumentales utilizadas.				

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 25. Fed. Función de reacción lineal. Inflación subyacente calculada a partir del IPGCP				
$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+4} + \rho i_{t-1} + v_t^i$				
\hat{c}_0	\hat{c}_1	$\hat{\rho}$	J	\bar{R}^2
4,02 (4,22) [0,0001]	1,00 (4,53) [0,0000]	0,40 (2,84) [0,0066]	0,001	0,70
MUESTRA (ajustada): 1966Q4-1979Q2 Desviación de la inflación=tasa de inflación subyacente calculada a partir del IPGCP– el filtro HP de la misma tasa Vemos que todas los regresores son estadísticamente significativos. Dado que $P(\chi_1^2 \leq 3,84) = 0,95$, como $J = 0,001 \cdot 51 = 0,051 < 3,84$, no rechazamos la hipótesis nula de validez de las				

variables instrumentales utilizadas.

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 26. Fed. Función de reacción lineal. Inflación subyacente calculada a partir del IPC

$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+4} + \rho i_{t-1} + v_t^i$				
\hat{c}_0	\hat{c}_1	$\hat{\rho}$	J	\bar{R}^2
2,38	0,49	0,65	0,009	0,83
(3,54)	(4,72)	(6,66)		
[0,0009]	[0,0000]	[0,0000]		

MUESTRA (ajustada): 1966Q4-1979Q2
 Desviación de la inflación=tasa de inflación subyacente calculada a partir del IPC– el filtro HP de la misma tasa
 Vemos que todas los regresores son estadísticamente significativos.
 Dado que $P(\chi_1^2 \leq 3,84) = 0,95$, como $J = 0,009 \cdot 51 = 0,459 < 3,84$, no rechazamos la hipótesis nula de validez de las variables instrumentales utilizadas.

Fuente: Elaboración Propia

A partir de los datos mostrados en las tablas anteriores, podemos concluir, en primer lugar, que la Reserva Federal no mostró durante el periodo 1966Q1-1979Q2 un comportamiento asimétrico. En segundo lugar, la tasa de inflación que la Fed se marca como objetivo para esta etapa parece estar bastante por encima del 2%, objetivo común en la actualidad para un número importante de bancos centrales, y también para la propia autoridad monetaria estadounidense. Cuando utilizamos como regresor la desviación de la inflación adelantada respecto al 2%, obtenemos unos coeficientes de aversión a la inflación muy reducidos.

Clarida, Galí y Gertler (2000) recopilan diversas causas que pudieron haber motivado esa reducida aversión a la inflación por parte de la Fed en la etapa anterior a 1979. Una de ellas es que la autoridad monetaria estadounidense pudo haber asumido una tasa natural de desempleo mucho más baja de la real, o lo que es lo mismo, que el output potencial era más alto. En relación con esto, es también importante recordar que las previsiones adelantadas del output potencial son con frecuencia bastante diferentes de las estimaciones revisadas. Es decir, pudo ocurrir que la Fed hiciese estimaciones preliminares del output potencial optimistas. En relación con estas dos causas, el problema es justificar por qué el error se mantuvo en el tiempo. Otra posibilidad es que, en aquel tiempo, ni la Fed ni los economistas entendían bien la dinámica de la inflación.

Es más, no es hasta mediados de los años 70, en que se enfatiza la ausencia de un *trade off* en el largo plazo entre inflación y output.

Si planteamos como regresor alternativo la desviación de la inflación respecto a su valor tendencial, los datos parecen mostrar que la brecha en la producción no es una variable relevante en la función de reacción, es decir, la Fed parece seguir una política monetaria *strict inflation targeting* durante la etapa anterior a 1979.

A continuación mostramos gráficamente cómo las reglas de tipos de interés estimadas en las tablas 24-26 capturan el comportamiento mostrado por el tipo de interés durante el periodo muestral analizado. En la etapa 1966-1968 observamos que la política monetaria aplicada por la Fed fue sensiblemente más expansiva que la aconsejada por cualquiera de las reglas taylorianas que hemos estimado. Tras la política monetaria excesivamente restrictiva aplicada por la Fed en la primera etapa de la década de las sesenta (Taylor, 1999a), en los años 1966-1968, con unas tasas de inflación en el entorno del 3,5%, el gobierno demócrata de Lyndon B. Johnson pudo haber presionado a la autoridad monetaria estadounidense para generar estímulos rápidos en la economía. Así mismo, se presentan también divergencias en el periodo 1973-1974, coincidiendo con la primera crisis del petróleo. Aquí el tipo de interés estimado parece ir por delante del observado, dado que este último presenta la senda del primero con un cierto retraso.

Reglas relativas al periodo muestral 1966Q1-1979Q2

Regla 1	$i_t = 2,76 + 0,66\tilde{\pi}_{t+4} + 0,59i_{t-1}$	Gráfico 24
Regla 2	$i_t = 4,02 + 1,00\tilde{\pi}_{t+4} + 0,40i_{t-1}$	Gráfico 25
Regla 3	$i_t = 2,38 + 0,49\tilde{\pi}_{t+4} + 0,65i_{t-1}$	Gráfico 26

Gráfico 24: Regla 1

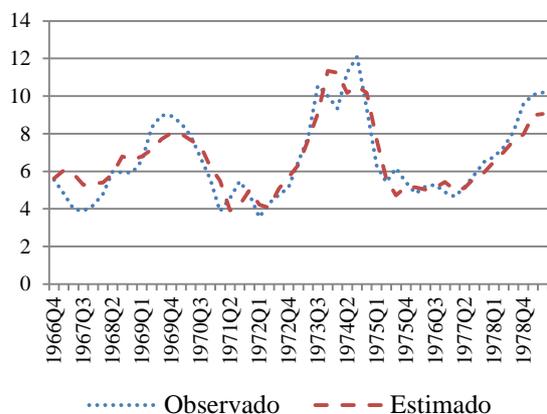


Gráfico 25: Regla 2

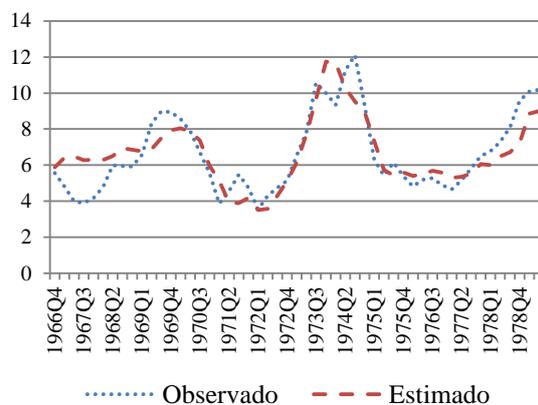
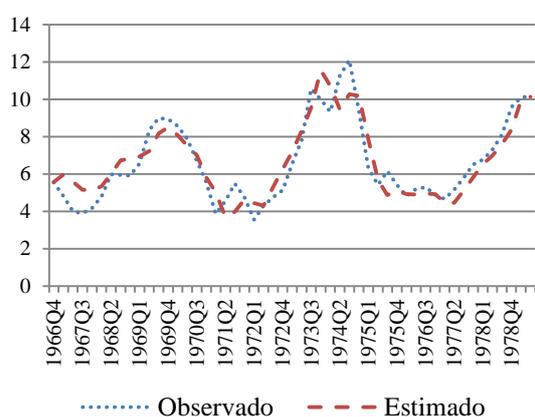


Gráfico 26: Regla 3



Fte: Elaboración propia

Las tablas 27 a 30 muestran los resultados obtenidos para el segundo periodo muestral (1983Q1-2012Q4).

Tabla 27. Fed. Función de reacción lineal. Inflación calculada a partir del deflador PIB y output aproximado por el IPI

$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+4} + c_2 y_t + \rho i_{t-1} + v_t^i$					
\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	$\hat{\rho}$	J	\bar{R}^2
0,70	0,47	0,07	0,80	0,027	0,96
(2,66)	(3,07)	(2,47)	(14,71)		
[0,0090]	[0,0027]	[0,0149]	[0,0000]		
MUESTRA (ajustada): 1983Q1-2011Q4					
Desviación de la inflación=tasa de variación anual del deflador del PIB - 2%					

Output gap=logaritmo neperiano del IPI menos el filtro de HP del logaritmo neperiano del IPI
 Entre paréntesis el estadístico t de Student, y entre corchetes el nivel de significación mínimo para que se rechace la hipótesis de nulidad de los coeficientes de los regresores. Vemos que todas las variables independientes son significativas para niveles de significación inferiores al 5%.
 Dado que $P(\chi_3^2 \leq 7,81) = 0,95$, como $J = 0,027 \cdot 116 = 3,132 < 7,81$, no rechazamos la hipótesis nula de validez de las variables instrumentales utilizadas.

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 28. Fed. Función de reacción lineal. Inflación calculada a partir del IPC y output aproximado por el IPI

$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+4} + c_2 y_t + \rho i_{t-1} + v_t^i$						
\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	$\hat{\rho}$	J	\bar{R}^2	
1,20 (2,59) [0,0109]	0,73 (2,28) [0,0244]	0,15 (3,55) [0,0006]	0,60 (4,20) [0,0001]	0,022	0,94	

MUESTRA (ajustada): 1983Q1-2011Q4
 Desviación de la inflación=Inflación subyacente calculada a partir del IPC - 2%
 Output gap=logaritmo neperiano del IPI menos el filtro de HP del logaritmo neperiano del IPI
 Entre paréntesis el estadístico t de Student, y entre corchetes el nivel de significación mínimo para que se rechace la hipótesis de nulidad de los coeficientes de los regresores. Vemos que todas las variables independientes son estadísticamente significativas.
 Dado que $P(\chi_3^2 \leq 7,81) = 0,95$, como $J = 0,022 \cdot 116 = 2,552 < 7,81$, no rechazamos la hipótesis nula de que el modelo está correctamente especificado.

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 29. Fed. Función de reacción lineal. Inflación calculada a partir del deflactor PIB y nivel de producción aproximado por el PIB

$i_t = c_0 + c_1 \pi_{t+4} + c_2 y_t + \rho i_{t-1} + v_t^i$						
\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	$\hat{\rho}$	J	\bar{R}^2	
-0,15 (-0,39) [0,6941]	0,49 (1,95) [0,0542]	0,20 (2,89) [0,0046]	0,78 (9,76) [0,0000]	0,048	0,95	

MUESTRA (ajustada): 1983Q1-2011Q4
 Inflación=tasa de variación anual del deflactor del PIB
 Output gap=logaritmo neperiano del PIB menos el filtro de HP del logaritmo neperiano del PIB
 Todas las variables independientes son estadísticamente significativas para un nivel de significación inferior al 6%.
 No rechazamos la hipótesis nula de validez de las variables instrumentales utilizadas ($J = 0,048 \cdot 116 = 5,568 < 7,81$).

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 30. Fed. Función de reacción lineal. Inflación calculada a partir del deflactor PIB y nivel de producción aproximado por el IPI

$i_t = c_0 + c_1 \pi_{t+4} + c_2 y_t + \rho i_{t-1} + v_t^i$						
\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	$\hat{\rho}$	J	\bar{R}^2	
-0,25 (-0,82)	0,47 (3,07)	0,07 (2,47)	0,80 (14,71)	0,027	0,96	

CAPÍTULO IV: EVIDENCIA EMPÍRICA

[0,4120]	[0,0027]	[0,0149]	[0,0000]
MUESTRA (ajustada): 1983Q1-2011Q4 Inflación=tasa de variación anual del deflactor del PIB Output gap=logaritmo neperiano del IPI menos el filtro de HP del logaritmo neperiano del IPI Todas las variables independientes son estadísticamente significativas para un nivel de significación inferior al 5%. No rechazamos la hipótesis nula de validez de las variables instrumentales utilizadas ($J = 0,027 \cdot 116 = 3,132 < 7,81$).			

Fuente: Elaboración Propia

A continuación, mostramos gráficamente cómo las reglas de tipos de interés que hemos estimado, recopiladas en las tablas anteriores, realizan un ajuste realmente bueno de la senda descrita por el *federal fund rate* durante el periodo muestral que abarca desde el primer trimestre de 1983 al cuarto de 2012.

Observamos lo indicado por Taylor (1999a) respecto a la política monetaria especialmente restrictiva aplicada por la Fed durante, aproximadamente, los dos primeros años del periodo analizado. La elevada inflación de los años 70 podría justificar unos tipos de interés sensiblemente más altos que los previstos por cualquiera de las reglas estimadas. Vemos, también, lo apuntado por Taylor (1993) respecto a la relajación de la política monetaria adoptada por la Reserva Federal Norteamericana en reacción al crash del mercado bursátil de 1987.

Asimismo, los gráficos reflejan que en el periodo 1994-1998⁶², la Fed aplicó una política monetaria más restrictiva que la prevista por las reglas de tipos de interés estimadas, mientras que en el periodo 2001-2005 la política monetaria fue más expansiva de lo previsto. Parece que durante el mandato de Alan Greenspan al frente de la Reserva Federal (1987-2006) podemos distinguir una primera etapa en la que presta una especial atención al objetivo de estabilidad de precios, siguiendo la estela de su predecesor, Paul Volcker, y una segunda etapa en la que aplicó una política monetaria sensiblemente más expansiva de lo que las reglas taylorianas estimadas en este trabajo aconsejaban. Este resultado está apoyado por las tesis de diversos autores que han acusado a Alan Greenspan de aplicar una política monetaria demasiado laxa. En concreto, Taylor (2007) y Taylor (2009) defiende que la Reserva Federal mantuvo, entre los años 2002 y 2006, una política monetaria demasiado expansiva, alimentando la burbuja residencial que vivió EEUU en la primera década del siglo XXI.

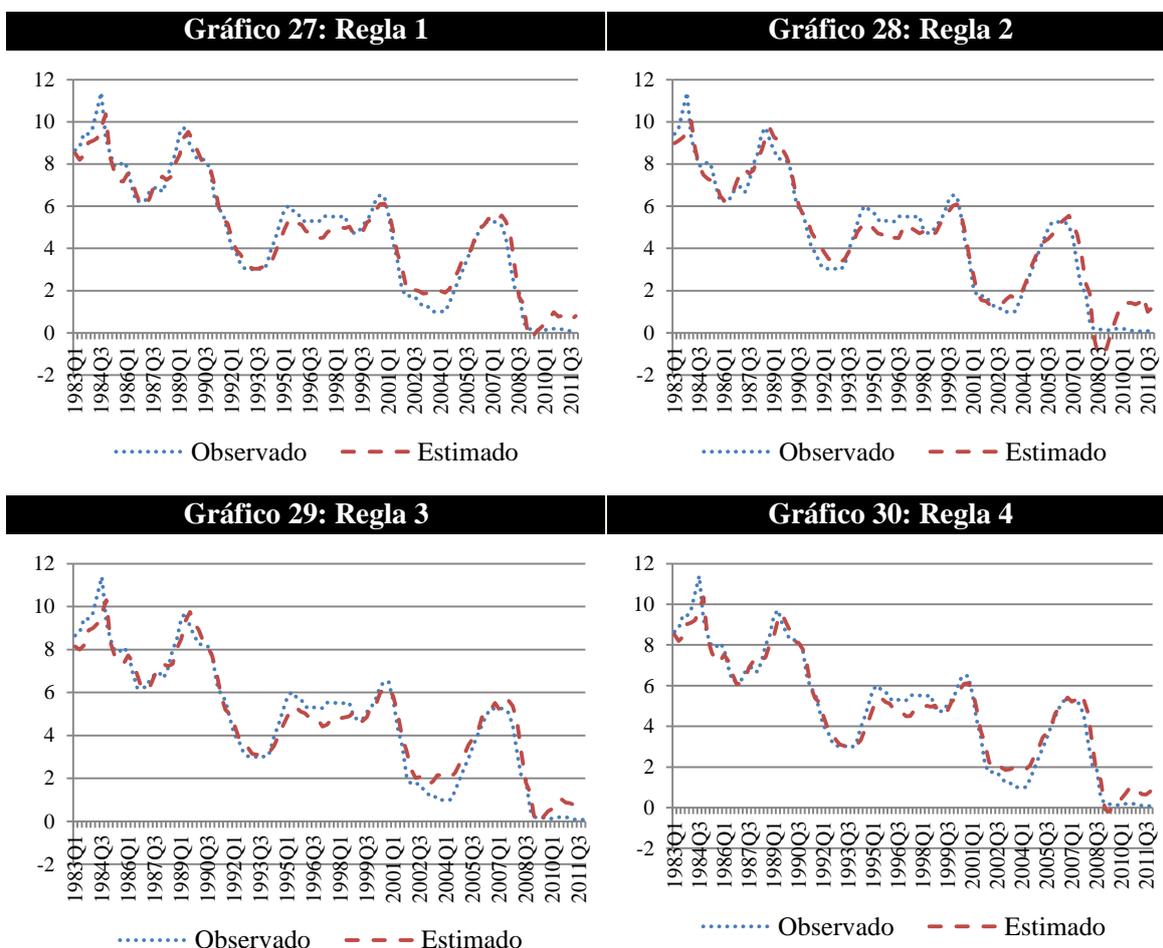
⁶² Coincidiendo con las crisis financieras de México en el 94-95 y asiática del 97-98.

CAPÍTULO IV: EVIDENCIA EMPÍRICA

Lo mismo podemos decir respecto a la gestión de la política monetaria por parte de la Fed, dirigida por Ben Bernanke, durante la actual crisis económica: el tipo de interés observado es sensiblemente menor al tipo previsto por cualquiera de las funciones de reacción que hemos estimado para el periodo 1983-2012.

Reglas relativas al periodo muestral 1983Q1-2012Q4

Regla 1	$i_t = 0,70 + 0,47\tilde{\pi}_{t+4} + 0,07y_t + 0,80i_{t-1}$	Gráfico 27
Regla 2	$i_t = 1,20 + 0,73\tilde{\pi}_{t+4} + 0,15y_t + 0,60i_{t-1}$	Gráfico 28
Regla 3	$i_t = -0,15 + 0,49\pi_{t+4} + 0,20y_t + 0,78i_{t-1}$	Gráfico 29
Regla 4	$i_t = -0,25 + 0,47\pi_{t+4} + 0,07y_t + 0,80i_{t-1}$	Gráfico 30



Fte: Elaboración propia

4.3.3.3. Variables exógenas en la determinación del tipo de interés de la Fed

Por último, hemos estudiado la posibilidad de que la Reserva Federal tenga en consideración, en el diseño de la política monetaria, variables exógenas al modelo como el nivel de endeudamiento público o el crecimiento de la oferta monetaria.

Las tablas 31 a 33 recopilan los resultados obtenidos al estimar:

$$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+4} + c_2 y_t + c_3 x_t + \rho i_{t-1} + v_t^i \quad [\text{IV.26}]$$

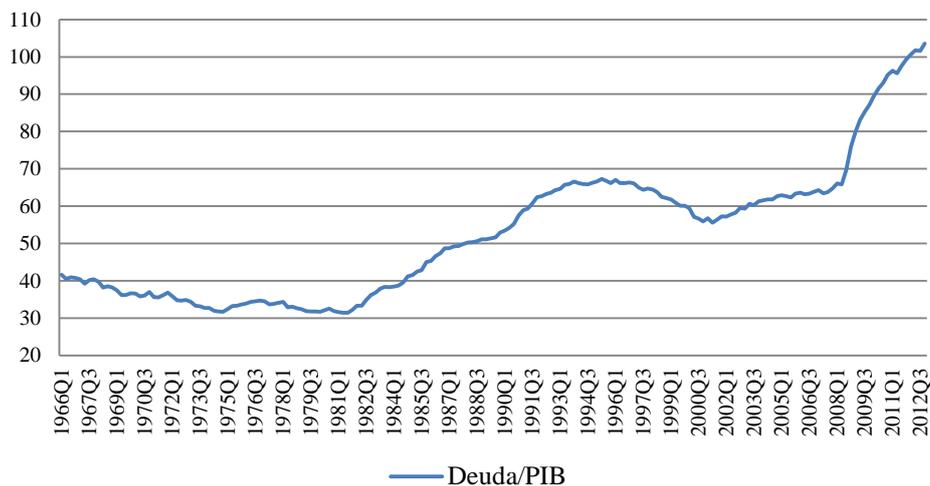
O de forma alternativa:

$$i_t = c_0 + c_1 \pi_{t+4} + c_2 y_t + c_3 x_t + \rho i_{t-1} + v_t^i \quad [\text{IV.27}]$$

Según tomamos como regresor las desviaciones de la inflación o el propio valor de la tasa de inflación.

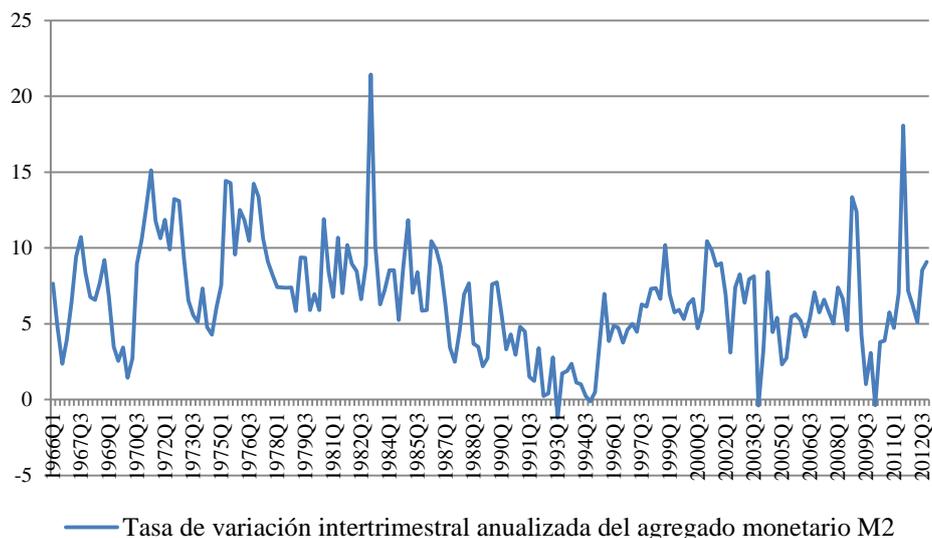
Los gráficos 31 y 32 muestran la evolución de estas dos variables exógenas durante el periodo muestral analizado en este trabajo.

Gráfico 31. EEUU. Evolución del endeudamiento público



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la Fed

Gráfico 32. EEUU. Evolución de la oferta monetaria



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la Fed

A la vista del desempeño mostrado por el endeudamiento público estadounidense aproximado por la evolución de la ratio deuda pública respecto al PIB, hemos incluido esta variable como exógena solo al estimar la función de reacción de la Fed del segundo periodo muestral (1983Q1-2012Q4) y no del primero (1966Q1-1979Q2), que presenta reducidos niveles de deuda pública.

Por lo que se refiere a la evolución de la oferta monetaria, medida por la tasa de variación del agregado monetario M2 retardada un periodo, la hemos incluido como variable exógena al estimar la regla de tipos de interés aplicada por la Reserva Federal tanto en el primer subperiodo muestral como en el segundo. Clarida, Galí y Gertler (1998) incluyen la variable oferta monetaria al estudiar el periodo comprendido entre octubre de 1979 y diciembre de 1994 y Dolado, María-Dolores y Naveira (2005) al analizar el periodo que abarca desde enero de 1984 hasta septiembre de 2001.

Tabla 31. Fed. Función de reacción lineal con variable exógena endeudamiento público. 1983Q1-2012Q4

$i_t = c_0 + c_1\tilde{\pi}_{t+4} + c_2y_t + c_3x_t + \rho i_{t-1} + v_t^i$						
\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_3	$\hat{\rho}$	J	\bar{R}^2
5,60	0,92	0,23	-0,06	0,48	0,039	0,87
(1,79)	(2,78)	(2,79)	(-1,63)	(2,32)		

CAPÍTULO IV: EVIDENCIA EMPÍRICA

[0,0766]	[0,0064]	[0,0062]	[0,1062]	[0,0219]
<p>MUESTRA (ajustada): 1983Q1-2011Q4 Desviación de la inflación=tasa de variación anual del deflactor del PIB - 2% Output gap=logaritmo neperiano del PIB menos el filtro de HP del logaritmo neperiano del PIB Variable exógena=deuda pública como porcentaje del PIB Entre paréntesis el estadístico t de Student, y entre corchetes el nivel de significación mínimo para que se rechace la hipótesis de nulidad de los coeficientes de los regresores. Se rechaza la hipótesis de nulidad de los coeficientes de todas las variables explicativas a un nivel de significación inferior al 10%, excepto en el caso de la deuda pública. Para esta variable, el nivel de significación mínimo para rechazar la hipótesis de que no es significativa para explicar la evolución del tipo de interés es del 10,62%. Dado que $P(\chi_5^2 \leq 11,1) = 0,95$, como $J = 0,039 \cdot 116 = 4,524 < 11,1$ no rechazamos la hipótesis nula de validez de las variables instrumentales utilizadas.</p>				

Fuente: Elaboración Propia

<p>Tabla 32. Fed. Función de reacción lineal con variable exógena oferta monetaria. 1966Q1-1979Q2</p>						
$\dot{i}_t = c_0 + c_1\pi_{t+4} + c_2y_t + c_3x_{t-1} + \rho i_{t-1} + v_t^i$						
\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_3	$\hat{\rho}$	J	\bar{R}^2
0,75 (0,56) [0,5785]	0,21 (2,08) [0,0430]	0,10 (2,39) [0,0209]	-0,003 (-0,04) [0,9700]	0,66 (3,86) [0,0004]	0,059	0,84
<p>MUESTRA (ajustada): 1967Q1-1979Q2 Inflación=Inflación subyacente (tasa anual) medida a partir del IPC Output gap=logaritmo neperiano del IPI menos el filtro de HP del logaritmo neperiano del IPI Variable exógena=tasa de variación del agregado monetario M2 Entre paréntesis el estadístico t de Student, y entre corchetes el nivel de significación mínimo para que se rechace la hipótesis de nulidad de los coeficientes de los regresores. En el caso de la variable exógena, no rechazamos la hipótesis nula de que dicha variable no es significativa para explicar el comportamiento de los tipos de interés. Dado que $P(\chi_5^2 \leq 11,1) = 0,95$, como $J = 0,059 \cdot 50 = 2,95 < 11,1$ no rechazamos la hipótesis nula de validez de las variables instrumentales utilizadas.</p>						

Fuente: Elaboración Propia

<p>Tabla 33. Fed. Función de reacción lineal con variable exógena oferta monetaria. 1983Q1-2012Q4</p>						
$\dot{i}_t = c_0 + c_1\tilde{\pi}_{t+4} + c_2y_t + c_3x_{t-1} + \rho i_{t-1} + v_t^i$						
\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_3	$\hat{\rho}$	J	\bar{R}^2
0,60 (2,33) [0,0216]	0,39 (1,74) [0,0839]	0,19 (2,53) [0,0129]	-0,03 (-0,94) [0,3516]	0,81 (12,86) [0,0000]	0,040	0,95
<p>MUESTRA (ajustada): 1983Q1-2011Q4 Desviación de inflación=inflación calculada a partir del IPC - 2% Output gap=logaritmo neperiano del PIB menos el filtro de HP del logaritmo neperiano del PIB Variable exógena=tasa de variación del agregado monetario M2 Entre paréntesis el estadístico t de Student, y entre corchetes el nivel de significación mínimo para que se rechace la hipótesis de nulidad de los coeficientes de los regresores. Se rechaza la hipótesis de nulidad de los coeficientes de todas las variables explicativas a un nivel de significación inferior al 10%, Dado que $P(\chi_5^2 \leq 11,1) = 0,95$, como $J = 0,040 \cdot 116 = 4,64 < 11,1$ no rechazamos la hipótesis nula de validez de las</p>						

variables instrumentales utilizadas.

Fuente: Elaboración Propia

La tabla 31 muestra que la variable exógena endeudamiento público se presenta como no significativa a la hora de explicar el comportamiento de la autoridad monetaria estadounidense durante el periodo analizado. Las tablas 32 y 33 nos evidencian un resultado similar para la variable exógena crecimiento de la oferta monetaria.

4.3.3.4. Comentarios a los resultados

El análisis realizado en las páginas anteriores, nos permite concluir:

- La Fed parece mostrar un comportamiento simétrico respecto a las desviaciones positivas y negativas de la inflación y el nivel de producción, en los dos periodos analizados (1966Q1-1979Q2 y 1983Q1-2012Q4). Es este un resultado apoyado por estudios anteriores para periodos muestrales similares. Dolado, María-Dolores y Ruge-Murcia (2002) concluyen un comportamiento simétrico por parte de la autoridad monetaria estadounidense durante el periodo 1960-1979 y Dolado, María-Dolores y Naveira (2005) al estudiar el periodo 1984-2001 obtienen para EEUU una regla de política monetaria lineal. Kim, Osborn y Sensier (2005) utilizan datos trimestrales para la etapa 1960-2000, concluyendo que no es posible encontrar evidencia empírica acerca de que la Fed hubiese aplicado una regla de política monetaria asimétrica en el periodo que abarca desde el tercer trimestre de 1979 hasta el cuarto de 2000.
- Durante el primer periodo muestral (1966Q1-1979Q2), el nivel de inflación que la Fed se marca como objetivo parece estar bastante por encima del 2% (Clarida, Galí y Gertler (2000) calculan un objetivo implícito del 4,24%). Sobre todo durante la década de los 70, la economía de EEUU presenta unas elevadas tasas de inflación. En relación con que la Reserva Federal no prestase especial atención a conseguir la estabilidad de precios en torno a un nivel bajo, Clarida, Galí y Gertler (2000) recogen la posibilidad de que en aquel entonces ni la propia autoridad monetaria ni los economistas entendiesen bien la dinámica de la inflación, en concreto el hecho de que el *trade off* a corto plazo entre inflación y nivel de producción no se mantiene en el largo plazo.

CAPÍTULO IV: EVIDENCIA EMPÍRICA

- Durante la primera etapa analizada, la Fed no parece tener en cuenta el output gap a la hora de diseñar su política monetaria. En el segundo periodo analizado, las desviaciones del output respecto a su nivel tendencial, aunque significativas, presentan una escasa importancia a la hora de explicar el comportamiento de la Reserva Federal. Clarida, Galí y Gertler (2000), utilizando datos trimestrales, para el periodo 1979Q3-1996Q4, concluyen que la Fed, durante esta etapa, solo presta atención al output gap en cuanto a variable que le permite estimar la inflación futura. Y a esta misma conclusión llegan Clarida, Galí y Gertler (1998) y Clarida, Galí y Gertler (2000) utilizando datos mensuales del periodo muestral que abarca desde finales de 1979 a finales de 1994.
- El coeficiente referido al tipo de interés retardado es relativamente alto, sugiriendo una importante inercia en la gestión de la política monetaria por parte de la Fed, tanto en el primer periodo considerado como en el segundo. Es este un resultado habitual. Clarida, Galí y Gertler (1998, 2000), Orphanides y Wieland (1998), Gerlach (2000) o Surico (2007b), entre otros, obtienen un peso importante de los valores pasados al explicar el valor actual del instrumento de política monetaria de la Fed.
- El endeudamiento público presenta unos niveles considerablemente altos durante el segundo periodo muestral (1983Q1-2012Q4), sin embargo esta variable exógena se presenta como no significativa cuando estimamos la función de reacción del banco central estadounidense.
- Respecto a la variable exógena, variación de la oferta monetaria, a lo largo del periodo que abarca desde el año 1966 hasta la actualidad, o bien no se puede rechazar la hipótesis de nulidad del coeficiente correspondiente o este presenta unos valores estimados muy reducidos. Dolado, María-Dolores y Naveira (2005) obtienen el mismo resultado para el periodo 1984-2001. Clarida, Galí y Gertler (1998) estudiando la función de reacción lineal de la Fed para el periodo comprendido entre octubre de 1979 y diciembre de 1994, utilizando datos mensuales, obtienen que el crecimiento de la oferta monetaria es significativo. Incluso es significativo en el periodo 1982:10 – 1994:12 pero con un coeficiente pequeño (0,21), es decir, no se rechaza la hipótesis de nulidad del coeficiente relativo al crecimiento de la oferta monetaria incluso aunque eliminemos el

periodo en el que el presidente de la Fed, Paul Volcker, estableció como objetivo la acumulación de reservas propias. Pero los propios autores aclaran que cuando utilizan datos trimestrales el crecimiento de la oferta monetaria apenas tiene impacto en la función de reacción para el periodo completo y es no significativo para el periodo 1982:10 – 1994:12⁶³. Los resultados relativos al papel del agregado monetario M2 están en la línea de Poole (1994) cuando sostiene que la regularidad empírica que establece la estrecha relación entre crecimiento del agregado monetario e inflación, defendida por la teoría monetaria, se cumple cuando se trata de tasas de inflación de 20, 50 ó 200%. Sin embargo, en entornos con estabilidad de precios y bajas tasas de inflación, como son los casos de EEUU y la eurozona⁶⁴, en los periodos analizados, la relación entre crecimiento del dinero e inflación resulta menos fiable.

⁶³ La diferencia puede estar explicada por el hecho de que cuando utilizan datos trimestrales emplean el PIB para el cálculo del output y cuando utilizan datos mensuales el IPI. Los autores consideran que el cálculo del output gap a partir de los datos de PIB puede dar una mejor aproximación al verdadero output gap que cuando lo aproximan por el IPI. Y el hecho de que el output gap esté peor medido al utilizar datos mensuales puede justificar que la variable crecimiento de la oferta monetaria sea significativa en un caso y no en otro.

⁶⁴ Pateiro, Nuñez y García-Iglesias (2008) muestran, para la eurozona, que el comportamiento del agregado monetario amplio M3 —que sobrepasó, ampliamente, el valor de referencia establecido por el BCE— no se corresponde con la evolución de la inflación, que se mantuvo próxima al objetivo de la autoridad monetaria.

Capítulo V: Conclusiones

5. CONCLUSIONES

En la parte empírica de esta tesis, hemos estudiado el comportamiento del Banco Central Europeo (BCE) desde su nacimiento y de la Reserva Federal (Fed) desde el año 1966. Se trata no solo de analizar las respuestas de estas autoridades monetarias a través de los tipos de interés cuando los objetivos de inflación y/o output no son alcanzados, sino también de estudiar en detalle en qué medida sus reacciones son de diferente intensidad si las desviaciones respecto de los objetivos propuestos son positivas o negativas. Este comportamiento asimétrico vendrá reflejado por un término rectangular o de interacción entre las desviaciones de la inflación y el output gap estadísticamente significativo.

En lo que se refiere al BCE, los coeficientes relativos a las desviaciones de la inflación, el output gap y los valores pasados del tipo de interés son positivos, tal y como prevé la teoría.

Las desviaciones del nivel de producción respecto a su nivel potencial son estadísticamente significativas, lo que nos indica que el BCE responde también a la economía real, con independencia de su objetivo de inflación. El coeficiente relativo al gap de inflación toma valores en la línea de otros trabajos.

Por otra parte, podemos afirmar que el BCE adoptó una función de reacción asimétrica en el periodo analizado, como se deduce del signo positivo del coeficiente rectangular y su nivel de significación. Es posible que la acentuación de la crisis, sobre todo en lo relativo a la baja o negativa tasa de crecimiento, haya inducido al BCE a un comportamiento asimétrico respecto al objetivo de output. Respecto del objetivo de inflación, puede considerarse que la autoridad monetaria de la eurozona ha conseguido un notable éxito. Además, después del año 2009, la inflación alcanzó mínimos (incluso tasas negativas), por lo que este objetivo no condicionó la política monetaria del BCE. Por todo ello, es lógico que no se cumpla, para el periodo analizado, el conocido como principio tayloriano. En efecto, obtenemos un valor estimado inferior a la unidad para el coeficiente que refleja la aversión del BCE a la inflación.

Hemos incluido como variable exógena el endeudamiento del sector público. El BCE pudo haber adoptado decisiones sobre los tipos de interés donde el endeudamiento

CAPÍTULO V: CONCLUSIONES

público jugase un papel importante. Debemos tener en cuenta que una de las características propias de esta crisis duradera es la acentuación de los déficits presupuestarios y de la deuda pública en la mayor parte de los estados de la zona euro. Nuestros resultados muestran que esta variable es estadísticamente significativa y con coeficiente estimado negativo. Esto nos permite sacar dos conclusiones importantes: el elevado nivel de endeudamiento del sector público influyó en el *policy maker* europeo a la hora de gestionar la política monetaria y, en cuanto al signo negativo del coeficiente de esta variable, parece mostrar que el endeudamiento público en economías deprimidas no provoca aumentos en los tipos de interés.

Cuando analizamos posibles desviaciones por parte del BCE de la regla tayloriana que parece reflejar su comportamiento durante el periodo completo (1999-2012), hay dos momentos críticos: sus primeros años de funcionamiento y los últimos meses del año 2008. En los dos casos aplicó una política monetaria más restrictiva de lo previsto.

Los elevados tipos de interés de los primeros años pueden estar justificados por el interés de la nueva autoridad monetaria europea en labrarse una reputación anti-inflacionista. En cuanto a las desviaciones del año 2008, parecen mostrar que el BCE tardó en comprender la profundidad de la crisis financiera y económica que estaba dando ya sus primeros pasos. Recordemos que en julio de 2008, cuando el crecimiento económico de todos los países de la zona euro mostraba síntomas de agotamiento, el BCE sube por sorpresa los tipos de interés de intervención 25 puntos básicos, hasta el 4,25%. La realidad económica mostró pronto que esta medida había sido desacertada y, en octubre de ese mismo año, la autoridad monetaria europea inicia ya la aplicación de una política monetaria que con el tiempo recibió el nombre de superexpansiva, en línea con la llevada a cabo por la autoridad monetaria estadounidense para apoyar el crecimiento del empleo en la economía norteamericana.

Esta política monetaria superexpansiva aplicada por dos de los principales bancos centrales del mundo incluyó: el mantenimiento de tipos de interés a corto plazo en niveles muy bajos; la provisión de cantidades extraordinarias de liquidez a las instituciones financieras en condiciones favorables; la provisión de liquidez a diferentes segmentos de los mercados de crédito y la adquisición de títulos financieros de deuda pública y privada a largo plazo.

CAPÍTULO V: CONCLUSIONES

En resumen, el análisis realizado para la autoridad monetaria de la zona euro, nos permite concluir que se cumple la hipótesis 1:

Hipótesis 1: el Banco Central Europeo en el periodo 1999-2012 presenta un comportamiento asimétrico cuando se analizan las modificaciones del tipo de interés a corto plazo en respuesta a las desviaciones positivas y negativas de la inflación y del output.

Por lo que se refiere a la Reserva Federal, dividimos el periodo muestral (1966-2012) en dos etapas, eliminando el periodo intermedio (desde el tercer trimestre de 1979 hasta el cuarto de 1982) en el que la Fed, bajo la presidencia de Paul Volcker, cambió su procedimiento operativo, sustituyendo el tipo de interés a corto plazo por el objetivo de reservas propias.

El análisis empírico realizado nos permite concluir que la Fed ha mostrado un comportamiento simétrico respecto a las desviaciones positivas y negativas de la inflación y de la producción, en los dos periodos analizados (1966Q1-1979Q2 y 1983Q1-2012Q4), lo que evidencia que la Fed no exterioriza en la etapa analizada una función de preferencias asimétrica ni existen indicios de que la economía estadounidense presente una curva de Phillips convexa.

El coeficiente relativo al output gap es no significativo en la primera etapa y muy reducido en la segunda. La Fed parece aproximarse a un banco central con *strict inflation targeting*. Los resultados presentan un fuerte alisamiento del tipo de interés, con un peso importante de los valores pasados del mismo, es decir, se evidencia una importante inercia en la gestión de la política monetaria por parte de la Fed.

En cuanto al nivel de inflación objetivo, los datos parecen confirmar que la autoridad monetaria estadounidense se marca como *target* para la primera etapa analizada un nivel bastante por encima del 2%, objetivo común en la actualidad para un número importante de bancos centrales y también para la propia Fed. Detrás de este comportamiento puede estar el hecho de que la autoridad monetaria no entendiese bien la dinámica de la inflación, en concreto la ausencia de un *trade off* a largo plazo entre inflación y nivel de producción.

CAPÍTULO V: CONCLUSIONES

Por otra parte, ni el endeudamiento público, que alcanzó niveles elevados en el periodo 1983-2012, ni el crecimiento de la oferta monetaria parecen ser variables determinantes en el diseño de la política monetaria por parte del banco central estadounidense.

Cuando analizamos posibles desviaciones por parte de la Reserva Federal norteamericana de las reglas de tipos de interés que parecen reflejar su comportamiento durante los dos periodos analizados, concluimos que, en la etapa 1966-1968, la política monetaria aplicada por la Fed fue demasiado laxa. Tras la política monetaria excesivamente restrictiva aplicada por la Fed en la primera etapa de la década de las sesenta, en los años 1966-1968, con unas tasas de inflación en el entorno del 3,5%, el gobierno demócrata de Lyndon B. Johnson pudo haber presionado a la autoridad monetaria estadounidense para generar estímulos rápidos en la economía. Asimismo, se presentan también divergencias en el periodo 1973-1974, coincidiendo con la primera crisis del petróleo. Aquí el tipo de interés estimado parece ir por delante del observado, dado que este último presenta la senda del primero con un cierto retraso

Observamos, igualmente, la relajación de la política monetaria adoptada por la Fed en reacción al crash del mercado bursátil de 1987. De la misma forma, podemos concluir que, en el periodo 1994-1998, la Fed aplicó una política monetaria excesivamente restrictiva, mientras que en el periodo 2001-2005 la política monetaria fue más expansiva de lo previsto. Parece que durante el mandato de Alan Greenspan al frente de la Reserva Federal (1987-2006) es posible distinguir una primera etapa en la que presta una especial atención al objetivo de estabilidad de precios, siguiendo la estela de su predecesor, Paul Volcker, y una segunda etapa en la que aplicó una política monetaria sensiblemente más expansiva de lo que las reglas taylorianas estimadas en este trabajo aconsejaban. Este resultado está apoyado por las tesis de diversos autores que han acusado a Alan Greenspan de aplicar una política monetaria demasiado laxa.

Lo mismo podemos decir respecto a la gestión de la política monetaria por parte de la Fed, dirigida por Ben Bernanke, durante la actual crisis económica: el tipo de interés observado es sensiblemente menor al tipo previsto por cualquiera de las funciones de reacción que hemos estimado para el periodo 1983-2012.

Por todo ello, podemos concluir el cumplimiento de la hipótesis 2:

CAPÍTULO V: CONCLUSIONES

Hipótesis 2: la Reserva Federal norteamericana en el periodo 1966-2012 adopta un comportamiento lineal cuando se analizan las modificaciones del federal funds rate como respuesta a las desviaciones positivas y negativas de la inflación y del output.

En relación a desarrollos futuros de esta línea de investigación, es importante tener en cuenta el momento histórico en el que se encuentran los dos bancos centrales, que hará muy interesante repetir el análisis empírico realizado en esta tesis en un plazo razonable de tiempo.

Por lo que se refiere al Banco Central Europeo, unas tasas de inflación por debajo del 1%, es decir, muy inferiores al “por debajo, cerca del 2%”, que se había marcado en el año 2003, y un tipo de interés de intervención en el 0,25%, sitúan a la autoridad monetaria de la zona euro ante un importante desafío. En cuanto a la Reserva Federal, tras siete años aplicando una política monetaria muy expansiva, está, en la actualidad, realizando una retirada gradual de esos estímulos a la economía.

Asimismo, dentro de los trabajos futuros en relación a esta línea de investigación, consideramos también interesante analizar el comportamiento de algunos bancos centrales en economías en desarrollo que han conseguido un notable éxito en el control de las tasas de inflación.

CAPÍTULO V: CONCLUSIONES

Bibliografía

6. BIBLIOGRAFÍA

Aguiar, A. y Martins, M.M.F., 2008. Testing for Asymmetries in the Preferences of the Euro-area Monetary Policymaker. *Applied Economics*, 40 (13), pp.1651-1667.

Akerlof, G. A., Dickens, W.T. y Perry, G.L., 1996. The Macroeconomics of Low Inflation, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 1-7.

Álvarez Lois, P.P., 2000, Asymmetries in the Capacity-Inflation Trade off. Mimeo. Universitat Autònoma. Barcelona.

Andrews, D., 1991. Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix estimation, *Econometrica*, 59, pp. 817-858.

Argandoña Ramiz, A., Gámez Amian, C. y Mochón Morcillo, F., 1996. *Macroeconomía avanzada I. Modelos dinámicos y teoría de la política económica*. Ed. McGraw Hill.

Ball, L., 1997. Efficient Rules for Monetary Stability. *National Bureau of Economic Research Working paper 5952*, Cambridge, MA.

Ball, L., 1999. Policy Rules for Open Economies. En J.B. Taylor, (ed.) *Monetary Policy Rules*. Chicago: University of Chicago Press, pp. 127-156.

Ball, L., Mankiw, N.G. y Romer, D., 1988. The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-Off, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 1-82.

Ball, L. y Sheridan, N., 2003. Does Inflation Targeting Matter?. *National Bureau of Economic Research Working Paper 9577*.

Barreiro Pereira, F., Labeaga Azcona, J.M. y Mochón Morcillo, F., 1999. *Macroeconomía intermedia*. Ed. McGraw Hill.

Barro, R.J. y Gordon, D.B., 1983. Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, 12, pp. 101-121.

BCE, 1998. *A Stability-Oriented Monetary Policy Strategy for the ESCB*, press release, 13 October 1998.

BIBLIOGRAFÍA

BCE, 1999. Los agregados monetarios. *Boletín Mensual Febrero 1999*, pp. 31-43.

BCE, 2003. *Overview of the Background Studies for the Reflections on the ECB's Monetary Policy Strategy*, press release, 8 May 2003.

BCE, 2006. Activismo de la política monetaria. *Boletín Mensual Noviembre 2006*, pp. 73-88.

Bec, F., Salem, M.B. y Collard, F., 2002. Asymmetries in Monetary Policy Reaction Function: Evidence for the U.S., French and German Central Banks, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 6 (2), Article 3.

Bernanke, B. y Woodford, M., 1996. Inflation Forecasts and Monetary Policy, *National Bureau of Economic Research Working paper* 6157.

Bernanke, B. y Mihov, I., 1998. Measuring Monetary Policy. *Quarterly Journal of Economics*, 113 (3), pp. 869-902.

Bernanke, B. S., Laubach, T., Mishkin, F.S. y Posen, A.S., 1999. *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.

Bofinger, P., en colaboración con Reischle, J. y Schächter A., 2001. *Monetary Policy. Goals, Institutions, Strategies, and Instruments*. Oxford University Press.

Brainard, W., 1967, Uncertainty and the Effectiveness of Policy, *American Economic Review, papers and Proceedings*, 57, pp. 411-425.

Caglayan, M., Jehan, Z. y Mouratidis, K., 2012. Asymmetric Monetary Policy Rules for Open Economies: Evidence from four countries. *Munich Personal RePEc Archive Paper* no. 37401.

Castelnuovo, E. y Surico, P., 2004. Model Uncertainty, Optimal Monetary Policy and the Preferences of the Fed. *Scottish Journal of Political Economy*, 51, pp. 105-126

Cerra, V. y Chaman, S., 2000. Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap: an Application to Sweden. *IMF Working Paper*, WP/00/59.

BIBLIOGRAFÍA

- Chan, K.C., Karolyi, G.A., Longstaff, F.A. y Sanders, A.B., 1992, An Empirical Comparison of Alternative Models of the Short Term Interest Rate. *Journal of Finance*, 47, pp. 1209-1227
- Clarida, R., Galí, J. y Gertler, M., 1998. Monetary Policy Rules in Practice. Some International Evidence. *European Economic Review*, 42, pp. 1033-67.
- Clarida, R., Galí, J. y Gertler, M., 1999. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Literature*, 37, pp. 1661-1707.
- Clarida, R., Galí, J. y Gertler, M., 2000. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. *Quarterly Journal of Economics*, 115, pp. 145-180.
- Cukierman, A., 2000. The Inflation Bias Result Revisited. Tel-Aviv University, Mimeo.
- Cukierman, A., 2002. Are Contemporary Central Banks Transparent about Economic Models and Objectives and What Difference does it Make?, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 84, pp. 15-45.
- Cukierman, A., 2004. Non Linearities in Taylor Rules – Causes, Consequences and Evidence, *Revista de Economía*, Segunda Época, 11 (2), Banco Central del Uruguay, Noviembre 2004, pp. 79-110.
- Cukierman, A. y Muscatelli, A., 2007. Non Linear Taylor Rules and Asymmetric Preferences in Central Banking: Evidence from the United Kingdom and the United States, *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 8, pp. 1-29.
- D'Amato, L. y Garegnani, M.L., 2009. La dinámica de corto plazo de la inflación: estimando una curva de Phillips híbrida neokeynesiana para Argentina (1993-2007). *Ensayos Económicos*, 55, pp. 33-56
- Denia, A. y Mauleón, I., 1995. El método generalizado de los momentos. WP-EC 95-06.

BIBLIOGRAFÍA

De Veirman, E., 2007. Which Nonlinearity in the Phillips Curve? The Absence of Accelerating Deflation in Japan. Reserve Bank of New Zealand, *Discussion Papers Series* 2007/14.

Deutsche Bundesbank, 1999. Taylor Interest Rate and Monetary Conditions Index. *Monthly Report*, April.

Díaz del Hoyo, J.L. y Prado Domínguez, A.J., 1995. FRAs as pointers to market expectations about interest rates. *Economic Bulletin* Banco de España April 1995.

Diba, B.T. y Oh, S., 1991. Money, Output and the Expected Real Interest Rate. *Review of Economics and Statistics*, 73, pp. 10-17.

Dickey, D.A. y Fuller, W.A., 1981. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Times Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49 (4), pp. 1057-1077.

Dolado, J.J., María-Dolores, R. y Ruge-Murcia, F.J., 2002. Nonlinear Monetary Policy Rules: Some new evidence for the U.S.. Universidad Carlos III, *Working Papers Economics Series* no. 10.

Dolado, J.J., María-Dolores, R. y Naveira, M., 2005. Are Monetary-Policy Reaction Functions Asymmetric?: The Role of Nonlinearity in the Phillips Curve. *European Economic Review*, 49 (2), pp. 485-503.

Dornbusch, R., Favero, C.A. y Giavazzi, F., 1998. Immediate Challenges for the European Central Bank. *Economic Policy*, 13 (26), pp. 15-64.

Duguay, P., 1994. Empirical Evidence on the Strength of the Monetary Transmission Mechanism in Canada: an aggregate approach. *Journal of Monetary Economics*, 33 (1), pp. 39-61.

Dupasquier, C. y Ricketts, N., 1998, Non-Linearities in the Output-Inflation Relationship. In *Price Stability, Inflation Targets, and Monetary Policy: Proceedings of a Conference held by the Bank of Canada in May, 1997*, 131-173. Ottawa: Bank of Canada.

BIBLIOGRAFÍA

- Dutkowsky, D.H., 1993. Dynamic Implicit Cost and Discount Window Borrowing. *Journal of Monetary Economics*, 32, pp. 105-120.
- Eckstein, Z. y Leiderman, L., 1992. Seignorage and the Welfare Cost of Inflation. *Journal of Monetary Economics*, 29, pp. 389-410.
- Ellis, L. y Lowe, P., 1997. The Smoothing of Official Interest Rates. En P. Lowe (ed.), *Monetary and Inflation Targeting*, Reserve Bank of Australia, pp.286-312.
- Favero, C.A., 2001. *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press.
- Federal Reserve, 2014. *Statement on Longer-Run Goals and Monetary Policy Strategy*. January 28, 2014
- Fischer, S., 1993. The Role of Macroeconomic Factors in Growth. *Journal of Monetary Economics*, 32 (3), pp. 485-512.
- Friedman, M. y Schwartz, A.J., 1963. *A Monetary History of the United States, 1867–1960*, National Bureau of Economic Research Books.
- Friedman, M., 1968. The Role of Monetary Policy. *American Economic Review*, 58, pp. 1-17.
- Galí, J., Gertler, S., Rotemberg, J., Uhlig, H. y Woodford, M., 2004. *The Monetary Policy Strategy of the ECB Reconsidered. Monitoring the European Central Bank 5*. CEPR, London.
- Galindo, L.M y Guerrero, C., 2003. La regla de Taylor para México: un análisis econométrico. *Investigación Económica*. LXII (246), pp. 149-167
- Galindo, L.M y Catalán, H., 2005. The Taylor Rule and the Exchange Rate in Mexico (an empirical appraisal). *Revista Mexicana de Economía y Finanzas REMEF*. 4 (2), pp. 115-125
- García Iglesias, J.M., 2007. How the European Central Bank Decided its Early Monetary Policy? *Applied Economics*, 39 (7), pp. 927-936.

BIBLIOGRAFÍA

García Iglesias, J.M. y Pateiro Rodríguez, C., 2009. Análisis de la estrategia de política monetaria del Banco Central Europeo (1999-2005), *El Trimestre Económico*, LXXVI (1), pp. 181-214.

García Iglesias, J.M., Pateiro Rodríguez, C. y Salcines Cristal, V., 2011. Sobre el papel del saldo presupuestario en las decisiones del BCE. *Investigación Económica*, LXX (275), pp. 39-61.

García Iglesias, J.M., Pateiro Rodríguez, C. y Salcines Cristal, V., 2013. ¿Son asimétricas las reacciones de política monetaria de un banco central? El caso del BCE. *Investigación Económica*, LXXII (284), pp. 3-22.

García Iglesias, J.M., Muñoz, R. y Saridakis, G., 2013. Did the Bank of Mexico Follow a Systematic Behaviour in its Transition to an Inflation Targeting Regime?. *Applied Financial Economics*, 23 (14), pp. 1205-1213.

García Lorenzo, A. y Pateiro Rodríguez, C., 2002a. La estrategia de política monetaria del Banco Central Europeo como un vehículo de comunicación. *Análisis Financiero Internacional*, 107, pp. 23-37.

García Lorenzo, A. y Pateiro Rodríguez, C., 2002b. El papel del dinero en la estrategia de política monetaria del Banco Central Europeo. *Cuadernos de Estudios Empresariales*, 12, pp. 49-71.

Gerlach, S. y Schnabek, G., 1999. The Taylor Rule and Interest Rates in the EMU Area: a Note. *Bank of International Settlement Working Papers*, no. 73.

Gerlach, S., 2000. Asymmetric Policy Reactions and Inflation, *Bank of International Settlement*, mimeo.

Goodfriend, M., 1991. Interest Rate Smoothing and the Conduct of Monetary Policy. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 34, pp. 7-30.

Greding, F., 2007. Asymmetric Monetary Policy Rules and the Achievement of the Inflation Target: the Case of Chile. *Central Bank of Chile. Working Papers*, no. 451.

BIBLIOGRAFÍA

- Gutián, M., 1999. La cultura de la estabilidad. En Gutián, M. y Muns, J., *La cultura de la estabilidad y el consenso de Washington*. Servicio de Estudios de la Caja de Ahorros y Pensiones de Barcelona. Colección de Estudios e Informes, 15, pp. 35-66.
- Hansen, L. P., 1982. Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators, *Econometrica*, 50 (4), pp. 1029-1054.
- Hernández de Cos, P., Izquierdo, M. y Urtasun, A., 2011. Una estimación del crecimiento potencial de la economía española. *Documentos Ocasionales*, nº 1104, Banco de España.
- Hodrick, R. y Prescott, E., 1997. Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29 (1), pp. 1-16.
- Ikeda, T., 2010. Asymmetric Preferences for Monetary Policy Rules in the Visegrad Four and the Financial Crisis. *Economics Bulletin*, 30 (3), pp. 2160-2188.
- Issing, O., 1995. Is Monetary Targeting in Germany Still Adequate?.in Horst Siebert (Ed.) *Monetary Policy in an Integrated World Economy*. Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel, pp. 117-130.
- Kim, D., Osborn, D. y Sensier, M., 2005. Nonlinearity in the Fed's monetary policy rule. *Journal of Applied Econometrics* 20 (5), pp. 621-639.
- King, M., 2002. The Inflation Target Ten Years On. Speech delivered to the London School of Economics. 19 November. Bank of England Speech 181
- Kydland, F.E. y Prescott, E. C., 1977. Rules rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. *The Journal of Political Economy*, 85 (3), pp.473-492.
- Laxton, D., Meredith, G. y Rose, D., 1995. Asymmetric Effects of Economic Activity on Inflation: Evidence and Policy Implications. *IMF Staff Papers* 42, pp. 344-374.
- Laxton, D., Rose, D. y Tambakis, D., 1999. The U.S. Phillips curve: The case for asymmetry. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 23, pp. 1459-1485.
- Lee, B.S., 1991, Government Deficits and the Term Structure of Interest Rates. *Journal of Monetary Economics*, 27, pp. 425-443

BIBLIOGRAFÍA

- Lucas, R. E., 1973. Some International Evidence on Output-Inflation Trade-Offs. *American Economic Review*, 63, pp. 326-334.
- MacKinnon, J.G., 1996. Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11 (6), pp. 601-618.
- Mankiw, N.G., 2001. US Monetary Policy during the 1990s. *National Bureau of Economic Research Working Paper* 8471.
- McCallum, B.T., 1993. Specification and Analysis of A Monetary Policy Rule for Japan. *National Bureau of Economic Research Working paper* 4449.
- McCallum, B.T., 1999. Recent Developments in the Analysis of Monetary Policy Rules. *Federal Reserve Bank of St. Louis, Review* November/December.
- Mishkin, F. S., 1999. International Experiences with Different Monetary Policy Regimes, *Journal of Monetary Economics*, 43, pp. 579-605.
- Newey, W. y West, K., 1994. Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation. *Review of Economic Studies*, 61, pp. 631-653.
- Nobay, A.R. y D.A. Peel, 1998. "Optimal Monetary Policy in a Model of Asymmetric Central Bank Preferences", London School of Economics, *Discussion Paper* 306.
- Nobay, A.R. y Peel, D.A., 2000. Optimal Monetary Policy with a Nonlinear Phillips Curve. *Economics Letters*, 67, pp. 159-164 .
- Nobay, A.R. y Peel, D.A., 2003. Optimal Discretionary Monetary Policy in a Model of Asymmetric Central Bank Preferences. *The Economic Journal*, 113, pp. 657-665.
- Orphanides, A. y Wieland, V., 1998. "Price Stability and Monetary Policy Effectiveness when Nominal Interest Rates are Bounded at Zero", *Finance and Economics Discussion Series*, 1998-35. Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Pateiro Rodríguez, C., 2000. *Estudio de las relaciones financiero-reales en economías desarrolladas basado en el análisis de las interrelaciones de precios en los mercados financieros actuales*. Tesis doctoral. Universidade da Coruña.

BIBLIOGRAFÍA

- Pateiro Rodríguez, C. y Castellanos García, P., 2000. El papel del euro como moneda internacional. *Cuadernos de Estudios Empresariales*, 10, pp. 273-304.
- Pateiro Rodríguez, C., 2001a. Las reglas de tipo de interés de política monetaria o Taylor Rules. *Documento de trabajo 0103*. UNED.
- Pateiro Rodríguez, C., 2001b. Dos años de política monetaria común en un marco macroeconómico estable. Una interpretación a través de la Regla de Taylor: España 1999-2001. *Análisis Financiero Internacional*, 104, pp. 29-42.
- Pateiro Rodríguez, C., Salcines Cristal, J.V. y Orosa González, J., 2002. La estrategia de política monetaria: efectividad y comunicación. El caso del BCE. *Momento Económico*, 121, pp. 2-32.
- Pateiro Rodríguez, C. y Pedreira Freire, L.E., 2003. Adaptación de los tipos de interés de intervención a la regla de Taylor. Un análisis econométrico. *Revista Investigación Operacional*, 24 (1), pp. 28-50.
- Pateiro Rodríguez, C. y Pedreira Freire, L.E., 2004. Tipos de interés de intervención y la regla de Taylor. España 1989-1999. Pruebas basadas en inferencia estadística. *Revista Investigación Operacional*, 25 (2), pp. 183-192.
- Pateiro Rodríguez, C., Nuñez Gamallo, J.R. y García Iglesias, J.M., 2008. ¿Existe una relación de equilibrio a largo plazo entre dinero y precios en la eurozona: 1999-2006? *Análisis económico*, XXIII (52), pp. 41-62.
- Pateiro Rodríguez, C., García Iglesias, J.M. y Nuñez Gamallo, R., 2010. La gestión de la liquidez del Banco Central Europeo durante la crisis financiera: 2008-2009. *Economic Analysis Working Paper*, 9 (3).
- Pateiro Rodríguez, C., Nuñez Gamallo, R.J. y García Iglesias, J.M., 2011. ¿Cómo es la relación entre dinero y precios en la eurozona: 1999-2007? *Equilibrio Económico*, Año XII, 7(1), pp. 5-30.
- Phillips, P.C.P. y Perron, P., 1988. Testing for Unit Root in Time Series Regression. *Biomètrika*, 75, pp. 335-346.

BIBLIOGRAFÍA

- Phelps, E. S., 1967. Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time. *Economica*, 34, pp. 254-281.
- Phillips, A. W., 1958. The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, 25, pp. 283-299.
- Poole, W., 1994. Monetary Aggregates Targeting in a Low-Inflation Economy. En J.C. Fuhrer (ed.), *Goals, Guidelines, and Constraints Facing Monetary Policymakers*. North Falmouth, Massachusetts, June, pp. 87-135.
- Prado, J. y Pateiro, C., 2001. *Interrelaciones de precios en los mercados financieros actuales, ahorro e inversión*. Servicio de Publicaciones Universidade da Coruña.
- Reifschneider, D. y Williams, J.C., 2000. Three Lessons for Monetary Policy in a Low Inflation Era. *Journal of Money, Credit and Banking*, 32, pp. 936-966.
- Rotemberg, J.J. y Woodford, M., 1999. Interest-rate Rules in an Estimated Sticky Price Model. En J.B. Taylor, (ed.) *Monetary policy rules*. Chicago: University of Chicago Press, pp. 57-119.
- Ruge-Murcia, F. J., 2001. Inflation Targeting under Asymmetric Preferences. Centre de recherche et développement en économie (C.R.D.E.), CAHIER 04-2001.
- Saadon, Y., Ben David, N., Benzion, U. y Shiffer, Z., 2008. Asymmetric Preferences and the Central Bank's Interest Rate. *Journal of Money, Investment and Banking*, 5, pp. 67-84.
- Sargan, D., 1958. The Estimation of Economic Relationships using Instrumental Variables. *Econometrica*, 26, pp. 393-415.
- Schaling, E., 1998. The Nonlinear Phillips Curve and Inflation Forecast Targeting – Symmetric versus Asymmetric Monetary Policy Rules. *Tilburg University, Discussion Paper* 1998/136.
- Schaling, E., 2004. The Nonlinear Phillips Curve and Inflation Forecast Targeting: Symmetric versus Asymmetric Monetary Policy Rules. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(3), Part 1, pp. 361-386.

BIBLIOGRAFÍA

- Stiglitz, J., 1997. Reflections on the Natural Rate Hypothesis. *Journal of Economic Perspectives*, 11 (1), pp. 3-10.
- Surico, P., 2003. Asymmetric Reaction Functions for the Euro Area. *Oxford Review of Economic Policy*, 19 (1), pp. 44-57.
- Surico, P., 2007a. The Monetary Policy of the European Central Bank. *Scand. J. of Economics*, 109 (1), pp. 115-135.
- Surico, P., 2007b. The Fed's monetary policy rule and U.S. inflation: The case of asymmetric preferences. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 31, pp. 305-324.
- Svensson, L.E.O, 1997. Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets. *European Economic Review*, 41, pp. 1111-1146.
- Svensson, L.E.O, 2003. What Is Wrong with Taylor Rules? Using Judgment in Monetary Policy through Targeting Rules. *Journal of Economic Literature*, XLI, pp. 426-477.
- Taylor, J.B., 1993. Discretion versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, pp.195-214.
- Taylor, J.B., 1996. How Should Monetary Policy Respond to Shocks While Maintaining Long-Run Price Stability. Conceptual issues. *Achieving Price Stability*, Federal Reserve Bank of Kansas City, pp. 181-195.
- Taylor, J.B., 1999a. A Historical Analysis of Monetary Policy Rules. En J.B. Taylor, (ed.) *Monetary policy rules*. Chicago: University of Chicago Press, pp. 319-341.
- Taylor, J.B., 1999b. The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for Interest Rate Setting by the European Central Bank. *Journal of Monetary Economics*, 43, pp. 655-79.
- Taylor, J.B., 2007. Housing and Monetary Policy. *National Bureau of Economic Research Working Paper* 13682.

BIBLIOGRAFÍA

Taylor, J.B., 2009. *Getting Off Track: How Government Actions and Interventions Caused, Prolonged, and Worsened the Financial Crisis*. Stanford, CA, EE.UU.: Hoover Press.

Varian, H., 1975. A Bayesian Approach to Real Estate Assessment. En S. E. Feinberg and Zellner, A., (eds.) *Studies in Bayesian Econometrics and Statistics in Honour of L. J. Savage*. North-Holland: Amsterdam, pp. 195-208

Vašíček, B., 2010. Is Monetary Policy in New Members States Asymmetric. *Document de Treball*, 10.10, Universitat Autònoma de Barcelona.

Walsh, C.E., 2010, *Monetary Theory and Policy*. The MIT Press. Cambridge, Massachusetts. 3º Edición.

Wieland, V., 2006. Monetary Policy and Uncertainty about the Natural Unemployment Rate: Brainard-style Conservatism versus Experimental Activism. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 6 (1), Article 1.

Williams, J.C., 2003. Simple Rules for Monetary Policy. *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*. pp. 1-12.

Wolman, A.L., 2005. Real Implications of the Zero Bound on Nominal Interest Rates. *Journal of Money, Credit and Banking*, 37, pp. 273-296.

Woodford, M., 2001. The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy. *American Economic Review Papers and Proceeding*, 91, pp. 232-237

Woodford, M., 2003. Optimal Interest Rate Smoothing. *Review of Economic Studies*, 70, pp. 861-886.

Zellner, A., 1986. Bayesian Estimation and Prediction Using Asymmetric Loss Functions. *Journal of the American Statistical Association*, 81 (394), pp. 446-451.

Anexos

7. ANEXOS**FUENTES DE LOS DATOS Y DEFINICIONES****ZONA EURO:****EONIA mensual**

Fuente	European Central Bank
<i>Series key</i>	FM.M.U2.EUR.4F.MM.EONIA.HSTA
Características	Euro area (changing composition) - Money Market - Eonia rate - Historical close, average of observations through period - Euro, provided by ECB
Recogida de datos	A [Average of observations through period]
Decimales	4
Unidades	Percent per annum

EONIA trimestral

Fuente	European Central Bank
<i>Series key</i>	FM.Q.U2.EUR.4F.MM.EONIA.HSTA
Características	Euro area (changing composition) - Money Market - Eonia rate - Historical close, average of observations through period - Euro, provided by ECB
Recogida de datos	A [Average of observations through period]
Decimales	4
Unidades	Percent per annum

Producto Interior Bruto (PIB)

Fuente	European Central Bank
<i>Series key</i>	ESA.Q.I6.Y.0000.B1QG00.1000.TTTT.L.U.A
Características	Euro area 17 (fixed composition) - Gross domestic product at market

ANEXOS

	price, Chain linked volumes, reference year 2005, ECU/euro, Working day and seasonally adjusted
Recogida de datos	S [Summed through period]
Decimales	2
Unidades	Millions of Euro

Índice de Producción Industrial (IPI)

Fuente	Eurostat
<i>Series key</i>	STS.M.I6.Y.PROD.NS0010.4.000
Características	Euro area 17 (fixed composition) - Industrial Production Index, Total Industry - NACE Rev2; Eurostat; Working day and seasonally adjusted
Recogida de datos	A [Average of observations through period]
Decimales	2
Unidades	2010=100

Deflactor PIB

Fuente	European Central Bank
<i>Series key</i>	ESA.Q.I6.Y.0000.B1QG00.1000.TTTT.D.U.I
Características	Euro area 17 (fixed composition) - Gross domestic product at market price, Deflator, ECU/euro, Working day and seasonally adjusted, Index
Recogida de datos	A [Average of observations through period]
Decimales	2
Unidades	2005=100

Tasa de variación del Índice Armonizado de Precios al Consumo (IAPC)

ANEXOS

Fuente	Eurostat
<i>Series key</i>	ICP.M.U2.N.000000.4.ANR
Características	Euro area (changing composition) - HICP - Overall index, Annual rate of change, Eurostat, Neither seasonally nor working day adjusted
Recogida de datos	A [Average of observations through period]
Decimales	1
Unidades	Percentage change

Inflación subyacente

Fuente	Eurostat
<i>Series key</i>	ICP.M.U2.N.XEFUN0.4.ANR
Características	Euro area (changing composition) - HICP - All-items excluding energy and unprocessed food, Annual rate of change, Eurostat, Neither seasonally nor working day adjusted
Recogida de datos	A [Average of observations through period]
Decimales	1
Unidades	Percentage change

Deuda pública

Fuente	European Central Bank
<i>Series key</i>	GST.Q.I6.N.B0X13.MAL.B1300.SA.Q
Características	Euro area 17 (fixed composition) - Maastricht assets/liabilities - General government (ESA95)-NCBs - All sectors without general government (consolidation) (ESA95) - NCBs - Financial stocks at nominal value - Percentage points, $\frac{ser(t)}{\sum(GDP(t),GDP(t-1),GDP(t-2),GDP(t-3))}$ - Neither seasonally nor working day adjusted
Recogida de datos	E [End of period]

ANEXOS

Decimales	6
Unidades	Percent

Periodo	PIB (millones de euros)	EONIA último mes (%)	EONIA trimestral (%)	Deuda/PIB (%)	IPI
1999Q1	1794857,00	2,93	3,06	69,03	96,34
1999Q2	1807613,00	2,56	2,60	69,25	96,88
1999Q3	1827280,00	2,43	2,46	70,36	98,28
1999Q4	1847606,00	3,04	2,82	71,34	99,58
2000Q1	1871586,00	3,51	3,27	71,78	99,77
2000Q2	1887480,00	4,29	3,96	71,24	101,33
2000Q3	1895722,00	4,59	4,44	70,81	102,24
2000Q4	1908016,00	4,83	4,80	69,29	103,11
2001Q1	1925490,00	4,78	4,84	69,04	103,22
2001Q2	1927298,00	4,54	4,75	69,14	102,48
2001Q3	1928869,00	3,99	4,32	68,70	102,15
2001Q4	1931777,00	3,34	3,60	68,23	100,92
2002Q1	1934732,00	3,26	3,28	69,14	101,26
2002Q2	1945764,00	3,35	3,32	69,18	101,51
2002Q3	1951517,00	3,32	3,30	68,89	101,94
2002Q4	1952232,00	3,09	3,23	68,07	101,61
2003Q1	1951359,00	2,75	2,76	69,37	102,24
2003Q2	1952650,00	2,21	2,44	70,08	101,31
2003Q3	1961545,00	2,02	2,06	70,31	101,48
2003Q4	1975519,00	2,06	2,01	69,25	102,67
2004Q1	1985722,00	2,01	2,02	70,65	103,32
2004Q2	1996500,00	2,03	2,04	71,34	103,91
2004Q3	2003789,00	2,05	2,05	71,13	103,83
2004Q4	2010749,00	2,05	2,08	69,66	103,96
2005Q1	2014641,00	2,06	2,06	70,95	104,33
2005Q2	2029423,00	2,06	2,07	71,62	105,27
2005Q3	2041617,00	2,09	2,07	71,16	106,28

ANEXOS

2005Q4	2054914,00	2,28	2,14	70,53	107,41
2006Q1	2074200,00	2,52	2,39	70,83	107,77
2006Q2	2096141,00	2,70	2,63	70,78	109,77
2006Q3	2110496,00	3,04	2,94	70,24	110,67
2006Q4	2132471,00	3,50	3,36	68,68	112,40
2007Q1	2149946,00	3,69	3,60	68,96	113,08
2007Q2	2159469,00	3,96	3,85	69,04	113,69
2007Q3	2173183,00	4,03	4,04	68,03	114,51
2007Q4	2182680,00	3,88	3,94	66,36	114,77
2008Q1	2194146,00	4,09	4,04	67,32	115,94
2008Q2	2185832,00	4,01	4,00	67,67	114,05
2008Q3	2172707,00	4,27	4,25	67,79	111,35
2008Q4	2135779,00	2,49	3,15	70,21	104,31
2009Q1	2075856,00	1,06	1,37	73,98	96,25
2009Q2	2069803,00	0,70	0,77	77,19	94,94
2009Q3	2078224,00	0,36	0,35	79,13	96,18
2009Q4	2087038,00	0,35	0,36	79,99	96,72
2010Q1	2096288,00	0,35	0,34	81,63	97,90
2010Q2	2117245,00	0,35	0,35	82,93	100,78
2010Q3	2125575,00	0,45	0,45	82,95	99,94
2010Q4	2133042,00	0,50	0,59	85,36	101,38
2011Q1	2146785,00	0,66	0,68	86,30	102,74
2011Q2	2151284,00	1,12	1,04	87,18	102,68
2011Q3	2153038,00	1,01	0,97	86,82	99,85
2011Q4	2145908,00	0,63	0,79	87,28	101,25
2012Q1	2144232,00	0,36	0,37	88,22	100,28
2012Q2	2140762,00	0,33	0,34	89,91	99,69
2012Q3	2139041,00	0,10	0,13	89,96	99,75

Periodo	Variación Deflactor (%)	Inflación_IPC (%)	Inflación subyacente (%)
1999Q1	1,41	0,87	1,23
1999Q2	0,90	1,00	1,07

ANEXOS

1999Q3	0,95	1,17	1,00
1999Q4	0,86	1,53	1,00
2000Q1	1,28	1,90	0,97
2000Q2	1,24	1,83	0,93
2000Q3	1,61	2,17	0,97
2000Q4	1,74	2,47	1,23
2001Q1	2,15	2,03	1,30
2001Q2	2,49	2,87	2,00
2001Q3	2,43	2,37	2,00
2001Q4	2,76	2,07	2,40
2002Q1	2,73	2,53	2,63
2002Q2	2,36	2,07	2,57
2002Q3	2,61	2,07	2,47
2002Q4	2,47	2,30	2,30
2003Q1	2,21	2,33	2,00
2003Q2	2,39	1,93	2,03
2003Q3	2,37	2,07	1,90
2003Q4	1,93	2,07	1,97
2004Q1	1,97	1,73	2,00
2004Q2	2,03	2,30	2,13
2004Q3	1,66	2,23	2,10
2004Q4	1,93	2,33	2,00
2005Q1	1,95	2,03	1,67
2005Q2	1,81	2,07	1,47
2005Q3	1,74	2,33	1,33
2005Q4	1,98	2,33	1,47
2006Q1	1,75	2,30	1,33
2006Q2	1,90	2,50	1,57
2006Q3	1,91	2,13	1,53
2006Q4	1,70	1,80	1,60
2007Q1	2,22	1,83	1,87
2007Q2	2,28	1,90	1,90
2007Q3	2,34	1,87	1,97
2007Q4	2,40	2,93	2,23

ANEXOS

2008Q1	2,00	3,37	2,47
2008Q2	2,05	3,67	2,47
2008Q3	1,86	3,80	2,53
2008Q4	1,76	2,30	2,23
2009Q1	1,55	0,97	1,67
2009Q2	0,94	0,17	1,53
2009Q3	0,80	-0,37	1,17
2009Q4	0,50	0,43	1,00
2010Q1	0,58	1,10	0,87
2010Q2	0,78	1,60	0,90
2010Q3	0,99	1,73	1,07
2010Q4	0,95	2,00	1,13
2011Q1	1,05	2,47	1,27
2011Q2	1,19	2,73	1,77
2011Q3	1,25	2,70	1,67
2011Q4	1,37	2,90	2,00
2012Q1	1,28	2,70	1,90
2012Q2	1,31	2,47	1,83
2012Q3	1,35	2,53	1,73

EEUU:

Federal Funds Rate

Fuente	Board of Governors of the Federal Reserve System
<i>Series key</i>	DFF
Características	Effective Federal Funds Rate, Frecuency: Daily, Seven Day
Decimales	2
Unidades	Percent per annum

Producto Interior Bruto (PIB)

Fuente	U.S. Department of Commerce: Bureau of Economic Analysis
<i>Series key</i>	GDPC96

ANEXOS

Características	Real Gross Domestic Product, Billions of Chained 2005 Dollars, Seasonally Adjusted Annual Rate
Decimales	3
Unidades	Billions of dollars

Índice de Producción Industrial (IPI)

Fuente	Board of Governors of the Federal Reserve System
<i>Series key</i>	INDPRO
Características	Industrial Production Index, Seasonally Adjusted, Index 2007=100
Decimales	4
Unidades	2007=100

Deflactor PIB

Fuente	U.S. Department of Commerce: Bureau of Economic Analysis
<i>Series key</i>	GDPDEF
Características	Gross Domestic Product: Implicit Price Deflator, Seasonally Adjusted, Index 2005=100
Decimales	3
Unidades	2005=100

Tasa de variación del Índice de Precios al Consumo (IPC)

Fuente	U.S. Department of Labor: Bureau of Labor Statistics
<i>Series key</i>	CPIAUCSL
Características	Consumer Price Index for All Urban Consumers: All Items, Seasonally Adjusted
Decimales	5
Unidades	Percent Change from Year Ago

Inflación subyacente medida a partir del IPC

ANEXOS

Fuente	U.S. Department of Labor: Bureau of Labor Statistics
<i>Series key</i>	CPILFESL
Características	Consumer Price Index for All Urban Consumers: All Items Less Food & Energy, Seasonally Adjusted
Decimales	5
Unidades	Percent Change from Year Ago

Tasa de variación del Índice de Precios derivado del Gasto en Consumo Personal (IPGCP)

Fuente	U.S. Department of Commerce: Bureau of Economic Analysis
<i>Series key</i>	PCEPI
Características	Personal Consumption Expenditures: Chain-type Price Index, Seasonally Adjusted
Decimales	5
Unidades	Percent Change from Year Ago

Inflación subyacente medida a partir del IPGCP

Fuente	U.S. Department of Commerce: Bureau of Economic Analysis
<i>Series key</i>	PCEPILFE
Características	Personal Consumption Expenditures Excluding Food and Energy (Chain-Type Price Index),
Decimales	5
Unidades	Percent Change from Year Ago

Deuda pública

Fuente	Federal Reserve Bank of St. Louis, The White House: Office of Management and Budget
<i>Series key</i>	GFDEGDQ188S
Características	Federal Debt: Total Public Debt as Percent of Gross Domestic Product, Seasonally Adjusted

ANEXOS

Decimales	5
Unidades	Percent

Tasa de variación del agregado monetario M2

Fuente	Board of Governors of the Federal Reserve System
<i>Series key</i>	M2SL
Características	M2 Money Stock, Seasonally Adjusted
Decimales	5
Unidades	Continuously Compounded Annual Rate of Change

Periodo	<i>Federal Fund Rates (%)</i>	PIB (miles de millones de dólares)	IPI	Deuda/PIB (%)	Variación M2 (%)
1966Q1	4,56	3812,17	33,41	41,64	7,65
1966Q2	4,91	3824,86	34,11	40,53	4,79
1966Q3	5,41	3850,01	34,64	40,95	2,37
1966Q4	5,56	3881,21	34,97	40,81	3,96
1967Q1	4,82	3915,40	34,78	40,47	6,48
1967Q2	3,99	3916,21	34,63	39,27	9,44
1967Q3	3,89	3947,46	34,87	40,13	10,72
1967Q4	4,17	3977,57	35,81	40,42	8,37
1968Q1	4,79	4059,55	36,32	39,72	6,77
1968Q2	5,98	4128,47	36,81	38,20	6,58
1968Q3	5,95	4156,72	37,09	38,59	7,64
1968Q4	5,92	4174,73	37,66	38,24	9,21
1969Q1	6,57	4240,48	38,39	37,42	6,77
1969Q2	8,33	4252,83	38,56	36,15	3,48
1969Q3	8,98	4279,72	39,02	36,20	2,56
1969Q4	8,94	4259,62	38,77	36,66	3,43
1970Q1	8,56	4252,94	37,83	36,58	1,43
1970Q2	7,88	4260,65	37,63	35,82	2,71
1970Q3	6,71	4298,59	37,49	36,05	8,96

ANEXOS

1970Q4	5,57	4253,00	36,68	36,97	10,57
1971Q1	3,86	4370,28	37,39	35,67	12,67
1971Q2	4,57	4395,08	37,73	35,51	15,12
1971Q3	5,48	4430,16	37,84	36,19	11,78
1971Q4	4,75	4442,47	38,72	36,84	10,65
1972Q1	3,55	4521,91	40,36	35,91	11,86
1972Q2	4,30	4629,15	41,14	34,79	9,91
1972Q3	4,74	4673,51	41,65	34,74	13,22
1972Q4	5,15	4750,49	43,11	34,86	13,10
1973Q1	6,54	4872,01	44,35	34,35	9,36
1973Q2	7,82	4928,36	44,70	33,34	6,54
1973Q3	10,56	4902,07	45,09	33,12	5,57
1973Q4	10,00	4948,82	45,76	32,76	5,12
1974Q1	9,33	4905,43	45,34	32,75	7,33
1974Q2	11,25	4917,99	45,38	31,94	4,78
1974Q3	12,10	4869,36	45,19	31,81	4,27
1974Q4	9,34	4850,20	43,40	31,73	6,06
1975Q1	6,31	4791,20	40,55	32,47	7,55
1975Q2	5,42	4827,82	40,00	33,22	14,42
1975Q3	6,16	4909,14	41,00	33,30	14,29
1975Q4	5,41	4973,26	41,86	33,65	9,57
1976Q1	4,82	5086,32	43,16	33,89	12,51
1976Q2	5,19	5124,57	43,71	34,39	11,83
1976Q3	5,29	5149,67	44,28	34,54	10,48
1976Q4	4,89	5187,07	45,09	34,68	14,23
1977Q1	4,66	5247,28	45,99	34,52	13,37
1977Q2	5,16	5351,56	47,43	33,63	10,63
1977Q3	5,82	5447,27	47,96	33,83	9,10
1977Q4	6,51	5446,14	48,28	34,06	8,20
1978Q1	6,76	5464,74	48,14	34,34	7,41
1978Q2	7,28	5679,72	50,05	32,93	7,40
1978Q3	8,09	5735,40	50,50	33,04	7,38
1978Q4	9,58	5811,26	51,41	32,67	7,40
1979Q1	10,07	5820,98	51,63	32,35	5,84

ANEXOS

1979Q2	10,18	5826,44	51,55	31,86	9,37
1979Q3	10,94	5868,32	51,39	31,79	9,35
1979Q4	13,58	5884,47	51,58	31,78	5,91
1980Q1	15,07	5903,42	51,78	31,70	6,95
1980Q2	12,67	5782,43	49,61	32,17	5,91
1980Q3	9,82	5771,69	48,83	32,59	11,89
1980Q4	15,85	5878,44	50,69	31,91	8,42
1981Q1	16,60	6000,59	50,83	31,61	6,77
1981Q2	17,79	5952,71	50,99	31,49	10,69
1981Q3	17,59	6025,04	51,46	31,41	7,03
1981Q4	13,59	5949,98	50,33	32,20	10,19
1982Q1	14,21	5852,33	49,30	33,32	8,95
1982Q2	14,51	5884,05	48,69	33,31	8,46
1982Q3	11,01	5861,36	48,01	34,88	6,62
1982Q4	9,28	5865,99	47,12	36,14	8,90
1983Q1	8,66	5938,95	47,66	36,81	21,44
1983Q2	8,80	6072,43	48,72	37,90	10,16
1983Q3	9,46	6192,18	50,37	38,39	6,28
1983Q4	9,43	6320,18	51,67	38,25	7,20
1984Q1	9,69	6442,76	53,21	38,44	8,53
1984Q2	10,55	6554,00	54,03	38,72	8,53
1984Q3	11,39	6617,69	54,42	39,54	5,25
1984Q4	9,26	6671,57	54,46	41,22	8,77
1985Q1	8,48	6734,52	54,61	41,55	11,84
1985Q2	7,92	6791,54	54,66	42,50	7,03
1985Q3	7,90	6897,63	54,57	42,81	8,40
1985Q4	8,10	6949,98	54,90	45,06	5,87
1986Q1	7,83	7016,76	55,22	45,34	5,89
1986Q2	6,92	7044,95	54,90	46,56	10,45
1986Q3	6,21	7112,87	55,12	47,32	9,90
1986Q4	6,27	7147,25	55,73	48,75	8,80
1987Q1	6,22	7186,88	56,47	48,72	6,26
1987Q2	6,65	7263,31	57,47	49,27	3,43
1987Q3	6,84	7326,30	58,50	49,33	2,49

ANEXOS

1987Q4	6,92	7451,66	59,94	49,80	4,53
1988Q1	6,67	7490,20	60,47	50,27	6,95
1988Q2	7,15	7586,40	60,98	50,36	7,67
1988Q3	7,98	7625,57	61,25	50,60	3,69
1988Q4	8,47	7727,39	61,67	51,12	3,49
1989Q1	9,45	7799,94	61,93	51,13	2,20
1989Q2	9,73	7858,30	61,72	51,34	2,75
1989Q3	9,08	7920,63	61,32	51,64	7,60
1989Q4	8,61	7937,92	61,57	52,90	7,73
1990Q1	8,25	8020,84	61,99	53,47	5,70
1990Q2	8,24	8052,72	62,47	54,23	3,31
1990Q3	8,16	8052,60	62,71	55,26	4,31
1990Q4	7,74	7982,05	61,73	57,56	2,96
1991Q1	6,43	7943,38	60,56	58,93	4,81
1991Q2	5,86	7996,99	60,92	59,34	4,50
1991Q3	5,65	8030,68	61,75	60,75	1,51
1991Q4	4,82	8062,16	61,88	62,40	1,23
1992Q1	4,02	8150,65	61,80	62,70	3,40
1992Q2	3,77	8237,26	62,88	63,30	0,25
1992Q3	3,26	8322,25	63,33	63,61	0,41
1992Q4	3,03	8409,83	63,99	64,33	2,79
1993Q1	3,04	8425,29	64,56	64,64	-1,18
1993Q2	3,00	8479,19	64,71	65,71	1,74
1993Q3	3,06	8523,83	65,01	65,96	1,87
1993Q4	2,99	8636,39	65,97	66,57	2,37
1994Q1	3,21	8720,47	66,80	66,16	1,13
1994Q2	3,94	8839,75	68,02	65,95	1,01
1994Q3	4,49	8896,69	68,89	65,80	0,24
1994Q4	5,17	8995,50	70,31	66,23	-0,11
1995Q1	5,80	9017,57	71,09	66,56	0,49
1995Q2	6,02	9036,95	71,33	67,31	3,70
1995Q3	5,80	9112,90	72,01	66,74	6,98
1995Q4	5,72	9176,44	72,59	66,14	3,85
1996Q1	5,37	9239,30	73,09	67,00	4,88

ANEXOS

1996Q2	5,24	9399,03	74,58	66,17	4,74
1996Q3	5,31	9480,78	75,55	66,20	3,75
1996Q4	5,28	9584,27	76,57	66,35	4,62
1997Q1	5,28	9657,99	78,01	66,13	4,99
1997Q2	5,52	9801,18	79,24	64,95	4,46
1997Q3	5,53	9924,20	81,09	64,37	6,29
1997Q4	5,51	10000,33	83,07	64,69	6,13
1998Q1	5,52	10094,80	83,99	64,44	7,31
1998Q2	5,50	10185,58	84,58	63,78	7,35
1998Q3	5,53	10319,97	85,18	62,46	6,64
1998Q4	4,86	10498,61	86,32	62,19	10,20
1999Q1	4,73	10592,15	87,20	61,78	6,96
1999Q2	4,75	10674,94	88,03	60,94	5,76
1999Q3	5,10	10810,68	88,90	60,14	5,93
1999Q4	5,30	11004,83	90,53	60,12	5,31
2000Q1	5,68	11033,57	91,59	59,46	6,30
2000Q2	6,27	11248,80	92,63	57,15	6,63
2000Q3	6,52	11258,26	92,48	56,64	4,70
2000Q4	6,47	11324,96	92,18	55,90	5,88
2001Q1	5,60	11287,75	90,87	56,80	10,44
2001Q2	4,33	11361,73	89,63	55,59	9,84
2001Q3	3,50	11330,38	88,37	56,35	8,83
2001Q4	2,13	11370,03	87,37	57,30	8,99
2002Q1	1,73	11467,14	87,95	57,21	6,91
2002Q2	1,75	11528,14	89,34	57,79	3,11
2002Q3	1,74	11586,61	89,87	58,20	7,41
2002Q4	1,44	11590,58	89,84	59,49	8,25
2003Q1	1,25	11638,92	90,52	59,34	6,38
2003Q2	1,25	11737,52	89,76	60,57	7,94
2003Q3	1,02	11930,68	90,19	60,27	8,13
2003Q4	1,00	12038,59	90,92	61,31	-0,39
2004Q1	1,00	12117,92	91,54	61,53	3,18
2004Q2	1,01	12195,89	91,96	61,84	8,42
2004Q3	1,43	12286,67	92,54	61,82	4,45

ANEXOS

2004Q4	1,95	12387,23	93,84	62,65	5,41
2005Q1	2,47	12515,00	95,08	62,91	2,32
2005Q2	2,94	12570,71	95,58	62,69	2,74
2005Q3	3,46	12670,53	95,22	62,32	5,47
2005Q4	3,98	12735,59	95,99	63,33	5,62
2006Q1	4,45	12896,38	96,89	63,60	5,20
2006Q2	4,91	12948,71	97,50	63,16	4,16
2006Q3	5,25	12950,44	97,86	63,33	5,40
2006Q4	5,24	13038,44	98,00	63,90	7,07
2007Q1	5,25	13056,12	98,92	64,32	5,76
2007Q2	5,25	13173,55	100,09	63,45	6,60
2007Q3	5,07	13269,83	100,38	63,77	5,83
2007Q4	4,50	13325,96	100,62	64,75	5,03
2008Q1	3,18	13266,83	100,27	66,12	7,40
2008Q2	2,08	13310,47	98,85	65,85	6,66
2008Q3	1,94	13186,93	95,71	69,64	4,57
2008Q4	0,51	12883,53	91,66	75,98	13,36
2009Q1	0,18	12710,98	86,73	79,92	12,39
2009Q2	0,18	12700,99	84,25	83,15	4,30
2009Q3	0,15	12746,71	85,27	85,36	1,02
2009Q4	0,12	12873,05	86,64	87,11	3,08
2010Q1	0,13	12947,56	88,41	89,51	-0,37
2010Q2	0,19	13019,59	90,27	91,59	3,81
2010Q3	0,19	13103,50	91,65	93,04	3,89
2010Q4	0,19	13181,21	92,04	95,18	5,75
2011Q1	0,15	13183,78	92,63	96,32	4,73
2011Q2	0,09	13264,66	92,86	95,60	7,04
2011Q3	0,08	13306,92	93,98	97,54	18,06
2011Q4	0,07	13441,05	95,08	99,36	7,18
2012Q1	0,10	13506,43	96,33	100,67	6,25
2012Q2	0,15	13548,54	97,03	101,73	5,10
2012Q3	0,14	13652,52	97,10	101,61	8,54
2012Q4	0,16	13665,44	97,70	103,58	9,08

ANEXOS

Periodo	Infl_Deflactor (%)	Infl_IPGCP (%)	Infl_suby_IPGCP (%)	Infl_IPC (%)	Inf_suby_IPC (%)
1966Q1	2,11	1,97	1,47	2,42	1,43
1966Q2	2,53	2,29	1,98	2,69	2,14
1966Q3	3,21	2,70	2,52	3,27	2,95
1966Q4	3,50	3,18	3,06	3,57	3,44
1967Q1	3,30	2,68	3,10	2,87	3,53
1967Q2	2,97	2,33	2,96	2,57	3,29
1967Q3	2,92	2,49	3,03	2,71	3,46
1967Q4	3,11	2,57	3,16	2,99	3,53
1968Q1	3,76	3,35	3,75	3,74	4,19
1968Q2	4,30	3,91	4,26	4,12	4,44
1968Q3	4,30	4,02	4,48	4,48	4,78
1968Q4	4,61	4,29	4,65	4,62	5,21
1969Q1	4,56	4,21	4,63	4,87	5,33
1969Q2	4,81	4,48	4,68	5,50	5,92
1969Q3	5,27	4,68	4,73	5,52	5,93
1969Q4	5,15	4,73	4,73	5,83	5,84
1970Q1	5,54	4,92	4,72	6,23	6,03
1970Q2	5,64	4,73	4,64	6,04	6,29
1970Q3	4,97	4,47	4,59	5,69	6,20
1970Q4	4,97	4,62	4,83	5,60	6,46
1971Q1	5,06	4,40	5,01	4,81	5,86
1971Q2	4,98	4,43	5,02	4,31	5,01
1971Q3	5,21	4,44	4,84	4,27	4,54
1971Q4	4,71	3,74	3,98	3,54	3,43
1972Q1	4,75	3,86	3,67	3,51	3,32
1972Q2	4,01	3,28	3,19	3,23	3,05
1972Q3	3,97	3,18	3,00	3,03	2,95
1972Q4	4,49	3,38	3,06	3,33	2,93
1973Q1	4,12	3,53	2,79	4,11	2,83
1973Q2	5,11	4,91	3,49	5,61	3,11
1973Q3	6,13	5,89	4,09	6,84	3,39
1973Q4	6,83	7,18	4,88	8,42	4,57

ANEXOS

1974Q1	7,61	9,05	5,93	9,92	5,43
1974Q2	8,50	10,03	7,11	10,55	7,07
1974Q3	9,57	10,98	8,72	11,46	9,62
1974Q4	10,66	11,51	9,85	12,05	10,97
1975Q1	11,09	10,34	10,12	11,14	11,57
1975Q2	10,11	8,62	9,09	9,54	10,45
1975Q3	8,94	7,75	7,65	8,68	8,18
1975Q4	7,65	6,84	6,79	7,38	6,91
1976Q1	6,35	6,01	6,33	6,34	6,64
1976Q2	5,90	5,60	5,98	6,02	6,41
1976Q3	5,38	5,23	6,04	5,59	6,76
1976Q4	5,42	5,12	5,97	5,19	6,40
1977Q1	6,05	5,84	6,12	5,90	6,17
1977Q2	6,42	6,76	6,47	6,80	6,44
1977Q3	6,28	6,75	6,58	6,57	6,22
1977Q4	6,68	6,60	6,49	6,60	6,19
1978Q1	6,45	6,47	6,41	6,47	6,31
1978Q2	6,89	6,84	6,62	7,03	6,76
1978Q3	7,35	7,10	6,68	8,02	7,53
1978Q4	7,27	7,58	7,02	8,93	8,45
1979Q1	7,61	7,80	6,77	9,78	9,04
1979Q2	8,27	8,50	7,25	10,75	9,37
1979Q3	8,80	9,26	7,37	11,72	9,83
1979Q4	8,70	9,83	7,67	12,64	10,70
1980Q1	9,04	11,03	8,82	14,21	12,19
1980Q2	8,80	10,73	8,86	14,43	13,28
1980Q3	8,93	10,58	9,27	12,93	12,07
1980Q4	9,73	10,63	9,65	12,54	12,16
1981Q1	10,20	10,21	9,42	11,26	10,70
1981Q2	9,82	9,38	9,04	9,87	9,48
1981Q3	9,27	8,63	8,62	10,85	11,51
1981Q4	8,27	7,63	7,92	9,58	10,25
1982Q1	7,02	6,23	7,10	7,58	9,04
1982Q2	6,31	5,48	6,54	6,91	8,66

ANEXOS

1982Q3	5,94	5,42	6,30	5,82	6,87
1982Q4	5,17	4,99	5,92	4,44	5,19
1983Q1	4,61	4,58	5,83	3,59	4,55
1983Q2	4,11	4,55	5,24	3,30	3,67
1983Q3	3,70	4,28	5,16	2,53	3,23
1983Q4	3,34	3,82	4,54	3,23	4,21
1984Q1	3,81	4,04	4,17	4,63	5,00
1984Q2	3,94	4,09	4,58	4,41	5,26
1984Q3	3,71	3,53	3,98	4,30	5,26
1984Q4	3,62	3,49	3,89	4,15	4,96
1985Q1	3,45	3,61	4,28	3,64	4,67
1985Q2	3,16	3,48	4,01	3,61	4,48
1985Q3	2,75	3,50	4,11	3,35	4,11
1985Q4	2,77	3,57	4,09	3,51	4,26
1986Q1	2,16	3,08	3,79	3,11	4,24
1986Q2	2,12	2,09	3,54	1,68	4,01
1986Q3	2,28	1,80	3,15	1,67	4,07
1986Q4	2,30	1,71	3,25	1,35	3,87
1987Q1	2,73	1,93	2,78	2,04	3,59
1987Q2	2,77	3,02	3,08	3,70	3,98
1987Q3	2,99	3,46	3,30	4,16	3,97
1987Q4	3,09	3,75	3,54	4,40	4,16
1988Q1	2,97	3,59	3,87	3,97	4,33
1988Q2	3,35	3,75	4,14	3,98	4,34
1988Q3	3,70	4,05	4,42	4,14	4,52
1988Q4	3,70	4,18	4,49	4,31	4,58
1989Q1	4,02	4,53	4,60	4,68	4,67
1989Q2	4,06	4,77	4,27	5,16	4,54
1989Q3	3,58	4,08	3,83	4,71	4,38
1989Q4	3,48	3,85	3,62	4,63	4,38
1990Q1	3,55	4,17	3,69	5,23	4,60
1990Q2	3,74	3,72	3,91	4,58	4,83
1990Q3	4,01	4,43	4,20	5,56	5,38
1990Q4	4,16	4,98	4,12	6,28	5,31

ANEXOS

1991Q1	4,02	4,02	3,83	5,26	5,50
1991Q2	3,56	3,64	3,47	4,85	5,08
1991Q3	3,41	3,05	3,37	3,85	4,66
1991Q4	3,18	2,44	3,32	2,96	4,44
1992Q1	2,60	2,57	3,22	2,89	3,86
1992Q2	2,51	2,70	3,17	3,07	3,82
1992Q3	2,19	2,66	2,85	3,07	3,50
1992Q4	2,18	2,65	2,82	3,12	3,47
1993Q1	2,27	2,62	2,75	3,17	3,46
1993Q2	2,20	2,64	2,81	3,13	3,43
1993Q3	2,20	2,43	2,78	2,82	3,25
1993Q4	2,18	2,30	2,55	2,77	3,13
1994Q1	2,10	2,06	2,30	2,54	2,90
1994Q2	2,03	1,94	2,21	2,38	2,75
1994Q3	2,16	2,22	2,20	2,85	2,90
1994Q4	2,13	2,11	2,20	2,60	2,75
1995Q1	2,18	2,24	2,26	2,84	2,95
1995Q2	2,14	2,25	2,17	3,10	3,08
1995Q3	2,02	1,93	2,08	2,66	2,99
1995Q4	2,01	1,90	2,07	2,63	3,06
1996Q1	2,01	1,98	1,96	2,78	2,89
1996Q2	1,95	2,08	1,85	2,83	2,65
1996Q3	1,80	2,11	1,84	2,90	2,64
1996Q4	1,84	2,35	1,90	3,23	2,58
1997Q1	1,91	2,22	1,89	2,94	2,48
1997Q2	1,76	1,80	1,94	2,30	2,53
1997Q3	1,79	1,63	1,71	2,23	2,31
1997Q4	1,61	1,26	1,45	1,89	2,23
1998Q1	1,12	0,81	1,34	1,48	2,26
1998Q2	1,13	0,74	1,12	1,58	2,19
1998Q3	1,16	0,79	1,25	1,60	2,35
1998Q4	1,10	0,73	1,24	1,53	2,34
1999Q1	1,38	1,00	1,29	1,69	2,17
1999Q2	1,49	1,36	1,29	2,11	2,08

ANEXOS

1999Q3	1,48	1,59	1,29	2,35	2,01
1999Q4	1,53	1,93	1,44	2,62	2,02
2000Q1	1,89	2,51	1,67	3,26	2,24
2000Q2	2,04	2,43	1,69	3,29	2,40
2000Q3	2,28	2,53	1,80	3,47	2,54
2000Q4	2,45	2,48	1,83	3,44	2,58
2001Q1	2,33	2,31	1,84	3,41	2,65
2001Q2	2,51	2,34	1,90	3,32	2,64
2001Q3	2,22	1,78	1,73	2,68	2,66
2001Q4	2,00	1,29	1,76	1,88	2,71
2002Q1	1,67	0,81	1,48	1,23	2,53
2002Q2	1,43	1,10	1,68	1,32	2,43
2002Q3	1,55	1,54	1,92	1,58	2,27
2002Q4	1,82	1,93	1,75	2,25	2,06
2003Q1	2,17	2,46	1,71	2,98	1,83
2003Q2	2,01	1,77	1,48	2,01	1,49
2003Q3	2,14	1,87	1,37	2,22	1,36
2003Q4	2,07	1,82	1,37	2,00	1,16
2004Q1	2,24	1,88	1,67	1,82	1,32
2004Q2	2,81	2,50	1,91	2,79	1,78
2004Q3	2,98	2,47	1,97	2,68	1,81
2004Q4	3,22	2,87	2,09	3,39	2,16
2005Q1	3,28	2,62	2,19	3,04	2,31
2005Q2	3,10	2,58	2,12	2,92	2,14
2005Q3	3,41	3,10	2,07	3,82	2,05
2005Q4	3,50	3,10	2,26	3,67	2,10
2006Q1	3,32	3,04	2,13	3,69	2,11
2006Q2	3,53	3,14	2,27	3,92	2,46
2006Q3	3,25	2,76	2,39	3,34	2,82
2006Q4	2,85	1,78	2,16	1,97	2,67
2007Q1	3,26	2,26	2,36	2,43	2,63
2007Q2	3,06	2,28	2,04	2,67	2,29
2007Q3	2,63	2,13	1,99	2,35	2,12
2007Q4	2,66	3,33	2,24	4,03	2,31

ANEXOS

2008Q1	2,10	3,25	2,11	4,14	2,39
2008Q2	2,08	3,51	2,26	4,31	2,34
2008Q3	2,54	3,98	2,23	5,25	2,47
2008Q4	2,19	1,48	1,65	1,60	2,00
2009Q1	1,81	0,05	1,19	-0,16	1,75
2009Q2	0,94	-0,55	1,17	-0,95	1,83
2009Q3	0,27	-0,93	0,99	-1,61	1,49
2009Q4	0,45	1,19	1,41	1,48	1,74
2010Q1	0,62	2,12	1,55	2,34	1,31
2010Q2	1,26	1,78	1,33	1,78	0,98
2010Q3	1,63	1,44	1,30	1,24	0,92
2010Q4	1,82	1,29	0,97	1,22	0,63
2011Q1	1,96	1,69	1,04	2,13	1,09
2011Q2	2,17	2,50	1,33	3,35	1,49
2011Q3	2,44	2,78	1,59	3,75	1,89
2011Q4	1,96	2,58	1,79	3,34	2,16
2012Q1	1,98	2,40	2,01	2,81	2,24
2012Q2	1,70	1,74	1,91	1,90	2,26
2012Q3	1,63	1,59	1,76	1,70	2,00
2012Q4	1,84	1,66	1,68	1,90	1,94