

DÉFICIT PÚBLICO, INFLACIÓN, MASA MONETARIA Y CONVERGENCIA EUROPEA

César Pérez López

*Instituto de Estudios Fiscales
Universidad Complutense de Madrid*

ABSTRACT

En este trabajo se analiza, en primer lugar, la evolución del déficit público, la inflación y la masa monetaria en los países de la Unión Europea en el período 1970-2000 intentando identificar y cuantificar las relaciones entre dichas evoluciones con la finalidad de realizar una modelización coherente que explique la tasa de inflación en función del déficit público y la masa monetaria (el fenómeno de la convergencia dotará al modelo de propiedades interesantes que lo hacen robusto). En segundo lugar, una vez fijado un modelo común para todos los países, se analiza país a país la estacionariedad y el orden de integración de las variables del modelo, así como su cointegración con vistas a establecer un modelo compacto en el transcurso del tiempo sin relaciones espúreas. En tercer lugar, se ajustan modelos de corrección del error para medir la fuerza de la validez de los modelos en el largo plazo. Para concluir, se realiza el diagnóstico de los modelos analizados y se cuantifican las influencias definitivas de las variables déficit público y masa monetaria sobre la tasa de inflación en todos los países de la Unión Europea presentando una comparación con el caso español.

1. INTRODUCCIÓN

La búsqueda de los factores determinantes de la tasa de inflación ha pasado a ser una cuestión relevante en las economías de los países de la Unión Europea. La presencia de niveles de inflación altos persistentes ha agudizado la necesidad de profundizar en el estudio de las variables interrelacionadas con el nivel de precios ampliando la visión tradicional de los determinantes clásicos de su evolución. Por otra parte, el control de la inflación ha sido uno de los requisitos introducidos como criterio de convergencia en el tratado de Maastricht indicándose que los Estados miembros deberán tener un comportamiento de precios sostenible y una tasa promedio de inflación determinada.

De hecho, en el seno de la Unión Europea se ha producido un proceso de moderación y convergencia de los precios muy importante. Los estadísticos de convergencia (entre ellos la σ -convergencia) muestran una fuerte reducción de la dispersión de la inflación en los quince países miembros de la Unión Europea. A todo ello ha contribuido la mezcla de políticas que fijan objetivos sobre agregados monetarios y en especial sobre control del déficit público. Ante esta situación, en este trabajo se trata de estudiar la influencia del déficit público y de la masa monetaria sobre la tasa de inflación en los países de la Unión Europea utilizando técnicas de cointegración para el análisis de las relaciones estadísticas más significativas.

Concretamente, se comienza realizando un estudio descriptivo de las principales variables utilizadas analizando su evolución e interrelaciones. A continuación, se propone y justifica una especificación econométrica del modelo teórico a aplicar a los datos disponibles y común a todos los países de la Unión Europea. La siguiente tarea es evitar un posible problema de asociación espúrea entre las variables del modelo en cada país, por lo que previamente a las estimaciones se analizan las propiedades de estacionariedad y orden de integración de las series. Se trata de evitar la estimación de una regresión estática entre series económicas afectadas por tendencias comunes, que podría llevar a encontrar un ajuste global elevado en el corto plazo, pero sin que exista realmente una relación causa-efecto a largo plazo. Una vez superados los tests de estacionariedad, se verifica si las series están cointegradas y si la relación entre las variables es de equilibrio a largo plazo. Comprobada la cointegración entre las variables del modelo, éste se analiza mediante un mecanismo de corrección del error (MCE), que representa correctamente el comportamiento dinámico de las series midiendo la fuerza de la validez a largo plazo del modelo seleccionado. El trabajo se cierra con una relación de conclusiones.

2. MODELO, METODOLOGÍA Y DATOS.

A la hora de establecer un modelo que relacione déficit público, masa monetaria e inflación no existe unanimidad de posturas en la literatura económica, existiendo posiciones encontradas y opiniones dispares. Sí se considera claro que la monetarización del déficit puede, en el largo plazo, generar procesos inflacionarios. El trabajo de Sargent y Wallace (1981) es una muestra de ello. También parece respaldada la hipótesis de que los niveles elevados de déficit público contribuyen al aumento de la inflación. En este sentido apuntan los trabajos de Dornbusch y Fischer (1981), Miller (1983), King y Plosser (1985), Dalamagas (1987) o Darrat (2000). Existen otros trabajos como los de Sharp y Flenniken (1978), Cobham (1980) o Grossman (1982) que encuentran una relación débil entre estas variables. De todas formas, el problema aparece al intentar cuantificar la relación entre las citadas variables.

Por otra parte, las directrices marcadas por la Unión Europea (Consejo Europeo de Santa María de Feira), indican que el equilibrio presupuestario contribuye a la estabilidad macroeconómica, posibilitando que se desarrolle el potencial de crecimiento y de generación de empleo de la economía nacional. Ello lleva a considerar necesario evitar en lo posible la presencia de déficits públicos sucesivos que probablemente tendrán efectos negativos sobre la economía incluyendo el aumento de la inflación. En este sentido, nuestra propia Ley General de Estabilidad Presupuestaria tiene como objetivo evitar que el déficit público constituya una forma habitual de financiar el gasto público. También en el mismo sentido, en la *Presentación del Proyecto de Presupuestos Generales del Estado, 2001* se afirma (pág. 44) que “el déficit público, de una forma u otra, termina convirtiéndose en inflación”. En este contexto, el presente trabajo pretende aportar evidencia empírica sobre la posible relación entre ambas variables en nuestro país y en la Unión Europea.

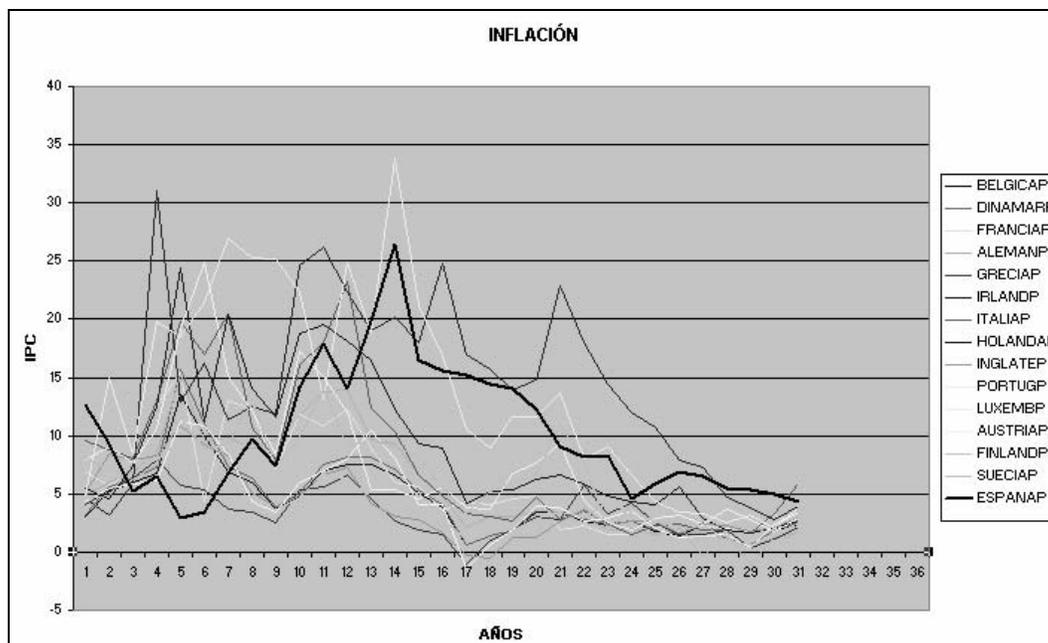
Asimismo, en cuanto a la relación entre la inflación y la masa monetaria existen trabajos recientes que muestran su importancia. Los trabajos de Benigno P. y López Salido J.D (2001), Mihov I. (2001) y Geraats P. (2001) estudian la relación entre el fenómeno de la inflación persistente y las medidas óptimas de política monetaria en Europa. En esta misma línea, también es un hecho que las reticencias del Banco Central Europeo a la bajada de los tipos de interés suelen venir condicionadas en gran medida por la evolución de las magnitudes que tienen influencia sobre la inflación. Una de las razones esgrimidas habitualmente por este organismo para oponerse a la bajada de tipos es precisamente la influencia del crecimiento de la masa monetaria en los países de la Unión Europea sobre el nivel de precios. De hecho, cuando la masa monetaria crece en la eurozona tiende a alejarse la posibilidad de que el Banco Europeo baje los tipos de interés, o al menos es un factor negativo a tener en cuenta.

Recogiendo las sugerencias de los apartados anteriores, en este trabajo se establece un modelo que pretende analizar, desde un punto de vista empírico, la influencia que tienen sobre la inflación (variable endógena), el déficit y la masa monetaria (variables exógenas) tanto en España como en el resto de los países de la Unión Europea. Para ello, después de analizar las evoluciones de las variables en los distintos países y sus interrelaciones, se realiza un análisis de estacionariedad y cointegración, con la finalidad de asegurar que el modelo no sea espúreo, y que la relación entre las variables constituye un equilibrio en el sentido de que forman un modelo compacto en el transcurso del tiempo. A continuación, siguiendo la metodología de Engle y Granger (1987) se consideran modelos de corrección de error (MCE) para contrastar que los modelos estimados son estables en el corto y en largo plazo. Por último, se estiman y contrastan modelos finales con el objetivo de cuantificar la relación existente entre déficit, inflación y masa monetaria para todos los países de la Unión Europea.

De modo formal, inicialmente se estudia la evolución de las magnitudes inflación, déficit y masa monetaria, consideradas en todos los países de la Unión Europea en el período comprendido entre 1970 y 2000. Asimismo, se analizan las interrelaciones existentes entre estas evoluciones en los distintos países con la idea de justificar una modelización similar en todos ellos. A continuación, se establece el modelo general utilizado en el presente estudio para cada país, que trata de explicar la inflación, medida como la tasa de variación interanual del Índice de Precios al Consumo (IPC) mediante dos variables explicativas: i) el déficit público, medido mediante la participación en el PIB de la capacidad o necesidad de financiación de las Administraciones Públicas y ii) la oferta monetaria, medida en tasas de variación interanual del agregado monetario M más representativo en cada país (M1, M2 o M3). Se ha considerado el modelo en logaritmos neperianos para intentar evitar problemas de no estacionariedad en varianza. De esta forma, una formulación inicial del modelo estático para cada país podría venir dada como $\text{Ln}(P) = \alpha + \beta \text{Ln}(D) + \gamma \text{Ln}(M) + \mu$, donde P es la tasa de variación interanual del IPC, D es el porcentaje que representa sobre el PIB la capacidad o necesidad de financiación de las Administraciones públicas y M es la tasa de variación interanual de la oferta monetaria. En cuanto a los datos, como se ha indicado anteriormente, se han considerado series de 31 años con valores para todas las variables, abarcando el periodo comprendido entre 1970 y 2000. Una vez definido el modelo estático, se trata de evitar el problema espúreo, es decir, se trata de evitar la presencia de una regresión estática entre series económicas afectadas por tendencias comunes que nos lleve a encontrar una medida de ajuste global elevada en el corto plazo, sin que exista realmente una relación causa efecto entre las series a largo plazo. Este problema ocurre de forma muy frecuente cuando las variables del modelo son no estacionarias, en cuyo caso pueden poseer una tendencia temporal similar que las correlacione fuertemente en el corto plazo, tendencia que puede no mantenerse en el largo plazo. El problema se salva a través del análisis de la cointegración.

3. EVOLUCIÓN DE LAS MAGNITUDES: INTERRELACIONES.

El gráfico siguiente presenta la evolución de la tasa de variación interanual del IPC en todos los países de la Unión Europea en el período 1970 (año 1) al 2000 (año 31).

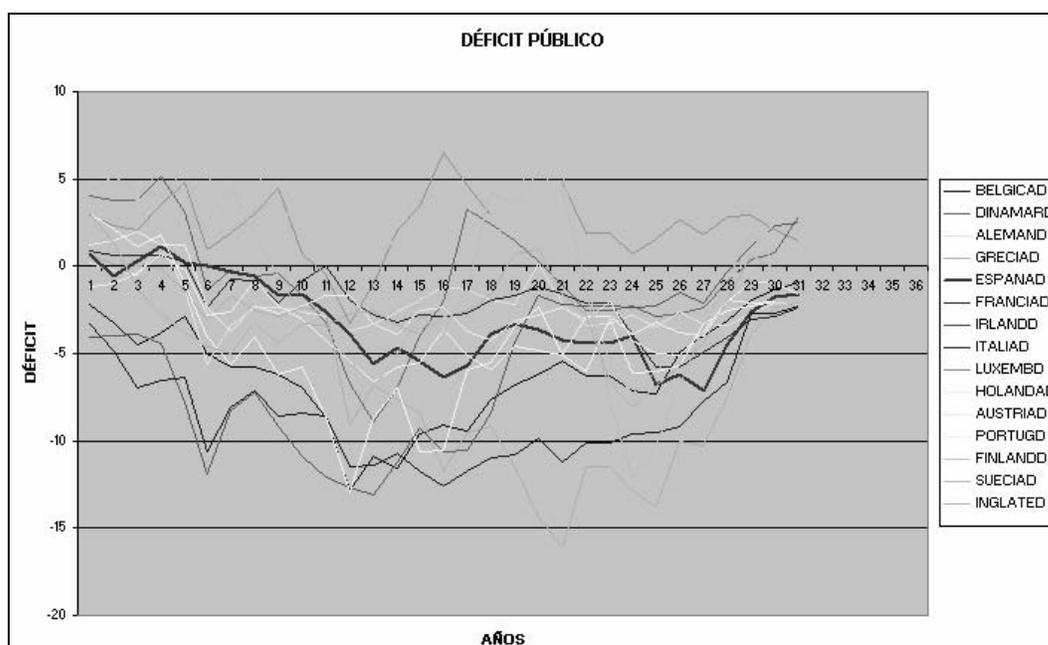


Esta gráfica presenta una evolución paralela de la tasa de inflación en la mayoría de los países de la Unión Europea (la línea más resaltada es la relativa a España). En los últimos años de las series se observa de forma muy acusada el fenómeno de la convergencia. No obstante, para comparar las evoluciones del IPC en los distintos países en términos estadísticos, es necesario utilizar la matriz de correlaciones acompañada de los correspondientes contrastes de significatividad de los coeficientes de correlación obtenidos en la matriz. La tabla siguiente presenta un su zona triangular inferior la matriz de correlaciones y un su zona triangular superior la matriz de p-valores de los contrastes de significatividad de los respectivos coeficientes de correlación.

P	BEL	DIN	FRA	ALE	GRE	IRL	ITA	HOL	ING	POR	LUX	AUS	FIN	ESP	SUE
BEL	1	0	0	0	0	0,046	0	0	0	0	0	0	0	0,737	0
DIN	0,999	1	0	0	0	0,046	0	0	0	0	0	0	0	0,813	0
FRA	0,763	0,757	1	0	0	0,029	0	0	0	0	0	0	0	0,339	0
ALE	0,878	0,87	0,889	1	0	0,004	0	0	0	0	0	0	0	0,12	0
GRE	0,693	0,679	0,602	0,659	1	0,045	0	0	0	0	0,041	0	0	0,621	0
IRL	0,36	0,345	0,391	0,498	0,362	1	0,029	0,01	0,554	0,043	0,01	0,063	0,045	0,003	0,001
ITA	0,851	0,843	0,877	0,931	0,673	0,391	1	0	0	0	0	0	0	0,398	0
HOL	0,838	0,833	0,898	0,948	0,573	0,542	0,901	1	0	0	0	0	0	0,155	0
ING	0,851	0,847	0,714	0,747	0,825	0,111	0,811	0,666	1	0	0,011	0	0	0,175	0,001
POR	0,795	0,793	0,692	0,792	0,598	0,365	0,826	0,755	0,771	1	0	0	0	0,757	0
LUX	0,667	0,649	0,666	0,776	0,369	0,563	0,685	0,75	0,45	0,588	1	0	0,002	0,009	0
AUS	0,941	0,932	0,68	0,831	0,716	0,338	0,845	0,798	0,808	0,741	0,655	1	0	0,471	0
FIN	0,899	0,893	0,758	0,816	0,84	0,362	0,798	0,754	0,902	0,73	0,534	0,829	1	0,782	0
ESP	0,063	0,044	0,178	0,285	-0,092	0,521	0,157	0,261	-0,25	-0,058	0,459	0,134	-0,052	1	0,027
SUE	0,724	0,709	0,729	0,824	0,589	0,576	0,715	0,796	0,572	0,72	0,723	0,69	0,683	0,396	1

Ya que p-valores por debajo de 0,05 indican significatividad estadística al 95% de correlaciones no nulas, se puede concluir la existencia de fuerte relación entre las evoluciones de las tasas de inflación en el grueso de los países de la Unión Europea, salvo los casos de Irlanda y España (valores en negrita indican rechazo de la significatividad al 95%). No obstante, la evolución del IPC en Irlanda presenta relación significativa con las evoluciones en todos los países salvo Inglaterra y Austria. En el caso de España, sólo hay relación significativa con Irlanda, Luxemburgo, Austria y Suecia.

El gráfico siguiente presenta la evolución del Déficit Público en todos los países de la Unión Europea en el período 1970 (año 1) al 2000 (año 31).

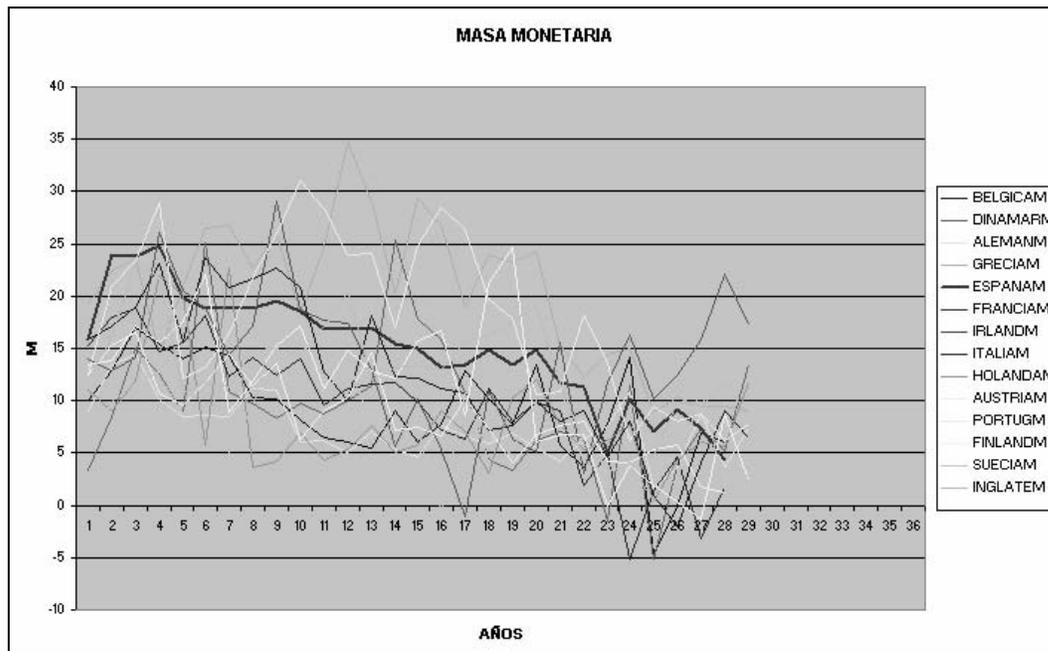


Al igual que en el caso de la tasa de inflación, esta gráfica presenta una evolución paralela del déficit público en la mayoría de los países de la Unión Europea (la línea más resaltada es la relativa a España). También en los últimos años de las series se observa el fenómeno de la convergencia, pero en este caso de forma más lenta que para la inflación. A continuación se presenta la matriz de correlaciones y sus p-valores para evidenciar el paralelismo del déficit país a país.

D	BEL	DIN	ALE	GRE	ESP	FRA	IRLA	ITA	LUX	HOL	AUS	POR	FIN	SUE	ING
BEL	1	0	0,152	0,023	0,007	0,328	0	0	0,062	0	0,019	0	0,906	0,004	0,06
DIN	0,675	1	0	0,007	0,001	0,004	0,071	0,002	0,003	0	0,001	0	0,098	0	0,02
ALE	0,263	0,654	1	0,044	0,051	0,002	0,473	0,06	0,08	0,025	0,001	0,004	0,76	0,021	0,005
GRE	0,408	0,42	0,249	1	0	0	0,496	0	0,836	0,001	0	0,003	0,001	0,001	0,02
ESP	0,497	0,601	0,341	0,818	1	0	0,893	0,001	0,897	0	0	0,001	0,001	0	0,045
FRA	0,19	0,531	0,549	0,623	0,81	1	0,197	0,098	0,815	0,016	0	0,021	0	0	0,008
IRL	0,719	0,357	0,188	-0,19	-0,034	-0,227	1	0,001	0,248	0,01	0,72	0,002	0,014	0,726	0,502
ITA	0,821	0,518	0,307	0,663	0,579	0,2998	0,541	1	0,712	0	0,004	0	0,488	0,017	0,003
LUX	0,357	0,532	0,49	-0,04	0,026	0,0463	0,226	0,073	1	0,139	0,547	0,14	0,459	0,047	0,462
HOL	0,785	0,645	0,339	0,689	0,711	0,42	0,42	0,796	0,287	1	0	0	0,278	0,008	0,141
AUS	0,441	0,564	0,583	0,664	0,725	0,7889	0,053	0,537	0,119	0,671	1	0	0,005	0,001	0,001
POR	0,829	0,78	0,531	0,469	0,608	0,4394	0,569	0,73	0,286	0,727	0,624	1	0,589	0,001	0,016
FIN	0,019	0,334	0,383	0,473	0,594	0,725	-0,389	0,095	0,146	0,15	0,477	0,132	1	0	0,003
SUE	0,494	0,707	0,473	0,434	0,649	0,6628	0,121	0,372	0,379	0,393	0,526	0,578	0,767	1	0
ING	0,322	0,452	0,541	0,282	0,337	0,4903	0,189	0,428	0,145	0,174	0,492	0,458	0,579	0,713	1

Se puede concluir la existencia de correlación significativa entre las evoluciones de los déficits públicos en la mayor parte los países de la Unión Europea salvo los casos de Finlandia, Irlanda y Luxemburgo. No obstante, tanto Finlandia como Irlanda presentan evolución del déficit paralela con más de la mitad de los países de la Unión Europea. El caso de Luxemburgo ya es más extremo y solamente presenta paralelismo con Dinamarca, Portugal y Suecia. El déficit en España sigue la evolución europea difiriendo de Irlanda y Luxemburgo, situándose Alemania en la frontera de la significatividad del paralelismo con España.

El gráfico siguiente presenta la evolución de la Masa Monetaria en todos los países de la Unión Europea en el período 1970 (año 1) al 1988 (año 29).



Como en los casos anteriores, esta gráfica presenta una evolución paralela de la masa monetaria en la mayoría de los países de la Unión Europea (la línea más resaltada es la relativa a España). La tabla siguiente presenta la matriz de correlaciones y los p-valores de los contrastes de significatividad de los respectivos coeficientes de correlación.

M	BEL	DIN	ALE	GRE	ESP	FRA	IRL	ITA	HOL	AUS	POR	FIN	SUE	ING
BEL	1	0,009	0	0,066	0	0,006	0,302	0	0	0,013	0,348	0,028	0,027	0,016
DIN	0,485	1	0,171	0,011	0,01	0,037	0,9	0,003	0,455	0,001	0,083	0,019	0,088	0,108
ALE	0,734	0,263	1	0,258	0	0,027	0,118	0,001	0,052	0,001	0,213	0,1740	0,056	0,141
GRE	0,353	0,412	0,214	1	0,001	0,001	0,994	0,006	0,509	0,001	0,002	0	0,079	0,003
ESP	0,633	0,478	0,62	0,588	1	0	0,112	0	0,008	0	0	0	0	0
FRA	0,506	0,396	0,417	0,596	0,858	1	0,204	0	0,057	0	0,009	0	0,001	0
IRL	0,202	0,037	0,3	-0,032	0,307	0,248	1	0,012	0,323	0,358	0,859	0,444	0,012	0,49
ITA	0,655	0,506	0,602	0,523	0,824	0,753	0,441	1	0,022	0	0,003	0,001	0,001	0,017
HOL	0,614	0,16	0,367	0,087	0,489	0,363	0,203	0,403	1	0,079	0,75	0,289	0,582	0,158
AUS	0,465	0,326	0,586	0,575	0,825	0,773	0,181	0,726	0,337	1	0,011	0,031	0,016	0,001
POR	0,184	0,291	0,237	0,589	0,607	0,485	0,009	0,554	0,031	0,471	1	0,003	0,016	0,001
FIN	0,416	0,394	0,258	0,672	0,649	0,697	0,121	0,605	0,17	0,409	0,564	1	0,119	0,001
SUE	0,417	0,296	0,359	0,376	0,613	0,5	0,438	0,607	0,082	0,44	0,478	0,335	1	0,003
ING	0,45	0,281	0,282	0,557	0,687	0,625	0,115	0,464	0,246	0,448	0,597	0,615	0,562	1

Se puede concluir la existencia de correlación positiva alta entre las evoluciones de los agregados monetarios en la mayoría de los países de la Unión Europea salvo los caso de Irlanda (relacionado sólo con Italia y Suecia), Holanda (relacionado sólo con Bélgica, España e Italia), Alemania (relacionado sólo con Bélgica, España, Francia, Italia y Austria) y en menor medida Portugal, Suecia e Inglaterra, que difieren de menos de un tercio de los países restantes. La masa monetaria en España sigue una evolución similar a la del resto de los países de la Unión Europea difiriendo sólo de Irlanda.

Las fuertes interrelaciones encontradas entre las evoluciones de las tres magnitudes durante el período considerado en los diferentes países de la Unión Europea conducen a la aceptación de la modelización simultánea en todos ellos mediante la formulación ya citada anteriormente:

$$\text{Ln(P)} = \alpha + \beta\text{Ln(D)} + \gamma\text{Ln(M)} + \mu,$$

4. ANÁLISIS DE LA ESTACIONARIEDAD Y EL ORDEN DE INTEGRACIÓN.

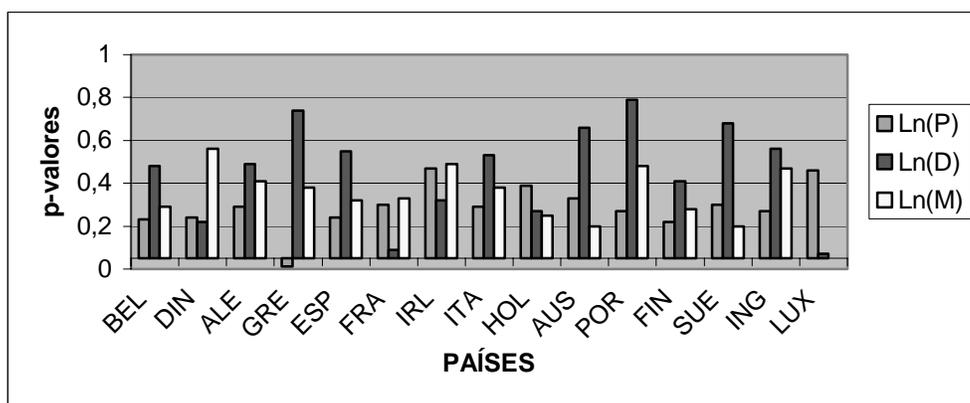
El primer paso para analizar los efectos de las dos variables explicativas consideradas sobre la variación del nivel de precios es analizar la estacionariedad y el orden de integración de las tres variables utilizadas en el modelo para todos los países de la Unión Europea. Con esta finalidad, se realizan los contrastes de raíces unitarias de de Phillips-Perron (1988) (PP) para cada variable (ver Anexo).

a) Para el caso del contraste de Phillips-Perron, los p-valores obtenidos para las series iniciales en logaritmos para su integrabilidad de orden cero (estacionariedad) se presentan a continuación:

	BEL	DIN	ALE	GRE	ESP	FRA	IRL	ITA	HOL	AUS	POR	FIN	SUE	ING	LUX
Ln(P)	0,23	0,24	0,29	0,012(*)	0,24	0,30	0,47	0,29	0,39	0,33	0,27	0,22	0,30	0,27	0,46
Ln(D)	0,48	0,22	0,49	0,74	0,55	0,09	0,32	0,53	0,27	0,66	0,79	0,41	0,68	0,56	0,07
Ln(M)	0,29	0,56	0,41	0,38	0,32	0,33	0,49	0,38	0,25	0,20	0,48	0,28	0,20	0,47	

El (*) indica aceptación de la hipótesis nula de estacionariedad al 5%

Se observa que los p-valores son todos superiores a 0,05, salvo en el caso de Grecia para la serie Ln(P), lo que indica que las series en logaritmos de precios, déficit y masa monetaria no son estacionarias al 95% de nivel de confianza (salvo quizás el caso de los niveles de precios para Grecia). En la gráfica siguiente se representan los p-valores relativos a la series Ln(P), Ln(D) y Ln(M) para todos los países.



Se observa que los p-valores superan con creces el valor 0,05, lo que nos lleva a aceptar la hipótesis nula de no integrabilidad de orden 0 con un nivel de confianza del 95%, es decir de no estacionariedad para las tres series en todos los países (salvo precios en Grecia). Además, como la mayoría de los p-valores superan incluso el valor 0,2 para todas las series en todos los países, se concluye que la no estacionariedad es bastante fuerte en todos los casos. Para el contraste de Phillips-Perron se ha considerado el caso de series temporales sin término independiente.

b) Una vez contrastada la no integrabilidad de orden cero de las tres variables iniciales en logaritmos para series sin constante, pasaremos a contrastar a continuación su integrabilidad de orden uno, es decir la estacionariedad o no integrabilidad de orden cero de las primeras diferencias de las series.

Para el caso del contraste de Phillips-Perron, los p-valores obtenidos para las primeras diferencias de las series iniciales en logaritmos para contrastar su integrabilidad de orden cero (estacionariedad) se presentan a continuación:

	BEL	DIN	ALE	GRE	ESP	FRA	IRL	ITA	HOL	AUS	POR	FIN	SUE	ING	LUX
DLn(P)	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
DLn(D)	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,158(*)	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,002	0,001
DLn(M)	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,01	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	

El (*) indica rechazo de la hipótesis nula de estacionariedad al 5%

Se observa que los p-valores del contraste de Phillips-Perron para los casos de las tres series temporales DLn(P), DLn(D) y DLn(M) sin término independiente, son todos inferiores con creces a 0,05, salvo en el caso de Irlanda para la serie DLn(D), lo que indica que las series de primeras diferencias de los logaritmos de precios, déficit y masa monetaria son estacionarias al 95% de nivel de confianza (salvo el caso de Irlanda). Por lo tanto, podemos aceptar con un nivel de confianza muy holgado la integrabilidad de orden uno de las series Ln(P), Ln(D) y Ln(M) sin existir diferencias significativas entre los distintos países.

Tenemos entonces que, según el contraste de Phillips-Perron para series temporales sin constante, las tres series incluidas en el modelo son no estacionarias (no son $I(0)$), y son integradas de orden uno ($I(1)$) con un nivel de confianza del 95% salvo los casos de Grecia e Irlanda. En el caso de Grecia, para asegurar la no estacionariedad de orden cero del nivel de precios en logaritmos, debemos aumentar el coeficiente de confianza hasta un valor superior al 88%. En el caso de Irlanda, sólo podemos asegurar la estacionariedad de orden uno de la serie del déficit en logaritmos a niveles de confianza inferiores al 85%.

El número de retardos considerados para las series en estos contrastes es solamente uno, ya que no existen problemas de autocorrelación residual en los ajustes en modelos sin constante al realizar los contrastes de Phillips-Perron. Asimismo, la consideración de un único retardo en las variables es perfectamente consistente con el hecho de que las tres series sean modelizables según un proceso Autorregresivo de orden uno $AR(1)$ para todos los países según la metodología de Box y Jenkins para el análisis de series temporales.

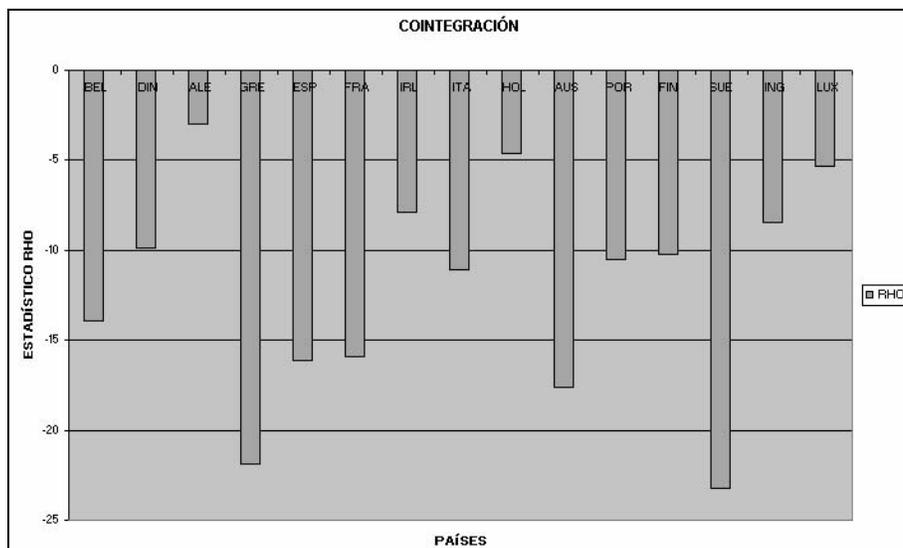
5. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

Dado que las tres series que se incluyen en el modelo para cada país son integradas de orden uno $I(1)$ y no lo son de orden cero $I(0)$, el análisis de cointegración permitirá, entre otras cosas, detectar si existe la posibilidad de obtener estimaciones correctas -libres de resultados espúreos- de los parámetros que definen las relaciones entre las series, tanto a corto como a largo plazo. Si existe cointegración entre las variables de un modelo, éste puede analizarse mediante un modelo de corrección del error (MCE) que representa correctamente el comportamiento dinámico de las series y, por tanto, constituye una base adecuada para el análisis empírico tanto en el largo como en el corto plazo.

Por otra parte, si un conjunto de variables no estacionarias está cointegrado, es posible plantear un modelo estático (de las variables en niveles, sin retardos) que tenga sentido en el corto y en el largo plazo. En este sentido, y, una vez que hemos visto que las tres variables del modelo son integradas de orden 1, $I(1)$, se trata ahora de comprobar si están cointegradas para cada país. Para ello utilizaremos el contraste de Phillips-Ouiliaris (1990). Los resultados obtenidos para el estadístico RHO de Phillips-Ouiliaris sobre la cointegración de las tres series en cada país son los siguientes:

BEL	DIN	ALE	GRE	ESP	FRA	IRL	ITA	HOL	AUS	POR	FIN	SUE	ING	LUX
-13,89	-9,87	-3	-21,84	-16,09	-15,9	-7,85	-11,09	-4,61	-17,63	-10,5	-10,23	-23,24	-8,42	-5,34

Los valores del estadístico del contraste resultan ser inferiores en todos los casos al valor crítico del mismo $-2,76$, lo que indica rechazo al 95% de la hipótesis nula de no cointegración de las variables dentro de cada país. Por lo tanto estamos ante modelos con variables cointegradas para todos los países, lo que implica que la relación entre las variables nivel de precios, déficit y oferta monetaria es una relación de equilibrio a largo plazo. A continuación se presenta una gráfica del estadístico RHO por países.

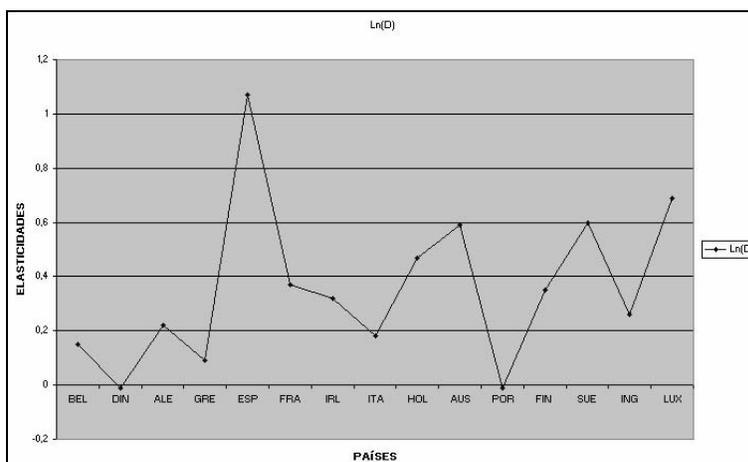


Se observa que el modelo es muy estable a largo plazo en países como Suecia, Grecia y Austria. También se encuentran en una franja elevada de estabilidad a largo Bélgica, España y Francia, siendo Alemania, Holanda y Luxemburgo los países en los que la capacidad del modelo resulta más débil. No obstante, tal y como ya se ha indicado, se acepta la cointegración en todos los países a un nivel de confianza del 95%.

En consecuencia, los modelos estáticos resultan válidos para analizar la relación entre las variables consideradas tanto en el corto como en el largo plazo. Si realizamos el ajuste de los modelos por mínimos cuadrados ordinarios MCO obtenemos los siguientes resultados:

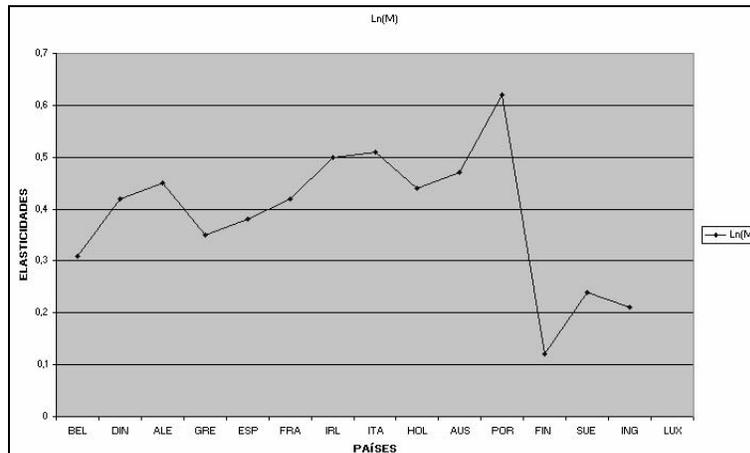
	BEL	DIN	ALE	GRE	ESP	FRA	IRL	ITA	HOL	AUS	POR	FIN	SUE	ING	LUX
Ln(D)	0,15	-0,01	0,22	0,09	1,07	0,37	0,32	0,18	0,47	0,59	-0,01	0,35	0,5995	0,26	0,69
Ln(M)	0,31	0,42	0,45	0,35	0,38	0,42	0,50	0,51	0,44	0,47	0,62	0,12	0,2359	0,21	

El gráfico siguiente muestra la elasticidad de la variable déficit respecto del nivel de precios en los distintos países europeos.



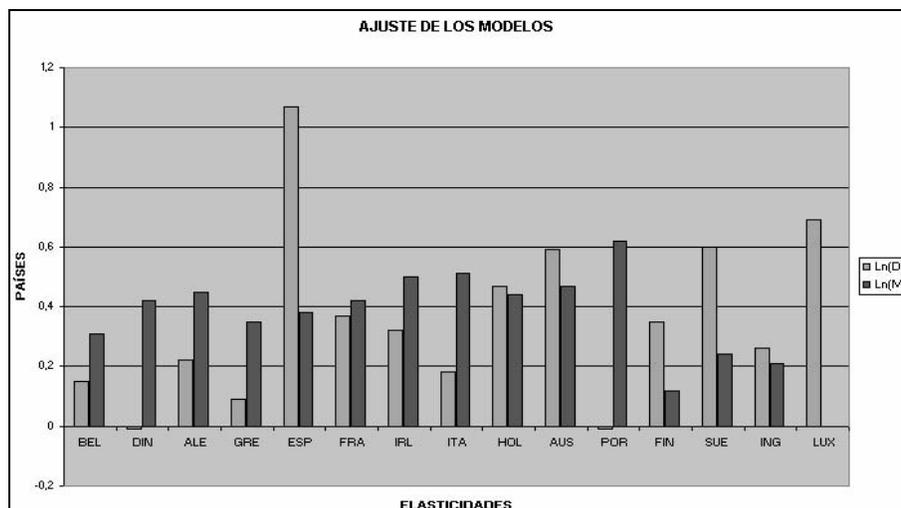
Se observa que los países en que más influye el déficit sobre la inflación son España, Luxemburgo, Austria y Suecia (elasticidades superiores a 0,5). Se sitúan en un nivel medio Holanda, Francia, Finlandia, Irlanda, Inglaterra y Alemania (elasticidades comprendidas entre 0,2 y 0,4). Los países en los que menos influye el déficit sobre la inflación son Italia, Bélgica, Grecia, Dinamarca y Portugal. En los casos de Portugal y Dinamarca la influencia es incluso negativa. España resulta ser el país con mayor incidencia del déficit público sobre la inflación.

El gráfico siguiente muestra la elasticidad de la variable masa monetaria respecto del nivel de precios en los distintos países europeos.

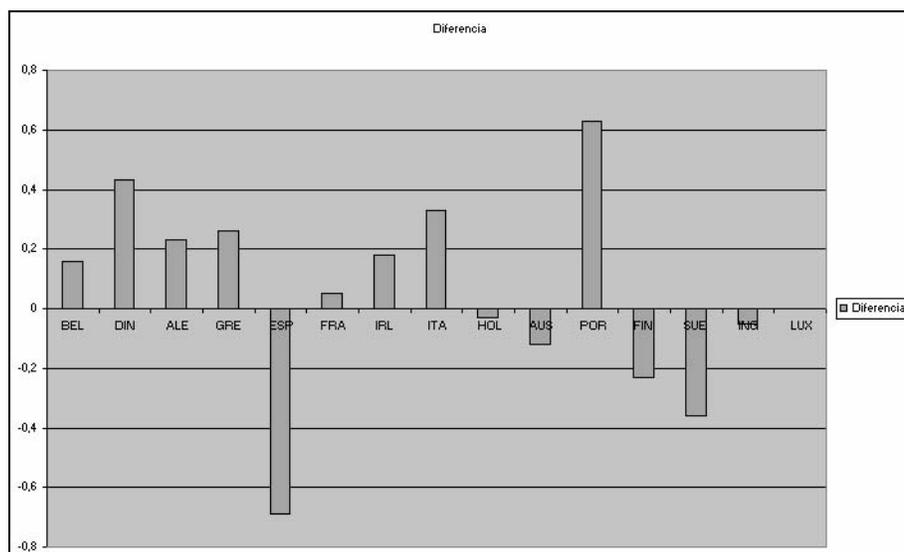


Se observa que los países en que más influye la masa monetaria sobre la inflación son Portugal, Italia e Irlanda (elasticidades superiores a 0,5). Se sitúan en un nivel medio Austria, Alemania, Holanda, Francia, Dinamarca, España, Grecia y Bélgica (elasticidades comprendidas entre 0,3 y 0,5). Los países en los que menos influye la masa monetaria sobre la inflación son Suecia, Inglaterra y Finlandia. Observamos que España se sitúa en la zona media de nivel de influencia de la masa monetaria sobre la inflación.

El gráfico siguiente compara por países la influencia del déficit y la masa monetaria sobre el nivel de precios.



Se observa que aproximadamente en la mitad de los países de la Unión Europea es superior la influencia del déficit público sobre la inflación que la influencia de la de la masa monetaria. Estos países son concretamente España, Suecia, Finlandia Austria, Inglaterra y Holanda, y por este orden de importancia, tal y como se observa en la figura siguiente.



6. DIAGNOSIS DE LOS MODELOS

Los modelos se han ajustado corregidos de autocorrelación por el método de Cochran-Orcutt. Los valores del coeficiente de determinación y los p-valores para la significatividad de los parámetros en todos los modelos se presentan en la tabla siguiente:

	BEL	DIN	ALE	GRE	ESP	FRA	IRL	ITA	HOL	AUS	POR	FIN	SUE	ING	LUX
Ln(D)	0,2866(*)	0,9394(*)	0,2750(*)	0,8223(*)	0,0059	0,0088	0,1292(*)	0,3361(*)	0,0288	0,0125	0,9026(*)	0,0205	0,0001	0,49(*)	0,002
Ln(M)	0,0054	0,008	0,0074	0,2704	0,0002	0,0001	0,0020	0,0001	0,0013	0,0027	0,0001	0,3125 (*)	0,1242(*)	0,0989	
R ²	0,8349	0,8323	0,8957	0,5232	0,71	0,9323	0,9447	0,8849	0,9171	0,9030	0,9113	0,8926	0,9037	0,9175	0,613

El símbolo (*) indica significatividades de los parámetros inferiores al 90%.

Inicialmente los modelos presentan un coeficiente de determinación ajustado alto que indica una fuerte relación entre las variables y la variable exógena. Ln(M) es significativa al 99% en la mayoría de los países. En todo caso, siempre supera el 90%, salvo en los casos de Finlandia (70%) y Suecia (88%). Sin embargo, la variable exógena Ln(D) presenta mayores problemas, superando la significatividad del 95% en países como España, Francia, Holanda, Austria, Finlandia, Suecia y Luxemburgo, y situándose la significatividad alrededor del 75% en países como Bélgica y Alemania. Italia se aproxima al 70%, Inglaterra al 50% e Irlanda alcanza prácticamente el 90%. En el caso de países como Dinamarca, Portugal y Grecia, no es sostenible la variable déficit dentro del modelo dada su débil significatividad.

Para eliminar el problema de la autocorrelación, presente en el ajuste inicial de la mayoría de los modelos según el contraste de Durbin Watson, realizamos las estimaciones mediante el método de mínimos cuadrados generalizados, según la transformación de Cochrane-Orcutt.

Asimismo, los residuos presentan un alto grado de normalidad como indica el contraste formal de Jarque-Bera, cuyos p-valores se presentan en la tabla siguiente:

BEL	DIN	ALE	GRE	ESP	FRA	IRL	ITA	HOL	AUS	POR	FIN	SUE	ING	LUX
0,6825	0,1145	0,0942	0,0001	0,1845	0,5050	0,0798	0,6407	0,3250	0,05	0,3787	0,4119	0,0668	0,01	0,07

Como p-valores mayores que 0,05 implican normalidad de los residuos al 95%, tenemos que la mayoría de los modelos presentan normalidad al 99% de confianza. Austria y Finlandia se mueven en la frontera del 95% e Inglaterra es el único país en el que el nivel de confianza baja hasta el 90%.

En cuanto a la multicolinealidad, se observa que los índices de condición de la matriz $X'X$ son muy inferiores a 15 para todos los modelos, lo que indica la no existencia de multicolinealidad. En el siguiente cuadro se presentan los índices de condición para los dos dimensiones en todos los modelos.

Dimen.	BEL	DIN	ALE	GRE	ESP	FRA	IRL	ITA	HOL	AUS	POR	FIN	SUE	ING	LUX
1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2	3,74	3,71	4,77	6,64	3,08	3,48	4,40	3,47	3,42	4,71	3,74	7,12	4,77	9,26	

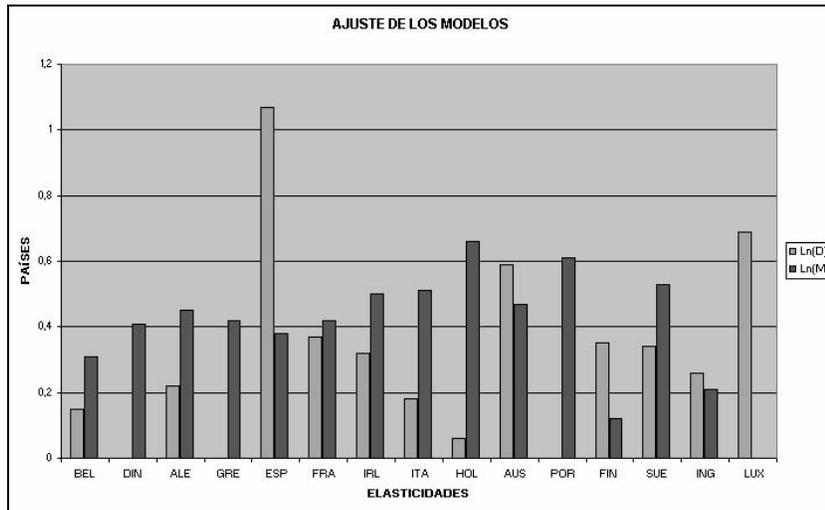
En cuanto a la heteroscedasticidad, los contrastes ARCH y RESET de Ramsey presentan p-valores que diagnostican la presencia de residuos homoscedásticos en prácticamente todos los modelos. Solamente se mueven en la frontera de la significatividad al 95% para la homoscedasticidad los modelos relativos a Irlanda e Italia.

Los modelos ajustados, salvo los casos de Dinamarca, Portugal y Grecia, superan con creces los contrastes de esfericidad, lo que indica que se trata de modelos compactos en su conjunto y cuyos parámetros estimados son muy consistentes.

En los casos de Dinamarca, Portugal y Grecia, si eliminamos la variable déficit del modelo y realizamos los ajustes nuevamente, obtenemos resultados que ya superan los contrastes de esfericidad. Los modelos ajustados, una vez superada la fase de diagnosis, presentan las siguientes elasticidades:

	BEL	DIN	ALE	GRE	ESP	FRA	IRL	ITA	HOL	AUS	POR	FIN	SUE	ING	LUX
Ln(D)	0,15		0,22		1,07	0,37	0,32	0,18	0,47	0,59		0,35	0,5995	0,26	0,69
Ln(M)	0,31	0,41	0,45	0,42	0,38	0,42	0,50	0,51	0,44	0,47	0,61	0,12	0,2359	0,21	

Con estos datos, que ya son definitivos en tanto que han superado la fase de diagnóstico, la comparación de la influencia de la masa monetaria y el déficit público sobre la inflación en los distintos países puede resumirse en el siguiente gráfico:



Los comentarios a esta gráfica son los ya realizados anteriormente con las salvedades de Dinamarca, Grecia y Portugal en cuyos modelos no se sostenía la presencia de la variable nivel de precios. Precisamente eran Dinamarca y Portugal los países para los que inicialmente el déficit influía en la tasa de inflación en relación inversa, hipótesis que ha resultado ser insostenible estadísticamente en la fase de diagnóstico de los modelos.

7. MODELOS DE CORRECCIÓN DEL ERROR

Si existe cointegración entre las variables de un modelo, este puede analizarse mediante un mecanismo de corrección del error (o modelo de corrección del error MCE) que representa correctamente el comportamiento dinámico de las series del modelo. El modelo de corrección por el error, introducido por Granger (1981), Granger y Weiss (1983) y Engle y Granger (1987), expresa el cambio presente en la variable dependiente como una función lineal de los cambios en las variables explicativas y del término de corrección por el error CE (representado por el modelo inicial desfasado una unidad en el tiempo). Una vez ajustado el modelo de corrección por el error ya se puede concluir la fuerza de la validez del modelo a largo plazo.

En nuestro caso, consideraremos un mecanismo de corrección del error definido como: $\Delta \text{Ln}(P) = \alpha_1 \Delta \text{Ln}(D) + \alpha_2 \Delta \text{Ln}(M) + \delta [\text{Ln}(P) - \alpha_3 \text{Ln}(D) - \alpha_4 \text{Ln}(M)]$ (siguiendo la teoría de Engle y Granger (1987)). El término $\text{Ln}(P) - \alpha_3 \text{Ln}(D) - \alpha_4 \text{Ln}(M)$ representa la regla de corrección del error o término de corrección del error CE, es decir, el largo plazo, siendo los términos en primeras diferencias del modelo las desviaciones a corto plazo del mismo.

Siguiendo el procedimiento de estimación en dos etapas, una vez que en la primera etapa ha sido estimado el modelo estático de la regresión de cointegración: $\text{Ln}(P) = \alpha + \beta \text{Ln}(D) + \gamma \text{Ln}(M1) + \mu$, cuyos residuos han resultado ser $\hat{\mu}_t$, en una segunda etapa se usan los citados residuos para estimar los coeficientes del modelo de corrección del error mediante la regresión:

$$\Delta \text{Ln}(P)_t = \alpha_1 \Delta \text{Ln}(D)_t + \alpha_2 \Delta \text{Ln}(M1)_t + \delta \hat{\mu}_{t-1} + V_t$$

El resultado del ajuste del modelo anterior (estimaciones de los parámetros) para todos los países de la Unión Europea se presenta en la tabla siguiente de parámetros estimados:

	BEL	DIN	ALE	GRE	ESP	FRA	IRL	ITA	HOL	AUS	POR	FIN	SUE	ING	LUX
$\Delta \text{Ln}(D)$	0,1367		0,2157		0,0559	0,3097	0,1500	0,2344	0,2639	0,3946		0,2577	0,1673	0,1929	0,406
$\Delta \text{Ln}(M)$	0,2387	0,3088	0,3126	0,7418	0,0604	0,2387	0,4018	0,3230	0,2817	0,2573	0,4949	0,0318	0,0488	0,3567	
$\hat{\mu}_{t-1}$	0,9510	0,9875	0,8155	1,1711	0,13(*)	1,0109	0,8483	0,8929	0,54(*)	1,0914	1,0646	0,9257	0,5958 (*)	1,1042	0,786

El símbolo (*) indica velocidad de convergencia al equilibrio inferior al 80%

Estos serían por tanto los modelos de corrección del error que nos indican la dinámica del sistema, donde $\hat{\mu}_{t-1}$ representa el término de corrección del error CE. Así, el ajuste de las desviaciones al equilibrio dado por los coeficientes del término del mecanismo de corrección del error puede valorarse en más del 80% en la mayoría de los casos, y el desajuste producido en el equilibrio por el corto plazo es poco influyente dado que las variables que afectan a la variación del nivel de precios presentan coeficientes estimados muy pequeños en la mayoría de los modelos de corrección por el error.

En cuanto a la diagnosis de los modelos MCE, resultan todos los parámetros significativos y no se presentan problemas de Heteroscedasticidad, multicolinealidad ni normalidad de los residuos. Tampoco existen problemas de autocorrelación, ya que los modelos fueron ajustados por el método de Cochrane – Orcutt.

Los p-valores para la significatividad de los parámetros de los modelos MCE se presentan en la siguiente tabla:

	BEL	DIN	ALE	GRE	ESP	FRA	IRL	ITA	HOL	AUS	POR	FIN	SUE	ING	LUX
$\Delta \text{Ln}(D)$	0,0815		0,0001		0,0500	0,0079	0,2597(*)	0,0048	0,0306	0,0850		0,0231	0,3199 (*)	0,0047	0,006
$\Delta \text{Ln}(M)$	0,0007	0,0001	0,0001	0,2677(*)	0,0404	0,0048	0,0001	0,0026(*)	0,0001	0,2316(*)	0,0001	0,4458(**)	0,5059(**)	0,0001	
$\hat{\mu}_{t-1}$	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,001	0,0001	0,0001	0,0003	0,0001	0,0001	0,0001	0,0004	0,0001	0,001
R^2	0,6152	0,7429	0,7733	0,6789	0,7926	0,6937	0,6379	0,6684	0,5000	0,6687	0,8845	0,7675	0,4230	0,9325	0,613

El símbolo (*) indica significatividad entre el 70% y 90% aproximadamente. El símbolo (**) indica significatividad entre el 50% y el 70% aproximadamente.

Se observa que, salvo en el caso de Suecia, los parámetros de los ajustes resultan bastante significativos, ya que la gran mayoría superan el 95%. Además, los coeficientes de determinación se aproximan o superan el 70% en la mayoría de los casos.

En cuanto a la multicolinealidad, se observa que los índices de condición de la matriz $X'X$ son muy inferiores a 15 para todos los modelos, lo que indica la no existencia de multicolinealidad. En el siguiente cuadro se presentan los índices de condición para las tres dimensiones en todos los modelos.

Dimen.	BEL	DIN	ALE	GRE	ESP	FRA	IRL	ITA	HOL	AUS	POR	FIN	SUE	ING	LUX
1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2	1,24	1,45	1,27	1,21	1,65	1,15	1,28	1,31	1,24	1,21	1,65	1,19	1,30	1,46	1,78
3	1,67		1,71		2,01	1,73	1,81	2,18	1,94	2,12		1,97	2,07	1,59	

En cuanto a la heteroscedasticidad, los contrastes ARCH y RESET de Ramsey presentan p-valores que diagnostican la presencia de residuos homoscedásticos en prácticamente todos los modelos.

Por otra parte, los residuos presentan un alto grado de normalidad como indica el contraste formal de Jarque-Bera, cuyos p-valores se presentan en la tabla siguiente:

BEL	DIN	ALE	GRE	ESP	FRA	IRL	ITA	HOL	AUS	POR	FIN	SUE	ING	LUX
0,6152	0,8170	0,128	0,001	0,152	0,2432	0,684	0,052	0,063	0,05	0,0523	0,2958	0,514	0,4155	0,057

Como p-valores mayores que 0,05 implican normalidad de los residuos al 95%, tenemos que la mayoría de los modelos superan este coeficiente de confianza.

8. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha intentado contrastar la existencia de una relación empírica entre déficit público, inflación y masa monetaria en la economía española y en los países de la Unión Europea para el periodo comprendido entre los años 1970 y 2000.

Para el caso de España, utilizando un esquema conjunto de cointegración y mecanismos de corrección del error, se ha identificado la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre déficit público e inflación, estimándose que un aumento en un 1% del porcentaje del déficit puede provocar una subida del 1% de la tasa de inflación. Por otra parte, se ha identificado la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre masa monetaria e inflación, estimándose que un aumento en un 1% del porcentaje de la oferta monetaria puede provocar una subida del 0,38% de la tasa de inflación.

La tabla siguiente presenta las cuantificaciones de las influencias del déficit público y la masa monetaria sobre el nivel de inflación para todos los países de la Unión Europea.

Países / Variables	Déficit Público (parámetro β)	Masa Monetaria (Parámetro γ)
Bélgica	0,5	0,31
Dinamarca		0,41
Alemania	0,22	0,45
Grecia		0,42
España	1,07	0,38
Francia	0,37	0,42
Irlanda	0,32	0,50
Italia	0,18	0,51
Holanda	0,47	0,44
Austria	0,59	0,47
Portugal		0,61
Finlandia	0,35	0,12
Suecia	0,59	0,23
Inglaterra	0,26	0,21
Luxemburgo	0,69	

Cada número de esta tabla indica el tanto por ciento de subida en la inflación provocada por el aumento de un 1% en las variables déficit público (segunda columna) y masa monetaria (tercera columna).

Se observa que los países en que más influye el déficit sobre la inflación son España, Luxemburgo, Austria y Suecia (elasticidades superiores a 0,5). Se sitúan en un nivel medio Holanda, Francia, Finlandia, Irlanda, Inglaterra y Alemania (elasticidades comprendidas entre 0,2 y 0,4). Los países en los que menos influye el déficit sobre la inflación son Italia y Bélgica. España resulta ser el país con mayor incidencia del déficit público sobre la inflación.

Por otra parte, se observa que los países en que más influye la masa monetaria sobre la inflación son Portugal, Italia e Irlanda (elasticidades superiores a 0,5). Se sitúan en un nivel medio Austria, Alemania, Holanda, Francia, Dinamarca, España, Grecia y Bélgica (elasticidades comprendidas entre 0,3 y 0,5). Los países en los que menos influye la masa monetaria sobre la inflación son Suecia, Inglaterra y Finlandia. Observamos que España se sitúa en la zona media de nivel de influencia de la masa monetaria sobre la inflación.

A la vista de estos resultados, las directrices marcadas por el Consejo Europeo de Santa María de Feira, que instaba a los Estados Miembros a continuar el saneamiento de las cuentas públicas más allá del nivel necesario para satisfacer los requisitos del Pacto de Estabilidad y Crecimiento, y la Ley de Estabilidad Presupuestaria -que incorpora dichas directrices a la normativa española- pueden contribuir positivamente al control de las presiones inflacionistas que soporta nuestra economía y las economías de los países miembros de la Unión Europea.

Contrastes de Dickey-Fuller de las raíces unitarias

El *contraste DF de Dickey-Fuller* parte de que el proceso generador de la serie de datos es:

$$\begin{aligned} X_t &= \rho X_{t-1} + u_t \\ X_0 &= 0 \quad u_t \rightarrow Niid(0, \sigma_u^2) \end{aligned}$$

Para verificar la hipótesis nula de que X_t no es estacionario, basta con verificar que $\rho=1$ frente a la hipótesis alternativa de que $\rho \neq 1$. En efecto, si $\rho=1$, X_t resulta ser un paseo aleatorio (que es el ejemplo más sencillo de proceso no estacionario) pudiéndose escribir:

$$X_t = X_{t-1} + u_t \Leftrightarrow X_t - X_{t-1} = u_t \Leftrightarrow (1-L)X_t = u_t$$

donde L es el operador retardos. Obsérvese que el polinomio en L tiene un raíz unitaria, lo que justifica el nombre genérico de este tipo de contrastes.

Si se está interesado en contrastar la hipótesis $H_0 : \rho = \rho_0$ para $|\rho_0| < 1$, las tablas de los valores críticos para el estadístico del contraste de dicha raíz unitaria han sido tabulados por Dickey (1976) y recogidas en Fuller (1976). Los valores críticos de estas tablas corresponden a tres posibles modelos estimados:

$$\begin{aligned} X_t &= \rho_a X_{t-1} + u_t \\ X_t &= \mu_b + \rho_b X_{t-1} + u_t \\ X_t &= \mu_c + \gamma_c t + \rho_c X_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

que son respectivamente, el modelo sin constante, el modelo con constante y el modelo con constante y tendencia. La hipótesis nula en cada modelo es $\rho = 1$, es decir que el proceso es no estacionario. La elección del tipo de modelo de ajuste depende de la información que se tenga del proceso generador de datos. Se supone que u_t es ruido blanco (proceso estacionario más sencillo).

El contraste DF se corrigió con el *contraste ADF* sobre la existencia de una raíz unitaria, denominado *Dickey-Fuller aumentado* (Dickey y Fuller 1979), en el que se parte de la hipótesis más general consistente en que X_t sigue un proceso $AR(p)$, es decir:

$$X_t = \sum_{i=1}^p \rho_i X_{t-i} + u_t \quad u_t \rightarrow Niid(0, \sigma_u^2)$$

que puede escribirse como:

$$X_t = \rho X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta X_{t-i} + u_t$$

El contraste ADF se basa en la estimación mínimo cuadrática del coeficiente ρ en este último modelo, que también puede ampliarse con una constante o una tendencia.

Contrastes de Phillips-Perron

Extienden los contrastes de Dickey-Fuller para permitir autocorrelación en las perturbaciones, con lo cual son contrastes más generales, pudiéndose considerar los contrastes de Dickey-Fuller como un caso particular suyo. En Phillips-Perron se supone que el proceso generador de datos es del mismo tipo que en ADF, pero el proceso u_t no es necesariamente ruido blanco. Concretamente, las condiciones que satisface u_t son:

$$\begin{aligned} E[u_t] &= 0 \quad \forall t \\ \text{Sup}_t E |u_t|^{2\beta} &< \infty \quad \text{para } \beta > 2 \\ T \rightarrow \infty \Rightarrow \sigma^2 &= \lim E[T^{-1} S_T^2] \text{ existe y } \sigma^2 > 0 \text{ con } S_t = u_1 + \dots + u_t \\ u_t \text{ tiene coeficientes } \alpha_m &\text{ que satisfacen } \sum_{m=1}^{\infty} \alpha_m^{1-2/\beta} < \infty \end{aligned}$$

Estas condiciones son bastante generales, pues permiten, por ejemplo, que u_t sea un ARMA o un proceso con heteroscedasticidad. Estos contrastes introducen correcciones no paramétrica a ADF, realizadas como sigue:

Sea $S_t = \sum_{j=1}^t u_j$ el proceso de sumas parciales de las perturbaciones. Definiendo las varianzas $\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} E(T^{-1} S_T^2)$, $\sigma_u^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} E(T^{-1} \sum_{t=1}^T E(u_t^2))$ tenemos que, si $\sigma^2 = \sigma_u^2$ las distribuciones límite de los estadísticos de contraste no dependen de los parámetros del modelo que determinan el proceso u_t .

En ADF se supone que $\sigma^2 = \sigma_u^2$, resultado que es un caso particular de los estadísticos no paramétricos cuando las estimaciones de σ^2 y σ_u^2 coinciden. El estimador consistente estándar de σ_u^2 es $\hat{\sigma}_u^2 = \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2$, donde \hat{u}_t son los residuos de los modelos ADF. Un estimador consistente de la varianza a largo plazo es:

$$\hat{\sigma}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 + 2T^{-1} \sum_{j=1}^l \sum_{t=j+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-j}$$

donde l es un parámetro de truncamiento del retardo que tiende a infinito cuando T tiende a infinito de tal forma que l^4/T tiende a cero, o lo que es lo mismo, l es $o(T^{1/4})$.

Los estadísticos de los contrastes de Phillips-Perron correspondientes a los de Dickey-Fuller (por ejemplo para modelo con constante y sin tendencia) serían los siguientes:

$$Z(\hat{\rho}) = T(\hat{\rho} - 1) - \frac{1}{2}(\hat{\sigma}^2 - \sigma_u^2) \left[T^{-2} \sum_{t=2}^T (X_{t-1} - \bar{X}_{-1})^2 \right]^{-1}$$

$$Z(t_\rho) = \left(\frac{\hat{\sigma}_u}{\hat{\sigma}} \right) t_\rho - \frac{1}{2}(\hat{\sigma}^2 - \sigma_u^2) \left\{ S_{TT} \left[T^{-2} \sum_{t=2}^T (X_{t-1} - \bar{X}_{-1})^2 \right]^{1/2} \right\}^{-1}$$

Las distribuciones límite de estos estadísticos cuando $T \rightarrow \infty$ son las de Dickey y Fuller. Los estadísticos ADF son casos particulares de estos bajo el supuesto de que los u_t sean independientes e idénticamente distribuidas, lo que implica que $\sigma^2 = \sigma_u^2$ y en promedio se verifica que $\hat{\sigma}^2 = \hat{\sigma}_u^2$, $Z(\hat{\rho}) = T(\hat{\rho} - 1)$ que es el estadístico usual de Dickey-Fuller, y $Z(t_\rho) = t_\rho$ que es el estadístico t de Student de la regresión ordinaria.

Contraste de Phillips-Oularis para la cointegración

Los contrastes más comunes de cointegración están directamente relacionados con los contrastes de raíces unitarias. La propia definición de cointegración sugiere que contrastar la existencia de cointegración en el vector $X_t = [\text{Ln}(P), \text{Ln}(D), \text{Ln}(M1)]'$ equivale a contrastar la existencia de raíces unidad en $Z_t = [1, \beta, \gamma]X_t$. Si Z_t es $I(0)$ entonces X_t está cointegrado y $[1, \beta, \gamma]$ será un vector de cointegración. Por el contrario, si Z_t es $I(1)$, entonces X_t no está cointegrado y la regresión $Z_t = [1, \beta, \gamma]X_t$ será espúrea. Los contrastes de raíces unidad juegan entonces un papel fundamental a la hora de realizar contrastes de cointegración, donde la hipótesis nula de raíz unitaria en Z_t equivale a la de no cointegración en X_t , y la hipótesis alternativa de estacionariedad a la de cointegración. Por lo tanto, para contrastar la cointegración de X_t , se puede estimar por MCO $Z_t = [1, \beta, \gamma]X_t$ y aplicar un contraste de raíces unitarias a los residuos de esta estimación. El contraste de Phillips Oularis de cointegración es precisamente el Contraste de Phillips Perron de raíces unitarias aplicado a los residuos de la estimación MCO anterior.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Baiges, J., Molinas, C. y Sebastián, M. (1986): “Déficit, inflación y composición de la deuda”. Facultad de CC. Económicas y Empresariales. Universidad Complutense. Documento de Trabajo 8712.
- Cobham, D. (1980): “The influence of the United Kingdom’s public sector deficit on its money stock”. *Bulletin of Economic Research*, 32.
- Dalamagas, B.A. (1987): “Government deficits, crowding out, and inflation: some international evidence”. *Public Finance*, 43 (1). Versión en castellano en *Hacienda Pública Española* (1991), nº 119.
- Darrat, A.F. (2000): “Are budget deficits inflationary?. A reconsideration of the evidence”. *Applied Economics Letters*, 7.
- Dickey, D.A. (1976): “Estimation and hypothesis testing for nonstationary time series”. PhD dissertation, Iowa State University.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1979): “Distribution of the estimators for autorregressive time series with a unit root”. *Journal of the American Statistical Association*, 74.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1981): “The likelihood ratio statistics for autorregressive time series with unit roots”. *Econometrica*, 49.
- Dornbusch, R. y Fischer, S. (1981): “Budget deficits and inflation”. En M.J. Flanders y A. Razin (eds): *Development in an Inflationary World*. Academic Press, New York.
- Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (1987): “Cointegration and error correction: representation, estimation and testing”. *Econometrica*, 55.
- Fuller, W.A. (1976): “Introduction to statistical time series”. *New York: John Wiley and Sons*.
- Geraats, P.. (2001): “Precommitment, Transparency and Monetary Policy”. *University of Cambridge*.
- Granger, C.W.J. (1981): “Some properties of time series data and their use in econometric model specification”. *Journal of Econometrics* 121-130.
- Granger, C.W.J. y Weiss, A.A. (1983): “Time series analysis of error corrections models”. *Estudies in Econometrics, Time Series, and multivariate Statistics*, New York, Academic Press.
- Grossman, H. (1982): “The american fiscal deficit: facts and effects”. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 934.
- Johansen, S. (1989): Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autorregressive models. *Econometrica*, 59.
- King, R.G. y Plosser, C.I. (1985): “Money, deficits and inflation”. En *Understanding Monetary Regimes*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 22.

- López-Salido, J.D. and Benigno P. (2001): “Inflation Persistence and Optimal Monetary Policy in Europe”. *Banco de España*.
- Mihov, I. (2001): “Monetary Policy Implementation and transmission in the European Monetary Union”. *INSEAD and CPR*.
- Miller, P. (1983): “Higher deficit policies lead to higher inflation”. *Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Mineapolis, 7*.
- Phillips, P.C.B y Perron, P. (1988): “Testing for a unit root in time series regression”. *Biometrika, 75*
- Phillips, P.C.B. (1986): “Understanding spurious regressions in econometrics”. *Journal of Econometrics, 33, 1986*.
- Phillips, P.C.B. y Ouliaris, S. (1990): “Asymptotic properties of residual based tests for cointegration”. *Econometrica, 58*.
- Repullo, R. (1986): “Déficit, deuda pública e inflación: aspectos teóricos y aplicación al caso español”. Boletín económico del Banco de España; nº 12 dic.
- Sargent, T. y Wallace, N. (1981): “Some unpleasant monetarist arithmetic”. *Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Mineapolis, 5*.
- Sharp, A. y Flenniken, P. (1978): “Budget deficits: A major cause of inflation?”. *Public Finance Quarterly, 6 (1)*.