

BANCO DE ESPAÑA

AHORRO, INVERSION Y MOVILIDAD  
INTERNACIONAL DEL CAPITAL  
EN LOS PAISES DE LA CE

Isabel Argimón y José M<sup>a</sup> Roldán

SERVICIO DE ESTUDIOS  
Documento de Trabajo nº 9110

BANCO DE ESPAÑA

# AHORRO, INVERSION Y MOVILIDAD INTERNACIONAL DEL CAPITAL EN LOS PAISES DE LA CE

Isabel Argimón y José M<sup>a</sup> Roldán (\*)

(\*) Agradecemos la ayuda prestada por J. J. Dolado y los comentarios recibidos de J. C. Delrieu, J. M. González-Páramo, A. Marcet, J. Marín, J. Pérez y J. L. Vega.

SERVICIO DE ESTUDIOS  
Documento de Trabajo nº 9110

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-7793-100-3

Depósito legal: M. 21041 - 1991

### RESUMEN

En el presente trabajo se examinan las relaciones intertemporales entre ahorro e inversión en los países de la Comunidad Europea. Se parte de las predicciones sobre la causalidad entre ahorro e inversión y entre saldo privado y saldo público de un modelo teórico en el que se incorporan escenarios alternativos sobre el grado de movilidad internacional del capital, y se contrastan las direcciones de causalidad a partir de la existencia de relaciones de cointegración y de modelos en forma de Mecanismo de Corrección de Error (MCE). Se concluye que cuando han existido objetivos de equilibrio exterior, éstos se han alcanzado mediante controles de capital y que la política presupuestaria no ha sido utilizada sistemáticamente para este fin en ningún país de la CE.



## 1. INTRODUCCION

En los últimos quince años se ha asistido a un proceso de liberalización de los flujos internacionales de capital por parte de los países industrializados que ha estimulado el debate en torno a sus efectos sobre las relaciones entre ahorro e inversión nacional. Desde una perspectiva teórica, en un mundo con libre movilidad de capitales el ahorro de cada país debería responder a las oportunidades mundiales de inversión y la inversión debería financiarse acudiendo al fondo mundial de capitales, y por lo tanto, no debería encontrarse ninguna relación empírica entre el ahorro y la inversión nacional. Sin embargo, los resultados obtenidos por Feldstein y Horioka (1980) mostraban una relación muy próxima de ambas magnitudes, que se reflejaba en unos coeficientes muy próximos a la unidad en las regresiones de ahorro sobre inversión. Más aún, no se observaba una caída de dicho coeficiente, lo que les llevaba a concluir que el grado de movilidad internacional de los capitales era muy bajo y, además, no había aumentado en los últimos años.

A pesar de la persistencia de estos resultados, otros contrastes sobre la movilidad del capital realizados con enfoques distintos parecían entrar en contradicción con estas conclusiones (véase entre otros Ghosh (1990), Feldstein y Bacchetta (1990), Baxter y Crucini (1990), Frankel (1990)). De forma paralela, en trabajos posteriores se han ido proponiendo hipótesis alternativas para explicar esa elevada correlación observada entre el ahorro y la inversión nacionales (para una revisión de esta literatura, véase Bacchetta (1990)). Entre dichas hipótesis, se pueden destacar aquellas que señalan que el comportamiento del sector privado podría determinar esa relación a nivel nacional. El crecimiento demográfico, los shocks sobre la productividad y la segmentación de los mercados de bienes con sustituibilidad imperfecta entre bienes de consumo nacionales y extranjeros son factores que, incidiendo sobre el comportamiento del sector privado, podrían explicar esta

alta correlación. No obstante, el contraste empírico realizado en Bayoumi (1990) parece rechazar estas interpretaciones.

Asimismo se ha señalado que la actuación de las autoridades económicas podría explicar esta alta correlación, ya que instrumentarían sus políticas monetaria y fiscal con el objetivo de alcanzar el equilibrio exterior. Aunque a nivel teórico no está claro por qué sería ese equilibrio deseable, razones de política económica (véase Artis y Bayoumi (1989) y Bacchetta (1990)) podrían justificar la adopción de este objetivo. En el contraste de esta hipótesis recogido en Artis y Bayoumi (1989), se muestra que la política monetaria parece responder al saldo de la balanza por cuenta corriente.

En el presente trabajo se desea contrastar si ha existido esa alta correlación entre ahorro e inversión en los países de la Comunidad Europea, y cuál es la explicación de dicha correlación. Como marco teórico se desarrolla un modelo macroeconómico sencillo de una economía abierta del que se derivan relaciones entre ahorro e inversión y entre los saldos privado y público a partir de supuestos sobre el comportamiento de los sectores privado y público y de escenarios alternativos sobre el grado de movilidad internacional de los capitales. Para medir las relaciones que se establecen entre ahorro e inversión nacionales y entre saldos sectoriales, se utiliza el concepto de cointegración y la metodología a él asociada de manera que pueda conocerse la interrelación a largo plazo entre estas variables, así como la dirección de causalidad, comparándose estas regularidades empíricas observadas con las predicciones del modelo. La utilización de este concepto es una mejora metodológica respecto a otros trabajos, pues, al no tener que recurrir a la estimación en diferencias, se conserva la distinción entre respuestas a corto plazo y a largo plazo y se puede observar la dirección de causalidad a largo plazo. En particular, se encuentra que en ninguno de los países estudiados la política presupuestaria ha respondido sistemáticamente a los desequilibrios exteriores. Además, coinciden las predicciones sobre el grado de movilidad de los capitales que se desprenden de los contrastes con las ideas apriorísticas que sobre el grado de movilidad por países se pudiera tener, reconciliando así las

observaciones sobre altas correlaciones entre ahorro e inversión y grado de movilidad de los capitales.

El trabajo se divide de la siguiente manera. En el apartado 2 se describe el marco teórico a partir del cual se extraen las predicciones empíricas a contrastar. En el apartado 3 se recogen los resultados de los distintos contrastes, tanto para los agregados como para los saldos sectoriales, obtenidos con datos para el período 1960-1988 para todos los países de la Comunidad Europea, excepto Luxemburgo, Portugal y Grecia; en el caso de España los datos utilizados son los del período 1964-1989. Por último, en el apartado 4 se resumen las principales conclusiones. En el Apéndice se recoge el desarrollo formal del modelo teórico presentado en la sección 2, así como una breve descripción de los contrastes realizados, junto con los cuadros de resultados. En último lugar se presentan las estadísticas con los datos utilizados y los gráficos con las distintas magnitudes.

## **2. UN MARCO ANALITICO SIMPLIFICADO**

En este apartado se describen de forma sucinta las principales características de un modelo teórico muy simplificado, basado en los elaborados por Feldstein (1983) y Levy (1990), y se recogen las principales predicciones del mismo. Su desarrollo formal puede encontrarse en el Apéndice, donde se presentan analíticamente las implicaciones de la existencia y de la ausencia de perfecta movilidad de capitales para las relaciones entre ahorro e inversión nacional y entre saldo público y privado.

Partiendo de la identidad básica de una economía abierta, que nos dice que la diferencia entre el ahorro nacional (S) y la inversión nacional (I) ha de financiarse (si es negativa) con recurso a los capitales mundiales, y descomponiendo por sectores estas magnitudes tenemos que

$$(S_p - I_p) + (S_g - I_g) = K$$

siendo K el flujo de capitales neto al exterior, e indicando el subíndice p, sector privado y g, sector público.



A continuación se analizan las relaciones de causalidad entre el ahorro y la inversión y entre los saldos sectoriales ( $S_p - I_p$ ) y ( $S_g - I_g$ ) en porcentaje sobre el PNB bajo varios supuestos alternativos.

En primer lugar, se supone una política fiscal endógena, en el sentido de que el sector público persigue un objetivo de equilibrio de la balanza por cuenta corriente a través de su política presupuestaria. Para ello fija su saldo de forma que compensa parte (una proporción  $\alpha$ ) del saldo privado. Las razones por las que el sector público podría estar interesado en fijar un objetivo de balanza por cuenta corriente son varias. Por una parte, estaría la corrección de ineficiencias sociales en la asignación privada de la inversión exterior, ya que ésta tiene en cuenta los rendimientos esperados después de impuestos, mientras que desde el punto de vista social lo correcto sería la comparación de los rendimientos exteriores después de impuestos y los interiores antes de impuestos (pues éstos se quedan en casa). Por otra parte, estarían el deseo de limitar la influencia del capital extranjero en la economía doméstica, el de limitar el efecto que las presiones inflacionistas, debidas a un exceso de demanda interna, tienen sobre el equilibrio exterior y la necesidad de reconducir el saldo exterior hacia una senda sostenible, evitando así posibles crisis de sostenibilidad del déficit exterior.

En segundo lugar, se supone asimismo que es el ahorro del sector privado el que compensa una parte  $\beta$  del déficit del sector público. Las razones de este comportamiento se pueden justificar a partir del enunciado de la equivalencia ricardiana, por el que los agentes privados ven en el déficit público los impuestos futuros que habrá que pagar para "cerrar" dicho déficit. De forma alternativa, ante un superávit presupuestario, los agentes privados prevén reducciones futuras en los impuestos, asociadas a la acumulación actual de riqueza.

Además, se supone que el ahorro y la inversión privada dependen directa e inversamente, respectivamente, del nivel de los tipos de interés, que la inversión pública es exógena y que los flujos de capitales al exterior dependen inversamente del tipo de interés. Por último, se plantean dos escenarios polares, uno en el

que existe perfecta movilidad de capitales y otro en el que la movilidad es nula. Así, utilizando la información sobre la presencia o ausencia de efectos que sobre las variables endógenas de interés (ahorro privado y público e inversión privada) tienen las distintas perturbaciones sobre el ahorro y la inversión, pública y privada, se pueden obtener direcciones de causalidad entre ahorro e inversión y entre saldo privado y público. En concreto, bajo el supuesto de que no hay libre movilidad de capitales, cabe esperar bidireccionalidad entre ahorro e inversión y que el saldo público cause al privado; en el caso de que no haya respuesta por parte de ningún sector, entonces si el ahorro no es sensible al tipo de interés, no hay bidireccionalidad sino que el ahorro causa la inversión. Por otra parte, y bajo el supuesto de libre movilidad de capitales se distinguen dos situaciones. Si alguno de los sectores responde al desequilibrio del otro sector, entonces cabe esperar que la inversión cause el ahorro y que se encuentre causalidad entre saldos: del privado al público cuando sólo hay respuesta del sector público; del público al privado cuando sólo responde el sector privado; bidireccionalidad, cuando responden ambos. En cambio, si no hay respuesta por parte de ningún sector, no se encuentra causalidad ni entre ahorro e inversión, ni entre saldos. En el Cuadro 1 se recogen de forma detallada estas direcciones de causalidad bajo escenarios alternativos, que se desprenden del modelo.

Antes de abandonar este apartado hay que señalar que el modelo estático que sirve como marco contrasta con la naturaleza intertemporal y de largo plazo del enfoque empírico seguido. Asimismo, el modelo teórico desarrollado es poco sofisticado en lo que se refiere a la definición de la función de reacción del gobierno. En particular, la definición de cómo se alcanza el objetivo de saldo exterior obvia la posibilidad de que el sector público utilice otros tipos de medidas para lograr el equilibrio externo, como es la política monetaria.

En el siguiente apartado se revisan los resultados de causalidad a largo plazo entre ahorro e inversión y entre los saldos sectoriales obtenidos para los países de la CE con datos para el período 1960-1988 a la luz de las predicciones del modelo teórico que se recogen en el Cuadro 1.

DIRECCION DE LA CAUSALIDAD

	$S \leftrightarrow I \text{ (a)}$	$D_p \leftrightarrow D_g \text{ (a)}$
Respuesta sector público ( $\alpha \neq 0, \beta = 0$ )		
Nula movilidad de capitales	$\leftrightarrow$	$\leftrightarrow$
Perfecta movilidad de capitales	$\leftarrow$	$\rightarrow$
Respuesta sector privado ( $\alpha = 0, \beta \neq 0$ )		
Nula movilidad de capitales	$\leftrightarrow$	$\leftarrow$
Perfecta movilidad de capitales	$\leftarrow \text{ (b)}$	$\leftarrow$
Respuesta sectores privado y público ( $\alpha, \beta \neq 0$ )		
Nula movilidad de capitales	$\leftrightarrow$	$\leftarrow$
Perfecta movilidad de capitales	$\leftarrow$	$\leftrightarrow$
Sin respuesta ( $\alpha = 0, \beta = 0$ )		
Nula movilidad de capitales	$\leftrightarrow \text{ (c)}$	$\leftarrow$
Perfecta movilidad de capitales	$-$	$-$

Fuente: Cuadro A.1.

(a) S: ahorro nacional, I: inversión nacional;  $D_p$ : saldo privado,  $D_g$ : saldo público. Todo en relación al PNB

(b) Este resultado depende del origen de la perturbación. En el caso en el que el origen esté en la inversión del sector privado, entonces no hay ninguna causalidad.

(c) Si el ahorro privado no es sensible al tipo de interés, entonces, no hay bidireccionalidad sino que el ahorro causa la inversión.

### **3. RELACIONES DE CAUSALIDAD A LARGO PLAZO EN LOS PAÍSES DE LA CE**

#### **3.1 Cuestiones metodológicas y resultados empíricos**

La forma tradicional por la que se eludía el problema de incorrecta especificación en niveles de variables con raíces unitarias ha sido la de transformar las series originales hasta hacerlas estacionarias, tomando diferencias de las variables en cuestión (véase, para una aplicación al estudio de las relaciones que aquí nos ocupan los trabajos de Bayoumi (1990) y Artis y Bayoumi (1989)).

Sin embargo, esta forma de abordar el problema supone ignorar las propiedades a largo plazo del modelo que se quiere estimar y contrastar, perdiendo además la información sobre la dirección de causalidad a largo plazo. La solución al problema de interpretación de las regresiones con variables no estacionarias y de contraste de relaciones de largo plazo que subyacen en la dinámica de las variables en cuestión viene de la mano del concepto de cointegración. Dicho concepto señala que, aunque dos variables sean no estacionarias, las desviaciones respecto a una relación de equilibrio sí lo pueden ser. En tal caso, y mediante la especificación de modelos con mecanismo de corrección del error (MCE), conectados formalmente con la teoría de la cointegración (Engle y Granger (1987)), podemos conocer las relaciones de causalidad a largo plazo.

Pasando ya a la descripción de los resultados, el primer paso realizado, necesario para la especificación correcta de la relación a estimar, fue contrastar la existencia de raíces unitarias en las series de ahorro e inversión nacional, tomadas en proporción al PNB. Los contrastes realizados fueron tanto el test de Dickey-Fuller aumentado (ADF) como el que se deriva de la aplicación del método de Johansen y que se describen en el Apéndice. Los resultados se presentan en el Cuadro 2; como se desprende de dicho cuadro, las series de ahorro e inversión nacional presentan una raíz unitaria en todos los países analizados excepto en Irlanda. En todos ellos (con la excepción de Irlanda) tendría sentido, pues, aplicar la metodología de la cointegración.

GRADO DE INTEGRACION DE LAS SERIES DE AHORRO, INVERSION Y SALDO EXTERIOR  
CORRIENTE EN LOS PAISES DE LA CE (1960-1988)

	Ahorro	Inversión	Saldo Corriente
Bélgica	I(1)	I(1)	I(1)(a)
Dinamarca	I(1)	I(1)	I(0)(b)
Francia	I(1)	I(1)	I(0)
Alemania	I(1)	I(1)	I(1)
Irlanda(c)	I(0)	I(0)	I(0)
Italia	I(1)	I(1)	I(0)(d)
Holanda	I(1)	I(1)	I(1)
España (e)	I(1)	I(1)	I(0)(b)
Gran Bretaña(g)	I(1)	I(1)	I(1)(f)

(a) Según el test ADF y con Johansen al contrastar la cointegración entre saldos, la serie debe ser I(1), pero al contrastar la cointegración entre ahorro e inversión se deduce que es I(0).

(b) Con una media distinta de cero (negativa).

(c) Según el test ADF  $s_t$  e  $i_t$  son series I(1), pero de los resultados de Johansen se deduce que ambas deben ser I(0).

(d) Según el test ADF, la serie de saldo exterior es I(1), pero de los resultados de Johansen se deduce que es I(0).

(e) (1964-1989)

(f) Según el test ADF y con Johansen al contrastar la cointegración entre  $i_t$  y  $s_t$ , el saldo es I(1), pero al contrastar la cointegración entre los saldos sectoriales, se deduce que es I(0).

El método de análisis y contraste de relaciones de cointegración utilizado en este trabajo es el propuesto por Johansen (1988). Las ventajas de este método frente al de dos etapas de Engle y Granger (1987) radica en su ausencia de sesgo en muestras finitas y en que permite que haya más de un vector de cointegración. Aunque en el caso de dos variables esta segunda ventaja no parece de aplicación, ya que si existe una relación de cointegración, el vector de dicha relación es único, precisamente por este hecho la metodología propuesta por Johansen tiene un interés especial al ser un contraste indirecto sobre el carácter  $I(1)$  o  $I(0)$  de las series en cuestión. La descripción formal de este método se encuentra en el apéndice metodológico.

Interpretando los resultados recogidos en el Cuadro A2 del Apéndice, se observa que para cinco países, a saber, España, Francia, Italia, Dinamarca y Bélgica, existe esa relación de cointegración entre ahorro e inversión, por lo que tendría sentido estimar la dirección de causalidad a largo plazo vía modelos con MCE. Para otros tres países, Alemania, Gran Bretaña y Holanda, no parece existir esa relación. Por último, en el caso de Irlanda, los resultados apuntan hacia la no existencia de raíces unitarias en las series, por lo que no sería de aplicación la metodología de la cointegración.

Dado que la relación de cointegración entre dos (o más) variables muestra el equilibrio al que tienden las variables a largo plazo, cabe plantearse cuál es la interpretación de esa relación entre ahorro e inversión a largo plazo. Está claro que la relación apunta a que, en el largo plazo,  $I=S$  o, lo que es lo mismo, que la balanza por cuenta corriente está en equilibrio en el largo plazo ( $S-I=0$ ). De hecho, se contrasta si el parámetro de la relación a largo entre ahorro e inversión estimado es significativamente distinto de la unidad para todos los países en los que existe esa relación, encontrándose que no se puede rechazar que dicho parámetro sea uno para todos los países excepto para Dinamarca.

Una forma indirecta de contrastar la solidez de dicha relación a largo plazo es contrastar la estacionariedad de la balanza por cuenta corriente, ya que ésta es por definición  $S-I$ . Este contraste se realiza mediante el test ADF, cuyo resultado se presenta en la

última fila del Cuadro A2, y confirma los resultados obtenidos con anterioridad, con las excepciones de Italia y Bélgica. Además, la balanza por cuenta corriente de Dinamarca aparece como estacionaria pero, como ocurre en España, con una media distinta de cero.

Dado que la existencia de cointegración entre dos variables implica necesariamente causalidad en, como mínimo, una dirección, estimamos por medio de un modelo con MCE (véase Cuadro A4) la dirección de causalidad a largo plazo. Los resultados obtenidos se recogen en el Cuadro 3, en el que se observa que para los cinco países relevantes, la dirección de causalidad a largo plazo va del ahorro a la inversión, esto es, el nivel de ahorro ha sido una restricción para la inversión en el largo plazo.

A continuación, dado que se desea conocer el papel que los componentes público y privado del ahorro y la inversión han tenido en el resultado obtenido para las series nacionales, estimamos si ha existido una relación entre los componentes sectoriales que explique la relación entre ahorro e inversión a nivel nacional. En el Cuadro A3 del apéndice se presentan estos resultados para todos los países.

En primer lugar, los resultados parecen demostrar que en ningún país existen relaciones estacionarias a largo plazo entre  $S_p$  e  $I_p$ . De forma equivalente, tampoco se obtiene ningún resultado para las series de ahorro e inversión pública.

Mucho más relevante es ver lo ocurrido con los saldos sectoriales, esto es, si se observa alguna relación a largo plazo entre ellos. Como se desprende del Cuadro A3, esta relación existe para España, Francia, Italia, Dinamarca y Gran Bretaña y parece apuntar que en el largo plazo existe una compensación de los saldos sectoriales, esto es, que  $(S_p - I_p) = -(S_g - I_g)$  a largo plazo. Sin embargo, al contrastar si el parámetro de la relación a largo entre saldos sectoriales es uno, sólo se acepta la hipótesis en España y Gran Bretaña. Este hecho y, la no existencia de esa relación para Bélgica, se contradicen con el resultado anteriormente expuesto para el ahorro y la inversión nacional, pues:

CAUSALIDAD A LARGO PLAZO

	De ahorro a inversión	De inversión a ahorro	De saldo público a privado	De saldo privado a público
Bélgica	Sí	No	Sí (a)	No (a)
Dinamarca	Sí	No	Sí	No
Francia	Sí	No	Sí	No
Alemania	No	No	No	No
Irlanda	Sí	No	Sí	No
Italia	Sí	No	Sí	No
Holanda	No	No	No	No
España	Sí	No	Sí	No
Gran Bretaña	No	No	Sí	No

Para más detalles, ver cuadro A4.

(a) Aunque, según el método de Johansen, no hay cointegración, la estimación de la dirección de causalidad a largo plazo apunta hacia este resultado.



$$S = I \leftrightarrow (S_p + S_g) = (I_p + I_g) \leftrightarrow (S_p - I_p) = - (S_g - I_g)$$

esto es, si a largo plazo la balanza por cuenta corriente está en equilibrio, el ahorro ha de igualar la inversión, y debe existir esa compensación entre saldos.

Tal y como se hizo anteriormente, y a la luz de los resultados de cointegración entre los saldos obtenidos, se verifica cuál es la dirección de causalidad a largo plazo. El resultado de este contraste se recoge en los Cuadros 3 y A4. Centrándonos en el Cuadro 3, se observa que para ningún país la causalidad va del privado al público. Por otra parte, sólo en Alemania y Holanda no existe causalidad del saldo público al privado. Aunque en el caso de Bélgica los resultados de cointegración no permiten realizar el mismo análisis que para los otros países, dada la contradicción expuesta en el párrafo anterior se estima si existe causalidad a largo entre los saldos, con el resultado que aparece en dichos cuadros.

En el caso de Irlanda no es de aplicación la metodología de cointegración a la vista del resultado obtenido con Johansen. Sin embargo, sí son de aplicación las técnicas de regresión habituales, por lo que se estiman regresiones para el ahorro y la inversión nacional y para los saldos, de forma similar a los efectuados para los otros casos y que se recogen en el Cuadro A4. Como se observa en dicho cuadro, los resultados para Irlanda van en la línea de los obtenidos para España, Francia, Italia, Dinamarca y Bélgica, esto es, la causalidad va de ahorro a inversión y del saldo público al privado.

En definitiva, para un grupo de países se ha encontrado que existe una relación a largo plazo entre ahorro e inversión, por la que el ahorro se ha constituido en una restricción a la inversión. Esta relación indica, además, la estacionariedad de la balanza por cuenta corriente, lo cual es una condición suficiente para la sostenibilidad del déficit exterior de una economía (véase Dolado y Viñals (1990)). Por otra parte, para el mismo grupo de países se observa que existe una compensación en el largo plazo de los saldos sectoriales, que se refleja en la dirección de causalidad del saldo

público al saldo privado. Este resultado puede tomarse, también como una confirmación indirecta de la estacionariedad del saldo exterior.

Por último, hay que destacar dos hechos: la precisión con la que se estiman en el caso español los parámetros que relacionan ahorro con inversión y saldo privado con saldo público a largo plazo, y que en ningún país la función de reacción del sector público, que se ha limitado a política presupuestaria, responde a las fluctuaciones del desequilibrio exterior.

### **3.2 Causalidad, reacciones sectoriales y movilidad del capital**

El modelo presentado en la sección 2, y desarrollado formalmente en el apéndice, da una serie de predicciones teóricas de causalidad entre el ahorro y la inversión y entre los saldos sectoriales bajo distintos escenarios alternativos y bajo dos supuestos polares sobre la movilidad internacional del capital (ver Cuadro 1).

Si se interpretan los resultados obtenidos a la luz de las predicciones de este modelo (ver Cuadro 4), se observa que las direcciones de causalidad encontradas son compatibles con las predicciones de dicho modelo. En el caso de España, Francia, Italia, Dinamarca, Bélgica e Irlanda la dirección de la causalidad del saldo público al privado y del ahorro a la inversión, apunta que en este grupo de países la movilidad del capital ha sido baja, el ahorro privado es inelástico a los tipos de interés y no existe respuesta ni del sector público (en concreto, de la política presupuestaria), ni del sector privado ante el desequilibrio exterior.

Los resultados de causalidad para Alemania y Holanda son compatibles con las predicciones del modelo respecto al comportamiento de economías abiertas con perfecta movilidad de capitales en las que no hay ninguna reacción ni del sector público ni del sector privado. Por último, los resultados para Gran Bretaña corresponden a los que el modelo predice para una economía abierta con perfecta movilidad de capitales en la que los agentes privados reaccionan ante el volumen y signo del saldo público (en la línea de la equivalencia ricardiana, pues a largo plazo la compensación

RESUMEN POR PAISES

Países	$S \leftrightarrow I$	$D_p \leftrightarrow D_g$	Compatible con
Bélgica (1960-1988)	+	+	$K' = 0, S' = 0$ sin respuesta
Dinamarca (1960-1988)	+	+	$K' = 0, S' = 0,$ sin respuesta
Francia (1960-1988)	+	+	$K' = 0, S' = 0$ sin respuesta
Alemania (1960-1988)	-	-	$K' = -\infty$ sin respuesta
Irlanda (1960-1988)	+	+	$K' = 0, S' = 0$ sin respuesta
Italia (1960-1988)	+	+	$K' = 0, S' = 0$ sin respuesta
Holanda (1960-1988)	-	-	$K' = -\infty$ sin respuesta
España (1964-1989)	+	+	$K' = 0, S' = 0$ sin respuesta
Gran Bretaña (1960-1988)	-	+	$K' = -\infty,$ con respuesta del sector privado (a)

$K' = 0$  indica que hay nula movilidad de capitales,  $K' = -\infty$  implica que existe perfecta movilidad internacional de capitales, y  $S' = 0$ , indica que el ahorro privado es inelástico respecto a los tipos de interés.

(a) Si la perturbación no tiene su origen en la inversión del sector público.

es completa), siempre que el origen de las perturbaciones no se encuentre en la inversión pública.

Es interesante observar que estas predicciones que resultan de la comparación entre los resultados empíricos y las direcciones de causalidad que se desprenden del modelo teórico, coinciden con las ideas previas sobre el grado de movilidad del capital por países. En concreto, economías que han aplicado profusamente controles de capital se han clasificado en el grupo de países con baja movilidad de capital indicando la efectividad de estas medidas. Y al contrario para los países en los que no se han aplicado dichos controles, que se han agrupado bajo el epígrafe de economías con libre movilidad del capital. Asimismo, dado que el grupo de países en que se obtiene el resultado de baja movilidad internacional del capital son aquellos países que han tenido con mayor frecuencia crisis de balanza de pagos, y dada la ausencia de causalidad del saldo privado al público, estos resultados parecen confirmar algo ya conocido: que las políticas presupuestarias no han respondido al signo ni al volumen del saldo exterior, y que los problemas de sostenibilidad exterior se han solucionado vía controles de capital y vía política monetaria. En este sentido, sería interesante evaluar el papel que ha jugado la política monetaria en la resolución de estos problemas; sin embargo, esta evaluación queda fuera del marco del presente trabajo.

Por otra parte, la causalidad del saldo público al privado (asociada en un escenario del modelo a una economía cerrada) refleja el efecto expulsión o "crowding-out" de la inversión privada que provoca un aumento de las necesidades de financiación del sector público.

Antes de abandonar este apartado, es importante aclarar que estos resultados sobre baja movilidad de capitales, más que interpretarse en el sentido de que las economías de la mayor parte de los países de la CE se han comportado como economías cerradas, deben entenderse de otra forma. Así, estos resultados son compatibles con economías abiertas en las que los objetivos de la política económica en relación al saldo exterior se logran mediante controles de capital.

#### 4. CONCLUSIONES

El modelo teórico simplificado de una economía abierta, utilizado en este trabajo, predice la existencia de relaciones a largo plazo entre el ahorro y la inversión, aun cuando haya libre movilidad de capitales, siempre que exista una actuación compensatoria del sector privado o del sector público. Además, señala que incluso si existe una actuación compensatoria del sector público a través de su política presupuestaria, cuando hay baja movilidad de capitales la dirección de causalidad va siempre del saldo público al privado. Como se observa, estos resultados que podrían parecer paradójicos invitan a una interpretación prudente de los resultados empíricos tomados aisladamente, sin conexión a ningún modelo teórico.

Los resultados de la comparación de las estimaciones empíricas con ese modelo teórico señalan que los países estudiados se pueden dividir en dos grupos. Un primer grupo, compuesto por Alemania, Holanda y Gran Bretaña, se caracterizaría por un alto grado de movilidad internacional de los capitales. Dentro de ese grupo, sólo en Gran Bretaña se detecta una reacción del sector privado ante el signo y volumen del saldo público, no detectándose ninguna reacción de ningún sector en los otros dos países. En particular, no se observa que el saldo público reaccione ante el saldo exterior.

El segundo grupo, formado por España, Francia, Italia, Dinamarca, Bélgica e Irlanda, estaría compuesto por economías con una movilidad internacional de los capitales baja. En este grupo de países, el ahorro ha sido una restricción a la inversión y ha existido un "crowding-out" del sector público al sector privado. Este resultado, sin embargo, no ha de interpretarse estrictamente, esto es, no es razonable interpretar que las economías de estos cinco países hayan sido economías cerradas. Como ya se ha señalado, este resultado es compatible con economías abiertas en las que la consecución del objetivo de saldo exterior (o la resolución de los problemas de sostenibilidad de la deuda externa) se ha apoyado en medidas de controles de capital y en medidas de política monetaria.

Como se observa, las predicciones del modelo teórico, junto con los resultados empíricos permiten conocer cuál ha sido el grado

de movilidad internacional del capital en los países objeto del presente estudio. En particular, la división entre países con alta y baja movilidad de capitales que se desprende del trabajo parece estar más en consonancia con la "información previa" disponible que con lo que se observa mediante otro tipo de contrastes y metodologías.

Por otra parte, se ha demostrado también la falta de respuesta de la política presupuestaria al saldo exterior en todos los países estudiados. Además, el resultado obtenido para el segundo grupo de países sugiere que el principal instrumento utilizado para alcanzar el objetivo de saldo exterior han sido los controles de capital. Teóricamente, bajo un régimen con tipos de cambio fijos y perfecta movilidad de capitales, la única vía por la que se pueden controlar crisis de balanza de pagos provocados por un excesivo empuje de la demanda interna es a través de la política presupuestaria. Sin embargo, del presente trabajo se desprende que no ha sido utilizada, recurriéndose a los controles de capital que, al reducir el grado de movilidad de los capitales, incrementan la efectividad de la política monetaria en la reducción de los desequilibrios de la economía.

Dado que el proceso de la Unión Económica y Monetaria supone la renuncia a uno de estos instrumentos (los controles de capital) y la menor eficacia del otro (la política monetaria), en los próximos años debería observarse o bien una creciente dispersión del saldo exterior o bien una creciente respuesta del saldo público (esto es, de la política presupuestaria) al saldo exterior, ambos en un contexto de mayor movilidad internacional de los capitales.

## APENDICE

### A) EL MODELO

Partiendo de la identidad macroeconómica de una economía abierta y expresando las variables como ratios del PNB, tenemos que:

$$S - I = S_p - I_p + S_g - I_g = K \quad (1)$$

donde  $S$ ,  $I$  y  $K$  son ahorro, inversión y flujos de capitales al exterior y donde  $p$  y  $g$  indican sector privado y sector público, respectivamente.

En este contexto, se define la política fiscal bajo el supuesto de que ésta responde ante la presencia de un desequilibrio exterior generado por la actuación del sector privado compensando una fracción  $\alpha$  del saldo privado; o, dicho de otra manera, se supone que el objetivo exterior se intenta alcanzar mediante la política presupuestaria. Además, se distingue un componente planeado y una perturbación aleatoria,  $\varepsilon_g$ . Por último, se supone que la inversión pública es exógena y no se ve afectada por ninguna perturbación. En definitiva:

$$S_g = -\alpha(S_p - I_p) + \varepsilon_g \quad \alpha \in [0,1] \quad (2)$$

$$I_g = \bar{I}_g \quad (3)$$

Por lo que respecta al sector privado, se supone que tanto el ahorro como la inversión (en ratios del PNB) son función de los tipos de interés, distinguiéndose de nuevo un componente planeado y una perturbación aleatoria que afecta al ahorro y a la inversión,  $\varepsilon_p^a$  y  $\varepsilon_p^i$ , respectivamente. Además, de forma similar a lo que ocurría en el sector público, se establece que el sector privado reacciona ante el volumen y signo del saldo público; en la medida en que anticipa los futuros impuestos asociados a dicho saldo, ésto afectará a su decisión de ahorro, de forma que compensa una fracción  $\beta$  del saldo público. En resumen, tenemos que:

$$S_p = -\beta(S_g - I_g) + S_p(r) + \varepsilon_p^s ; \quad S_p' > 0 ; \quad \beta \in [0,1] \quad (4)$$

$$I_p = I_p(r) + \varepsilon_p^i ; \quad I_p' < 0 \quad (5)$$

Por último, se supone que los flujos de capitales al exterior dependen inversamente del nivel de los tipos de interés por lo que, descomponiendo de nuevo entre componente planeado y perturbación aleatoria, tenemos que:

$$K = K(r) + \varepsilon_K ; \quad K' < 0 \quad (6)$$

En definitiva, tendremos un sistema de ecuaciones, formado por las ecuaciones (2), (4), (5) y la siguiente ecuación:

$$S_g + S_p - I_p - I_g = K(r) + \varepsilon_K \quad (7)$$

Resolviendo dicho sistema, para conocer la dirección de causalidad, se calculan las expresiones que aparecen en el Cuadro A1.

## B) BREVE DESCRIPCIÓN DE LOS CONTRASTES UTILIZADOS

### - Test ADF

Se formula para una serie temporal  $X_t$ , como un contraste sobre la significatividad de  $\beta$  en la regresión:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta X_{t-j}$$

Si se puede rechazar la nula de que  $X_t$  es una serie integrada de orden 1,  $X_t \sim I(1)$ , esto es, si se puede rechazar que  $\beta=0$ , entonces se dice que  $X_t$  es estacionaria. Si  $\beta$  no es significativamente distinto de cero, se procede a contrastar si el coeficiente  $\beta'$  en la regresión:

$$\Delta^2 X_t = \alpha' + \beta' \Delta X_{t-1} + \sum_{j=1}^n \gamma_j' \Delta^2 X_{t-j}$$



es distinto de cero. Si se puede rechazar que la serie es  $I(2)$  (se puede rechazar que  $\beta' = 0$ ), entonces se dice que  $X_t$  es integrada de orden 1,  $X_t \sim I(1)$ .

En McKinnon (1990) se encuentran los valores críticos del estadístico  $t$  de la  $\beta$ , variando éstos con el tamaño muestral y con la presencia o ausencia de constante en la regresión.

#### - Método para el análisis de cointegración de Johansen

Se opta por este método en lugar del desarrollado por Engle y Granger por no presentar sesgos en muestras finitas y porque permite que haya más de un vector de cointegración, lo que, con dos series, permite contrastar de forma indirecta el carácter  $I(0)$  o  $I(1)$  de las mismas (véase Dolado, Jenkinson y Sosvilla-Rivero (1990) para una revisión de la literatura sobre cointegración y raíces unitarias).

El método de Johansen parte de la especificación autorregresiva del vector  $x_t$  de las  $p$  variables a estudiar,  $x_t' = (x_{1t} \dots x_{pt})$  de la forma:

$$x_t = \sum_{i=1}^k \Pi_i x_{t-i} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim NI(0, \Omega) \quad t = 1 \dots T$$

siendo  $k$  el menor número tal que se cumplen las condiciones impuestas sobre la estructura de los errores.

Reparametrizando, tenemos que:

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} - \Pi x_{t-k} + \varepsilon_t$$

$$\text{con } \Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i \quad i = 1 \dots k-1$$

y

$$\Pi = I - \sum_{i=1}^k \Pi_i$$

El método de Johansen se aplica en un contexto de Máxima Verosimilitud y se basa en el contraste secuencial del rango  $r$  de

la matriz  $\Pi$ . En el caso de dos variables, si ese rango es cero eso quiere decir que no hay cointegración y, por lo tanto, que las relaciones entre ambas variables han de especificarse en forma de diferencias. Si  $r=1$ , las series están cointegradas y por lo tanto hay una combinación de estas variables tal que se pueden especificar las relaciones en niveles. Por último, si el rango es dos quiere decir que cualquier combinación lineal de las variables es estacionaria. El contraste se formula como una razón de verosimilitud (LR), donde la hipótesis nula es  $H_0: r = r^*$  y la alternativa,  $H_1: r = r^* + 1$ . Los valores críticos para este test al 5% de significatividad son (véase Dolado (1989)):

$$r = 0 \quad \quad \quad LR^* = 11,527$$

$$r \leq 1 \quad \quad \quad LR^* = 4,087$$

Así, si  $LR > LR^*$ , en el primer paso se rechaza la nula ( $r=0$ ) de que no hay cointegración. En el segundo paso, si no se puede rechazar la nula de que  $r = 1$ , entonces las variables están cointegradas.

El parámetro de cointegración normalizado, estimado por este método, nos indica la combinación lineal de ambas variables que es estacionaria a largo plazo.

1. Efectos de una variación de la inversión privada sobre el ahorro:

$$\frac{dS_p}{dI_p} = \frac{(1 - \alpha)S_p' - \alpha\beta K'}{(1 - \alpha)(S_p' - I_p') - (1 - \alpha\beta)K'}$$

$$\frac{dS_g}{dI_p} = \frac{-\alpha K'}{(1 - \alpha)(S_p' - I_p') - (1 - \alpha\beta)K'}$$

2. Efectos de una variación de la inversión pública sobre el ahorro:

$$\frac{dS_p}{dI_g} = \frac{-\beta(K' + I_p') + S_p'}{(1 - \alpha)(S_p' - I_p') - (1 - \alpha\beta)K'}$$

$$\frac{dS_g}{dI_g} = \frac{\alpha\beta K' - \alpha(S_p' - I_p')}{(1 - \alpha)(S_p' - I_p') - (1 - \alpha\beta)K'}$$

3. Efectos de una variación del ahorro privado sobre la inversión privada.

$$\frac{dI_p}{dS_p} = \frac{-(1 - \alpha)I_p'}{(1 - \alpha)(S_p' - I_p') - (1 - \alpha\beta)K'}$$

4. Efectos de una variación del ahorro y de la inversión pública sobre la inversión privada.

$$\frac{dI_p}{dI_g} = -\frac{dI_p}{dI_g} = \frac{-(1 - \beta)I_p'}{(1 - \alpha)(S_p' - I_p') - (1 - \alpha\beta)K'}$$

5. Efectos de una variación del ahorro público sobre el ahorro privado.

$$\frac{dS_p}{dS_g} = \frac{\beta(K' + I_p') - S_p'}{(1 - \alpha)(S_p' - I_p') - (1 - \alpha\beta)K'}$$

6. Efectos de una variación del ahorro privado sobre el ahorro público.

$$\frac{dS_g}{dS_p} = \frac{\alpha K'}{(1 - \alpha)(S_p' - I_p') - (1 - \alpha\beta)K'}$$

## COINTEGRACION ENTRE AHORRO E INVERSION NACIONAL (1960-1988)

Método de Johansen

	España(a)		Alemania		Francia		G. Bretaña		Italia		Dinamarca		Bélgica		Holanda		Irlanda	
	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No
Cointegración ahorro-inversión nacional																		
- Orden del VAR	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	2	2	1	1	1	1
- Contraste $r^* = 0$	15,45	9	19,93	13,34	11,59	22,72	13,95	8,72	16,21									
$r^* = 1$	1,57	2,67	0,79	4,92	0,78	1,39	3,11	1,89	6,42									
- Parámetro estimado $i = y_a$	0,98		1,11		1,51	1,27	1,43											
- Contraste de la restricción $\hat{y} = 1$ (c) $\hat{y} (=0)$	Sí		Sí		Sí		Sí		Sí		Sí		Sí		Sí		Sí	
Estacionariedad saldo corriente (a-i)																		
t-ratio de $(s-i)_{t-1}$ (d)	-4,42(e)	-2,14	-3,44	-2,61	-2,67	-3,76(e)	-1,56	-2,37	-1,86									

a: ahorro nacional bruto/producto nacional bruto; i: inversión nacional bruta/producto nacional bruto, excepto para España, país en que se utiliza la renta nacional bruta disponible.

(a) (1964-1989)

(b) Al existir dos vectores de cointegración, ambas variables han de ser estacionarias.

(c) Descripción del test: este contraste se realiza imponiendo la restricción y mediante un ratio de verosimilitud sobre la matriz  $\Pi$  del modelo restringido y el irrestringido se contrasta la aceptación de la hipótesis nula representada por el modelo restringido. En particular, si el valor del test es menor que el valor de una chi-cuadrado de un grado de libertad, cuyo valor al 5% es 3,86, entonces no se puede rechazar la nula. (Dolado (1989)). Los valores de este test aparecen entre paréntesis en la fila correspondiente.

(d) Valor crítico del test ADF es -2,98 (véase McKinnon (1990)).

(e) Con una media distinta de cero (negativa)

COINTEGRACION ENTRE AHORRO E INVERSION PRIVADA Y PUBLICA Y SUS SALDOS (1960-1988)

Método de Johansen

	España	Alemania	Francia	G. Bretaña	Italia	Dinamarca	Bélgica	Irlanda	Holanda
Cointegración $s_p, i_p$	No	No	No	No(a)	No	No	No	No	No
- Orden VAR $p, i_p$	1	2	3	2	2	2	2	2	2
- Contraste $r^* = 0$	10,67	4,80	10,38	16,4	7,6	11,42	6,56	7,26	6,90
- Contraste $r^* = 1$	1,63	0,19	0,09	2,46	1,79	3,43	1,71	3,05	3,32
- Parámetro estimado $i_p = \delta s_p$	-	-	-	(a)	-	-	-	-	-
- Contraste de la restricción $\hat{\delta} = 1$ (b)									
Cointegración $s_g, i_g$	No	No	No(c)	No	No(c)	No	No(c)	No(c)	No(c)
- Orden VAR $p, i_g$	1	2	2	2	2	2	2	2	2
- Contraste $r^* = 0$	11,64	10,74	12,54	11,43	16,39	8,53	15,81	14,9	16,14
- Contraste $r^* = 1$	2,00	1,52	2,07	1,61	2,59	1,14	1,35	2,15	0,05
- Parámetro estimado $i_g = \lambda a_g$	-	-	(c)	-	(c)	-	(c)	(c)	(c)
- Contraste de la restricción $\hat{\lambda} = 1$ (b)									
Cointegración $(s_p, i_p)(s_g, i_g)$	Sí	No	Sí	Sí	Sí	Sí	No	No(d)	No
- Orden VAR $p, i_p, i_g$	2	3	2	3	2	2	3	3	3
- Contraste $r^* = 0$	16,02	6,81	16,95	12,67	16,00	16,69	6,08	16,58	8,48
- Contraste $r^* = 1$	1,15	0,03	2,49	2,32	1,94	3,25	0,32	2,88	1,47
- Parámetro est. $(s_p, i_p) = \tau(s_g, i_g)$	0,98	-	0,68	1,55	0,76	0,73	(0,81)	-	-
- Contraste de la restricción $\hat{\tau} = 1$ (b)	Sí ( $\approx 0$ )	-	No(5,34)	Sí(1,45)	No(5,93)	No(6,16)	-	-	-

(a) El vector de la relación  $(s_p, i_p)$  es (1,0) y nos señala la estacionariedad del ahorro privado.

(b) Véase Cuadro A2 para descripción del test

(c) El vector de la relación  $(s_g, i_g)$  es próximo a (0,1) y nos indica la estacionariedad de la inversión pública.

(d) Este resultado podría indicar la estacionariedad de uno de los saldos.

Cuadro A4

## CAUSALIDAD A LARGO PLAZO

$$\Delta y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \Delta b_i x_{t-i} + c(y-x)_{t-1}$$

	De ahorro a inversión	De inversión a ahorro	De saldo público a privado	De saldo privado a público
Bélgica	-0,39 (-2,54)	-0,19 (-1,02)	0,40 (a) (2,43)	-0,12 (a) (-1,12)
Dinamarca	-0,69 (-2,90)	-0,01 (-0,03)	0,73 (1,88)	0,10 (0,29)
Francia	-0,91 (-3,42)	-0,15 (-0,59)	0,84 (3,00)	0,23 (1,36)
Irlanda	-0,27 (a) (-2,69)	0,02 (a) (0,18)	0,41 (a) (2,93)	0,15 (a) (1,68)
Italia	-0,55 (-3,18)	-0,12 (-1,18)	0,70 (1,96)	-0,17 (-0,67)
España	-0,54 (-3,76)	-0,11 (0,92)	0,58 (2,70)	-0,15 (-1,51)
Gran Bretaña	- -	- -	0,36 (2,30)	-0,21 (-1,79)

En el cuadro figuran los valores estimados para c y entre paréntesis, los valores del estadístico t

(a) En estos casos, se estiman por separado los coeficientes de las variables que entran en el MCE y al aceptar la restricción de que son iguales se presentan los resultados obtenidos con tal restricción.

## APENDICE GRAFICO Y ESTADISTICO

Definición de las variables (en % del PNB):

S : ahorro nacional

$S_p$  : ahorro privado

$S_g$  : ahorro público

I : inversión nacional

$I_p$  : inversión privada

$I_g$  : inversión pública

BELGICA

	S	Sp	Sg	I	Ip	Ig
1960	19,16	19,90	-0,74	19,03	17,10	1,93
1961	20,91	19,97	0,94	20,98	18,89	2,09
1962	21,70	20,54	1,16	21,09	18,78	2,31
1963	20,40	19,79	0,61	20,89	18,34	2,56
1964	23,91	21,55	2,36	23,76	20,75	3,01
1965	23,55	22,43	1,12	22,99	20,46	2,53
1966	23,44	21,40	2,03	23,71	20,87	2,84
1967	23,99	21,95	2,04	23,18	20,04	3,14
1968	23,11	21,95	1,16	22,24	18,76	3,47
1969	24,21	22,55	1,65	23,06	19,79	3,27
1970	26,86	24,44	2,42	24,12	20,63	3,48
1971	25,41	23,45	1,96	23,30	19,25	4,05
1972	25,29	24,38	0,92	21,68	17,67	4,01
1973	24,53	23,70	0,83	22,58	19,22	3,36
1974	25,15	23,54	1,61	24,79	21,67	3,12
1975	21,71	22,20	-0,49	21,84	18,49	3,34
1976	22,37	23,62	-1,25	22,10	18,73	3,37
1977	20,75	22,20	-1,44	21,89	18,62	3,28
1978	20,53	22,59	-2,06	21,78	18,62	3,16
1979	18,66	21,42	-2,76	21,54	18,23	3,31
1980	17,65	22,04	-4,39	21,98	18,42	3,56
1981	14,19	22,58	-8,39	17,97	14,45	3,53
1982	13,90	21,08	-7,18	17,67	14,39	3,28
1983	14,89	22,88	-7,99	15,73	12,79	2,94
1984	15,99	22,18	-6,18	16,56	13,97	2,58
1985	15,38	21,33	-5,95	15,09	12,91	2,18
1986	17,45	24,01	-6,56	15,37	13,45	1,92
1987	17,55	22,60	-5,05	16,32	14,55	1,77
1988	19,51	24,06	-4,55	18,47	16,78	1,69

FUENTE:O.C.D.E.



# DINAMARCA

	S	Sp	Sg	I	Ip	Ig
1960	24,86	17,49	7,37	25,98	22,22	3,76
1961	23,44	19,11	4,34	25,13	21,03	4,11
1962	22,88	17,75	5,13	26,04	21,90	4,15
1963	22,96	16,69	6,27	22,85	18,76	4,09
1964	24,01	17,47	6,54	26,23	21,94	4,29
1965	24,58	17,81	6,77	26,41	21,78	4,63
1966	22,95	15,38	7,58	24,87	20,06	4,81
1967	21,84	15,87	5,97	24,25	18,91	5,34
1968	22,32	15,14	7,18	23,99	18,44	5,55
1969	23,00	15,27	7,73	25,85	20,06	5,79
1970	21,84	13,13	8,71	25,70	19,56	6,13
1971	22,43	12,95	9,48	24,87	20,14	4,73
1972	24,53	15,66	8,87	24,89	20,48	4,40
1973	24,54	14,95	9,59	26,24	22,45	3,79
1974	22,25	14,30	7,95	25,38	21,44	3,95
1975	19,52	16,21	3,32	21,05	17,12	3,92
1976	19,23	14,87	4,36	24,17	20,43	3,75
1977	19,06	15,36	3,70	23,11	19,31	3,80
1978	19,05	15,13	3,92	21,83	18,15	3,68
1979	16,96	14,27	2,69	21,76	17,87	3,89
1980	15,23	14,46	0,77	18,98	15,43	3,56
1981	12,83	15,65	-2,82	15,95	12,85	3,10
1982	12,54	18,16	-5,63	16,96	14,02	2,93
1983	13,89	18,05	-4,16	16,57	14,12	2,45
1984	15,80	17,27	-1,47	19,23	17,05	2,17
1985	15,61	14,69	0,91	20,43	17,95	2,48
1986	16,70	10,86	5,84	22,39	20,33	2,07
1987	16,18	11,38	4,80	19,34	16,99	2,35
1988	16,18	13,07	3,11	18,06	15,35	2,71

FUENTE:O.C.D.E.

## FRANCIA

	S	Sp	Sg	I	Ip	Ig
1960	25,71	21,49	4,22	23,53	21,27	2,27
1961	25,13	20,81	4,33	23,55	21,08	2,48
1962	25,84	22,19	3,65	24,23	21,49	2,73
1963	25,01	21,07	3,94	24,27	21,40	2,87
1964	26,30	21,27	5,03	25,91	22,83	3,08
1965	27,08	21,85	5,24	25,57	22,32	3,24
1966	27,20	22,03	5,17	26,41	23,17	3,24
1967	27,01	22,32	4,69	26,31	22,89	3,42
1968	25,94	22,20	3,74	25,84	22,55	3,29
1969	26,43	21,60	4,82	26,74	23,81	2,93
1970	27,53	22,40	5,14	26,75	23,01	3,73
1971	27,00	22,35	4,65	26,10	22,46	3,64
1972	27,27	22,52	4,76	26,32	22,73	3,59
1973	27,78	23,34	4,44	27,14	23,87	3,27
1974	26,73	22,45	4,28	28,02	24,67	3,35
1975	24,28	22,22	2,06	23,44	19,64	3,80
1976	24,49	20,42	4,07	25,34	21,66	3,68
1977	24,30	21,44	2,86	24,40	21,29	3,11
1978	24,55	23,22	1,32	23,13	20,19	2,94
1979	24,53	21,75	2,78	23,60	20,51	3,09
1980	23,52	19,78	3,73	24,11	20,88	3,23
1981	21,03	19,34	1,69	21,83	18,68	3,14
1982	19,74	18,79	0,94	21,86	18,51	3,35
1983	19,11	18,76	0,35	19,91	16,73	3,19
1984	19,07	18,50	0,57	19,08	16,08	3,00
1985	19,04	18,49	0,54	18,98	15,82	3,17
1986	20,02	19,56	0,47	19,55	16,36	3,20
1987	19,56	18,52	1,04	19,88	16,61	3,26
1988	20,55	18,48	2,07	20,96	17,42	3,54

FUENTE:O.C.D.E.

# ALEMANIA

	S	Sp	Sg	I	Ip	Ig
1960	28,89	21,55	7,34	27,32	24,11	3,21
1961	28,19	20,14	8,05	27,21	23,75	3,45
1962	27,28	19,74	7,54	27,35	23,38	3,96
1963	26,46	19,74	6,72	26,25	21,77	4,48
1964	28,31	21,23	7,08	28,15	23,17	4,98
1965	27,23	21,92	5,31	28,50	23,95	4,55
1966	26,81	21,46	5,35	26,56	22,21	4,35
1967	25,24	21,58	3,66	23,03	19,20	3,82
1968	26,75	22,53	4,23	24,45	20,58	3,87
1969	27,55	21,03	6,52	26,13	22,16	3,97
1970	28,12	21,81	6,32	27,56	22,93	4,63
1971	27,05	20,99	6,06	26,68	22,18	4,51
1972	26,32	21,11	5,20	25,93	21,83	4,10
1973	26,53	19,93	6,59	25,22	21,40	3,82
1974	24,79	20,32	4,47	22,09	18,02	4,07
1975	20,87	20,93	-0,05	19,82	15,90	3,92
1976	22,46	20,52	1,94	21,56	18,06	3,51
1977	21,81	18,95	2,86	21,01	17,73	3,28
1978	22,49	19,90	2,59	21,09	17,77	3,31
1979	22,61	19,98	2,64	23,41	19,99	3,42
1980	21,72	19,25	2,47	23,54	19,93	3,61
1981	20,15	19,02	1,13	20,96	17,72	3,24
1982	20,28	19,16	1,12	19,75	16,91	2,83
1983	21,03	19,58	1,45	20,35	17,87	2,49
1984	21,67	19,62	2,06	20,41	18,05	2,36
1985	22,10	19,44	2,66	19,53	17,21	2,31
1986	23,87	21,44	2,44	19,48	17,07	2,40
1987	23,64	21,77	1,87	19,60	17,21	2,38
1988	24,50	23,15	1,35	20,40	18,06	2,34

FUENTE:O.C.D.E.

IRLANDA

	S	Sp	Sg	I	Ip	Ig
1960	15,87	14,91	0,96	15,99	13,20	2,80
1961	17,42	16,73	0,69	17,25	14,08	3,17
1962	17,24	16,55	0,69	19,01	15,58	3,44
1963	17,29	16,02	1,27	20,02	16,25	3,77
1964	17,83	16,67	1,16	21,25	17,06	4,19
1965	18,85	17,64	1,22	23,10	18,65	4,45
1966	18,55	16,11	2,44	20,10	16,00	4,10
1967	20,53	18,08	2,45	19,18	14,89	4,29
1968	20,22	17,82	2,40	21,50	17,24	4,25
1969	20,49	18,27	2,22	25,20	20,66	4,54
1970	20,09	18,30	1,79	24,05	19,55	4,50
1971	19,87	17,68	2,19	23,65	19,68	3,97
1972	22,59	21,01	1,58	24,73	20,47	4,26
1973	23,27	22,28	0,98	26,70	21,94	4,76
1974	19,03	20,24	-1,21	28,83	21,80	7,03
1975	21,79	27,58	-5,79	23,31	18,66	4,65
1976	20,24	22,98	-2,74	25,59	21,81	3,78
1977	22,93	24,99	-2,06	28,45	23,13	5,32
1978	23,01	26,64	-3,63	30,05	25,46	4,58
1979	20,37	25,39	-5,02	34,24	28,62	5,62
1980	16,70	22,18	-5,48	28,93	24,75	4,17
1981	14,26	21,22	-6,96	29,69	25,70	3,99
1982	18,48	26,62	-8,14	29,84	24,35	5,49
1983	18,42	25,42	-7,00	25,90	20,88	5,02
1984	19,37	24,93	-5,56	25,81	20,55	5,27
1985	18,55	25,66	-7,11	23,01	17,90	5,12
1986	18,09	25,04	-6,96	21,31	16,69	4,62
1987	20,34	26,83	-6,49	18,93	15,72	3,22
1988	20,44	20,83	-0,39	18,40	16,19	2,22

FUENTE:O.C.D.E.

## ITALIA

	S	Sp	Sg	I	Ip	Ig
1960	29,59	25,40	4,19	29,41	25,56	3,85
1961	31,00	26,21	4,78	30,42	26,85	3,57
1962	30,16	25,63	4,53	30,00	26,67	3,33
1963	27,51	23,59	3,93	29,31	26,15	3,16
1964	27,61	23,21	4,40	26,29	22,92	3,37
1965	27,31	26,17	1,14	23,26	20,23	3,03
1966	26,42	25,71	0,71	22,90	19,87	3,03
1967	26,38	23,72	2,67	24,08	21,42	2,65
1968	27,37	25,49	1,88	23,33	20,38	2,95
1969	28,26	26,93	1,32	25,24	22,49	2,75
1970	28,07	26,80	1,27	27,29	23,44	3,84
1971	26,23	27,81	-1,58	24,82	21,17	3,64
1972	25,48	29,43	-3,95	23,94	20,30	3,64
1973	25,52	28,87	-3,36	27,09	23,98	3,11
1974	25,98	28,69	-2,71	30,16	26,66	3,50
1975	23,85	32,59	-8,75	24,01	19,66	4,35
1976	25,76	31,64	-5,88	27,00	22,19	4,81
1977	26,03	31,17	-5,14	24,91	21,04	3,87
1978	26,28	32,71	-6,43	24,13	20,53	3,60
1979	26,23	32,25	-6,02	24,59	20,83	3,77
1980	24,68	29,21	-4,53	26,91	22,40	4,51
1981	22,61	29,60	-6,98	24,86	20,75	4,11
1982	22,08	29,17	-7,09	23,67	19,32	4,35
1983	22,18	29,03	-6,85	21,86	17,88	3,97
1984	22,51	29,68	-7,18	23,15	18,56	4,59
1985	21,77	28,73	-6,97	22,69	18,01	4,68
1986	21,34	28,13	-6,79	20,85	16,78	4,08
1987	20,69	27,05	-6,36	20,91	16,97	3,94
1988	20,86	26,75	-5,89	21,49	17,28	4,22

FUENTE:O.C.D.E.

HOLANDA

	S	Sp	Sg	I	Ip	Ig
1960	29,77	23,95	5,82	26,76	22,80	3,96
1961	28,25	22,15	6,10	26,85	22,68	4,17
1962	26,51	21,63	4,87	25,61	21,23	4,38
1963	25,00	21,07	3,92	24,49	19,85	4,63
1964	26,86	23,00	3,86	27,87	23,14	4,72
1965	26,61	22,32	4,29	26,59	21,99	4,60
1966	26,07	21,64	4,43	27,19	22,50	4,69
1967	26,35	22,13	4,22	26,87	22,04	4,83
1968	27,31	22,09	5,22	27,25	22,04	5,22
1969	26,74	22,11	4,63	26,50	21,81	4,69
1970	26,38	21,96	4,42	27,77	23,11	4,66
1971	26,08	21,39	4,69	26,40	21,54	4,86
1972	26,76	22,01	4,75	23,96	19,67	4,29
1973	28,12	22,41	5,71	24,33	20,53	3,80
1974	27,15	22,86	4,28	24,06	20,43	3,63
1975	23,13	20,54	2,59	20,63	16,70	3,93
1976	23,54	21,10	2,44	20,60	16,85	3,75
1977	22,35	19,96	2,39	21,58	18,21	3,37
1978	21,06	19,72	1,35	21,98	18,72	3,25
1979	20,34	19,49	0,85	21,57	18,46	3,11
1980	20,11	18,60	1,51	21,57	18,31	3,26
1981	20,53	20,29	0,24	18,33	15,17	3,15
1982	21,11	22,83	-1,73	17,95	15,07	2,88
1983	21,46	22,86	-1,40	18,35	15,68	2,67
1984	23,25	24,26	-1,01	19,09	16,29	2,80
1985	23,76	23,55	0,21	19,76	17,14	2,61
1986	22,96	23,67	-0,71	19,74	17,36	2,38
1987	21,41	22,32	-0,91	19,60	17,29	2,31
1988	23,62	24,05	-0,43	20,87	18,57	2,30

FUENTE:O.C.D.E.

# ESPAÑA

	S	Sp	Sg	I	Ip	Ig
1964	25,53	21,76	3,78	25,43	22,81	2,63
1965	24,83	21,34	3,49	26,91	24,28	2,64
1966	25,03	21,31	3,72	27,12	24,29	2,83
1967	24,28	19,91	4,36	25,78	23,06	2,72
1968	24,91	21,42	3,48	25,72	23,42	2,31
1969	26,87	22,98	3,89	27,99	25,48	2,51
1970	26,75	22,92	3,83	26,56	24,06	2,51
1971	26,53	23,52	3,01	24,36	21,43	2,94
1972	27,02	23,53	3,49	25,55	22,95	2,60
1973	27,57	23,42	4,15	26,74	24,34	2,40
1974	26,31	23,17	3,14	29,76	27,39	2,37
1975	25,35	22,11	3,24	28,27	25,67	2,59
1976	22,88	20,56	2,32	26,78	24,52	2,25
1977	23,17	20,55	2,61	24,91	22,32	2,58
1978	23,88	23,10	0,78	22,86	20,79	2,07
1979	22,78	22,24	0,54	22,31	20,60	1,72
1980	20,95	20,38	0,57	23,35	21,54	1,82
1981	18,84	18,78	0,06	21,55	19,39	2,16
1982	18,88	19,41	-0,52	21,39	18,43	2,96
1983	18,76	18,71	0,05	20,29	17,53	2,76
1984	20,36	21,08	-0,72	18,94	16,04	2,90
1985	20,55	21,95	-1,40	18,89	15,30	3,58
1986	21,60	22,09	-0,49	19,93	16,36	3,57
1987	21,95	20,31	1,64	21,83	18,50	3,33
1988	22,46	20,55	1,91	23,64	19,88	3,77
1989	22,49	19,35	3,14	25,40	21,14	4,26

FUENTE:Corrales y Taguas(1989),B.E.(1990)

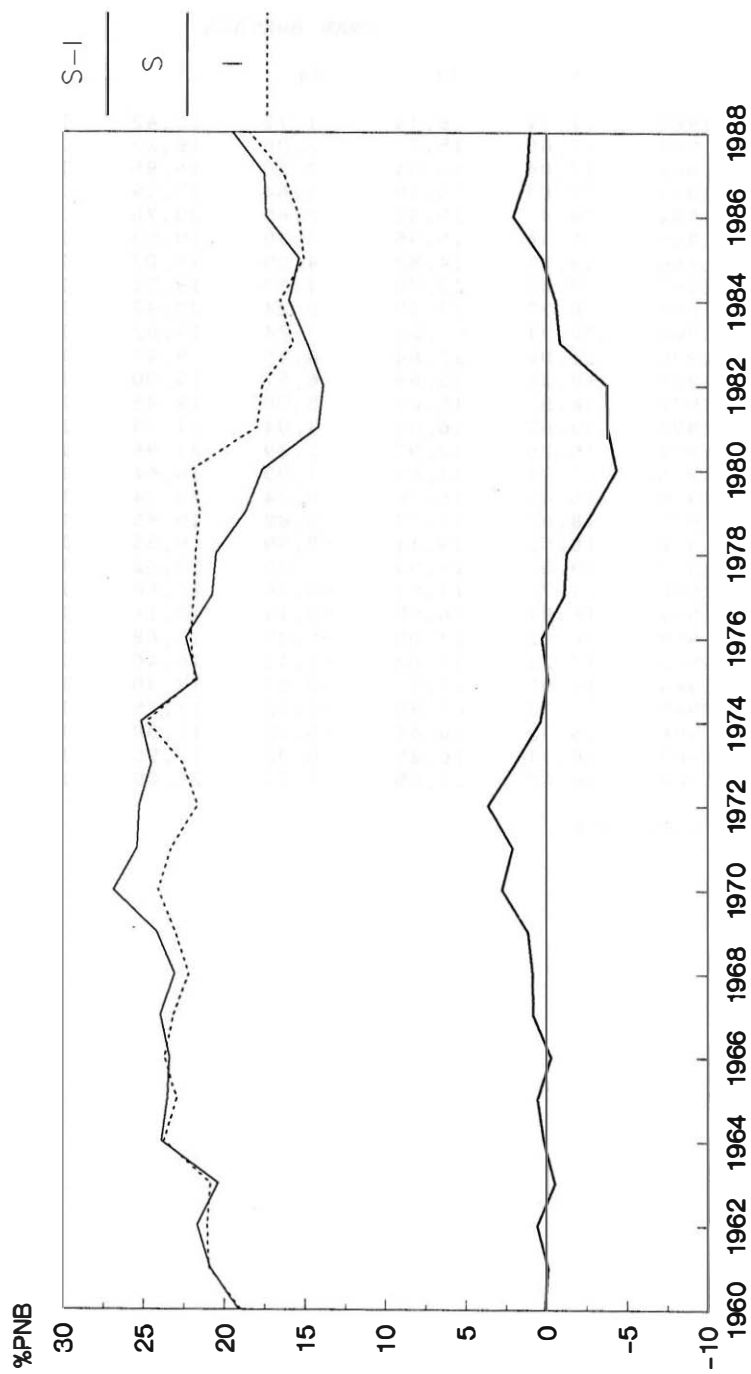
GRAN BRETAÑA

	S	Sp	Sg	I	Ip	Ig
1960	17,90	16,14	1,76	18,42	15,18	3,24
1961	17,80	15,73	2,06	18,23	14,86	3,36
1962	17,04	13,94	3,10	16,85	13,26	3,59
1963	17,03	15,39	1,64	17,19	13,53	3,65
1964	18,47	15,82	2,65	20,26	16,04	4,22
1965	19,34	15,95	3,39	19,53	15,35	4,18
1966	18,91	14,82	4,09	19,07	14,62	4,45
1967	17,83	13,70	4,13	19,71	14,78	4,94
1968	18,37	13,12	5,24	20,42	15,37	5,05
1969	20,94	13,20	7,74	19,82	14,96	4,86
1970	21,09	12,64	8,45	19,47	14,76	4,71
1971	19,36	12,69	6,67	19,00	14,53	4,46
1972	18,53	15,03	3,50	18,45	14,19	4,26
1973	19,67	16,63	3,04	21,73	16,79	4,94
1974	15,26	12,97	2,29	21,96	16,75	5,21
1975	14,71	13,67	1,05	18,64	13,91	4,72
1976	15,40	15,16	0,24	20,34	16,00	4,34
1977	18,65	17,77	0,88	19,85	16,50	3,35
1978	18,52	19,11	-0,59	19,55	16,76	2,79
1979	19,02	18,93	0,09	19,62	17,06	2,57
1980	17,70	17,97	-0,26	16,88	14,48	2,40
1981	16,81	16,95	-0,14	15,16	13,39	1,77
1982	16,92	17,00	-0,07	15,68	14,11	1,57
1983	17,21	17,62	-0,41	16,46	14,47	1,98
1984	16,90	17,77	-0,87	17,30	15,32	1,98
1985	17,73	17,88	-0,15	17,15	15,12	2,03
1986	16,32	16,44	-0,12	17,08	15,14	1,94
1987	16,31	16,29	0,02	17,95	16,10	1,86
1988	16,40	14,65	1,75	20,09	18,34	1,75

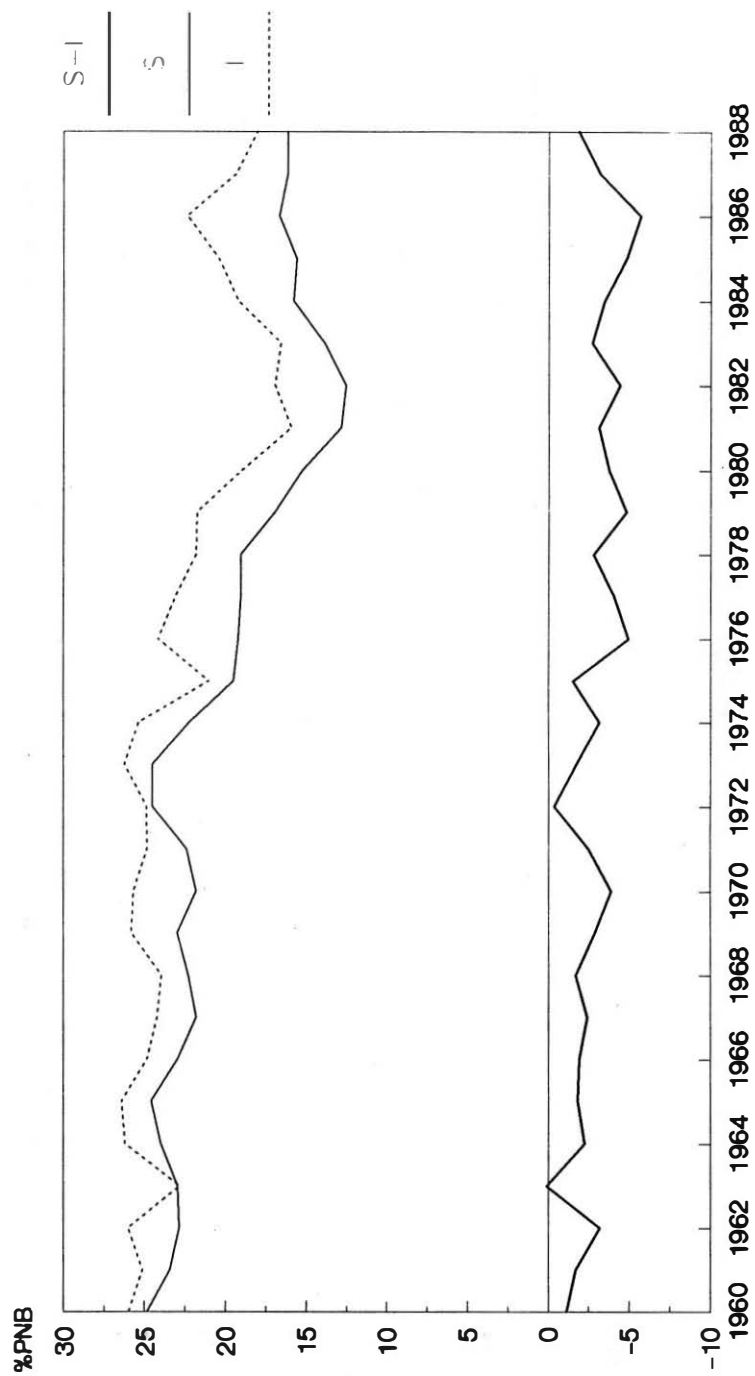
FUENTE:O.C.D.E.



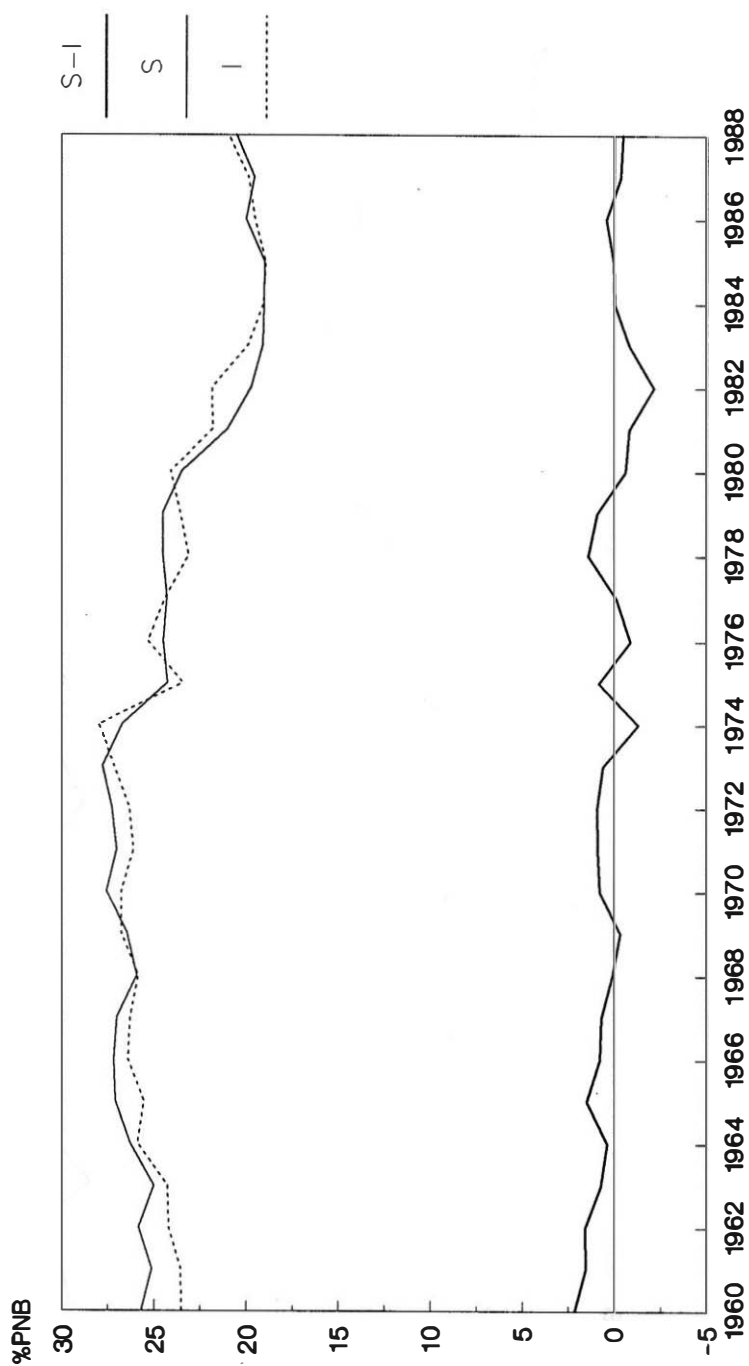
# BELGICA



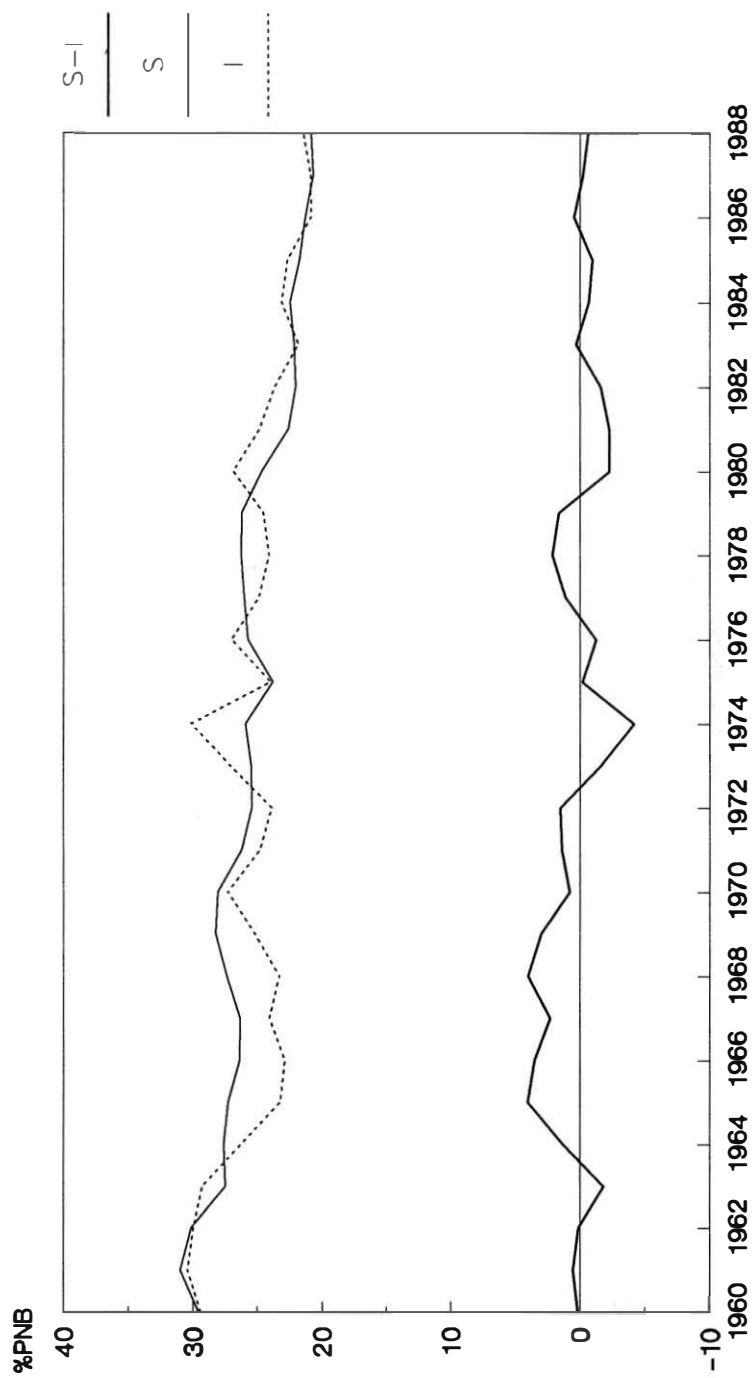
# DINAMARCA



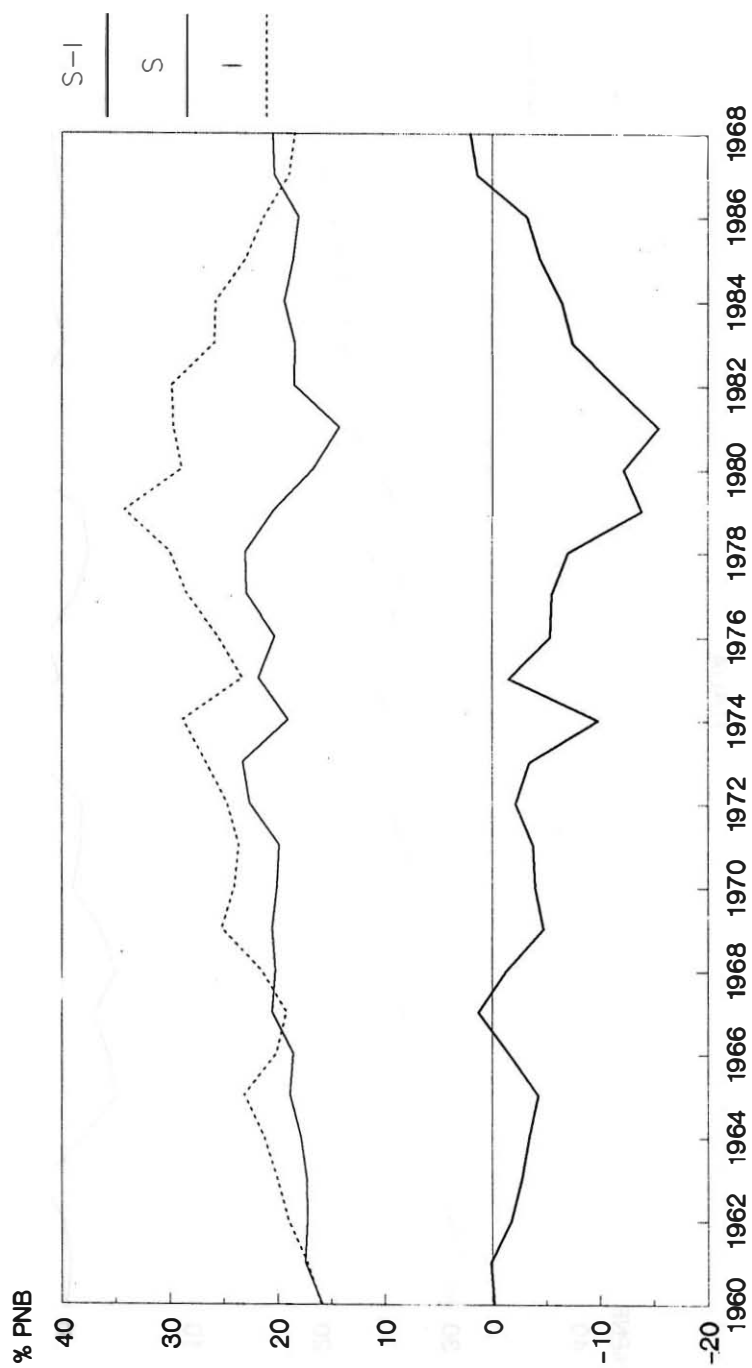
# FRANCIA



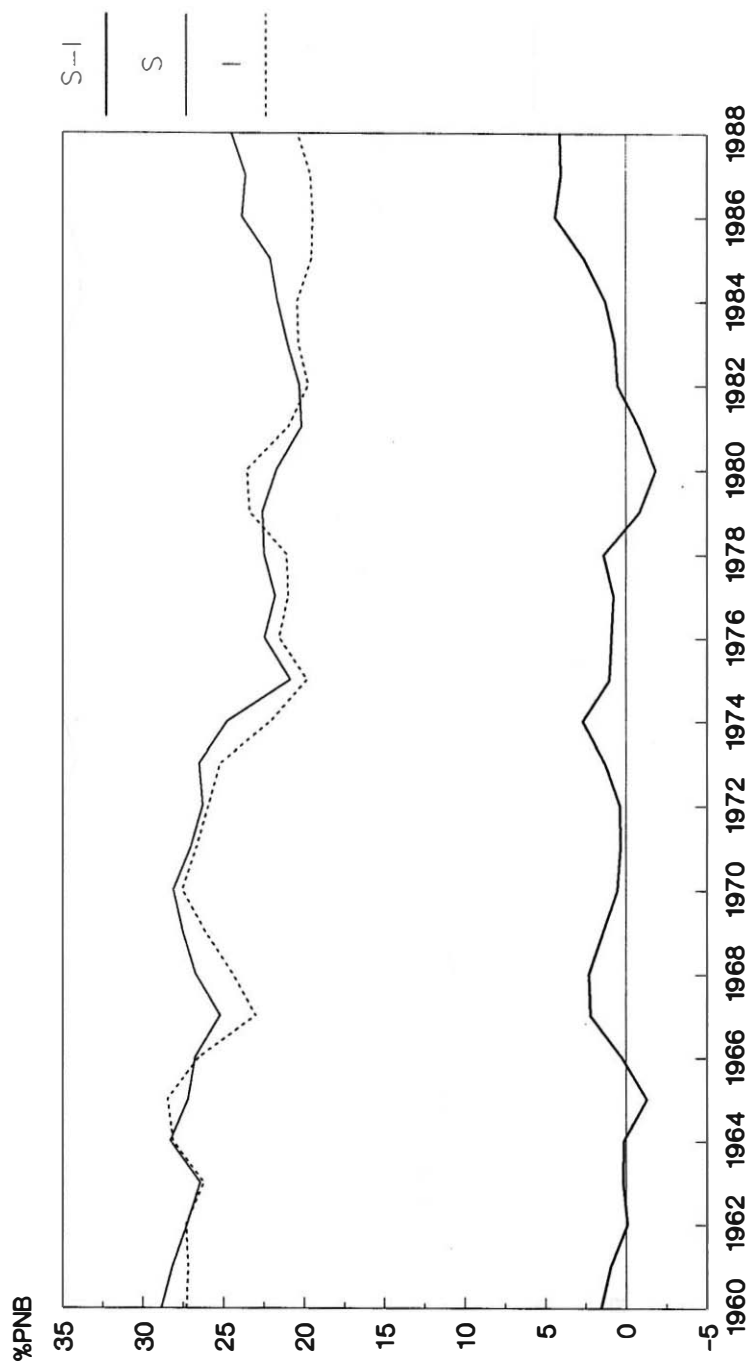
# ITALIA



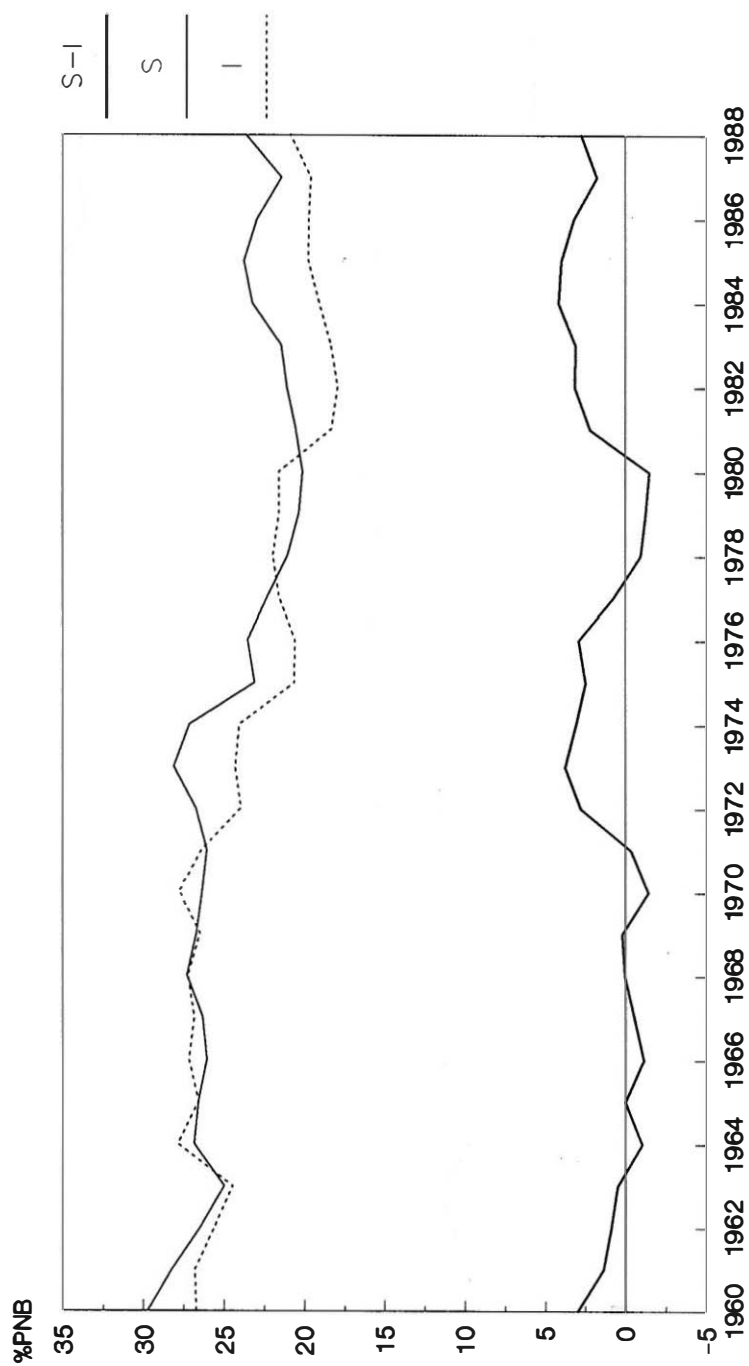
# IRLANDA



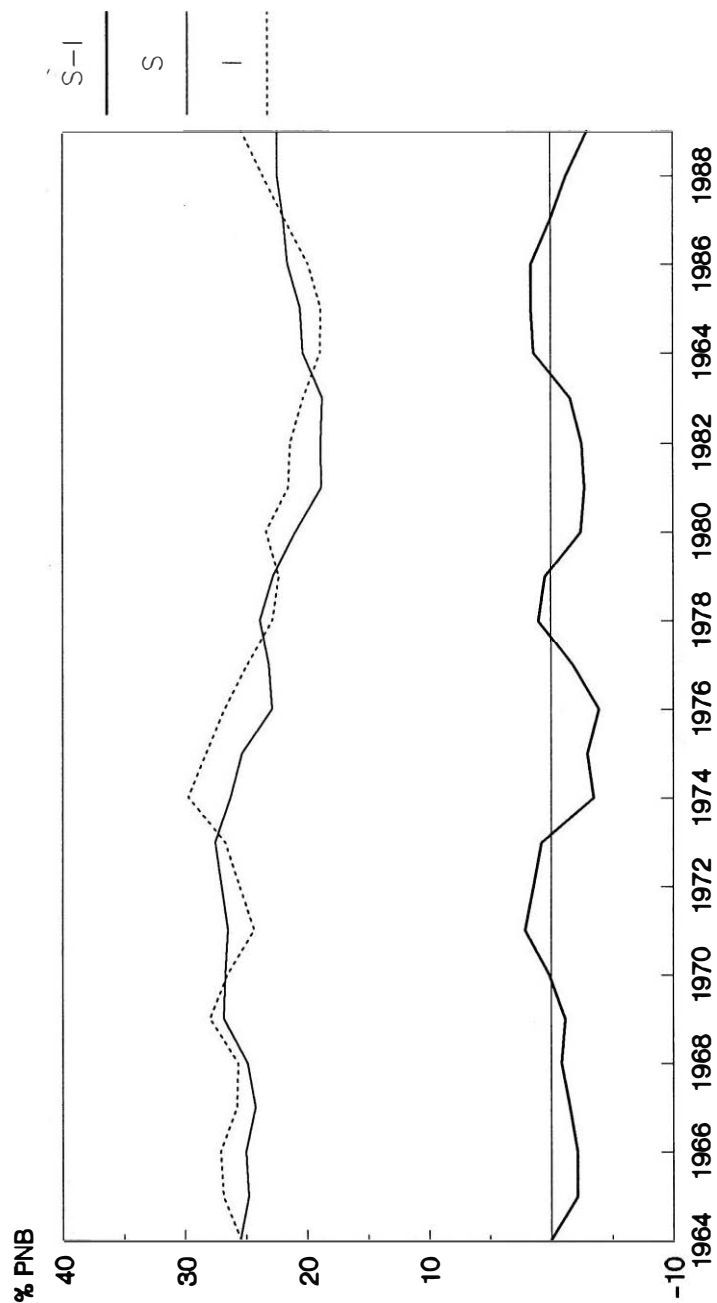
# ALEMANIA



# HOLANDA

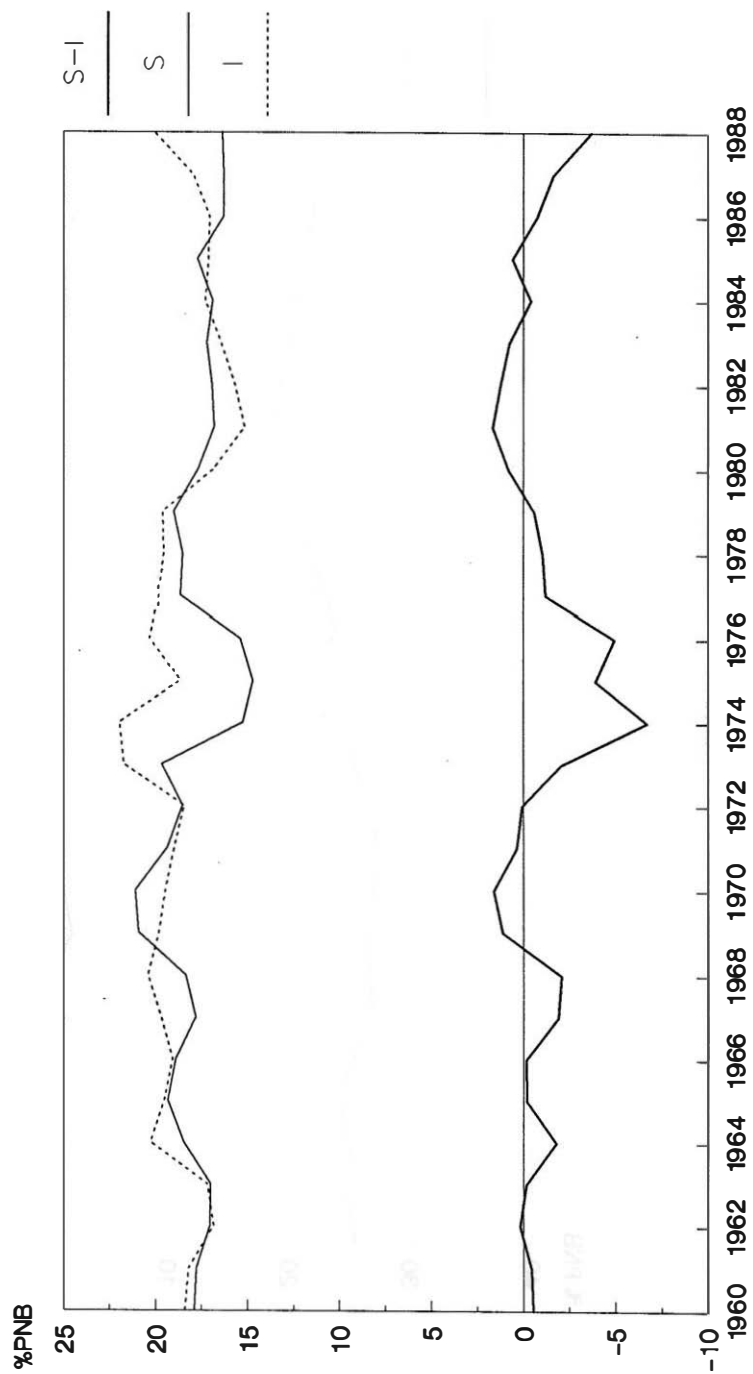


# ESPAÑA

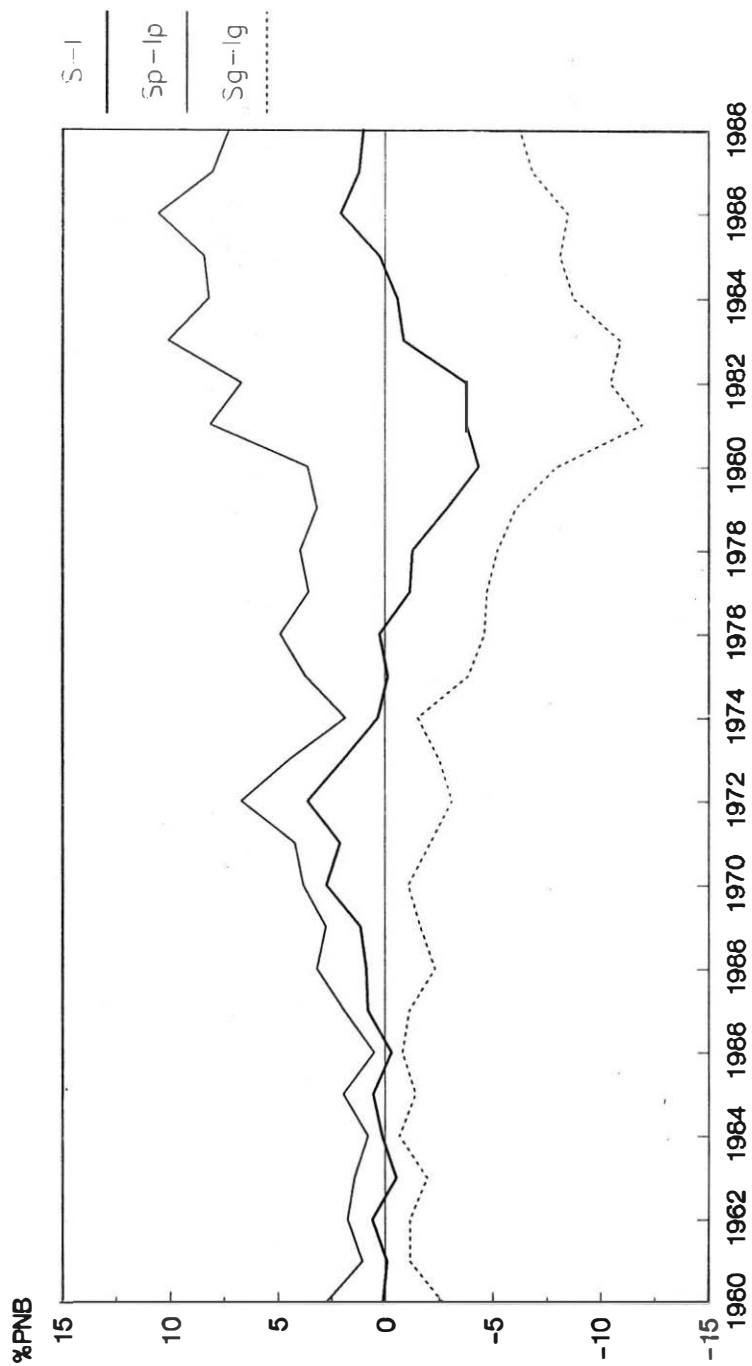




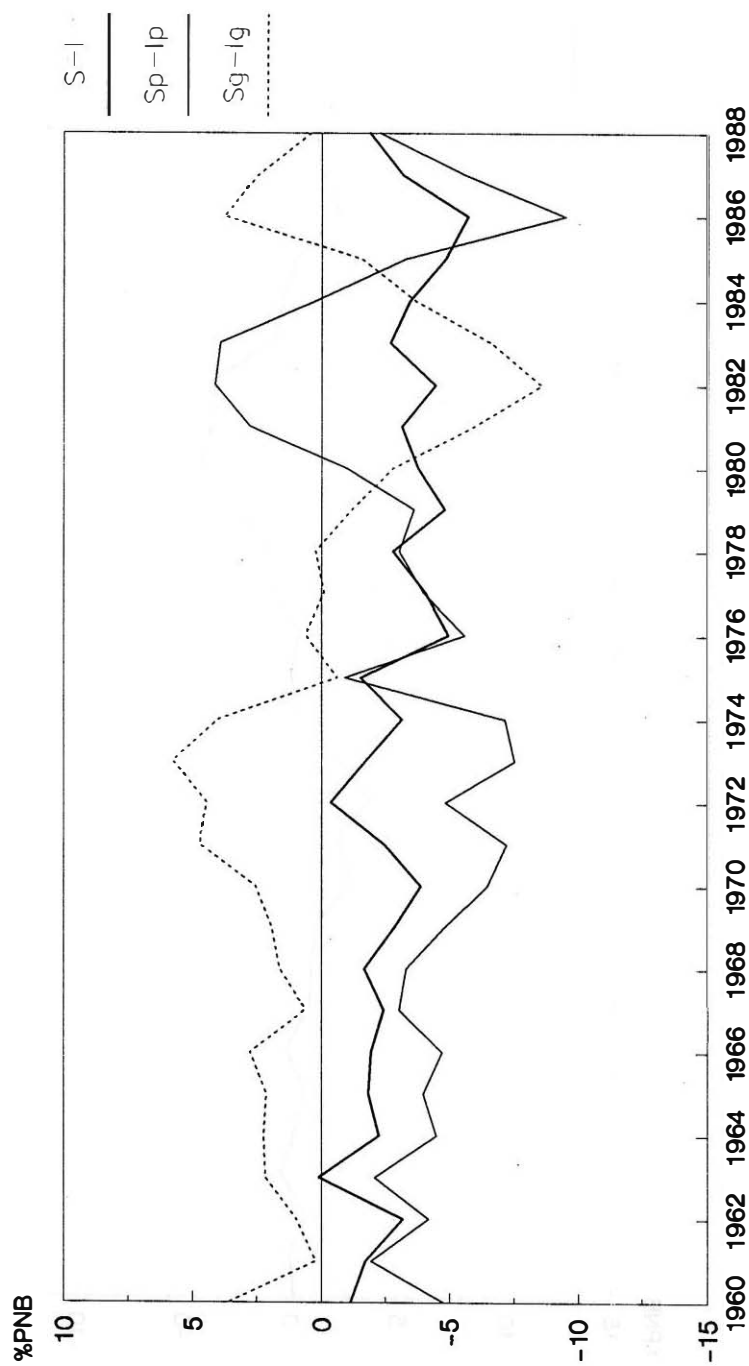
# GRAN BRETAÑA



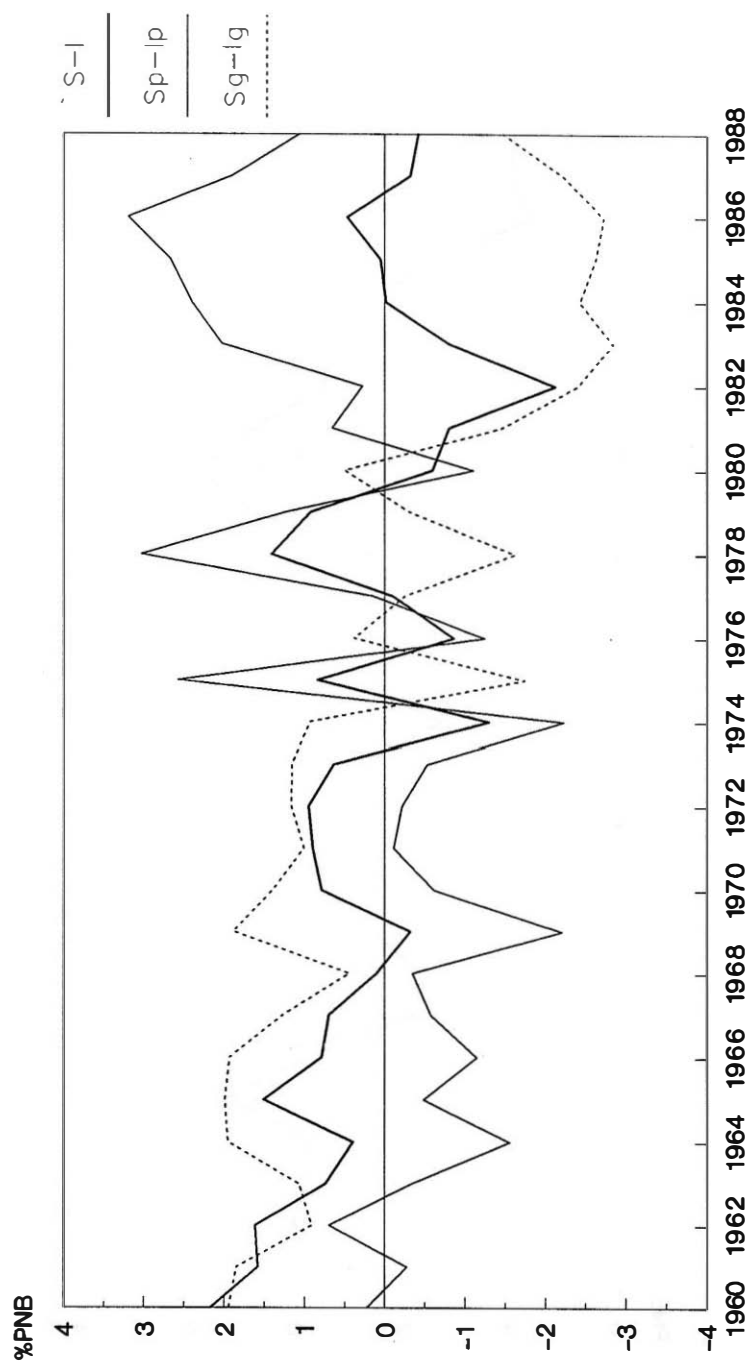
# BELGICA



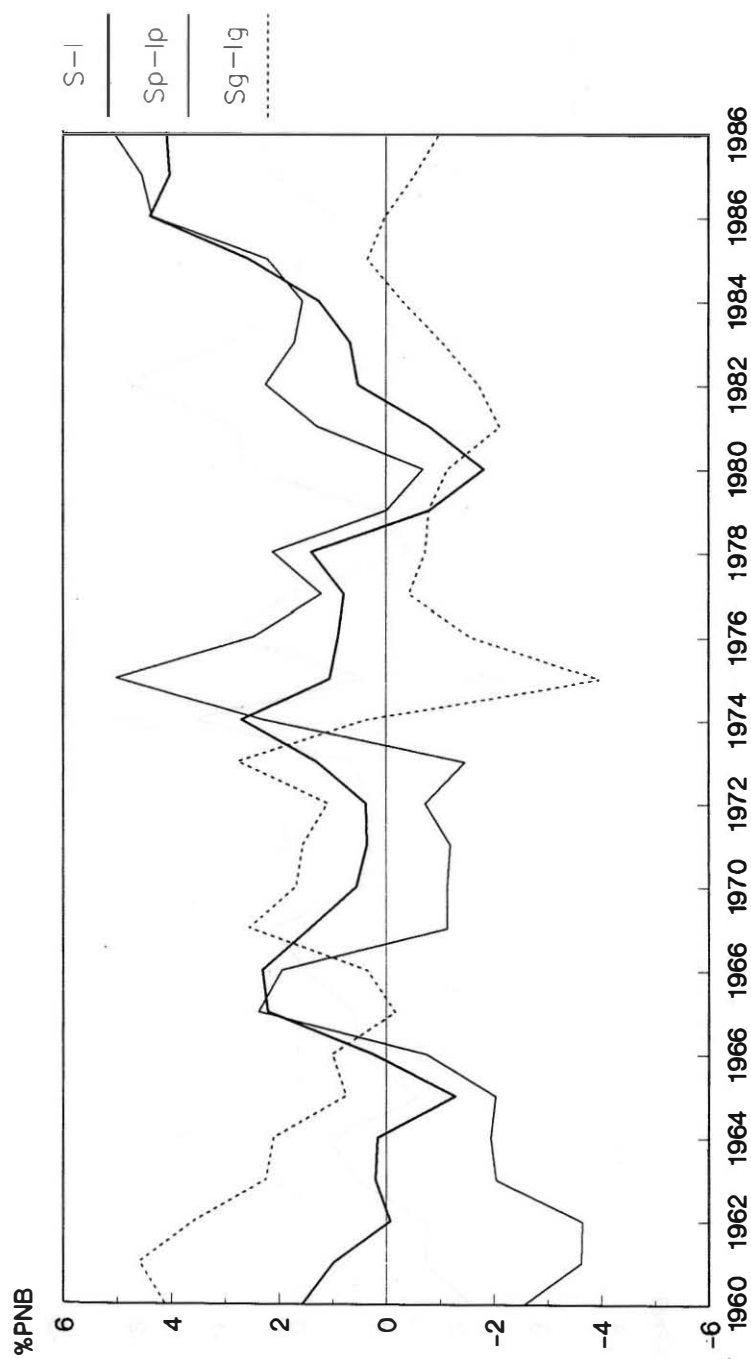
# DINAMARCA



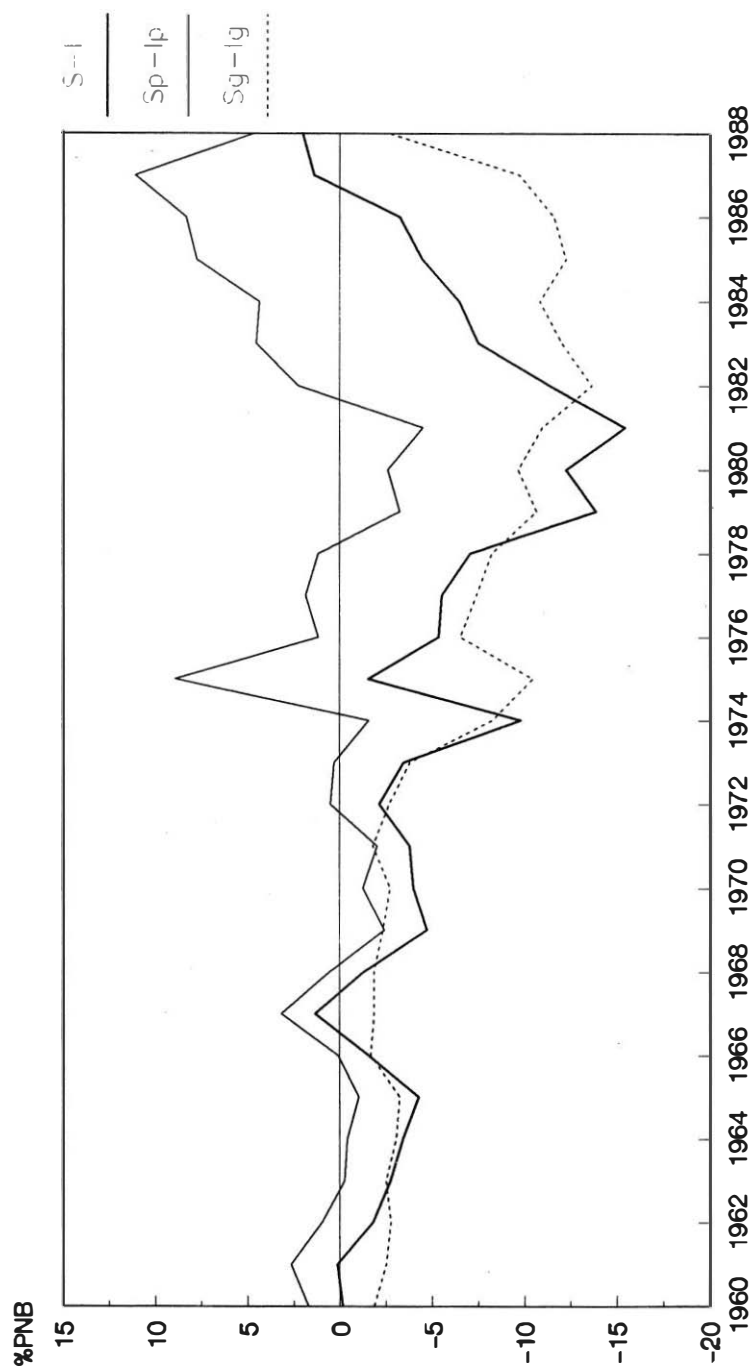
# FRANCIA



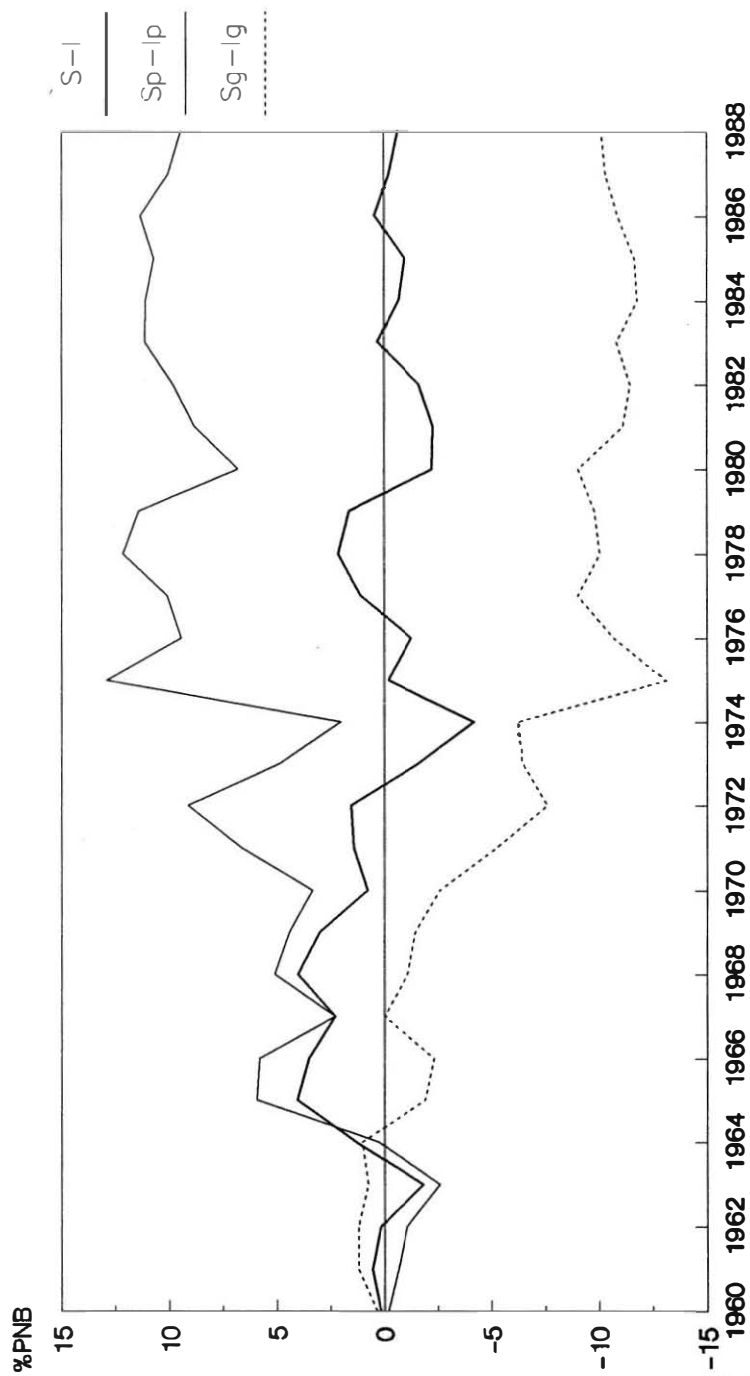
# ALEMANIA



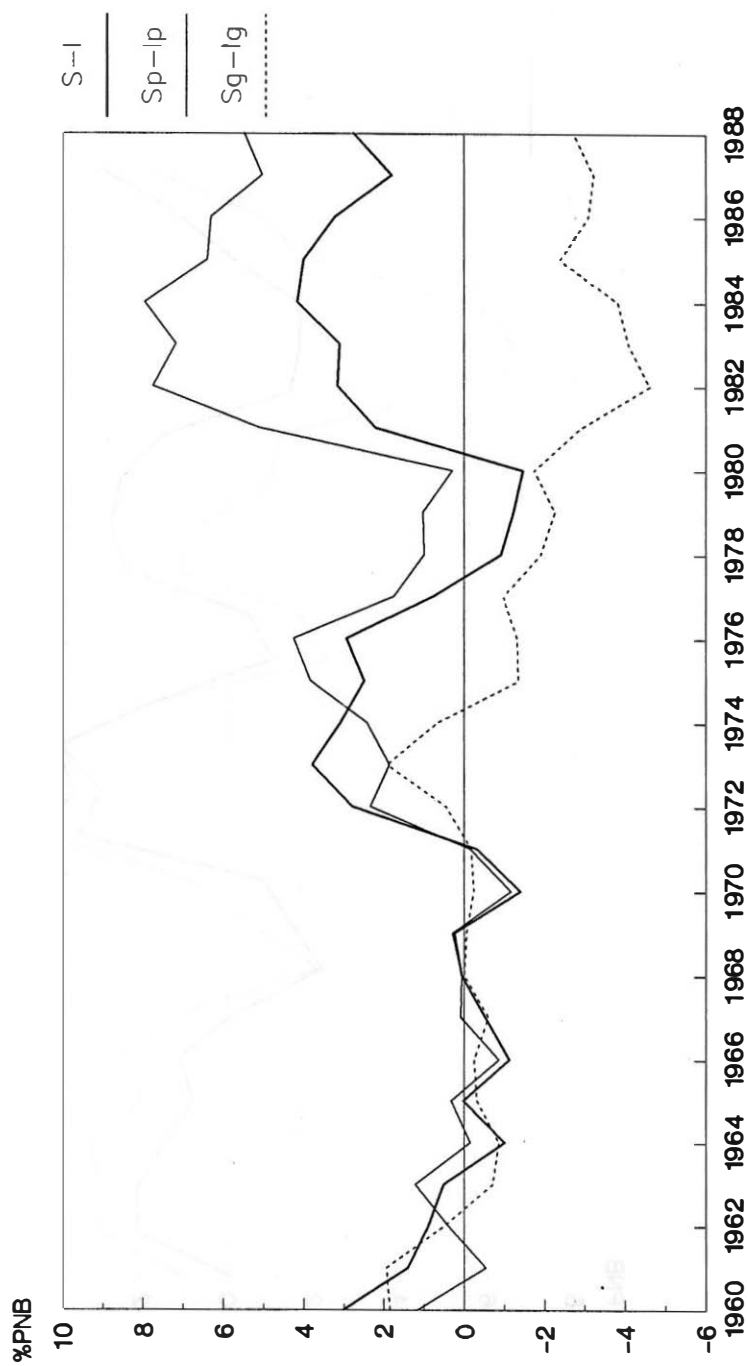
# IRLANDA



# ITALIA

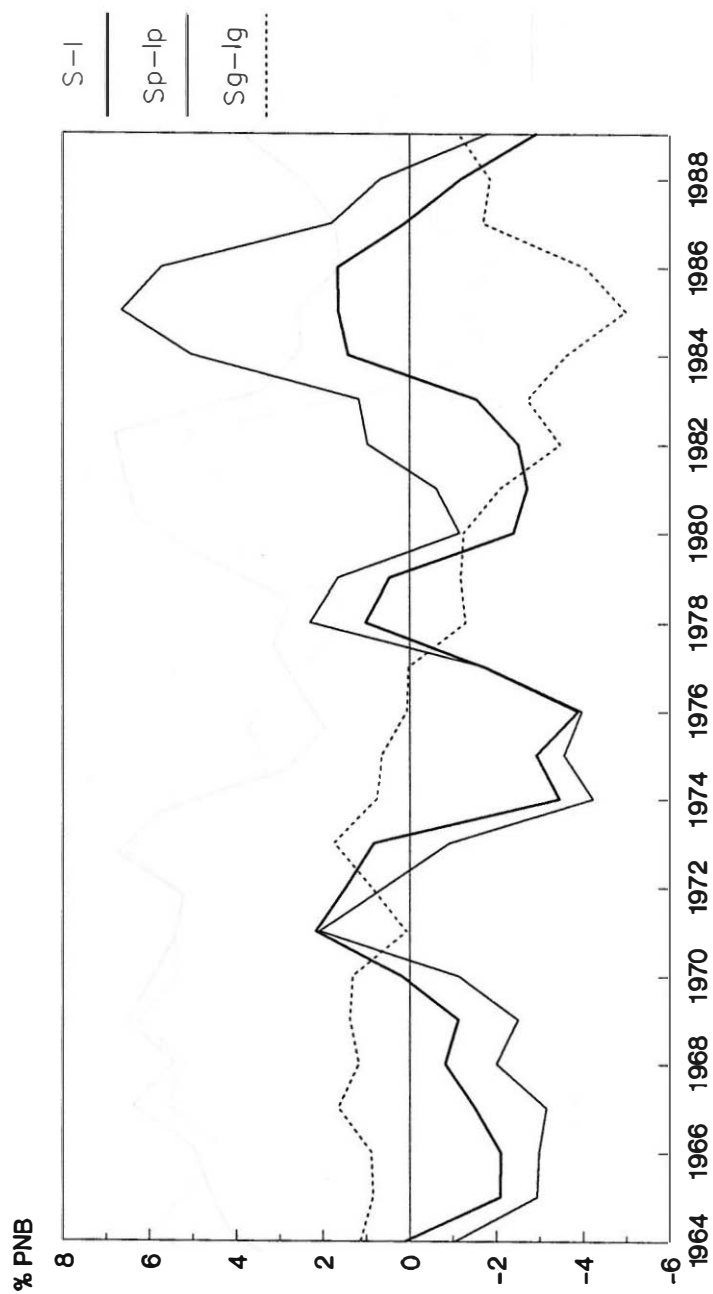


# HOLANDA

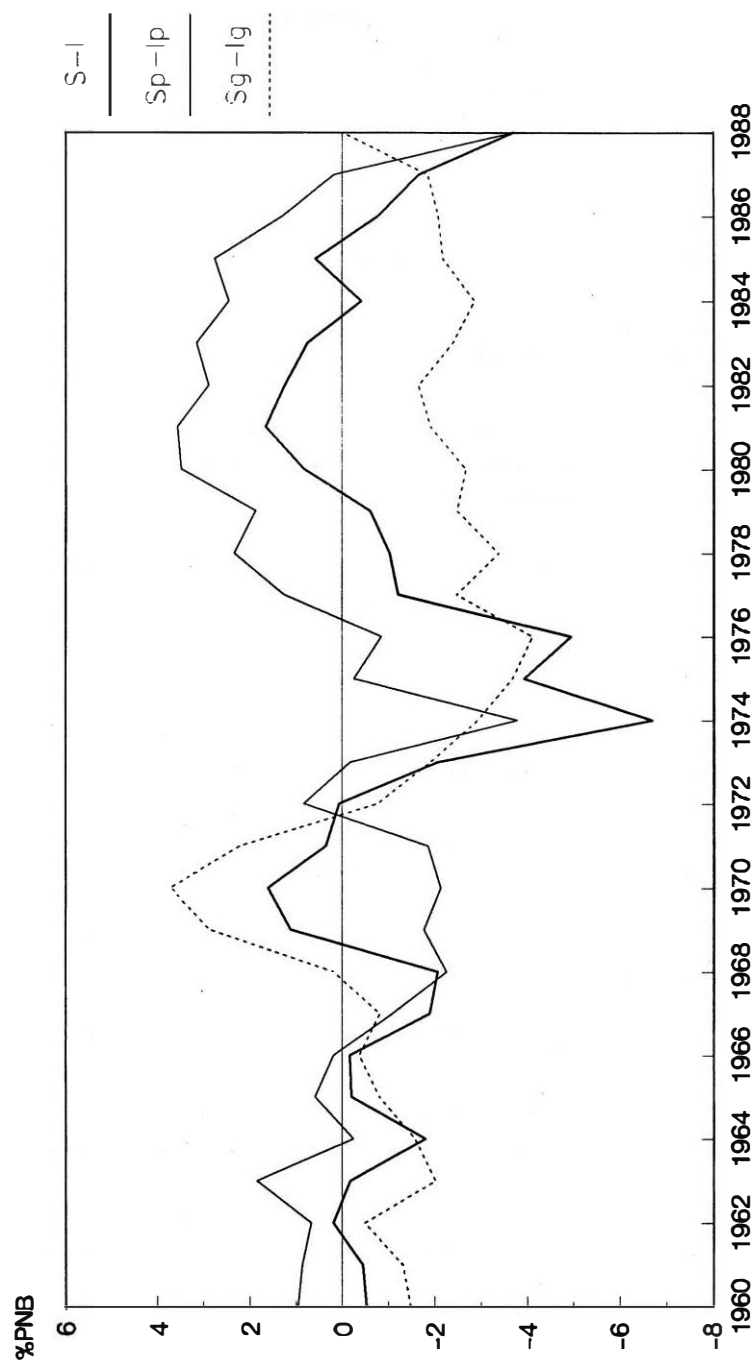




# ESPAÑA



# GRAN BRETAÑA



## BIBLIOGRAFIA

- Artis, M. y T. Bayoumi, 1989, Saving, investment, financial integration, and the balance of payments, IMF Working Paper WP/89/102.
- Bacchetta, P., 1990, Ahorro, inversión y movilidad internacional de capitales, octubre, mecanografiado.
- Banco de España, 1990, Cuentas financieras de la economía española (1980-1989) (Madrid).
- Baxter, M. y M.C. Crucini, 1990, Explaining saving/ investment correlations, University of Rochester and Rochester Center for Economic Research, Working Paper 224.
- Bayoumi, T., 1990, Saving-Investment correlations: immobile capital, government policy, or endogenous behavior?, IMF Staff Papers, Vol 37, 2, 360-387.
- Corrales, A. y D. Taguas, 1989, Series macroeconómicas para el período 1954-88: un intento de homogeneización, Monografía 75 (Instituto de Estudios Fiscales, Madrid).
- Dolado, J.J., 1989, Cointegración: una panorámica Documento de Trabajo 8902, Banco de España, Servicio de Estudios.
- Dolado, J.J., T. Jenkinson, y S. Sosvilla-Rivero, 1990, Cointegration and unit roots: a survey, Journal of Economic Surveys, Vol. 4, 3, 249-273.
- Dolado, J.J. y J. Viñals, 1990, Macroeconomic policy, external targets and constraints: the case of Spain, Documento de Trabajo 9009, Banco de España, Servicio de Estudios.
- Engle, R. y C. Granger, 1987, Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, Econometrica 49, Vol. 55, 2. 251-276.

- Feldstein, M. 1983, Domestic saving and international capital movements in the long run and the short run, *European Economic Review* 21, 129-151.
- Feldstein, M. y P. Bacchetta, 1990, National saving and international investment, en: J. Shoven y D. Bernheim, eds.: *The economics of savings* (University of Chicago Press).
- Feldstein, M. y Ch. Horioka, 1980, Domestic saving and international capital flows, *Economic Journal*, 90, 314-329.
- Frankel, J. A., 1989, Quantifying international capital mobility in the 1980s, en J. Shoven y D. Bernheim, eds.: *The economics of savings* (University of Chicago Press).
- Ghosh, A.R. 1990, International capital mobility and optimal current account behaviour: an empirical investigation, Princeton University, Discussion Paper 50.
- Johansen, S., 1988, Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-259.
- Levy, D., 1990, Investment saving comovement, capital mobility, and fiscal policy, Irvine Economics Paper 90-91-04.
- McKinnon J., 1990, Critical values for cointegration tests, University of California, San Diego, Discussion Paper 90-4.



## DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 8701 **Agustín Maravall:** The use of ARIMA models in unobserved components estimation: an application to spanish monetary control.
- 8702 **Agustín Maravall:** Descomposición de series temporales: especificación, estimación e inferencia (con una aplicación a la oferta monetaria en España).
- 8703 **José Viñals y Lorenzo Domingo:** La peseta y el Sistema Monetario Europeo: un modelo del tipo de cambio peseta-marco.
- 8704 **Gonzalo Gil:** The functions of the Bank of Spain.
- 8705 **Agustín Maravall:** Descomposición de series temporales, con una aplicación a la oferta monetaria en España: comentarios y contestación.
- 8706 **P. L'Hotellerie y J. Viñals:** Tendencias del comercio exterior español. Apéndice estadístico.
- 8707 **Anindya Banerjee and J. Dolado:** Tests of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis in the Presence of Random Walks: Asymptotic Theory and Small-Sample Interpretations.
- 8708 **Juan J. Dolado and Tim Jenkinson:** Cointegration: A survey of recent developments.
- 8709 **Ignacio Mauleón:** La demanda de dinero reconsiderada.
- 8801 **Agustín Maravall:** Two papers on ARIMA signal extraction.
- 8802 **Juan José Camio y José Rodríguez de Pablo:** El consumo de Alimentos no elaborados en España: Análisis de la información de MERCASA.
- 8803 **Agustín Maravall and Daniel Peña:** Missing Observations in Time Series and the «DUAL» Autocorrelation Function.
- 8804 **José Viñals:** El Sistema Monetario Europeo. España y la política macroeconómica. (Publicada una versión en inglés con el mismo número.)
- 8805 **Antoni Espasa:** Métodos cuantitativos y análisis de la coyuntura económica.
- 8806 **Antoni Espasa:** El perfil de crecimiento de un fenómeno económico.
- 8807 **Pablo Martín Aceña:** Una estimación de los principales agregados monetarios en España: 1940-1962.
- 8808 **Rafael Repullo:** Los efectos económicos de los coeficientes bancarios: un análisis teórico.
- 8901 **M<sup>a</sup> de los Llanos Matea Rosa:** Funciones de transferencia simultáneas del índice de precios al consumo de bienes elaborados no energéticos.
- 8902 **Juan J. Dolado:** Cointegración: una panorámica.
- 8903 **Agustín Maravall:** La extracción de señales y el análisis de coyuntura.
- 8904 **E. Morales, A. Espasa y M. L. Rojo:** Métodos cuantitativos para el análisis de la actividad industrial española. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9001 **Jesús Albarracín y Concha Artola:** El crecimiento de los salarios y el deslizamiento salarial en el período 1981 a 1988.
- 9002 **Antoni Espasa, Rosa Gómez-Churrua y Javier Jareño:** Un análisis econométrico de los ingresos por turismo en la economía española.
- 9003 **Antoni Espasa:** Metodología para realizar el análisis de la coyuntura de un fenómeno económico. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9004 **Paloma Gómez Pastor y José Luis Pellicer Miret:** Información y documentación de las Comunidades Europeas.
- 9005 **Juan J. Dolado, Tim Jenkinson and Simon Sosvilla-Rivero:** Cointegration and unit roots: A survey.
- 9006 **Samuel Bentolila and Juan J. Dolado:** Mismatch and Internal Migration in Spain, 1962-1986.
- 9007 **Juan J. Dolado, John W. Galbraith and Anindya Banerjee:** Estimating euler equations with integrated series.

- 9008 **Antoni Espasa y Daniel Peña:** Los modelos ARIMA, el estado de equilibrio en variables económicas y su estimación. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9009 **Juan J. Dolado and José Viñals:** Macroeconomic policy, external targets and constraints: the case of Spain.
- 9010 **Anindya Banerjee, Juan J. Dolado and John W. Galbraith:** Recursive and sequential tests for unit roots and structural breaks in long annual GNP series.
- 9011 **Pedro Martínez Méndez:** Nuevos datos sobre la evolución de la peseta entre 1900 y 1936. Información complementaria.
- 9101 **Javier Valles:** Estimation of a growth model with adjustment costs in presence of unobservable shocks.
- 9102 **Javier Valles:** Aggregate investment in a growth model with adjustment costs.
- 9103 **Juan J. Dolado:** Asymptotic distribution theory for econometric estimation with integrated processes: a guide.
- 9104 **José Luis Escrivá y José Luis Malo de Molina:** La instrumentación de la política monetaria española en el marco de la integración europea. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9105 **Isabel Argimón y Jesús Briones:** Un modelo de simulación de la carga de la deuda del Estado.
- 9106 **Juan Ayuso:** Los efectos de la entrada de la peseta en el SME sobre la volatilidad de las variables financieras españolas. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9107 **Juan J. Dolado y José Luis Escrivá:** La demanda de dinero en España: definiciones amplias de liquidez. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9108 **Fernando C. Ballabriga:** Instrumentación de la metodología VAR.
- 9109 **Soledad Núñez:** Los mercados derivados de la deuda pública en España: marco institucional y funcionamiento.
- 9110 **Isabel Argimón y José M<sup>a</sup> Roldán:** Ahorro, inversión y movilidad internacional del capital en los países de la CE. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores a 1987 figuran en el catálogo de publicaciones y en los últimos «Informe Anual» y «Cuentas Financieras de la Economía Española» editados por el Banco de España.

**Información: Banco de España**  
 Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión  
 Teléfono: 338 51 80  
 Alcalá, 50. 28014 Madrid