

## **IX ENCUENTRO DE ECONOMÍA PÚBLICA**

**VIGO 2002**

**M<sup>a</sup> Dolores Gadea, Eva Pardos Martínez y Claudia Pérez Forniés**

**TÍTULO:** Un análisis del gasto en defensa de los países de la Alianza Atlántica a largo plazo (1960-1999).

### **INTRODUCCIÓN**

Han sido relativamente pocos los trabajos que han aplicado las técnicas más recientes del análisis de series temporales al estudio del gasto en defensa, y casi ninguno ha adoptado un enfoque de largo plazo. La relación entre gasto militar y variables económicas, como la renta, se ha analizado en modelos de demanda más generales que incluyen otras variables, o que estudian la posible causalidad entre gasto en defensa y crecimiento económico. Normalmente las estimaciones se realizan mediante datos de panel o de series temporales de tamaño reducido, que pueden llevar a resultados sesgados por estar muy condicionadas a circunstancias muy específicas.

En este trabajo se emplean los avances más recientes en el área del análisis de cointegración, al objeto de garantizar la relación de equilibrio entre las variables y la correcta estimación de los parámetros de largo plazo. Además, se comprueba la existencia de rupturas estructurales en la relación estimada, para explicar su comportamiento cuando cambian algunas variables del entorno político, económico o incluso estratégico que no se han incluido expresamente en el modelo con el fin de mantener la homogeneidad en las estimaciones de los distintos países. Al contrario que en otros trabajos, la búsqueda de tales rupturas estructurales se endogeneiza, usando métodos que permiten seleccionarlas automáticamente. De forma adicional, se realiza una estimación conjunta tipo SURE, que permite contrastar hipótesis sobre la similitud de la relación entre gasto en defensa y renta para distintos grupos dentro de los países aliados.

El primer apartado resume los principales hitos en la evolución de la OTAN, para comprender los cambios estratégicos más visibles. En el siguiente, se sintetizan las relaciones teóricas y los principales resultados empíricos en el análisis de la relación entre gasto militar y renta. El apartado 3 especifica los datos y la metodología empleados, antes de exponer los resultados del análisis. Finalmente, las principales conclusiones se sintetizan en el último epígrafe.

### **1. EVOLUCIÓN DE LA ALIANZA ATLÁNTICA**

El 26 de junio de 1945 cincuenta países firmaron la Carta de las Naciones Unidas. Sin embargo, la esperanza de un mundo en paz que superara los horrores de las dos guerras mundiales fracasó y cuatro años más tarde, ante una nueva y efectiva amenaza, doce países firmaron, el 4 de abril

de 1949 en Washington, el Tratado del Atlántico Norte<sup>1</sup>. A pesar de que la Carta de las Naciones Unidas incorporaba una disposición en la que se desarrollaba el derecho a defenderse de los miembros de la ONU<sup>2</sup>, Europa necesitaba una mayor protección que la ofrecida por el marco de este incipiente organismo internacional.

Según la propia organización<sup>3</sup>, el Tratado del Atlántico Norte se define como:

“El marco político de una alianza internacional diseñada para prevenir una agresión o repelerla, en el caso de que se produjese. Además, proporciona cooperación y consultas permanentes en los campos político, económico y militar manteniendo una duración indefinida”.

Por lo tanto, la Organización del Tratado del Atlántico Norte (OTAN) no es más que la estructura que permite ejecutar los objetivos de la Alianza. La OTAN se presenta como una organización entre los gobiernos de los países miembros que, conservando toda su soberanía e independencia, toman decisiones sobre los asuntos políticos y militares que afectan a su seguridad, además de tratar otros temas como el económico y científico en el marco de las estructuras que ofrece la Organización.

El nacimiento de la Alianza Atlántica se debe a los importantes acontecimientos que tienen lugar en el mundo después de la Segunda Guerra Mundial. En los años que siguieron a la gran contienda, se produce un cambio profundo en las relaciones internacionales de manera que éstas derivaron en el establecimiento de un mundo bipolar.

El panorama internacional presenta diferentes escenarios completamente distintos a los que existían antes de la guerra. En primer lugar, los datos macroeconómicos muestran que la era europea había pasado<sup>4</sup>, dando paso a la preponderancia norteamericana. En segundo lugar, se produce la gran expansión económica y militar de la Unión Soviética. En tercer lugar, el panorama estratégico cambia con las nuevas tecnologías sobre armas nucleares y los misiles de largo alcance. Y en último lugar, la naturaleza ideológica de la guerra fría marcó las diferencias entre los dos bloques.

Según Caracuel (1997), tres fechas clave marcan los puntos de inflexión en la evolución de la Alianza Atlántica durante los últimos cincuenta años. En plena guerra fría, la OTAN aprueba el *Informe de los Tres Sabios* (1956) fomentando la importancia y el alcance del sistema de consultas políticas en el seno de la Alianza. En 1967, la organización adopta la estrategia de la Respuesta Flexible<sup>5</sup>, frente a la doctrina de la Destrucción Mutua de la etapa anterior<sup>6</sup>, y la *Doctrina Harmel*,

---

<sup>1</sup> Los doce países firmantes fueron: Bélgica, Francia, Luxemburgo, Países Bajos, Reino Unido, Dinamarca, Islandia, Italia, Noruega, Portugal, Canadá y Estados Unidos. En 1952 se integraron en la Alianza Grecia y Turquía y en 1955 lo hizo la entonces República Federal Alemana. En mayo de 1982 España se convirtió en miembro de la Alianza Atlántica. La última ampliación se produce en abril de 1999 ingresando la República Checa, Polonia y Hungría.

<sup>2</sup> Derecho que se refleja en el artículo 51 de la Carta de las Naciones Unidas.

<sup>3</sup> Véase el Servicio de Información de la OTAN (1989).

<sup>4</sup> Véase Kennedy (1987).

<sup>5</sup> Por vez primera, surge la doctrina de la Respuesta Flexible (1967-1990), que adapta la estrategia de la OTAN a la evolución política, tecnológica y militar, al mismo tiempo que prevé una respuesta flexible en función de la agresión o de la amenaza de la agresión con apoyo del armamento convencional y nuclear. En el marco de la filosofía anterior de la

dotando a la Alianza de un papel fundamental como institución que fomenta la distensión y salvaguarda de la defensa militar. La tercera fecha es 1990, cuando se celebra la *Cumbre de Londres* de forma que la OTAN adquiere una nueva dimensión asumiendo nuevas responsabilidades políticas y militares con el objetivo de garantizar la seguridad europea. El inicio en este momento de la posguerra fría introduce un nuevo cambio de estrategia materializado en la doctrina de la Gestión de Crisis fruto de la caída del muro de Berlín en noviembre de 1989. En nuestra opinión, los últimos acontecimientos bélicos marcan el último hito en el tiempo. En la *Cumbre de Washington* de abril de 1999 se amplían los espacios de actuación de la Alianza en su nueva configuración del espacio *euroatlántico*. En este contexto, se describe a continuación la evolución del gasto en defensa de los países miembros de la OTAN en los últimos cuarenta años, conscientes al mismo tiempo del nacimiento de una nueva época en el mundo de las relaciones internacionales a partir del 11 de septiembre de 2001 que suponen el fin de la posguerra fría.

## 2. JUSTIFICACIÓN TEÓRICA DE LA DEMANDA DE GASTO MILITAR

La demanda de gasto militar puede ser modelada de la misma forma que otras funciones de gasto público, como el resultado de la interacción de las preferencias de los votantes en el mercado político<sup>7</sup>. Los votantes maximizan una función de utilidad que incluye el concepto de “seguridad” - no observable, y representado por la defensa - y en cuya demanda intervienen algunas variables económicas. Estas incluyen la renta, los precios relativos, la población - debido al carácter público de la defensa - y otras relacionadas con las circunstancias políticas y el contexto internacional<sup>8</sup>. Adicionalmente, y como con cualquier tipo de gasto, también intervienen diversos grupos de presión - burócratas y sectores relacionados - en apoyo de sus intereses para mantener o aumentar el presupuesto de defensa. Finalmente, el bien defensa tiene varias características específicas que pueden alterar la formulación tradicional. En primer lugar, la transmisión de las preferencias puede verse dificultada por la naturaleza secreta de algunas actividades militares, y como resultado se han hecho intentos de especificar un modelo de “oligarquía”<sup>9</sup>. En segundo lugar, la introducción de elementos dinámicos, en un contexto de votantes con expectativas racionales y frente a la naturaleza imprevisible de los conflictos militares, podría llevar a concluir que el gasto militar se comporta como un paseo aleatorio si no se tienen en cuenta los costes de llevar a cabo los programas de gasto<sup>10</sup>.

---

Destrucción Mutua Asegurada (1949-1967), el bien defensa nacional desarrollaba fundamentalmente la función de la disuasión mientras que en la época de la Respuesta Flexible y más tarde en la Gestión de Crisis (1990-2001) la defensa nacional produce de forma conjunta disuasión, protección y objetivos específicos derivados de la actividad seguridad.

<sup>6</sup> Aunque la guerra fría termina con la caída del muro de Berlín el 9 de noviembre de 1989, la época dominada por la filosofía de la Respuesta Flexible se caracteriza por una relajación de las tensiones originadas por la etapa más dura de la guerra fría.

<sup>7</sup> Por el lado de la oferta el tamaño del presupuesto de defensa puede verse influido por la ideología del partido en el poder, y restringido por el nivel de renta y el déficit público del país.

<sup>8</sup> Véase Smith (1995) como resumen.

<sup>9</sup> Smith (1995) sintetiza los inconvenientes de estos modelos, así como de los no optimizadores.

<sup>10</sup> Smith (1995), pág. 78. Finalmente, Avramides (1997) considera que los modelos generales de gasto en defensa agregado pueden abarcar a los demás (burocráticos, de alianzas...) como casos específicos o complementarios.

Sobre estas bases, los trabajos empíricos sobre el comportamiento del gasto en defensa han adoptado perspectivas muy diferentes y han usado diversas técnicas econométricas. Los resultados difieren entre sí, probablemente debido a las especificaciones y los métodos de estimación empleados, en algunos casos deficientes, sobre todo en el contexto de series temporales. Una posible solución consiste en usar el análisis de cointegración, que permite estudiar el comportamiento de modelo en el largo plazo. Debemos reconocer que al adoptar una perspectiva a largo plazo se limita la inclusión de muchos determinantes estándar del gasto en defensa, como los precios relativos; sin embargo, a cambio se ofrecen conclusiones muy interesantes.

Pueden describirse los estudios aplicados en términos de su variedad. Se han estimado ecuaciones de demanda de gasto militar como componentes de sistemas completos lo que resulta interesante para varios enfoques<sup>11</sup>, pero también en ecuaciones individuales con múltiples variables o en modelos muy reducidos. Incluso en una publicación que busca la mayor homogeneidad posible para comparar estudios de países individuales, como Hartley y Sandler (1990), ésta está lejos de alcanzarse. Podrían resumirse los factores que la literatura considera teóricamente como determinantes del gasto en defensa del siguiente modo:

**Cuadro 1**

<u>Variables</u>	<u>Contexto interno</u>	<u>Contexto externo</u>
<b>I. Factores económicos</b>	- Renta - Estabilidad económica - Complejo industrial-militar	- Dependencia del comercio internacional y recursos extranjeros
<b>II. Factores políticos</b>	- Composición del gobierno - Grupos de presión	- Presión y compromisos políticos internacionales
<b>III. Factores militares</b>	- Capacidad propia - Doctrina militar	- Amenaza - <i>Spillins</i> en alianzas

FUENTE: Fritz-Aßmus y Zimmerman (1990), Cuadro 6.5.

Por otro lado, las grandes diferencias de los modelos teóricos quedan reducidas o eliminadas cuando se trata de comprobarlos empíricamente (en parte, por las deficiencias de los datos ya mencionadas, como la ausencia de precios relativos fiables), como señalan varios autores<sup>12</sup>. No todos los factores se incluyen con la misma asiduidad, y habitualmente los trabajos aplicados estiman el gasto en defensa en función de

- una variable económica: el PIB o PIB menos gasto militar (a veces, déficit público, o alguna estimación de estabilidad económica)

- variables estratégico-militares: el gasto en defensa de los países aliados, la amenaza (el gasto en defensa de los países considerados enemigos), *dummies* que representan cambios de doctrina, nacionales o en la alianza, *dummies* que representan conflictos concretos...

- variables políticas (pocas veces): *dummies* de composición de gobierno, básicamente

<sup>11</sup> Teorías de alianzas o carreras de armamentos, efectos económicos del gasto en defensa...

<sup>12</sup> Smith (1980) o Wall (1996), por ejemplo.

Este trabajo va a ocuparse fundamentalmente de los factores económicos. En consecuencia, en lo que sigue nos proponemos verificar si existe una relación de largo plazo entre los valores del gasto público en defensa y los del PIB en los 15 países miembros de la OTAN entre 1960 y 1999. También consideramos de interés determinar el valor de la elasticidad renta, para observar cómo el crecimiento del PIB se transfiere a la evolución del gasto público en defensa.

La renta nacional es una variable presente en prácticamente todos los modelos de demanda de gasto en defensa, si bien su significado no concita unanimidad. La opinión mayoritaria es que la defensa es un bien normal, y por lo tanto es esperable una elasticidad renta positiva en las estimaciones<sup>13</sup>. La interpretación tiene dos partes: por un lado, a mayor renta, más riesgo o más percepción de riesgo de un ataque enemigo, hay más que defender y por lo tanto se demanda más seguridad; por otro, mayor renta proporciona más recursos, también para el gasto en defensa. Concuerdan con esta visión los resultados de Murdoch y Sandler (1982, 1986) en su análisis de varios países OTAN: para todos ellos la defensa se comporta como bien normal, al obtenerse coeficientes significativos y positivos para la variable renta<sup>14</sup>.

Al mismo tiempo, los resultados de varios trabajos han llevado a pensar que la defensa constituye un bien de lujo, con elasticidades renta mayores que uno. Así lo indican algunos estudios con cortes transversales: Dudley y Montmarquette (1981) para un grupo de países, Hartley y McLean (1981) para el Reino Unido o Maneval *et al.* para la RFA. Sin embargo, esta impresión ha sido recientemente contradicha por Wall (1996), quien atribuye dichos resultados a sesgos de heterogeneidad en las estimaciones de corte transversal que no permitían discriminar comportamientos individuales de los países, y muestra para un conjunto amplio de países en desarrollo que la defensa se comporta como un bien normal si se aplican técnicas de datos de panel.

Otra muestra de la falta de consenso definitivo es que en algunos trabajos que utilizan tratamiento de series temporales en lugar de corte transversal (siempre se trata de funciones con más variables explicativas), aparecen casos en los que la renta no es significativa como determinante del gasto en defensa, o lo es pero con elasticidades muy bajas<sup>15</sup>. Si bien hay que tener en cuenta que en muchos casos faltan tratamientos correctos, el número de años no es suficiente, o no se considera el largo plazo ni las posibles rupturas estructurales.

Ante las dificultades acumuladas desde el punto de vista teórico y aplicado para analizar la

---

<sup>13</sup> Murdoch y Sandler (1982) se basan en el modelo de Olson y Zeckhauser para recordar la importancia de los efectos renta y el rechazo de la defensa como bien inferior, que estos comprobaban por métodos no paramétricos.

<sup>14</sup> También coinciden Gadea y Montañés (2001) con una aplicación muy distinta, de series temporales a muy largo plazo para el caso español, con una elasticidad unitaria.

<sup>15</sup> Por ejemplo en Smith (1980) para el Reino Unido, Schmidt *et al.* (1990) para Francia y en Chlestos y Kollias (1995) para el caso griego. Incluso algunos trabajos empíricos han obtenido elasticidades negativas (para la RFA: Fritz-Aβmus y Zimmerman 1990, Maneval 1994). Su interpretación es que un aumento de la renta permite trasladar recursos a otros usos más productivos que la defensa; en particular que se ha ido sustituyendo el gasto en defensa por otros gastos públicos no militares, a medida que ganaba peso el Estado de Bienestar.

relación gasto militar y niveles de renta<sup>16</sup>, nos planteamos como reto el análisis individual por países, usando técnicas adecuadas y con las mismas variables para todos ellos. Pero es muy complejo hacer sistemas o ecuaciones completos, y por ello nos decidimos por un estudio preliminar que sólo estudia la relación entre el gasto en defensa y la variable económica por excelencia, el PIB, de forma estilizada para analizar si existe relación de largo plazo (cointegración) y cuáles son los valores estimados de la elasticidad renta, en busca de un patrón regular de comportamiento en países que pertenecen a una alianza (OTAN). Como Maneval *et al.* (1993) asumimos que las aproximaciones uniecuacionales no son satisfactorias, sino que nos sirven como punto de partida, ya que las relaciones de interdependencia deben considerarse en un sistema de ecuaciones. Una primera aproximación a esta interdependencia se realiza mediante la estimación de las mismas ecuaciones individuales con el método SURE, que admite correlación de tipo contemporáneo, y permite además agrupar los países según su comportamiento.

A pesar de su simplicidad, nuestro trabajo aporta varios elementos: a) Analizamos la relación a largo plazo entre gasto en defensa y renta de todos los países miembros de una alianza, la OTAN (habitualmente se ha considerado sólo un subgrupo dentro de la misma); b) para ello se emplean datos homogéneos e idénticas variables en cada ecuación individual; c) utilizamos el análisis de series temporales con datos anuales para el período 1960-1999, con tratamiento adecuado a las técnicas recientemente disponibles; d) se incluyen en dicho análisis las posibles rupturas estructurales que ocultarían inicialmente una posible relación de equilibrio entre las variables, pero tales rupturas se determinan endógenamente, no *a priori*; e) la interpretación de estas rupturas se realiza en función de factores clave que han quedado fuera, algunos de ellos compartidos por varios países: económicos (restricciones presupuestarias), estratégicos (cambios de doctrina, postguerra fría) y político-militares (dictaduras, enfrentamientos individuales...), y finalmente f) se consideran las posibles agrupaciones de países según el nivel estimado de las elasticidades-renta del gasto en defensa.

### **3. METODOLOGIA Y RESULTADOS**

#### **3.1. Datos y fuentes**

Este trabajo aproxima el producto de la defensa nacional por el gasto en defensa y la renta por el Producto Interior Bruto. Así como la aproximación realizada para la renta es más habitual, sí que ha sido motivo de una amplia discusión la aproximación realizada para el output de la defensa nacional. La economía de la defensa reconoce las inexactitudes de esta aproximación, pero las dificultades para medir el producto generado por las actividades que un país desarrolla para garantizar la seguridad

---

<sup>16</sup> Que en particular, dificultan las comparaciones internacionales, ante la diversidad de técnicas econométricas empleadas y los sesgos que padecen, la falta de homogeneidad en las variables incluidas, y la determinación *a priori* de las rupturas estructurales en caso de tenerse en cuenta, como ejemplos.

nacional de sus miembros son de tal magnitud que no es posible por el momento un indicador distinto del gasto militar.

Sin embargo, el gasto militar en sí mismo es susceptible de múltiples interpretaciones. Por lo pronto, el criterio utilizado por cada país a la hora de contabilizar el gasto militar es muy diferente, por lo que nos vemos obligados a acudir a una pauta internacional capaz de homogeneizar los datos observados para todos los países. Según Brzoska (1995), tres son las definiciones estándar que explican el gasto militar, las ofrecidas por la Organización del Tratado del Atlántico Norte (OTAN), el Fondo Monetario Internacional (FMI) y las Naciones Unidas (ONU)<sup>17</sup>.

1. La definición ofrecida por la OTAN es utilizada por el *Stockholm International Peace Research Institute* (SIPRI) y la *Arms Control y Disarmament Agency* de los Estados Unidos (ACDA). Hasta el momento, esta definición presenta la medición más comprensible que se ha realizado sobre la carga económica de las operaciones de las fuerzas armadas de un país<sup>18</sup>.

La aplicación del criterio OTAN para la obtención de los niveles de gasto de diferentes países consiste en tomar el gasto real en defensa de cada país y añadir las deudas contraídas por adquisiciones hechas en el exterior con cargo a créditos, más los haberes pasivos de carácter militar, del personal militar o civil de la administración militar, y deducir las cantidades relacionadas con instituciones cuyas funciones no puedan considerarse actividades de carácter militar.

2. La definición del gasto militar que proporciona el FMI está enmarcada en un conjunto de datos sobre otras variables de importancia crucial por lo que las consideraciones militares presentan unas características menos específicas que las ofrecidas por la definición de la OTAN.

3. La definición de la ONU resulta la más elaborada de todas las presentadas por el nivel de desagregación del gasto militar que proporciona merced a que se elabora mediante cuestionarios que responden los países. Sin embargo, sólo un número muy limitado de países realiza las encuestas. Además, las informaciones derivadas de estas encuestas no están sometidas a ningún tipo chequeo.

Una vez repasados los argumentos anteriormente expuestos, nos inclinamos por el criterio OTAN y utilizamos las completas estadísticas del *Stockholm International Peace Research Institute* (SIPRI). Los datos presentados por el SIPRI (2000) para la práctica totalidad de los países del mundo se presentan en moneda nacional y en dólares americanos a precios y tipos de cambio constantes del año 1995.

La elección de la unidad monetaria requiere una breve reflexión. Las estadísticas ofrecidas por el SIPRI corrigen el gasto militar corriente y lo transforman a precios constantes con ayuda de un

---

<sup>17</sup> Adicionalmente, el *International Institute of Strategic Studies* (IIS) presenta los presupuestos militares en su *Military Balance*. Sin embargo y según Brzoska (1995), no existe esfuerzo alguno por parte de esta institución por encauzar las cifras ofrecidas hacia alguna de las definiciones estándar que se presentan aquí.

<sup>18</sup> Véase Brzoska (1995), p. ág. 51-52.

deflactor de precios al consumo. El uso de este deflactor y no de otro (deflactor del PIB) radica en la propia naturaleza de la defensa:

1. Los inputs (salarios, compras, etc.) que componen el gasto en defensa responden a los índices de precios que rigen en cada país.

2. En el marco de la teoría de las alianzas militares, cada país realiza una elección entre el bien defensa y un bien civil. Según el SIPRI (1998), el gasto en defensa se debe expresar en términos del coste de oportunidad de adquirir el bien civil, de ahí que se utilice un índice de precios al consumo.

De esta forma, y conscientes de las limitaciones estadísticas que tenemos, hemos utilizado las propuestas del SIPRI (2000) presentando el gasto militar de quince países de la OTAN en dólares americanos a precios constantes y tipo de cambio del año 1995 para el período 1960-1999<sup>19</sup>. Al mismo tiempo, la renta se aproxima por el Producto Interior Bruto en dólares americanos a precios constantes y tipo de cambio del año 1995 para el mismo período utilizando para ello varias publicaciones de la OCDE<sup>20</sup>. A continuación, presentamos la evolución del gasto en defensa en relación al PIB.

**Cuadro 2**  
**Evolución del gasto en defensa en porcentaje del PIB**

Países	1960	1970	1980	1990	1999
Bélgica	3.33	3.00	3.32	2.32	1.44
Canadá	4.08	2.37	1.87	2.03	1.15
Dinamarca	2.46	2.21	2.36	2.01	1.62
Francia	6.28	4.26	3.98	3.54	2.76
Alemania	4.09	3.35	3.28	2.84	
Grecia	3.42	3.72	4.63	4.64	4.93
Italia	2.50	2.14	1.97	2.08	2.02
Luxemburgo	0.87	0.71	1.11	0.92	0.78
Holanda	3.56	3.32	3.15	2.63	1.65
Noruega	3.10	3.48	2.96	2.91	2.20
Portugal	4.55	6.57	2.98	2.65	2.18
España	1.87	1.59	1.87	1.80	1.29
Turquía	5.04	4.19	3.74	3.59	5.03
Gran Bretaña	5.80	4.35	4.84	3.89	2.54
USA	8.45	7.58	5.36	5.59	3.03

<sup>19</sup> Este trabajo se plantea el estudio del gasto militar de los países de la OTAN durante los cincuenta años de vida de la misma. La elección del período 1960-1999 viene determinada por la disponibilidad estadística. 1999 es el último año del que disponemos datos a la hora de comenzar esta investigación, así como 1960 es el primero de los años para el que encontramos estadísticas homogéneas del Producto Interior Bruto y otras variables económicas necesarias para desarrollar el análisis propuesto.



### 3.2. Relaciones individuales de largo plazo

En este epígrafe se pretende estimar la relación a largo plazo entre gasto en defensa y renta para cada país individualmente. Para ello se utilizan métodos que permiten una estimación consistente del parámetro –la elasticidad renta- y reducen los sesgos, y además garantizan el equilibrio de la relación a través de técnicas de cointegración. Se explora y analiza, por último, la posibilidad de diferentes cambios de régimen en dicha relación.

El modelo general a estimar sería:

$$DS_i = \mathbf{a} + \mathbf{b}GDP_i + \mathbf{e}_i$$

donde DS es el gasto en defensa y GDP el producto interior bruto tomados en logaritmos; e  $i=1...15$  indica cada uno de los quince países de la muestra.

#### *Elasticidad renta y cointegración*

Es conocido que la mayor parte de las series económicas tienen una inercia de crecimiento que puede contaminar de forma importante los resultados, si no se tienen en cuenta dichas características estocásticas. En general, al trabajar con variables integradas no esta garantizada la relación de equilibrio entre ellas, siendo posible hallar resultados aparentemente satisfactorios pero de naturaleza espuria. Si además utilizamos métodos de estimación, como mínimos cuadrados ordinarios, uniecuacionales y de carácter estático, la presencia de raíz unitaria entre las variables conduce a importantes sesgos en la estimación de los coeficientes, debido a que no siguen distribuciones estándar, lo cual también impide realizar inferencia<sup>21</sup>.

Algunos de estos sesgos como el llamado de “segundo orden” o sesgo de “endogeneidad” se produce cuando existe correlación contemporánea entre los residuos y alguna de las variables explicativas. Aunque Stock (1987) demostró que en presencia de cointegración los estimadores mínimo cuadráticos son superconsistentes, incluso cuando existe correlación contemporánea entre los residuos y las variables explicativas, este sesgo puede ser importante en muestras finitas, y la inferencia se ve invalidada debido a las propiedades no estándar de sus distribuciones. Para garantizar dichas propiedades asintóticas, puede llevarse a cabo la corrección semiparámetrica propuesta por Phillips y Hansen (1990) en su método plenamente modificado FM (*fully-modified*), el cual es válido cuando no existe más de un vector de cointegración, lo cual no es posible al trabajar únicamente en nuestro análisis con dos variables. Además corrige el sesgo de autocorrelación serial, y el posible sesgo de simultaneidad, cuando alguno de los regresores no es débilmente exógeno. De este modo, el método FM, garantiza buenas cualidades en los parámetros estimados, en este caso la elasticidad renta, y la posibilidad de realizar contrastes de hipótesis.

---

<sup>20</sup> OECD (2000a) y (2000b).

<sup>21</sup> Una amplia discusión sobre estas cuestiones se encuentra en Banerjee et al. (1993).

**Cuadro 3**  
**Estimación de la elasticidad a largo plazo**

PAISES	$\beta$		Test de Cointegración	
	OLSQ	FM	ADF(k)	Traza
Bélgica	0.41 (4.32)	0.26 (1.66)	-0.78(1)	23.37**
Canadá	0.34 (6.50)	0.31 (3.71)	-2.37(4)	8.73
Dinamarca	0.58 (13.91)	0.50 (8.86)	-1.54(2)	24.05**
Francia	0.43 (13.11)	0.40 (7.21)	-2.35(3)	37.24**
Alemania	0.54 (13.40)	0.47 (11.35)	-2.22(0)	29.17**
Grecia	1.44 (24.11)	1.45 (15.64)	-2.61(0)	29.06**
Italia	0.78 (23.94)	0.77 (15.34)	-3.74(1)**	31.24**
Luxemburgo	0.93 (16.21)	0.96 (10.68)	-2.79(4)	7.34
Holanda	0.39 (7.42)	0.28 (3.98)	-0.46(3)	22.88**
Noruega	0.72 (22.69)	0.70 (15.02)	-1.69(1)	18.30*
Portugal	0.17 (2.68)	0.16 (1.91)	-2.15(3)	26.64**
España	0.97 (15.95)	0.91 (9.26)	-1.63(4)	29.84**
Turquía	0.79 (22.65)	0.78 (15.25)	-1.93(3)	6.03
Gran Bretaña	0.32 (4.15)	0.31 (2.43)	-1.80(4)	4.87
USA	0.23 (3.28)	0.20 (1.75)	-2.04(1)	5.61

Notas: \* Significativo al 5%; \*\* significativo al 1%. Entre paréntesis aparece el valor del estadístico t-Student. En la estimación del método Phillips-Hansen la varianza de largo plazo se ha calculado de acuerdo con el método de Newey-West, utilizando la ventana de Panzer y el parámetro de truncamiento  $k_i = [i(T/100)^{1/4}]$ , siendo  $i = 4$ . El número de retardos del ADF (k) que aparece en paréntesis se ha seleccionado de acuerdo con el método propuesto por Ng y Perron (1995). El número de retardos del VAR utilizado en la estimación del test de traza de Johansen se ha realizado según el SBIC.

La existencia de cointegración se ha contrastado mediante dos procedimientos alternativos. El de Engle y Granger (1987), pionero en el concepto y técnicas de contraste de cointegración, que analiza la estacionariedad de los residuos de la estimación mínimo cuadrática, mediante la aplicación del contraste  $ADF^{22}$ . En segundo lugar, el test de traza se basa en el método de máxima verosimilitud propuesto por Johansen (1995) en un contexto multivariante, y calcula el rango del posible espacio de

<sup>22</sup> Este contraste es similar al diseñado por Dickey y Fuller (1981) para series univariantes. Los valores críticos, sin embargo, deben ser aumentados al tratarse de residuos obtenidos por OLSQ, método que tiende a minimizar la varianza y, por tanto, aumenta el tamaño del contraste. Los valores críticos corregidos están tabulados en McKinnon (1991).

cointegración para determinar el número de vectores cointegrados. Los resultados de realizar estos contrastes, y las estimaciones del parámetro  $\beta$  se presentan en el Cuadro 3.

En él se observa que la elasticidad renta<sup>23</sup> se encuentra por debajo de 1 en todos los países salvo en Grecia, moviéndose en un intervalo entre 0.2 y 0.5 para países como Bélgica, Canadá, Dinamarca, Francia, Alemania, Holanda, Portugal, Gran Bretaña y Estados Unidos, y registra valores más altos, entre el 0.7 y 0.9 para países como Italia, Luxemburgo, Noruega, España y Turquía. Es decir la defensa se comportaría como un bien de primera necesidad. Sin embargo, los contrastes de cointegración ofrecen resultados ambiguos, ya que el de ADF no permite rechazar la nula de raíz unitaria y, por tanto, ausencia de cointegración para ningún país salvo Italia y, sin embargo, el test de traza de Johansen acepta la existencia de un vector de cointegración para un amplio conjunto de países. Ante estos resultados se analiza en el siguiente epígrafe la hipótesis de cointegración con cambio estructural.

#### *Contrastes de cointegración con cambio de régimen (Gregory-Hansen, 1992)*

Con frecuencia el rechazo de la hipótesis nula de cointegración mediante contrastes tipo ADF puede deberse a la presencia rupturas en el vector de cointegración. Gregory y Hansen (1996a,b) diseñaron un contraste que plantea como hipótesis nula la no cointegración, y como alternativa la existencia de cointegración con cambio estructural. El método es una extensión de los tradicionales contrastes de raíz unitaria sobre los residuos cuando existe una ruptura en un punto no conocido  $T_b$ <sup>24</sup>.

Gregory y Hansen (1996a, b) plantean cuatro posibles alternativas frente a la hipótesis nula de no cointegración. Dada la tradicional relación de largo plazo:

$$y_t = \mathbf{a} + \mathbf{b}'x_t + \mathbf{e}_t$$

se define una variable dummy del siguiente modo:

$$\mathbf{j}_{it} = \begin{cases} 0 & \text{si } t \leq [n\mathbf{t}] \\ 1 & \text{si } t > [n\mathbf{t}] \end{cases}$$

donde el parámetro  $\mathbf{t} \in (0,1)$  indica la posición relativa del punto de cambio, que es desconocido en el modelo, y  $[ \ ]$  su parte entera.

A partir de aquí se define el modelo C, cambio de nivel (*level shift*)

$$y_t = \mathbf{a}_1 + \mathbf{a}_2\mathbf{j}_{it} + \mathbf{b}'x_t + \mathbf{e}_t$$

El modelo C/T de cambio de nivel con tendencia (*level shift with trend*):

$$y_t = \mathbf{a}_1 + \mathbf{a}_2\mathbf{j}_{it} + \mathbf{h} + \mathbf{b}'x_t + \mathbf{e}_t$$

<sup>23</sup> Obsérvese que en varios casos existen diferencias relevantes entre la estimación OLSQ y la FM.

<sup>24</sup> El método es similar al de otros contrastes univariantes como los de Perron (1989), Zivot y Andrews (1992) y Perron y Vogelsang (1992).

El modelo C/S de cambio de régimen (*regime shift*)

$$y_t = \mathbf{a}_1 + \mathbf{a}_2 \mathbf{j}_{it} + \mathbf{b}'_1 x_t + \mathbf{b}'_2 x_t \mathbf{j}_{it} + \mathbf{e}_t$$

Y, por último el modelo C/S/T con cambio de régimen y tendencia (*regime and trend shift*)

$$y_t = \mathbf{a}_1 + \mathbf{a}_2 \mathbf{j}_{it} + \mathbf{h}_1 t + \mathbf{h}_2 t \mathbf{j}_{it} + \mathbf{b}'_1 x_t + \mathbf{b}'_2 x_t \mathbf{j}_{it} + \mathbf{e}_t$$

A partir del análisis de los residuos de estos cuatro modelos se selecciona el mínimo valor del contraste ADF:

$$ADF^* = \inf_{t \in T} ADF(\mathbf{t})$$

calculado para todos los posibles puntos de ruptura (toda la muestra, dejando un 15% al principio y al final) del modo habitual a partir de la siguiente regresión:

$$\Delta \mathbf{e}_t = \mathbf{m} \mathbf{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \mathbf{d}_i \Delta \mathbf{e}_{t-i} + \mathbf{x}_t$$

Para cada punto de ruptura  $ADF(\mathbf{t}) = t - ratio(\hat{\mathbf{e}}_{t-1t})$

Los valores críticos se encuentran tabulados en Gregory y Hansen (1996a) para los modelos C, C/T y C/S, y en Gregory y Hansen (1996b) para el C/S/T.

La ventaja de este método, no radica únicamente en la posibilidad de encontrar relaciones de cointegración tras considerar cambio estructural, sino en que la endogeneización del punto de ruptura ofrece información de interés para interpretar la evolución de la elasticidad renta del gasto en defensa, sin recurrir como es habitual a introducir *dummies a priori* que recojan supuestos cambios relacionados con determinados acontecimientos. De este modo, es el propio modelo el que determina los cambios en el comportamiento del gasto en defensa. Los resultados se sintetizan en el cuadro 4.

Como se deduce del cuadro anterior, es posible hallar relaciones de cointegración con cambio de régimen para la mayoría de los países a excepción de Estados Unidos, Canadá y Francia. La mayor parte de las rupturas se agolpan o bien en el inicio de la década de los noventa, o bien entre finales de los setenta y comienzos de los ochenta<sup>25</sup>. Los cambios de régimen parecen, en una primera impresión, estar relacionados en el primer caso con la caída del muro de Berlín y el fin de la guerra fría, y, en el segundo, con las dificultades presupuestarias que todos los países experimentaron tras la crisis de los setenta más algún caso en el que está presente la influencia del cambio de estrategia de la OTAN a principios de la década. Destaca también que en la mayor parte de los países se elegiría un modelo de cambio de régimen y tendencia de tipo decreciente; la inclusión de esta tendencia en el modelo podría ser interpretada como el cambio en las preferencias de los agentes en relación con la defensa, cuya demanda disminuye al compás de la situación geo-política internacional. No obstante, nos parece

---

<sup>25</sup> Se ha señalado en la literatura que los contrastes de Gregory y Hansen (1996a y b) tienen poca potencia para distinguir entre situaciones con y sin cambio estructural, ya que plantean como alternativa la existencia de cointegración con un cambio de régimen, y deberían ser complementados con un contraste de estabilidad de los parámetros. Sin embargo, Fernández y Peruga (1999) mostrarán recientemente mediante un estudio Montecarlo que el contraste de Gregory y Hansen presetan

necesario indagar en las causas económicas y estratégicas que expliquen las rupturas en los diferentes países. Si observamos los resultados encontramos tres tipos de países claramente diferenciados.

**Cuadro 4**

**Cointegración con cambio estructural (1960-1999)**

Modelos	C		C/T		C/S		C/S/T	
	ADF	<i>nt</i>	ADF	<i>nt</i>	ADF	<i>nt</i>	ADF	<i>nt</i>
Bélgica	-3.55	1990	-3.59	1975	-4.80*	1979	-5.30*	1981
Canadá	-2.18	1979	-3.37	1992	-3.34	1984	-4.98	1985
Dinamarca	-4.16	1991	-5.59**	1976	-6.43**	1976	-6.08**	1976
Francia	-2.45	1976	-3.20	1978	-3.08	1978	-4.56	1987
Alemania	-5.43**	1967	-6.06**	1967	-4.91**	1972	-5.06	1967
Grecia	-3.92	1987	-4.34	1977	-4.31	1976	-5.67**	1972
Italia	-4.91**	1983	-5.21**	1983	-5.13**	1983	-5.24**	1979
Luxemburgo	-4.19	1978	-5.22**	1980	-5.08**	1979	-6.13**	1974
Holanda	-4.66**	1991	-4.50	1992	-6.08**	1990	-7.43**	1986
Noruega	-6.01**	1993	-5.88**	1993	-5.48**	1990	-5.35*	1983
Portugal	-6.62**	1975	-6.48**	1974	-6.24**	1974	-7.17**	1974
España	-2.85	1992	-4.10	1992	-5.11**	1980	-6.74**	1982
Turquía	-3.52	1993	-4.37	1981	-4.95**	1984	-5.47*	1984
Gran Bretaña	-2.78	1993	-3.63	1992	-3.86	1983	-5.67**	1983
USA	-2.81	1992	-3.09	1992	-2.98	1982	-3.44	1981

Notas: \* Significativo al 10%; \*\* significativo al 5%. Los valores críticos son al 5% de -4.61, -4.99, -4.95 y -5.50 para los modelos C, C/T, C/S y C/S/T respectivamente. Al 10% de -4.35, -4.72, -4.68 y -5.24. El periodo muestral para Alemania comprende desde 1960 hasta 1989.

En primer lugar, aquellos estados en los que sus rupturas coinciden con cambios institucionales propios del país. Es el caso de España y su entrada en la OTAN, los cambios de régimen político y de enemigo declarado (de la URSS a Turquía) que sufre Grecia, la situación vivida en Portugal donde la Revolución de los Claveles deriva en un régimen democrático y finalmente el caso turco, donde asistimos a un golpe militar en 1980 que desemboca en el gobierno civil de 1983. En segundo lugar, encontramos un grupo de países, ricos pero de pequeña dimensión, influidos fundamentalmente por la primera y la segunda crisis del petróleo (Bélgica, Italia, Dinamarca y Luxemburgo). Por último, observamos como los cambios de estrategia de la OTAN afectan a países con mayor potencial

ventajas indiscutibles tanto en potencia como en precisión en la estimación del punto de corte, frente a otras alternativas como las de Hansen (1992) y Hansen y Johansen (1993).

estratégico y militar como el Reino Unido, que se presenta como el principal seguidor de EEUU<sup>26</sup>, y otros como Noruega, especialmente sensibilizada por motivos de proximidad con la URSS y el bloque del Este. Así, para la República Federal Alemana la ruptura coincide con la introducción de la Respuesta flexible, mientras que Noruega y Holanda son representativos del inicio de la posguerra fría.

### 3.3. Relaciones multivariantes mediante el método SURE

Una vez analizado el comportamiento individual de la relación entre gasto en defensa y renta para los 15 países de la OTAN, en este apartado se presenta un estudio multivariante utilizando un sistema de ecuaciones tipo SURE (Sistema de ecuaciones aparentemente relacionadas). Este método estima la ecuación de cada país individualmente pero permite correlación contemporánea entre los residuos, de modo que la relación estará sujeta al mismo tipo de shocks externos para todos los países. De este modo se estima por máxima verosimilitud un sistema de 14 ecuaciones –excluyendo Alemania- donde la matriz de varianzas covarianzas se supone libre de heterocedasticidad y autocorrelación serial, pero se permite correlación serial de tipo contemporáneo, es decir  $Cov(u_{it}, u_{jt}) = \sigma_{ij}$  no tiene necesariamente que ser 0 para  $i \neq j$  Es posible asimismo realizar contrastes de hipótesis mediante test de Wald sobre los diferentes parámetros. Los primeros resultados se presentan en el cuadro 5.

---

<sup>26</sup> Como seguidor que es de EEUU le afecta de forma importante la Iniciativa de Seguridad Estratégica de Reagan que supone una vuelta a una guerra fría más pronunciada aunque sus efectos fueron momentáneos en el marco de las relaciones internacionales.

**Cuadro 5**  
**Estimación de la elasticidad renta mediante el método SURE**  
**(modelo general no restringido)**

Países	$\alpha$	$\hat{b}$	R <sup>2</sup>
Bélgica	4.04 (3.91)	0.37 (4.36)	0.32
Canadá	4.75 (7.69)	0.33 (6.85)	0.53
Dinamarca	1.10 (2.44)	0.58 (15.11)	0.84
Francia	4.67 (11.29)	0.43 (14.43)	0.82
Grecia	-7.77 (-11.83)	1.41 (24.15)	0.94
Italia	-0.58 (-1.36)	0.76 (23.75)	0.94
Luxemburgo	-4.11 (-8.17)	0.94 (17.05)	0.87
Holanda	4.05 (6.93)	0.39 (8.45)	0.59
Noruega	-0.17 (-0.48)	0.71 (22.68)	0.93
Portugal	5.76 (8.55)	0.18 (2.92)	0.16
España	-3.46 (-4.69)	0.96 (16.43)	0.87
Turquía	-0.98 (-2.50)	0.81 (23.55)	0.93
Gran Bretaña	5.93 (6.61)	0.33 (5.08)	0.31
Estados Unidos	8.74 (8.86)	0.25 (3.87)	0.22

Notas: Alemania ha sido eliminada del sistema por su diferente periodo muestral. En paréntesis los t-ratios.

Un primer análisis de los resultados permite distinguir dos tipos de países, el primero con baja elasticidad renta y en general poca significatividad que estaría formado por Bélgica, Canadá, Dinamarca, Francia, Holanda, Portugal, Gran Bretaña y Estados Unidos. Y un segundo, integrado por Grecia, Italia, Luxemburgo, Noruega, España y Turquía, y caracterizado por elevadas elasticidades y muy buenos ajustes. A continuación se realizan contrastes de hipótesis en ambos grupos representados gráficamente en los gráficos 1 y 2.

Gráfico 1: Evolución de la relación entre gasto en defensa y renta

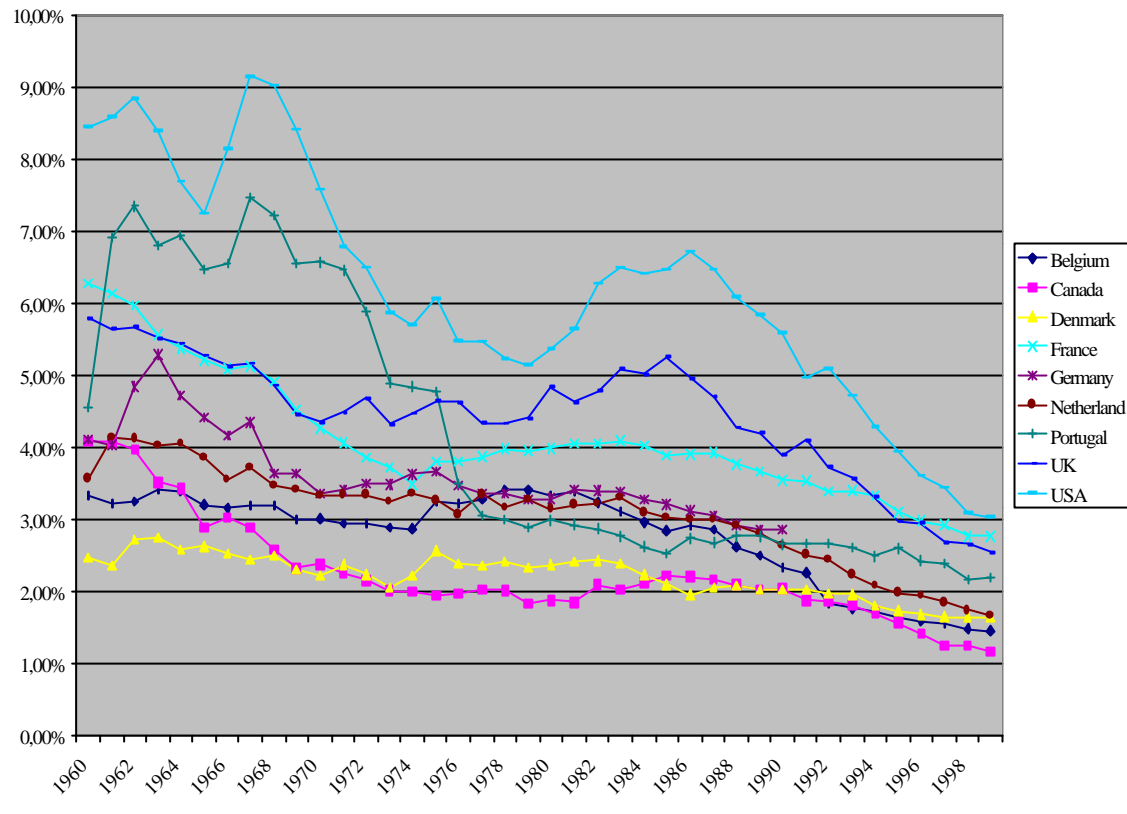
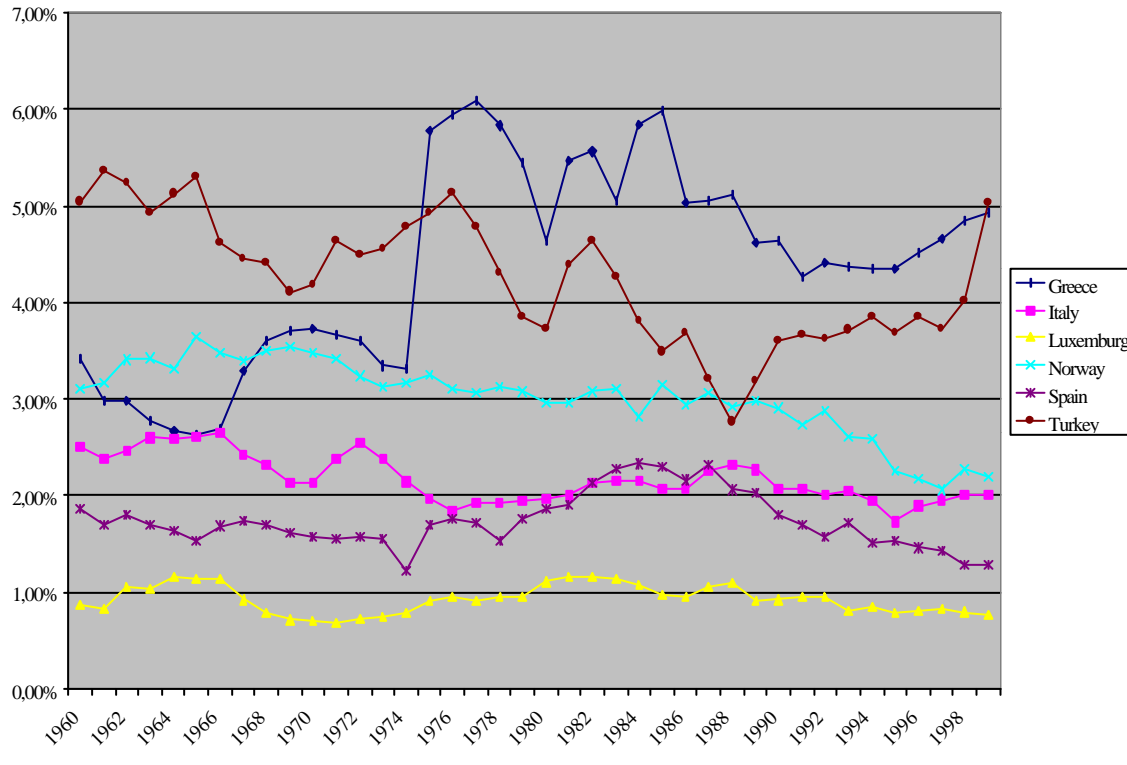


Gráfico 2: Evolución de la relación entre gasto y defensa y renta





**Cuadro 6**  
**Contraste de hipótesis en el grupo de elasticidad renta baja**

Hipótesis	n. <sup>a</sup> restricciones	$\chi^2$
$\hat{b}$ en Bélgica, Canadá, Holanda y Gran Bretaña	3	3.22(0.359)
$\hat{b}$ grupo anterior incluyendo USA	4	9.20(0.056)
$\hat{b}$ grupo anterior incluyendo Francia	4	16.77(0.002)
$\hat{b}$ grupo anterior incluyendo Dinamarca	4	49.96(0.000)
$\hat{b}$ grupo anterior incluyendo Portugal	4	41.13(0.000)

Nota: en paréntesis aparecen los p-value.

De este modo, entre los países con baja elasticidad renta, pueden distinguirse un grupo de países formado por Bélgica, Canadá, Holanda y Gran Bretaña en los que podría aceptarse la igualdad de sus elasticidades renta. La inclusión en él de Estados Unidos podría aceptarse al 10% y Francia quedaría ligeramente por encima. Dinamarca se apartaría considerablemente del grupo por encima, y Portugal se comportaría como un *outlier* con una elasticidad renta muy por debajo. Veamos como queda el modelo restringido.

**Cuadro 7**  
**Estimación de la elasticidad renta mediante el método SURE**  
**(modelo restringido para el grupo de elasticidad renta baja)**

Países	$\alpha$	$\hat{b}$	R <sup>2</sup>
Bélgica	3.74 (11.28)	0.39 (14.48)	0.33
Canadá	3.93 (11.24)	0.39 (14.48)	0.51
Dinamarca	1.10 (3.68)	0.58 (22.85)	0.84
Francia	3.98 (14.99)	0.48 (25.21)	0.81
Holanda	4.06 (11.94)	0.39 (14.48)	0.59
Portugal	5.92 (17.74)	0.16 (5.41)	0.16
Gran Bretaña	5.12 (13.81)	0.39 (14.48)	0.29
Estados Unidos	6.50 (8.86)	0.39 (14.48)	0.11

Nota: En paréntesis los t-ratios.

Se observa que la elasticidad estimada para el grupo de países mencionada quedaría en 0.39. Es preciso destacar, sin embargo, que el ajuste es muy bajo en todos estos países destacando en especial el caso de Estados Unidos, donde la renta parece mostrar muy escasa capacidad explicativa sobre el

gasto en Defensa<sup>27</sup>. Los gráficos de los ajustes muestran además que el modelo falla en especial al predecir la caída del gasto en defensa durante los noventa, y su pérdida de peso en relación a la renta. Para tratar de recoger este efecto y contrastar su importancia se ha incluido una variable *dummy* que toma valores 0 hasta 1989 y 1 a partir de entonces. Con ella se pretende introducir, por tanto, el efecto del fin de la guerra fría sobre el gasto en defensa. El resto de cambios detectados en el ejercicio anterior que se producían a finales de los setenta y comienzos de los ochenta no parece oportuno incluirlo en el sistema, ya que se trata de efectos individuales provocados por situaciones particulares de cada país relacionadas con la dinámica de la crisis económica, la política fiscal ó acontecimientos políticos de carácter extraordinario. Los resultados de incluir esta variable se presentan en el siguiente cuadro.

**Cuadro 8**  
**Estimación de la elasticidad renta mediante el método SURE**  
**(modelo restringido para el grupo de elasticidad renta baja con D90)**

Países	$\alpha$	$\hat{b}$	D90	R <sup>2</sup>
Bélgica	2.67 (6.70)	0.49 (14.81)	-0.33 (-6.55)	0.69
Canadá	2.73 (6.52)	0.49 (14.81)	-0.12 (-2.26)	0.50
Dinamarca	1.73 (4.55)	0.53 (13.13)	-0.05 (-1.58)	0.84
Francia	3.95 (11.60)	0.48 (19.57)	-0.06 (-2.31)	0.84
Holanda	2.92 (7.15)	0.49 (14.81)	-0.20 (-5.91)	0.80
Portugal	6.28 (14.32)	0.13 (3.21)	0.08 (1.13)	0.18
Gran Bretaña	3.87 (8.66)	0.49 (14.81)	-0.19 (-5.10)	0.56
Estados Unidos	5.09 (10.10)	0.49 (14.81)	-0.23 (-4.53)	0.33

Nota: En paréntesis los t-ratios.

**Cuadro 9**  
**Contraste de hipótesis en el grupo de elasticidad renta baja restringido con D90**

Hipótesis	n. <sup>a</sup> restricciones	$\chi^2$
$\hat{b}$ en Francia igual al grupo	1	0.03(0.853)
D90= 0 para todo i	8	125.53(0.000)

Nota: en paréntesis aparecen los p-value.

Como puede comprobarse la inclusión de la dummy D90 mejora notablemente el ajuste en todos los casos salvo en Canadá, Dinamarca y Portugal y resulta significativa en todos menos en estos

<sup>27</sup> Recordemos que era también uno de los pocos países donde no se encontraba relación de cointegración entre renta y gasto

dos últimos países. La elasticidad renta se eleva hasta 0.49 y ahora sí es posible incluir Francia en el mismo grupo. Además se rechaza ampliamente la hipótesis conjunta de que  $d_{90}=0$ , lo que confirma el efecto negativo que tuvo la caída del muro de Berlín sobre el gasto en defensa de este grupo de aliados de la OTAN. Si se observa el gráfico 1, se corroboran estos resultados. La mayor parte de este grupo de países tienen una evolución similar, convergiendo hacia el final de periodo hacia unos niveles de gasto en relación a la renta más bajos. Destaca el atípico comportamiento de Portugal dominado por la revolución política de mediados de los setenta.

En relación con el otro grupo, el de elasticidad renta más elevada, se han contrastado las siguientes hipótesis:

**Cuadro 10**  
**Contraste de hipótesis en el grupo de elasticidad renta alta**

Hipótesis	n. <sup>a</sup> restricciones	$\chi^2$
$\hat{b}$ en Italia y Noruega	1	1.64(0.200)
$\hat{b}$ en Italia, Noruega y Turquía	2	3.66(0.160)
$\hat{b}$ en Luxemburgo y España	1	5.12(0.163)
$\hat{b}$ en Italia, Noruega, Turquía, Lux. y España	4	32.46(0.000)

Nota: en paréntesis aparecen los p-value.

Se observa que pueden formarse dos grupos, el primero englobaría Italia, Noruega y Turquía, y el segundo Luxemburgo y España. Grecia tendría un comportamiento diferencial que no se aproximaría a ninguno de los grupos anteriores. Veamos como queda el modelo restringido.

**Cuadro 11**  
**Estimación de la elasticidad renta mediante el método SURE**  
**(modelo restringido para el grupo de elasticidad renta alta)**

Países	$\alpha$	$\hat{b}$	R <sup>2</sup>
Grecia	-7.98 (-16.67)	1.43 (33.95)	0.94
Italia	-0.65 (-3.65)	0.76 (57.87)	0.94
Luxemburgo	-4.70 (-12.03)	1.00 (23.49)	0.87
Noruega	-0.82 (-5.43)	0.76 (57.87)	0.93
Turquía	-0.48 (-3.15)	0.76 (57.87)	0.93
España	-4.08 (-7.47)	1.00 (23.49)	0.87

Nota: En paréntesis los t-ratios.

## Cuadro 12

### Estimación de la elasticidad renta mediante el método SURE (modelo restringido para el grupo de elasticidad renta alta con D90)

Países	$\alpha$	$\hat{b}$	D90	$R^2$
Grecia	-9.32 (-17.69)	1.55 (32.65)	-0.23 (-4.20)	0.96
Italia	-0.87 (-3.69)	0.78 (44.13)	-0.01 (-0.27)	0.94
Luxemburgo	-5.49 (-10.78)	1.09 (19.21)	-0.18 (-2.58)	0.88
Noruega	-0.98 (-4.91)	0.78 (44.13)	-0.12 (-4.51)	0.95
Turquía	-0.69 (-3.46)	0.78 (44.13)	0.08 (1.78)	0.94
España	-5.20 (-7.23)	1.09 (19.21)	-0.22 (-3.68)	0.91

Nota: En paréntesis los t-ratios. La hipótesis conjunta de que  $D90=0$  se rechaza con un valor para de  $\chi^2(6)53.17(0.000)$ .

En primer lugar, y en relación con los resultados obtenidos en el grupo anterior destaca que el efecto “fin de guerra fría” aunque significativo lo es en mucho menor grado, y tan apenas afecta al valor de la elasticidad (véase gráfico 2). Las razones las podemos encontrar en el menor papel de este tipo de países en el escenario internacional, su menor tamaño en otros casos o tal vez sus mayores dificultades presupuestarias. En segundo lugar, el ajuste resulta mucho mejor, lo que indica que en estos países la renta tiene un mayor efecto sobre el gasto en defensa que en el grupo 1, donde parece atender a otros factores. Los valores de la elasticidad renta quedaría en torno al 0.78 para Italia, Noruega y Turquía, exactamente del 1% para el caso de Luxemburgo y España<sup>28</sup>, y muy por encima del 1 para Grecia. Este país sería, por tanto, el único con una elasticidad muy superior a la unidad y con un comportamiento muy diferente, dominado como ocurría en Portugal por los tumultuosos acontecimientos de los setenta.

## CONCLUSIONES

En este trabajo se ha analizado la relación entre gasto en defensa y renta de los países OTAN para el período 1960-1999, mediante técnicas de cointegración en las ecuaciones individuales y el método SURE para analizar el caso multivariante. Se trata de una aproximación preliminar a la función de demanda de demanda de gasto militar.

El primer resultado destacable es que, a pesar de tratarse de una relación claramente incompleta, la variable renta consigue explicar una parte importante de la demanda de defensa en los

países aliados. La excepción más evidente es el país líder de la Alianza, EEUU, para el cual son determinantes otro tipo de variables de carácter no económico.

En segundo lugar, debe resaltarse que, todas las elasticidades renta estimadas identifican a la defensa como un bien normal, excepto en el caso griego, para el que aparece como un bien de lujo. No obstante, los valores de dichas elasticidades permiten clasificar a los países considerados en un grupo con elasticidades próximas a la unidad y otro, con valores mucho más bajos.

Finalmente, para alcanzar estos resultados ha sido necesario recurrir a otros factores determinantes. Para conseguirlo, manteniendo la homogeneidad de las ecuaciones individuales para cada país, se ha utilizado la determinación endógena de cambios estructurales mediante los contrastes de cointegración de Gregory y Hansen. Esto permite detectar tres tipos de factores de demanda adicionales: características institucionales, restricciones económicas vía gasto público y cambios en la estrategia de la Alianza. En concreto, el empleo de variables ficticias en el método SURE, corrobora esta última influencia materializada en el comienzo de la posguerra fría.

## Bibliografía

- AVRAMIDES,-Christos-A. (1997) "Alternative Models of Greek Defence Expenditures" *Defence and Peace Economics*; 8(2), 145-87.
- BANERJEE, A. et al. (1993) *Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data*, Advanced Texts in Econometrics, Oxford: Oxford University Press.
- BRZOSKA M. (1995): "World military expenditures", en Hartley K. y Sandler T. (editores): *Handbook of defense economics. Vol I*. Elsevier Science B.V. (1995).
- CARACUEL M.A. (1997): *Los cambios de la OTAN tras el fin de la guerra fría*. Ed. Tecnos. 1997.
- CHLESTOS, M. y C. KOLLIAS (1995) "Defence spending and growth in Greece 1974-90: some preliminary econometric results" *Applied Economics*, 27, 883-890.
- DICKEY, D.A. y W.A. FULLER (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, 1057-72.
- DUDLEY, L. y C. MONTMARQUETTE (1981) "The demand for military expenditures: an international comparison" *Public Choice* 37, 5-31
- ENGLE, R. F. y C.W.J. GRANGER (1987) "Co-integrated and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, 251-76.
- FRITZ-AßMUS, D. y K. ZIMMERMANN (1990) "West German demand for defence spending" en GADEA, M.D. y A. MONTAÑÉS (2001) "An análisis of defence spending in Spain: A long-run approach", *Defence and Peace Economics*, forthcoming.
- GREGORY, A.W. y B.E. HANSEN (1996a) "Residual-based test for cointegration in models with regime shifts", *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.
- GREGORY, A.W. y B.E. HANSEN (1996b) "Test for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58.3, 555-560.
- HANSEN, B.E.(1992) "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes", *Journal of Business y Economic Statistics*, 10-3, 321-335.

---

<sup>28</sup> Se acepta con un amplio margen de significatividad que no es estadísticamente diferente de 1. Este resultado para España y en un periodo de más de un siglo ya había sido obtenido por Gadea y Montañés (2001).

- HARTLEY y SANDLER (eds) *The economics of defence spending: an international survey*, Routledge, London and New York, pp. 118-147.
- HARTLEY, K. y MCLEAN (1981) "U.K. Defence Expenditure" *Public Finance* 2, 171-191
- JOHANSEN, S. (1995) *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*, Advanced Texts in Econometrics, Oxford: Oxford University Press.
- KENNEDY, P. (1987): *Auge y caída de las grandes potencias*. Plaza & Janes Editores. 1994.
- KOLLIAS, C. y S. MAKRYDAKIS (2000) "A note on the causal relationship between defence spending and growth in Greece: 1955-93", *Defence and Peace Economics*, 11, 173-184.
- MANEVAL, H., CHANG-KWON K. y G. SEWING-THUNICH (1993) "Military expenditures, National Product, and Investment in the Federal Republic of Germany 1961-1988", *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 211(1-2), 1-21.
- McKINNON, J.G. (1991): "Critical Values for Co-Integration Tests", in R.F.Engel and C.W.J. Granger (eds.), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press, 267-76.
- MURDOCH, J. y T. SANDLER (1982) "A Theoretical and Empirical Analysis of NATO", *Journal of Conflict Resolution* 26 (2), págs. 237-263.
- MURDOCH, J. y T. SANDLER (1984) "Complementarity, free-riding, and the military expenditures of NATO allies", *Journal of Public Economics* 25 (1/2), págs. 83-101.
- NG, S. y P. PERRON (1995) "Unit root test in ARMA models with data dependent methods for the selection of the truncation lag", *Journal of the American Statistical Association*, 90, 268-281.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (2000a) *Main Economic Indicators*. OECD
- Organisation for Economic Co-operation and Development (2000b) *National Accounts of OECD countries. Main Aggregates. Vol. I. 1988-1998*. OECD
- PERRON, P. (1989) "The Great Crash, the Oil Shock and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57, 1361-402.
- PERRON, P. y T. VOLELSANG (1992) "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean: Corrections and Extensions", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 467-470.
- PHILLIPS, P. y HANSEN, B.E. (1990) "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) processes", *Review of Economic Studies*, 57-99-125.
- SCHMIDT, C., L. PILANDON y J. ABEN (1990) "Defence spending in France: the price of independence" en HARTLEY y SANDLER (eds) *The economics of defence spending: an international survey*, Routledge, London and New York, págs. 93-117.
- Servicio de Información de la OTAN (1989): *La Organización del Tratado del Atlántico Norte, hechos y cifras*. Servicio de Información de la OTAN. Bruselas.
- SMITH, R. (1980) "The demand for military expenditure", *The Economic Journal* 90, págs. 811-820.
- SMITH, R. (1989) "Models of military expenditure", *Journal of Applied Econometrics* 4, págs. 345-359.
- SMITH, R. (1995) "The demand for military expenditure", en HARTLEY, K. y T. SANDLER (eds.) *Handbook of Defense Economics. Vol. 1*, Ch. 4, págs. 70-87.
- Stockholm International Peace Research Institute (varios años): *SIPRI YEARBOOK 1986, armaments, disarmament and international security*. Oxford University Press.
- WALL, H. (1996) "Is a military really a luxury good? An international panel study of LDCs", *Applied Economics* 28, págs. 41-44.
- ZIVOT, E. y E.W.K-ANDREWS (1992) "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-287.