

VIII ENCUENTRO DE ECONOMÍA PÚBLICA

CÁCERES 2001.

Claudia Pérez Forniés
Universidad de Zaragoza

TÍTULO DE LA PONENCIA: La función de demanda de defensa de la Alianza Atlántica en la posguerra fría (1989-1998)

Introducción

El objetivo de este trabajo se centra en el análisis de una función de demanda de la actividad militar que explique el comportamiento de la Alianza Atlántica en términos económicos durante los años que transcurren desde la caída del muro de Berlín (1989) hasta el último año del que se disponen datos (1998).

El fundamento teórico del que arranca este estudio es el artículo de Olson-Zeckhauser (1966) en el que se propone investigar por vez primera el comportamiento de los diferentes países que conforman una alianza militar en términos de su aportación monetaria. Según Olson-Zeckhauser (1966) los países pequeños, en sentido de la renta que poseen, se comportan como *free-riders* de los países grandes. Esta posición viene a reflejar el ambiente que se respiraba en aquella época en una de las dos organizaciones militares más importantes del mundo, la Alianza Atlántica. Sin embargo, con el cambio de perspectivas en el seno de la Alianza, concretadas en la doctrina de la Respuesta Flexible a finales de los años sesenta y la nueva estrategia de la Gestión de Crisis que se instaura con el fin de la guerra fría tal como la define Sandler y Hartley (1999), el

output defensa nacional pierde parte de sus características de bien público puro apareciendo los beneficios específicos derivados de la defensa nacional.

En Sandler (1977) se formula de forma teórica cómo los países, independientemente del nivel renta, ya no tienen por qué actuar como *free-riders* desde el momento en que surjan beneficios específicos derivados de la actividad militar. El modelo teórico que recoge este tipo de relaciones es el denominado modelo de producción conjunta, a partir del cual Murdoch y Sandler (1982) derivan por vez primera un modelo empírico fundamentado en la estimación de una función de gasto militar. Durante toda la década de los años ochenta, éstos y otros autores comprueban la irrelevancia de los comportamientos *free-riders* en el seno de la Alianza militar.

Los nuevos retos a los que se enfrenta la OTAN en este fin de siglo parecen convertir a la Alianza en el futuro “gendarme internacional” del mundo. Según Sandler (1997), las nuevas amenazas se materializan en las guerras civiles, la inestabilidad que surge con la desintegración de la antigua URSS, el terrorismo internacional, el aumento de la compra de armas de destrucción masiva, la actividad militar en determinados países, la seguridad medioambiental y las desigualdades en el nivel de renta entre los diferentes países que conforman el mundo.

En este contexto, el interés por comprobar la hipótesis de explotación sigue manteniendo su importancia en la época de la posguerra fría tal y como recuerda Hartley (1997). Esta inquietud no probada desde el punto de vista empírico es la que nos lleva a estudiar con ayuda de un modelo apoyado en la literatura tradicional¹, el

comportamiento actual de los países que componen la alianza militar más importante que existe en este momento.

En definitiva, este trabajo analiza la función de demanda de defensa, desde un punto de vista teórico y empírico, de forma que los resultados que se obtengan intentarán explicar desde el punto de vista económico las teorías tradicionales y las nuevas estrategias a las que se enfrenta la OTAN en el siglo XXI.

1. Un modelo empírico aplicado a la OTAN

El modelo empírico que se deriva de la economía de las alianzas militares se fundamenta en el desarrollo teórico del modelo de producción conjunta de Sandler (1977) analizado a continuación.

El modelo considera que el aliado i asignará sus recursos entre dos actividades:

q: actividad militar

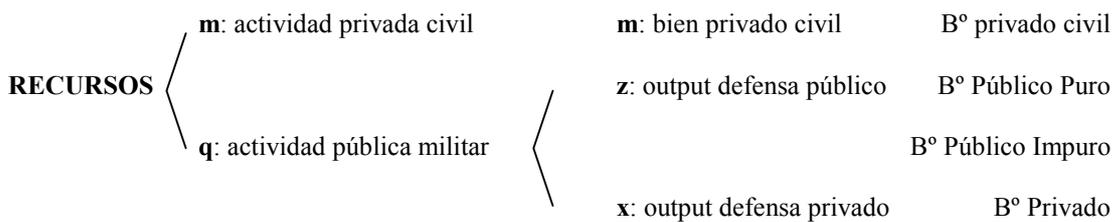
m: actividad de consumo privado (no defensa)

El modelo de producción conjunta asume que una unidad de bien privado civil m que disfruta un país no tiene repercusión sobre el consumo que realiza otra nación. Sin embargo, una unidad de la actividad militar (q) producirá un output de defensa de características públicas y un output privado. Se denomina al output privado de defensa como x y al output de defensa público puro como z . Se supone que las preferencias son estrictamente convexas y que se definen por la función de utilidad como $U=U(m, x, Z)$

¹ Véase Murdoch y Sandler (1982), (1984), (1986), Sandler y Murdoch (1990), Conybare y Sandler (1990), Gonzalez y Mehay (1990), Murdoch, Sandler y Hansen (1991), Conybare, Murdoch y Sandler

que es estrictamente creciente, estrictamente cuasicóncava, continua y dos veces diferenciable. Estas relaciones se estudian en el cuadro siguiente:

Cuadro 1



Fuente: Elaboración Propia

El modelo de producción conjunta lleva a las siguientes relaciones básicas para el aliado i:

$$x^i = f(q^i)$$

$$z^i = g(q^i)$$

Estas dos funciones se suponen crecientes, estrictamente cóncavas y dos veces diferenciables. Las derivadas de estas funciones, f' y g' , miden la productividad marginal de la actividad militar en su actividad proveedora de los outputs de la defensa. En el contexto de una alianza militar se definen los beneficios derivados de la actividad militar del país i para el resto de los aliados, que se denomina efecto desbordante:

$$\tilde{Z}^i = h(\tilde{Q}^i) \text{ de modo que } h' > 0 \text{ y } h'' < 0$$

El nivel total de los beneficios públicos puros de la defensa serán:

$$Z = z^i + \tilde{Z}^i$$

Para simplificar el desarrollo, se supone que las funciones que relacionan las siguientes variables son de la forma:

$$x^i = \beta^i \cdot q^i$$

$$z^i = \gamma^i \cdot q^i$$

$$\tilde{Z}^i = \gamma^i \cdot \tilde{Q}^i$$

La característica privada x y la pública Z , generadas por el bien q , lo son en determinadas proporciones (β y γ) ponderando el mayor grado de beneficios privados o beneficios públicos que se obtiene de la defensa. Si por último, se denomina T al indicador de la amenaza que soporta el aliado i , la función de utilidad del aliado i será la siguiente:

$$U^i = U^i(m^i, x^i, Z, T)$$

Dado que la restricción presupuestaria se define en términos del bien defensa q , se debe transformar expresándola en términos del output privado civil m , del output de defensa privado x y del output de defensa público Z . Por lo tanto, sustituyendo, obtenemos la expresión siguiente:

$$U^i = U^i(m^i, x^i, \tilde{Z}^i + z^i) = U^i[m^i, \beta^i q^i, \gamma^i (q^i + \tilde{Q}^i), T] = V^i(m^i, q^i, \tilde{Z}^i)$$

La restricción presupuestaria establece que la renta monetaria del país Y se distribuya entre el bien privado civil m y el público defensa q donde al bien privado civil se le asigna un precio unitario:

$$Y^i = m^i + P \cdot q^i$$

Si se maximiza la función de utilidad sujeta a la restricción presupuestaria:

$$\text{Max } V^i = V^i(m^i, q^i, \tilde{Z}^i)$$

$$\text{s.a: } Y^i = m^i + Pq^i$$

La solución corresponderá a un equilibrio de Nash, por lo tanto, a un subóptimo que proporciona la condición maximizadora de primer orden o condición necesaria.

Para cualquier nivel de \tilde{Z} el equilibrio de Nash será:

$$P = \text{RMS}_{qm} = \frac{\partial V / \partial q}{\partial V / \partial m} \quad [1]$$

$$\beta^i \text{RMS}_{xm}^i + \gamma^j \text{RMS}_{zm}^i = P \quad i=1, \dots, n \quad [2]$$

De la condición de primer orden se deduce la función de demanda de la actividad militar del aliado i:

$$q^i = q^i(Y^i, P, \tilde{Q}^i, T)$$

De forma que:

q^i : Cantidad demandada de la actividad de defensa del aliado i.

Y^i : Renta del aliado i.

P: Precio de la actividad de la defensa.

\tilde{Q}^i : Efecto desbordamiento para el aliado i.

T: Amenaza que sufre la alianza militar.

Por lo tanto, la cantidad de defensa que demanda un país aliado depende de cuatro variables: la renta del país, el precio de la defensa, el efecto desbordamiento y la amenaza.

Hasta el momento, la ecuación de demanda de la actividad militar se ha estudiado con ayuda de diferentes técnicas en Murdoch y Sandler (1982), (1984), (1986), Conybeare y Sandler (1990), Gonzalez y Mehay (1990), Murdoch, Sandler y Hansen (1991) y Conybeare, Murdoch y Sandler (1994). El tránsito obligatorio que se produce entre el modelo teórico y el empírico se formula sobre la base de las variables *proxies* que atendiendo a la literatura manejada serán:

- La medida empírica que se ha utilizado para aproximar la cantidad de actividad militar de un país q^i es el gasto militar en términos reales (GD).
- La medida empírica empleada para medir la renta Y^i , es el producto interior bruto en términos reales del aliado i (PIB).
- Presentamos como aproximación al precio de la defensa el índice de precios del consumo público.
- La medida empírica utilizada para medir el efecto desbordamiento \tilde{Q}^i para el aliado i se aproxima por el gasto del resto de los aliados excluido el del país i en términos reales (GDA).
- La medida empírica empleada para medir la amenaza T ha sido tradicionalmente el gasto militar enemigo, para el caso de la OTAN, el gasto militar soviético en términos reales (GME).

Pero además del modelo tradicional desarrollado por la economía de las alianzas militares es necesario introducir las últimas aportaciones acerca de los retos a los que se

enfrenta la Alianza en la década de los noventa². El modelo presentado en Hartley (1997) añade algunas variables importantes al “núcleo duro” de la estructura empírica que se acaba de presentar, de forma que el gasto militar depende de: el precio de la actividad militar y civil, la renta nacional, el gasto en defensa de los aliados, el gasto en defensa de los enemigos, el sistema político (democracia o dictadura), las variables estratégicas que representan cambios en la seguridad mundial (conflictos internacionales) y otras variables (población, superficie, etc.). Según Hartley (1997):

“La inestabilidad en el mundo viene de la mano del futuro incierto de las amenazas exteriores, reflejadas por los conflictos regionales en el mundo”.

Por ello, introduciremos diferentes variables en la línea de Sandler y Hartley (1999) que presentan una aproximación de la inestabilidad mundial y que denotamos como Z.

En consecuencia, el cuadro 2 resume la transformación de las variables teóricas en variables *proxies* que permiten desarrollar el modelo empírico.

² Kammler (1997), Khanna y Sandler (1996) y (1997), Hartley (1997), Sandler (1997) y Sandler y Hartley (1999).

Cuadro 2. Aproximación de las variables

Variables Teóricas	Variables Proxies
Actividad de defensa (q) ⇒	Gasto militar (GD)
Renta (Y) ⇒	Producto interior bruto (PIB)
Precio de la defensa (P) ⇒	Índice de precios del consumo final de la actividad pública (P)
Efecto desbordamiento (\tilde{Q}^i) ⇒	El gasto en defensa aliado (GDA)
La amenaza (T) ⇒	El gasto militar del enemigo (GDE)
La estabilidad mundial (Z) ⇒	El número de conflictos mundiales (Z)

Fuente: Elaboración Propia

Se adopta en este trabajo una estrategia por etapas estimando varias especificaciones. Así, en el caso más amplio tenemos:

$$GD_{it} = GD_{it} [(PIB_{it}, P_{it}, GMA_{it-1}, GME_t, Z_t)]$$

De manera que las variables se aproximan por³:

- GDP_{it} : El gasto en defensa per cápita del país i en el período t en términos reales.
- PIB_{it} : El producto interior bruto per cápita del país i en el período t en términos reales.

³ Los datos necesarios para aproximar el conjunto de variables utilizadas se obtiene para el gasto en defensa, el gasto militar aliado, el gasto militar ruso y el número de conflictos de las estadísticas

- P_{it} : El índice de precios de la defensa del país i en el momento t en términos reales.
- GMA_{it-1} : El gasto militar de los aliados ($n-1$ países) per cápita del país i en el período $t-1$ en términos reales.
- GME_t : El gasto militar del enemigo per cápita en el período t en términos reales.
- Z_t : Diferentes índices de la inestabilidad internacional en el período t .

Se ha recopilado la información disponible para los diez años que corresponde al período de la posguerra fría (1989-1998) y los quince países miembros (excluido Islandia por no poseer estructura militar). Esta muestra conforma un panel de datos que da soporte a nuestra investigación. La técnica utilizada es la de datos de panel que ofrece las estimaciones correspondientes a tres modelos: el modelo de efectos totales, el de efectos fijos y el de efectos aleatorios, de forma que la elección de uno de ellos se realizará en función de los resultados que se obtienen a partir de los estadísticos utilizados. Tanto para el modelo de efectos fijos como el de efectos aleatorios existen unas diferencias individuales que se reflejan de diferentes maneras. El objetivo que persigue la estimación de un panel de datos para quince países de la OTAN se concreta en el estudio del comportamiento de las variables que componen la función de demanda del bien defensa.

recogidas en el SIPRI (1999). Para aproximar la renta y los precios la fuente es la publicación OCDE (varios años).

Siguiendo la literatura tradicional, se supone que la ecuación estimada presenta una forma funcional lineal en logaritmos⁴. Esta forma funcional implica que los parámetros estimados de las variables exógenas son las elasticidades de dichas variables con respecto a la variable endógena, de manera que la expresión ampliada del modelo a estimar es la siguiente:

$$\ln GD_{it} = \alpha + \beta_0 \cdot \ln PIB_{it} + \beta_1 \cdot \ln P_{it} + \beta_2 \cdot \ln GMA_{it-1} + \beta_3 \cdot \ln GME_t + \beta_4 \cdot \ln Z_t$$

Por lo tanto, varias son las preguntas que deben quedar explicadas con la estimación del modelo empírico:

- ¿Son las variables propiamente dichas de demanda (PIB_{it} , P_{it}) relevantes a la hora de explicar el producto de la defensa en el marco de una alianza militar?
- ¿Desde el punto de vista de los beneficios públicos puros, muestran los países de la OTAN un comportamiento *free-rider* en el contexto del modelo de producción conjunta (si aumenta en una unidad el gasto militar aliado GMA_{it} disminuye el gasto en defensa GD_{it}), o este comportamiento es irrelevante (la relación entre las dos variables es no significativa desde el punto de vista estadístico), o se produce el comportamiento contrario (si aumenta en una unidad el GMA_{it} aumenta también la variable endógena GD_{it}) en la década de los noventa?
- ¿La amenaza internacional tradicional representada por el gasto militar enemigo (relación entre el GD_{it} y el gasto militar enemigo GME_t) explica el gasto en defensa de la Alianza en los años noventa?

⁴ La forma funcional Cobb-Douglas también es utilizada en Smith (1980), Murdoch y Sandler (1984) y

- ¿Son sensibles los países de la OTAN a los retos de su nueva misión como “gendarme internacional” que debe procurar el mantenimiento de la paz mundial (relación entre el GD_{it} y los diferentes valores de Z_t) en la década de los noventa?

2. Resultados

En este epígrafe se presenta en primer lugar, un estudio detallado del comportamiento de las variables exógenas como explicativas de la variable endógena gasto en defensa. En segundo lugar, se acomete la tarea de profundizar en el análisis económico de los resultados ofrecidos a la hora de aplicar la técnica datos de panel a diferentes especificaciones econométricas.

En este sentido, se estudia a continuación el comportamiento de las variables exógenas propias de demanda, el producto interior bruto del aliado i en el período t (PIB_{it}), el precio de la defensa del país i en el momento t (P_{it}) y el gasto militar de los aliados ($n-1$) países del país i en el período $t-1$ (GMA_{it-1}); la variable que representa la amenaza para la Alianza, el gasto militar del enemigo en el período t (GME_t) y las diferentes variables estratégicas (Z_t).

- Variables propias de una función de demanda:

- El producto interior bruto del aliado i en el período t (PIB_{it}).

El signo de la elasticidad renta del gasto militar (β_0) varía en función de la naturaleza del bien:

- Si la defensa es un bien inferior: $\beta_0 < 0$.
- Si la defensa es un bien normal: $\beta_0 > 0$.
 - Si la defensa es un bien de primera necesidad: $1 < \beta_0 < 0$.
 - Si la defensa es un bien lujo: $\beta_0 > 1$.

Algunos estudios empíricos sobre otro tipo de servicios públicos como la sanidad o la educación demuestran que la elasticidad renta de estos bienes es mayor que la unidad, es decir, se comportan como bienes de lujo. Sin embargo, la literatura sobre las alianzas militares⁵ ha comprobado en numerosas ocasiones como el bien defensa nacional es un bien normal de primera necesidad, es decir, su elasticidad renta varía entre cero y uno.

Por lo tanto, nuestra expectativa acerca de la elasticidad renta del gasto militar (β_0) es que presente signo positivo y valores entre cero y uno.

- El precio de la defensa del país i en el momento t (P_{it}).

El signo esperado de la elasticidad precio del gasto militar (β_1) puede ser positivo o negativo como se analiza a continuación.

Cuando la demanda es normal, la elasticidad precio de la demanda de un bien es siempre negativa. Sin embargo, el resultado del estimador

también puede ser positivo. Este hecho tiene una explicación económica de la que se deriva una aportación importante sobre la demanda de defensa. La elasticidad precio de la cantidad demandada se define como la variación relativa de la demanda con respecto a la variación relativa del precio, por lo que si aumenta el precio disminuye la cantidad demandada del producto (signo negativo). Al mismo tiempo se producen dos escenarios diferentes:

- Al aumentar el precio, disminuye la cantidad demandada y se produce una disminución del gasto. En este caso el signo del estimador que relaciona la variable precio y la variable gasto militar será negativo y la demanda elástica, es decir, la demanda es sensible al precio.

- Al aumentar el precio, disminuye la cantidad demandada, pero se produce un aumento del gasto. En este caso, el signo del estimador que relaciona el precio y el gasto militar será positivo y la demanda será inelástica con un valor absoluto menor que uno, es decir, la demanda no es sensible a los cambios producidos en el precio.

Por lo tanto, el signo de la elasticidad precio del gasto militar puede ser positivo o negativo.

⁵ Veáse Murdoch y Sandler (1984).

- El gasto militar de los aliados (n-1 países) del país i en el período t-1. (GMA_{it-1}).

Los escenarios que se pueden presentar atendiendo al signo y a la significatividad estadística de β_2 son los siguientes:

- Si $\beta_2 < 0$ y significativo: esta relación significa que al aumentar en una unidad el gasto aliado, el gasto militar del país i disminuye⁶, produciéndose el efecto *free-rider* corroborando la hipótesis de Olson-Zeckhauser (1966) y por lo tanto, cumpliéndose el modelo de bien público.

- Cualquier resultado distinto de $\beta_2 < 0$ y significativo⁷ supone que la hipótesis de explotación no se cumple, de forma que se contemplan dos escenarios posibles:

- Si β_2 resulta no significativo: esta relación supone que el efecto desbordamiento no es relevante a la hora de explicar el gasto militar en el seno de una alianza, por lo que no se produce el comportamiento *free-rider* corroborando el modelo de producción conjunta y las hipótesis de Sandler (1977).

⁶ Disminuye menos que proporcionalmente si el valor del estimador en términos absolutos se encuentra entre cero y la unidad o más que proporcionalmente si el valor de β en términos absolutos es mayor que la unidad.

⁷ En los estudios de Murdoch y Sandler (1982), (1984), (1986) y Gonzalez y Mehay (1990), la estimación del efecto *spillin* se ajusta a cualquiera de estos resultados, por lo que estos autores concluyen que la hipótesis de Olson no es capaz de explicar el comportamiento del gasto militar de los países de la OTAN.

- Si $\beta_2 > 0$ y significativo: esta relación significa que cuando aumenta en una unidad el gasto militar aliado, éste genera un efecto tirón sobre los aliados aumentando el gasto militar de los mismos, no produciéndose el comportamiento *free-rider* sino el contrario y cumpliéndose la hipótesis de Sandler (1977) y Palmer (1990a) y (1990b).
- Variable de amenaza: El gasto militar del enemigo de la Alianza en el período t (GME_t).

Con la caída del muro de Berlín, la desintegración de la Unión Soviética y la adopción de la nueva estrategia de la doctrina de la Gestión de Crisis, la amenaza personificada durante cuarenta años por el bloque soviético pierde la relevancia que tenía en la época anterior. Sin embargo y siguiendo a Caracuel (1997), la pérdida de la Unión Soviética como potencia económica no debe hacer olvidar que sigue manteniendo un potencial militar todavía muy peligroso.

Como la motivación de la Alianza ya no es defenderse del bloque soviético, el incomparable arsenal destructor que posee hoy en día empuja a introducir en estos modelos esta variable. El objetivo es demostrar si el gasto de los antiguos enemigos explican el comportamiento del gasto militar de los países de la OTAN en la década de los noventa.

Aproximada por el gasto militar ruso, el signo del parámetro estimado β_3 debería resultar positivo, ya que un incremento en una

unidad del gasto enemigo provocará un aumento del gasto de los países de la Alianza (más o menos que proporcional).

- Variables estratégicas

Durante la guerra fría el enemigo estaba claramente identificado, sin embargo en la posguerra fría la amenaza se diversifica. Ante este nuevo escenario, la medición de la seguridad difiere mucho de lo que solía hacerse durante la guerra fría. El reto de las investigaciones sobre la OTAN de los años noventa pasa por el desarrollo de dichas mediciones. La adopción de la nueva estrategia de la Gestión de Crisis requiere de unos nuevos instrumentos que garanticen la seguridad internacional.

En este sentido, aproximaremos el valor del mantenimiento de la paz internacional a través de cuatro indicadores basados en diferentes tratamientos del número de conflictos. Después de consultar diversas fuentes⁸, este trabajo utiliza el cómputo ofrecido por el SIPRI (1999), según el cual se define un conflicto armado:

“Cuando existe un combate prolongado entre las fuerzas militares de dos o más gobiernos, o de un gobierno y al menos una organización

⁸ Según Fisas (1998), los centros que realizan un seguimiento de los conflictos son el Departamento de Paz y Conflictos de Universidad de Upsala (registro utilizado por el SIPRI), el Project Ploughshares del Conrad Grebel College (Waterloo), el PIOOM (Investigación Interdisciplinar sobre las Causas de las Violaciones de los Derechos Humanos) de la universidad holandesa de Leiden, el Comité Internacional de la Cruz Roja (y su anuario *World Disasters Report*), y el World Priorities, de Washington, que edita el anuario *World Military and Social Expenditure*.

armada, y se incurre en un proceso en el que mueren al menos mil personas⁹”.

El primero de los indicadores ($Z1_t$) utilizados se fundamenta en el número de localizaciones en las que al menos se ha producido un conflicto armado en términos del SIPRI. El segundo de los indicadores ($Z2_t$) recoge de nuevo el número de localizaciones pero ponderados por la importancia de las diferentes zonas en las que se produce el conflicto¹⁰. El tercer indicador ($Z3_t$) consiste en el número de conflictos ponderados siguiendo el criterio que se acaba de explicar. El último indicador ($Z4_t$) se construye a partir del número de conflictos gubernamentales ponderados siguiendo el mismo criterio explicado.

El signo del parámetro estimado β_4 debería de resultar positivo, ya que si aumenta el número de conflictos que se producen en el mundo, los países de la OTAN incrementarán su gasto en defensa y viceversa.

A continuación recogemos los signos que podrían presentar las estimaciones de los parámetros de las variables exógenas:

Cuadro 3. Signos esperados de las exógenas

⁹ Veáse SIPRI (1999) pág. 15.

¹⁰ La ponderación utilizada otorga una mayor importancia a los conflictos que se producen en Europa y Oriente Próximo (multiplicados por la unidad), seguidos en importancia por los que se producen en

Variables teóricas	Variables proxies	Signos de los $\hat{\beta}$
Renta (Y) \Rightarrow	Producto interior bruto (PIB)	$\Rightarrow \hat{\beta} < 0$ B. Inferior $\Rightarrow 0 < \hat{\beta} < 1$ B. Normal $\Rightarrow \hat{\beta} > 1$ B. Lujo
Precio la defensa (P) \Rightarrow	Indice precios del consumo final de la actividad pública (P)	$\Rightarrow \hat{\beta} < 0$ Elástico $\Rightarrow \hat{\beta} > 0$ Rígido
Efecto desbordamiento (\tilde{Q}^i) \Rightarrow	El gasto en defensa aliado (GDA)	$\Rightarrow \hat{\beta} < 0$ (signif) Hp. Olson $\Rightarrow \hat{\beta} < 0$, (nosignif) Hp. Sandler $\hat{\beta} > 0$, (nosignif) Hp. Sandler $\hat{\beta} > 0$, (signif) Hp. Sandler $\hat{\beta} > 0$, (nosignif) Hp. Sandler $\Rightarrow \hat{\beta} > 0$ (signif) Hp. Sandler Hp Palmer
La amenaza (T) \Rightarrow	El gasto militar enemigo (GDE)	$\Rightarrow \hat{\beta} > 0$
La variable estratégica \Rightarrow	Los conflictos en el mundo (Z)	$\Rightarrow \hat{\beta} > 0$

Fuente: *Elaboración Propia*

Una vez analizado el comportamiento de las variables exógenas se presentan los resultados que se derivan de la estimación econométrica. Se dispone de una base de datos formada por la variable endógena y las variables exógenas para los quince países

América Central y del Sur (multiplicados por 0.5) y por los que tienen lugar en Asia y África (multiplicados por 0.25).

de la OTAN y diez años (1989-1998) de manera que la muestra está compuesta por 150 observaciones. Al mismo tiempo, el análisis se realiza para distintas especificaciones que responden a diferentes comportamientos en distintos momentos del tiempo:

- Especificación tradicional de la guerra fría (doctrina de la Respuesta Flexible):

$$GD_{it} = GD_{it} [PIB_{it}, P_{it}, GMA_{it-1}, GME_t]$$

- Especificación ampliada de la época de la posguerra fría (doctrina de la gestión de crisis):

$$GD_{it} = GD_{it} [PIB_{it}, P_{it}, GMA_{it-1}, GME_t, Z_t: (Z1_t, Z2_t, Z3_t, Z4_t)]$$

Aplicando la técnica del panel de datos y con la ayuda de diversos estadísticos, se obtendrán las elasticidades estimadas para cada una de las variables exógenas siendo preciso el estudio del significado económico que se desprende de las mismas.

2.1. Especificación tradicional

La primera de las especificaciones utilizada responde a un modelo que según la literatura se habría ajustado a la época de la doctrina de la Respuesta Flexible. Este modelo continua siendo el modelo tradicional que la literatura hoy en día sigue utilizando para la década de los años noventa, incluso en muchos casos y debido a la dificultad para comparar el gasto militar ruso esta variable también es omitida.

Se utiliza el estadístico F para contrastar la homogeneidad de los términos independientes. Si el estadístico F no es significativo, $F_{\text{modelo}} < F_{\text{valor de tablas}}$, se aceptará la

homogeneidad del modelo y por lo tanto el modelo de efectos totales. En caso contrario, $F_{\text{modelo}} > F_{\text{tablas}}$, rechazaremos la hipótesis nula, aceptando el modelo de efectos fijos.

En nuestra estimación $F(14, 131) = 193.83 > \text{Valor de Tablas} \Rightarrow$ Se acepta el modelo de efectos fijos. Como se debe elegir entre el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios se utilizará el test de Hausman contrastando de esta forma la hipótesis nula que recoge los efectos incorrelacionados. En el modelo estimado el valor que alcanza el test de Hausman se distribuye como una $\chi^2(4) = 8.7519 < \chi^2(4)_{\text{Tablas}}$. Por lo tanto, aceptamos la hipótesis nula y el modelo de efectos aleatorios que presenta un R^2 de 0.98.

A continuación, se presentan los resultados obtenidos para el modelo de efectos aleatorios al estimar por mínimos cuadrados generalizados:

Cuadro 4. Modelo de efectos aleatorios

VARIABLES	β	Estadístico-t
PIB	0.6854	6.3041
P	0.1167	7.0409
GMA	0.1673	0.8967
GME	0.1305	4.0299
C	-2.9248	-1.7251
R^2	0.9837	

Fuente: Elaboración Propia

La selección del modelo de efectos aleatorios implica que las diferencias entre los países son aleatorias de manera que quedan recogidas en el término de error del modelo. Desde un punto de vista estrictamente teórico, según Novales (1993) las estimaciones se podrían interpretar de modo extensivo a cualquier muestra posible de sección cruzada de similares características, sin embargo este hecho debe ser matizado en dos sentidos:

- En primer lugar, muchas han sido las discusiones acerca de las generalizaciones de estas propiedades para todo tipo de paneles ya que éstas se cumplirían para los paneles iniciales para los que se diseñaron estas técnicas. Por ejemplo, si se realiza una estimación de un modelo de consumo para mil familias españolas a lo largo de un período de tiempo, los resultados se podrían interpretar para toda la

población de ese país. Sin embargo, cuando los modelos presentan un tamaño reducido, como es nuestro caso, realizar este tipo de inferencias es discutible.

- En segundo lugar, nuestro estudio ha trabajado con una muestra de quince países por lo que la elección del modelo de efectos aleatorios, y teniendo en cuenta la limitación impuesta por el tamaño del panel, nos podría permitir generalizar los resultados obtenidos a países que cumplieran los criterios de especificación indicados, es decir, que aspiran a pertenecer a la organización y que son afines a la Alianza en términos militares¹¹.

Además, la significatividad del modelo es buena ya que el R^2 para el modelo alcanza niveles de 0.98. Además, el R^2 del modelo de efectos totales es muy alto $R^2 = 0.69$. Este hecho, significa que nuestras variables exógenas explican por si solas el 69% del modelo y el resto hasta el 98% se explica por las diferencias que existen entre los países recogidas en el término de error, de manera que esta situación es indicativa de una especificación que presenta buenas propiedades estadísticas.

En consecuencia, los resultados recogidos en el cuadro 4 ofrecen suficientes propiedades estadísticas para respaldar la interpretación económica que se ofrece a continuación¹². Los estimadores de las variables se comportan como habíamos supuesto

¹¹ En este sentido Sandler y Murdoch (1986) realizan un análisis en el que no sólo presentan una muestra compuesta por los países que legalmente pertenecen a la Alianza sino que introducen otros países tradicionalmente neutrales como Suiza y Suecia, estudiando su verdadero grado de compromiso con la Alianza aún a pesar de su explícita neutralidad. Ahora bien, la ampliación de la muestra necesita que los nuevos individuos cumplan los criterios mínimos de especificación del modelo.

¹² El modelo no presenta problemas de autocorrelación ya que el valor del estadístico Durbin-Watson alcanza un valor superior (1.7586) al valor crítico de tablas.

en el cuadro 3. Todas las variables son significativas al menos al 99% excepto la variable gasto militar aliado. La elasticidad renta alcanza un valor de 0.68 representando la normalidad del bien gasto militar de manera que este resultado viene a apoyar los resultados de la literatura tradicional. Si la variable exógena producto interior bruto aumenta en un 100%, la variable endógena gasto en defensa sufrirá un incremento del 68%.

La elasticidad precio del gasto militar se sitúa en torno a 0.11, con signo positivo indicativo de que la demanda del gasto en defensa se caracteriza por presentar un comportamiento inelástico. Sin embargo, si la elasticidad precio del gasto en defensa es cercana a cero significa que aún situándose en el tramo inelástico de la curva de demanda, el estimador se encuentra en la zona más elástica de la misma. Al contrario, si el valor del estimador es próximo a uno, significa que el sujeto está situado en el tramo más inelástico de la zona inelástica de la curva de demanda. Nuestra estimación se encuadra en la primera tipología, de forma que un estimador positivo y en valor próximo a cero, nos permite afirmar que la elasticidad de la demanda del gasto en defensa presenta un comportamiento inelástico, aunque no en extremo, con respecto al precio.

Adicionalmente, el gasto militar enemigo también es una variable representativa que explica el gasto militar de la Alianza Atlántica. La elasticidad del gasto enemigo con respecto a la variable endógena alcanza un valor pequeño ya que el estimador alcanza el valor de 0.13. de forma que un incremento del 100% del gasto militar ruso supone un aumento de un 13% del gasto en defensa de los países de la OTAN. Por lo tanto, a pesar de la pérdida de liderazgo que sufre la antigua Unión Soviética en la era

de la posguerra fría, los resultados obtenidos muestran como la actuación rusa influye en una pequeña cuantía en las decisiones de gasto de la Alianza ya que la pérdida de liderazgo económico no debe confundirse con el potencial militar que reside todavía en territorio ruso.

La única variable que no resulta significativa es el gasto militar aliado, demostrando que la hipótesis del *free-rider* no se cumple para los países de la OTAN en la década de los años noventa. En la época de la posguerra fría las decisiones de gasto de la OTAN no se pueden explicar en función del gasto militar aliado de forma que se confirman los resultados suministrados por la literatura tradicional.

Por lo tanto, para la especificación tradicional de la Respuesta Flexible los resultados muestran como en el período 1989-1998, el gasto en defensa de la OTAN se explica en función de la renta de los aliados, el precio de la defensa que rige en cada país y el gasto enemigo. Sin embargo, el gasto militar aliado no es representativa a la hora de explicar el gasto en defensa de la OTAN.

2.2. Especificación ampliada

Esta especificación responde a un modelo en el que la variable endógena gasto militar depende del producto interior bruto, el precio de la defensa, el gasto militar aliado, el gasto militar enemigo y la inestabilidad en el mundo representado por la forma que sigue:

$$GD_{it} = GD_{it} [PIB_{it}, P_{it}, GMA_{it-1}, GME_t, Z_t: (Z1_t, Z2_t, Z3_t, Z4_t)]$$

Para las cuatro especificaciones presentadas, los estimadores obtenidos responden a un modelo de efectos aleatorios y no a un modelo de efectos fijos. Los resultados de las cuatro especificaciones de Z_t : $Z1_t$, $Z2_t$, $Z3_t$, y $Z4_t$ se recogen en el cuadro siguiente:

Cuadro 5: Resultados de los cuatro modelos

VARIABLES	Mod. 1 (Z1)		Mod. 2 (Z2)		Mod. 3 (Z3)		Mod. 4 (Z4)	
	β	t-estad	β	t-estad	β	t-estad	β	t-estad
PIB	0.6254	5.7515	0.7324	6.6856	0.7216	6.5060	0.6219	5.5787
PRECIO	0.1213	7.4726	0.1144	6.9716	0.1145	6.9005	0.1196	7.2573
GM Aliado	-0.2965	-1.2882	-0.1753	-0.7434	-0.0268	-0.1184	-0.1125	-0.5095
GM Ruso	0.1432	4.4924	0.1661	4.6837	0.1544	4.2924	0.1403	4.3311
Indice Seguridad	0.5342	3.3285	0.2198	2.3384	0.0843	1.6017	0.3804	2.3270
α	-1.1093	-0.627	-1.4851	-0.8306	-2.1899	-1.2461	-0.5766	-0.2938
F(14,130)	198.05		193.89		191.20		193.31	
$\chi^2(5)$	5.5110		7.6765		8.1861		6.7384	
R²	0.9849		0.9843		0.9863		0.9820	
D-W	1.7342		1.7387		1.7587		1.7843	

La significatividad del modelo recogida por el R^2 para el modelo de efectos aleatorios alcanza para las cuatro especificaciones niveles de 0.98. De igual forma que se ha explicado para el modelo tradicional, la significatividad aportada al modelo en los cuatro casos, derivada exclusivamente de las variables exógenas es alrededor de 70% ya que el R^2 del modelo de efectos totales alcanza un valor de 0.70. Si las variables

exógenas explican un 70% del modelo, el resto hasta el 98% lo explican las diferencias entre los países que se recogen en el término de error.

En el cuadro 5 se recogen los resultados de las estimaciones de las variables derivados del modelo de efectos aleatorios para las cuatro especificaciones. Ninguno de los modelos presentados tiene problemas de autocorrelación ya que el valor del estadístico Durbin-Watson alcanza valores superiores a los ofrecidos por las tablas. Las estimaciones de las elasticidades para los cuatro modelos de las variables exógenas presentan cuantía, signo y significatividad similar a lo obtenido para la especificación tradicional del epígrafe anterior.

Los resultados reflejan que el bien defensa aproximado por el gasto militar se comporta como un bien normal (alrededor de 0.6), es decir, un incremento del 100% del producto interior bruto supone un aumento del 60% del gasto en defensa de la OTAN.

La elasticidad precio del gasto militar se sitúa en torno a 0.11 presentando signo positivo como indicativo de que la demanda del gasto en defensa se caracteriza por un comportamiento inelástico. Por lo tanto, si el precio de la defensa aumenta en un 100% se produce un incremento menos que proporcional del 11% de la variable endógena.

El gasto militar enemigo también es una variable representativa como explicación del gasto militar de los países de la OTAN. La elasticidad del gasto ruso con respecto al gasto en defensa de la Alianza alcanza un valor bajo (alrededor de 0.14) de forma que tal como sospechábamos para la época de la posguerra fría la influencia de esta variable explicativa en la endógena es pequeña. Este resultado viene a corroborar la idea de Caracuel (1997) y de Hartley (1997) de forma que en la actualidad, la antigua

Unión Soviética ha perdido su condición de superpotencia pero el potencial militar que sigue manteniendo es enorme.

Desde las teorías iniciales de Olson-Zeckhauser (1966) hasta los estudios más recientes de Hartley (1997), el gasto del otro bloque que regía en el mundo, es decir, del Pacto de Varsovia era utilizado como medición de la amenaza a la que se enfrentaba la Alianza Atlántica. Pero los retos a los que se enfrenta la OTAN son tan diferentes desde la década de los noventa que parece relevante introducir otro tipo de variables que intenten aproximar las nuevas funciones que va a ejercer la OTAN en el siglo XXI.

En esta línea, la variable novedosa que introduce esta especificación presenta una elasticidad de la inestabilidad mundial positiva en todos los casos con respecto al gasto en defensa de la Alianza. El estimador de $Z1_t$ (el número de localizaciones en las que al menos se ha producido un conflicto armado) alcanza un valor de 0.5, resultando este indicador el más elevado de todos los presentados. Para $Z2_t$ (el número de localizaciones ponderados por la importancia de las diferentes zonas en las que se produce el conflicto) la elasticidad alcanza el valor de 0.2. El tercer indicador ($Z3_t$) (número de conflictos ponderados) presenta la elasticidad más pequeña, con un valor de 0.08 y un nivel de significatividad de sólo el 90%. El último indicador ($Z4_t$) (número de conflictos gubernamentales ponderados) vuelve alcanzar un nivel de 0.3. Por lo tanto, todos los índices planteados en este trabajo presentan el signo correcto reflejando además diferentes cuantificaciones del estimador de forma que en la actualidad el de mayor cuantía es el número de localizaciones, seguido del número de conflictos gubernamentales, el número de localizaciones ponderadas y el número de conflictos ponderados.

Conclusión

Para un modelo en el que el gasto en defensa de los países de la OTAN depende de la renta, los precios, el gasto militar del resto de los aliados, el gasto militar ruso y el número de conflictos que se produce en el mundo, todas las variables son representativas a la hora de explicar las decisiones que sobre el gasto en defensa se realizan en la Alianza excepto el gasto militar del resto de los aliados de forma que la hipótesis del *free-rider* no es relevante para esta especificación. Sin embargo, el resto de las variables son significativas. Por lo tanto, para un modelo que permite una especificación amplia, en la era de la posguerra fría, las variables que mejor explican el gasto en defensa de la Alianza son la variable que aproxima la inestabilidad mundial¹³ y la renta, y las que explican la variable endógena en menor grado son el gasto militar ruso y el precio. De este forma, los resultados econométricos vienen a refrendar nuestra intuición inicial respecto a la pérdida de importancia de la hipótesis del usuario gratuito y la importancia de la inestabilidad mundial como argumento explicativo.

Bibliografía

- Conybeare J. y Sandler T. (1990): "The Triple Entente and the Triple Alliance 1880-1914: A collective goods approach". *American Political Science Review*, vol. 84, nº 4, pp. 1197-1205.
- Conybeare J., Murdoch J. T Sandler T. (1994): "Alternative collective goods models of military alliances: theory and empirics". *Economic Inquiry*, vol. 32, octubre, pp. 525-542.
- Fisas V. (1998): *Cultura de paz y gestión de conflictos*. Icaria editorial. Barcelona.

¹³ Esto se cumple para todos los casos excepto para Z3.

- Gonzalez R. y Mehay S. (1990): "Publicness, scale, and spillover effects in defense spending". *Public Finance Quarterly*, vol. 18, n° 3, julio, pp. 273-290.
- Harrison G. y Hirshleifer J. (1989): "An experimental evaluation of weakest-link/ best-shot models of public goods". *Journal of Political Economy*, vol. 97, n° 1, pp. 201-225.
- Hartley K. (1997): "The cold war, great-power traditions and military posture: determinants of british defence expenditure after 1945". *Defence and Peace Economics*, vol. 8, pp. 17-35.
- Kammler H. (1997): "Not for security only: the demand for international status and defence expenditure an introduction". *Defence and Peace Economics*, vol. 8, pp. 1-16.
- Khanna J. y Sandler T. (1996): "NATO burden sharing: 1960-1992". *Defence and Peace Economics*, vol. 7, pp. 115-133.
- Khanna J. y Sandler T. (1997): "Constriction, peace-keeping, and foreign assistance: NATO burden sharing in the post-cold war era". *Defence and Peace Economics*, vol. 8, pp. 101-121.
- Murdoch J. y Sandler T. (1982): "A theoretical and empirical analysis of NATO". *Journal of Conflict Resolution*, vol. 26, n° 2, junio, pp. 237-263.
- Murdoch J. y Sandler T. (1984). "Complementarity, free riding, and the military expenditures of NATO allies". *Journal of Public Economics*, vol. 25, n° 1/2, noviembre, pp. 83-101.
- Murdoch J. y Sandler T. (1986): "The political economy of Scandinavian neutrality". *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 88, n° 4, pp. 583-603.
- Murdoch J., Sandler T. y Hansen L. (1991): "An econometric technique for comparing median voter and oligarchy choice models of collective action: the case of the NATO alliance". *The Review of Economics and Statistics*, vol. LXXIII, noviembre, pp. 624-631.
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (1999): *Statistics National Accounts. Main Aggregates. 1960-1997. Vol. I*. OCDE.
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (2000): *Main Economic Indicators*. OCDE.
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (2000): *National Accounts of OECE countries. Main Aggregates. Vol. I. 1988-1998*. OCDE.
- Palmer G. (1990a): "Alliance politics and issue areas: determinants of defense spending". *American Journal of Political Science*, vol. 34, pp. 190-211.

- Palmer G. (1990b): "Corraling the free rider: deterrence and the Western Alliance". *International Studies Quarterly*, vol. 34, pp. 147-164.
- Sandler T. (1977): "Impurity of defense: an application to the economics of alliances". *Kyklos*, vol. 30, nº 3, pp. 443-460.
- Sandler, T. y Murdoch J. (1990): "Nash-Cournot or Lindahl behavior?: an empirical test for the NATO allies". *Quarterly Journal of Economics*, vol. CV, noviembre, nº 4, pp. 875-894.
- Sandler T. (1997): "The future challenges of NATO: an economic viewpoint". *Defence and Peace Economics*, vol. 8, pp. 319-353.
- Sandler T. y Hartley K. (1999): *The Political Economy of NATO. Past, Present, and into the 21st Century*. Cambridge University Press.
- Stockholm International Peace Research Institute (varios años): *SIPRI YEARBOOK, armaments, disarmament and international security*. Oxford University Press.