

# Europe de la Défense

## Quel processus d'allocation ?

---

Martial Foucault\*

*Depuis 1999, l'Union européenne a décidé de disposer d'une politique de sécurité et de défense (PESD) autonome. La très forte hétérogénéité des préférences de chacun des États membres implique de définir la nature du processus d'allocation des ressources de défense au sein de cet espace. En assimilant la sécurité européenne à un bien collectif impur caractérisé par des phénomènes de spillin, cet article propose de tester, à partir d'un cadre d'analyse emprunté à l'économie des alliances, si l'Europe de la Défense suit un processus de type Cournot-Nash ou Lindhal. L'estimation économétrique, réalisée sur la période 1980-2002, admet qu'un processus Cournot-Nash est préféré pour dix des quinze pays de l'UE et souligne la difficulté de préciser un prix fiscal pour l'Europe de la Défense.*

### EUROPEAN DEFENCE POLICY: SELECTING A PROVISION MECHANISM

*The European Union has decided to implement in 1999 an independent European security and defence policy (ESDP). As preferences in defence issues are strongly heterogeneous, it is required to determine the kind of allocation process for providing defence resources within this European space. By assuming European security as an impure public good due to spillin effects and considering an economics of alliance framework, this article aims at verifying whether a Nash-Cournot process or Lindhal process is better suitable for the ESDP. Based on an econometric analysis for the 1980-2002 period, it is verified that the Europe of Defence follows a Nash-Cournot process for 10 out of 15 European countries. This result emphasizes the difficulty for defining a fiscal price in defence.*

Classification JEL : H0, H56, H87

---

\* European University Institute – Robert Schuman Centre for Advanced Studies – Via dei Roccettini 9, 50016 San Domenico di Fiesole, Italy, et Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne – Maison des Sciences Économiques. Courriel : martial.foucault@iue.it

Je tiens à remercier les participants du LIV<sup>e</sup> congrès de l'AFSE (Paris, septembre 2005), des XV<sup>e</sup> Journées du SESAME (Rennes, septembre 2005) et du Luncheon Seminar (Florence, mai 2005) au Robert Schuman Centre de l'Institut Universitaire européen, et en particulier Giancarlo Corsetti, Guillaume Destré, Thierry Pénard, Michèle Ruta, Christian Schmidt et Pascal Vennesson pour leurs commentaires et propositions d'amélioration. Je suis seul responsable des erreurs ou insuffisances de l'article.

## INTRODUCTION

Les tensions des ministres européens de la Défense, lors des discussions engagées autour de la place de la défense dans le projet de constitution européenne, se sont révélées être moins un exercice de style diplomatique qu'une profonde difficulté à envisager l'Europe de la Défense collectivement. À l'instar des négociations multilatérales qui ont précédé la naissance de l'Union européenne et monétaire, la mise en œuvre de la politique européenne de sécurité et de défense (PESD) souligne les nombreuses limites d'un modèle de fourniture fondé exclusivement sur des contributions volontaires. En effet, la définition du bien défense et les modalités de fourniture associées mettent en évidence l'existence de situations où la défense s'éloigne du cadre idéal d'un bien collectif pur. Plus précisément, la sous-fourniture qui caractérise le processus d'allocation des biens non rivaux et non excluables conduit à définir un cadre théorique plus approprié à la production de sécurité extérieure : c'est le modèle produit joint<sup>1</sup> (Sandler et Culyer [1982]). Derrière ce modèle, c'est la reconnaissance du caractère impur des bénéfices de défense (car les agents ne consomment pas de la même manière de la protection territoriale et de la dissuasion nucléaire) et par conséquent la possibilité d'une convergence des préférences individuelles sur les seuls bénéfices privés de consommation. Même si ce résultat est proche des modèles de biens de club, il s'en diffère en matière de défense par l'impossibilité de trouver un mécanisme unanime d'allocation de ressources militaires car un pays exclu (car trop hétérogène) devient une menace, rendant un tel club défense contre nature.

Par ailleurs, la Défense nationale est génératrice d'externalités. Le recours à la théorie des biens collectifs internationaux est indispensable pour traiter les problèmes d'allocation de sécurité extérieure pour la simple raison que les bénéfices de ce bien dépassent très souvent le cadre des frontières étatiques. En intégrant la présence d'externalités transnationales, nous proposons de démontrer qu'un processus d'allocation de défense en tant que bien collectif pur ne correspond guère à la construction de l'Europe de la Défense tant les incitations (tirées des bénéfices privés) que les États peuvent escompter d'une coopération commune sont plus fortes que celles visant à développer des stratégies de *free-riding*.

Cet article se place dans cette perspective en raisonnant dans un environnement composé des quinze États membres et abandonne le cadre d'alliances militaires (Sandler et Hartley [2001]). La deuxième section présente le cadre théorique dans lequel les relations estimées permettent de sélectionner un processus d'allocation. La troisième section discute le choix des variables retenues et les traitements statistiques effectués. Enfin, les résultats de ces estimations sont présentés et discutés dans une dernière section.

## PROCÉDURES D'ESTIMATION

À l'exception de l'étude économétrique de Kollias *et al.* [2004], aucun travail empirique n'a jusqu'à présent été mené pour évaluer les déterminants des dépenses de défense des pays européens dans le cadre de la PESD. À partir d'une

---

1. Un modèle produit joint génère à la fois des bénéfices privés et des bénéfices collectifs d'une activité initiale théoriquement non rivale et non excluable (Cornes et Sandler [1996]).

analyse au sein de l'OTAN, Sandler et Murdoch [1990] vérifient que la France, l'Allemagne et le Royaume-Uni adoptent un comportement non coopératif sans pour autant confirmer un processus Cournot-Nash<sup>1</sup> de fourniture de défense. Afin de déterminer la nature du mécanisme d'allocation de défense européenne, deux tests sont développés : le premier porte sur le choix entre un modèle de fourniture de type bien collectif pur et de type bien produit joint et le second porte sur le processus d'allocation de type Nash vs Lindahl<sup>2</sup>.

## Sélection d'un modèle de fourniture de sécurité extérieure

En admettant que la fourniture de sécurité européenne repose sur un mécanisme volontaire d'allocation, chaque État dispose d'une fonction de sécurité spécifique. Ce choix revient à retenir une spécification de fonction de demande de type produit joint (modèle 1) différente de celle de bien collectif pur<sup>3</sup> (modèle 2). La quantité de sécurité collective (S) est fonction des effets d'internalités ou *spillins* ( $\tilde{S}_i$ ), du niveau de revenu ( $Rev_i$ ), des prix<sup>4</sup> ( $p_x, p_s$ ) et d'un ensemble de variables de contrôle. Nous appelons ce premier test « modèle de fourniture » qui consiste à vérifier laquelle des deux relations suivantes est la plus appropriée au cas de la défense européenne :

$$(MODÈLE 1) : S_i = S_i(Rev_i, p_x, p_s, \tilde{S}_i, Z_i) \text{ avec } \tilde{S}_i = \sum_{j \neq i} s_j \text{ et } S_i = s_i + \sum_{j \neq i} s_j$$

$$(MODÈLE 2) : S_i = S_i(Rev_i, p_x, p_s, Z_i).$$

La comparaison des équations du modèle 1 et 2 indique que seul le terme d'internalités  $\tilde{S}_i$  les différencie. Le rapprochement des deux modèles est ainsi facilité et conduit à estimer par les moindres carrés ordinaires la relation fonctionnelle suivante :

$$S_i = \beta_{0,i} + \beta_{1,i} Rev_i + \beta_{2,i} \tilde{S}_i + \beta_{3,i} p_{s,i} + \beta_{4,i} Z_i + \varepsilon_i \text{ avec } i = 1, \dots, 15 \quad (1)$$

En fixant la valeur de  $\beta_2$  à 0, la relation (1) représente le modèle de fourniture d'un bien collectif pur. Le test consistera à étudier la significativité du coefficient  $\beta_2$ , et conclure à la supériorité du modèle 1 si le coefficient  $\beta_2$  est significativement différent de zéro.

1. Nous rappelons que ce processus consiste pour un pays A à fixer son effort de défense comme la meilleure stratégie en réponse à l'effort connu des autres pays.

2. La théorie de l'échange volontaire de Lindahl indique comment des négociations unanimes sur un prix fiscal entre agents garantissent un équilibre parétien. Pour cela, les pays doivent adopter une règle de financement des biens collectifs qui repose sur l'égalité entre la disposition marginale à payer le bien et la part supportée dans le coût de ce bien collectif. Guyot et Vranceanu [2001] démontrent que, dans un modèle à deux pays, la fourniture décentralisée de défense à l'échelle européenne avec un prix fiscal national explique les choix de défense à la baisse en Europe au cours des années 1990.

3. Ce choix aurait été valide si nous avions considéré que les quinze pays européens fournissaient seulement de la dissuasion nucléaire.

4. Le prix du bien privé,  $p_x$ , est fixé à 1 comme numéraire.

D'après les travaux de Warr [1983], l'hypothèse de neutralité contenue dans le modèle 1 implique de vérifier si le revenu des  $j$  autres pays peut constituer un sous-produit de la demande du pays  $i$ . En admettant que la quantité de défense est fixée simultanément par tous les agents (sans négociation préalable), il est impossible de considérer que la distribution des revenus des pays peut modifier (par l'absence de coordination « fiscale ») le niveau de contribution au bien collectif. C'est pourquoi cette estimation donne une information utile sur la recevabilité du théorème de neutralité dans la fourniture de défense. Si le modèle produit joint apparaît plus robuste que le modèle 2, cela signifie qu'il existe des incitations « privées » (au sens de bénéfices privés liés à la fourniture de S) suffisamment fortes pour que les pays contribuent individuellement à la sécurité collective. Ce faisant, l'importance de phénomènes de passer clandestin sera remise en cause ou du moins considérablement atténuée. Enfin, l'absence (présence) de *free-riding* est une manière d'invalider (valider) l'hypothèse d'exploitation des grands pays par les petits (Olson et Zeckhauser [1966]).

### Sélection d'un processus d'allocation

De manière générale, la fourniture d'un bien collectif au sein d'un ensemble (suffisamment important) d'agents repose sur un processus Nash qui sous-tend un mécanisme d'allocation non coopératif. Toutefois, il est possible d'envisager, au sein d'une communauté de faible taille, un processus de négociation entre les agents afin de déterminer le niveau optimal de défense susceptible de maximiser leur fonction d'utilité. Ce mécanisme appelé Lindhal n'est efficace que si les agents révèlent leurs préférences sous forme de prix fiscal et si les coûts de négociations sont faibles. Appliqué à la fourniture de sécurité, cela revient à vérifier si une contribution individuelle égale au bénéfice individuel retiré est Pareto supérieure à un processus implicite de type Nash. À partir d'un test J proposé par MacKinnon *et al.* [1983] et utilisé par McGuire et Groth [1985], il est possible de vérifier que si un modèle 1 est bien spécifié alors l'estimateur du modèle 2 ne devrait pas avoir de pouvoir explicatif au sein du modèle 1. Si cette hypothèse est vraie (estimateur significativement différent de zéro), alors on accepte le modèle. Ce test de différenciation entre les deux mécanismes d'allocation sera conduit en estimant les deux relations suivantes :

Modèle Lindhal :

$$\sum_{i=1}^{15} \ln S_i^t = \phi_1 + \phi_2 \ln \text{effort}_{i,t} + \phi_3 \ln \text{PIB}_{i,t} + \phi_4 CW \cdot \text{Menace}_{i,t} + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$\text{avec } \text{effort}_{i,t} = S_i^t / \sum_{i=1}^{15} \ln S_i^t$$

Modèle Cournot-Nash :

$$\sum_{i=1}^{15} \ln S_i^t = \beta_1 + \beta_2 \ln \tilde{S}_{i,t} + \beta_3 \ln \text{REV}_{i,t} + \beta_4 CW \cdot \text{Menace}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$\text{avec } \tilde{S}_{i,t} = \sum_{i=1}^{15} S_{i,t} - S_{i,t}$$

Pour mener à bien ce test, l'estimation par les doubles moindres carrés<sup>1</sup> (2SLS) suppose que trois conditions soient satisfaites : (1) la variable expliquée est identique à chaque estimation ; (2) les variables instrumentales sont identiques entre chaque modèle estimé ; (3) les erreurs sont distribuées indépendamment et identiquement selon une loi normale. Compte tenu des problèmes d'autocorrélation fréquents en économétrie de séries temporelles, la condition 1 n'est pas toujours satisfaite<sup>2</sup>. C'est pourquoi nous indiquons, dans le tableau 2, les pays pour lesquels une transformation de la variable expliquée s'avère nécessaire.

Le test se déroule alors en deux étapes distinctes. La première étape consiste à estimer le montant total des dépenses de défense allouées au sein de l'UE en supposant que les États adoptent un comportement de type Lindhal. La somme des efforts individuels est égale à 1 de telle sorte que l'ensemble des coûts de fourniture du bien sécurité est couvert (il n'existe pas d'effets de débordement). Ce modèle représente le cas classique de fourniture d'un bien collectif pur où la quantité optimale à fournir correspond à l'égalité entre le prix du bien et la disposition marginale à payer le bien. La relation estimée est de la forme :

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_{i=1}^{15} \ln S_t = \phi_1 + \phi_2 \ln effort_{i,t} + \phi_3 \ln PIB_{i,t} + \phi_4 CW \cdot \ln Menace_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \\ \ln effort_{i,t} = f \left( \sum_{i=1}^{n-15} PIB_{i,t}, Menace_{i,t} \right) + \mu_{i,t} \end{array} \right. \quad (4)$$

La seconde étape est réalisée dans le cadre d'un modèle de fourniture de type produit joint avec comportement Cournot-Nash où la relation estimée tient compte du niveau d'internalités,  $\tilde{S}_i$ . Contrairement à la relation précédente, le PIB n'est pas retenu comme variable de revenu mais est remplacé par la variable de revenu complet, *REV*, qui correspond à la somme du PIB et des internalités<sup>3</sup>. Chaque pays fournit une quantité de bien collectif indépendamment du niveau choisi par les autres pays et peut consentir à réduire sa contribution individuelle de défense si la quantité de bénéfices privés ou spécifiques à un État dérivée du bien collectif impur génère d'importantes internalités. Parmi les variables exogènes, nous tiendrons compte de l'environnement géopolitique caractérisé par la variable multiplicative *CW · Menace* dont le premier terme correspond à une variable muette qui prend la valeur 1 jusqu'en 1992 (période de guerre

1. Nous avons choisi d'instrumentaliser les variables exogènes qui présentent des risques de corrélation avec le terme d'erreur. L'intérêt de recourir ici à la méthode 2SLS est justifié par le comportement supposé Nash des États impliquant que les interactions entre pays sont représentées par un système d'équations simultanées.

2. En effet,  $\ln S_t - \hat{\rho}_t^{(1)} \ln S_{t-1}$  dans le modèle n'est pas nécessairement identique à  $\ln S_t - \hat{\rho}_t^{(2)} \ln S_{t-1}$ . Une fois les coefficients  $\hat{\rho}_t^{(1)}$  et  $\hat{\rho}_t^{(2)}$  estimés, la condition (2) est satisfaite en régressant  $\sum \ln S_t$  dans les deux modèles.

3. Ce résultat découle du théorème de la neutralité (Warr [1983]) qui, rappelons-le, indique que toute redistribution de revenu parmi un ensemble de contributeurs (privés) d'un bien collectif pur n'affectera pas le niveau de fourniture à l'équilibre de Nash pour tout le groupe. Ce théorème met en évidence (Sandler [1992], p. 77) que les États aux préférences hétérogènes ne peuvent pas corriger par une politique redistributive un équilibre de Pareto sous-optimal dès lors qu'il s'agit de fournir un bien collectif pur. L'effet revenu est donc neutre.

froide) et 0 après (car le niveau de dépenses militaires soviétiques n'est plus depuis cette date un facteur décisif du niveau de dépenses des États européens). Le second terme mesure les dépenses militaires engagées indistinctement par l'URSS, la CEI (Communauté des États indépendants) et la Russie en tant que principale menace du bloc européen dans un scénario de guerre froide. Avant 1992, le signe du coefficient attendu est positif.

La relation estimée du modèle produit joint de type Cournot-Nash est de la forme :

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^{15} \ln S_t^{i5} = \beta_1 + \beta_2 \ln \tilde{S}_{i,t} + \beta_3 \ln REV_{i,t} + \beta_4 CW \cdot Menace_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \\ \ln \tilde{S}_{i,t} = f \left( \sum_{i=1}^{n-1} PIB_{i,t}, Menace_{i,t} \right) + \mu_{i,t} \end{cases} \quad (5)$$

Après estimation en 2SLS, la deuxième étape du test J consiste, pour les deux modèles, à introduire le niveau de dépense ainsi prédit, respectivement  $\hat{Y}_{i,t}^{(1)}$  et  $\hat{Y}_{i,t}^{(2)}$ . De la sorte, les estimateurs  $\hat{\beta}_i$  et  $\hat{\phi}_i$  sont testés en vue de définir lequel des deux modèles de fourniture explique le mieux la quantité de défense fournie. Deux propositions sont donc testées :

<b>Proposition A</b> : Maintenir le modèle de fourniture de type Lindhal	<b>Proposition B</b> : Maintenir le modèle de fourniture produit joint de type Cournot-Nash
$\begin{cases} H_0^A : \hat{\beta}_i = 0 \\ H_1^A : \hat{\beta}_i \neq 0 \end{cases} \text{ pour tout } i = 1, \dots, 15$	$\begin{cases} H_0^B : \hat{\phi}_i = 0 \\ H_1^B : \hat{\phi}_i \neq 0 \end{cases} \text{ pour tout } i = 1, \dots, 15$

Dans le cadre de la proposition A et sous l'hypothèse  $H_0$ , la valeur prédite par l'estimation du modèle Cournot-Nash ( $\hat{\beta}_i$ ) n'explique pas ou peu le niveau de dépense au sein des quinze pays européens et suggère la supériorité du modèle Lindhal. À l'inverse, si  $H_1$  est vraie, c'est-à-dire que  $\hat{\beta}_i$  est significativement différent de zéro, alors  $\hat{\beta}_i$  a un pouvoir explicatif et confirme la robustesse du modèle Cournot-Nash dans l'estimation du modèle de fourniture de sécurité européenne. Dans le cadre de la proposition B, le raisonnement est inverse et indique sous  $H_1$  vraie un pouvoir explicatif de  $\hat{\phi}_i$ , confirmant la robustesse du modèle Lindhal.

## RÉSULTATS

### Données statistiques

Notre étude empirique couvre les années 1980-2002 et concerne les pays de l'UE des Quinze. Eu égard à la difficulté « chronique » pour rassembler des données relatives aux budgets de défense, un certain nombre de vérifications ont

dû être effectuées entre les données disponibles et les statistiques publiques des différents ministères des pays considérés. Dans cette perspective, toutes les séries quantitatives ont systématiquement fait l'objet d'un traitement statistique afin de disposer de séries en termes nominaux. Les études empiriques consacrées à l'analyse des dépenses militaires posent un grand nombre de difficultés liées aux comparaisons internationales, à la reconstitution de séries déflatées et enfin à l'absence de consensus statistique sur la construction des séries longues. Ici, les données utilisées correspondent aux dépenses militaires ( $S_t^i$ ) votées par chaque gouvernement du pays  $i$  l'année  $t$ . Un certain nombre de transformations statistiques<sup>1</sup> ont été apportées aux séries fournies par le SIPRI (Stockholm International Peace Research Institute). Nous avons construit une série corrigée des variations du taux de change et déflatée par l'indice des prix à la consommation<sup>2</sup>. Malgré le caractère imparfait d'un tel déflateur, il présente l'intérêt de calculer directement des élasticités-prix de la demande de sécurité collective par pays. Avant de procéder aux estimations, il importe d'effectuer un certain nombre de vérifications statistiques sur les propriétés stochastiques des variables. Le traitement de séries temporelles suppose au préalable de vérifier que les variables sont stationnaires (absence de tendance et de saisonnalité), qu'elles sont normalement et indépendamment distribuées afin de lever tout risque d'autocorrélation et ne subissent pas de risques de cointégration.

## Diagnostics

La non-stationnarité de séries temporelles est un phénomène assez fréquent et peut conduire à des estimations parfaitement biaisées ou « fallacieuses » pour reprendre l'expression de Granger *et al.* [1974], telles que la différenciation première d'un processus déterministe. Nous avons donc mis en place une stratégie de tests visant à repérer pour chacune de nos variables celles qui étaient affectées par un processus déterministe TS et stochastique DS. Cette procédure a été conduite pour chacune des variables temporelles. Au final, la série des dépenses militaires françaises est issue d'un processus non stationnaire de type I(1) et peut être représentée par  $\ln S_t = c + \ln S_{t-1} + \varepsilon_t$ . Nous avons vérifié qu'une fois différenciée, cette série possédait les propriétés de bruit blanc et qu'elle n'était pas autocorrélée puisque, par définition,  $E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0$  si  $k$  est différent de zéro. L'ensemble des tests de stationnarité (Dfuller) a permis de mettre en évidence que près de 95 % de nos variables temporelles n'étaient pas stationnaires, mais qu'une différenciation d'ordre 1 a été suffisante pour corriger ce biais. Ensuite, un test d'autocorrélation a été conduit systématiquement pour chacune des relations testées. La statistique Q de Ljung-Box testant l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation a permis d'identifier quelques cas d'autocorrélation qui ont nécessité de transformer la relation fonctionnelle par  $\sqrt{1 - \hat{\rho}^2}$  (la

1. En adoptant une série d'indices chaîne de Laspeyres, nous avons pu recalculer les séries en dollars constants 1995. Concernant les données militaires disponibles (Banque mondiale [2003]), les séries ont été complétées après 2000 par les données du SIPRI.

2. Contrairement à certaines séries de dépenses publiques, le SIPRI, l'OCDE et la Banque mondiale proposent de déflater les dépenses militaires par l'indice des prix à la consommation (IPC) car il n'existe pas à proprement parler de déflateur propre aux dépenses militaires. Seules quelques tentatives au Canada (Solomon [2003]) ont permis de définir un déflateur propre aux dépenses militaires.

valeur  $\hat{\rho}$  est donnée dans le tableau 1). En règle générale, la cointégration survient lorsque des séries se sont révélées non stationnaires en niveau et stationnaires après différenciation. Le test de cointégration consiste à vérifier si ces séries ne sont pas affectées d'une tendance de long terme. Les résultats du test généralisé de Johansen [1988] démontrent que nos séries ne sont pas entachées de cointégration et ne nécessitent donc pas d'estimation de type ECM.

## Estimations

Le tableau 1 indique très clairement que le modèle produit joint est préféré à un modèle de bien collectif pur.

Tableau 1. Résultats de l'estimation MCO

	C	$\tilde{S}$	REV	Prix	Menace	$\hat{\rho}^{(a)}$	DW
Autriche <sup>(b)</sup>	0,018*** (2,69)	1,616*** (7,995)	-1,203** (-2,49)	-0,29 (-0,31)	-0,002** (-2,34)	-0,502** (-2,06)	1,838
Belgique	0,001* (1,91)	1,106*** (57,22)	-0,225*** (-4,62)	0,155*** (6,02)	0,007*** (6,18)	-0,307* (-1,93)	1,634
Danemark	0,002 (0,34)	0,952*** (5,868)	-0,176 (-0,43)	-0,015 (-0,25)	0,003*** (2,60)	-	2,048
Finlande	0,002** (2,30)	1,122*** (28,432)	-0,205*** (-2,93)	0,059 (0,92)	0,006** (2,18)	-	1,868
France	0,010* (1,88)	1,073*** (27,56)	-0,584** (-2,105)	-0,687** (-2,46)	-0,001*** (-4,66)	-	1,650
Allemagne	-0,005*** (-0,776)	1,120*** (18,25)	-0,187** (-0,69)	0,180 (0,35)	-0,001 (-0,74)	-0,507* (-1,94)	2,46
Grèce	0,1 <sup>E</sup> +03 (0,12)	0,975*** (20,63)	0,033 (0,41)	-0,181*** (-2,89)	-0,004*** (-3,11)	-	1,315
Irlande	0,007 (0,79)	1,028*** (56,30)	-0,034 (-1,23)	0,016 (0,463)	3,94 <sup>E</sup> 05 (0,27)	-0,542*** (-3,07)	1,616
Italie	-2,3 <sup>E</sup> -05 (-0,01)	0,934*** (18,20)	0,048 (0,37)	-1,250** (-2,28)	-0,07 <sup>E</sup> -02** (-2,13)	-	2,003
Luxembourg	-0,001 (-1,48)	0,66*** (4,58)	0,366*** (2,27)	-0,338*** (-2,66)	-0,01 <sup>E</sup> -02*** (-2,61)	-	2,368
Pays-Bas	-0,03 <sup>E</sup> -02 (-0,48)	0,987*** (56,06)	0,016 (0,39)	-0,183* (-1,854)	-0,001*** (-2,89)	-0,539** (-2,17)	1,908
Portugal	0,001 (0,62)	1,097*** (9,125)	-0,141 (-0,82)	-0,006 (-0,05)	7,35 <sup>E</sup> -05 (0,57)	-	1,844
Espagne	0,017* (1,73)	1,016*** (82,72)	-0,038 (-1,039)	0,206* (1,76)	0,02 <sup>E</sup> -02 (0,79)	-0,473* (-1,76)	2,098
Suède	-1,55 <sup>E</sup> -06 (-0,001)	1,004*** (30,10)	0,048 (0,59)	-0,033 (-0,64)	-0,001 (-1,03)	-0,573** (-2,53)	2,397
R.U.	0,23 <sup>E</sup> +3 (0,90)	0,898*** (56,83)	-0,473** (-3,16)	0,318 (0,39)	0,002*** (2,78)	-0,511** (-2,13)	2,01

\*\*\* : coefficient significatif au seuil critique de 1 %, \*\* : coefficient significatif au seuil critique de 5 %, \* : coefficient significatif au seuil critique de 10 %. Entre parenthèses figure la valeur du *t* de Student.

(a) Estimation qui tient compte d'un coefficient de correction d'autocorrélation des résidus d'ordre 1.

(b) Le nombre d'observations pour chaque pays est égal à 22.



En effet, le coefficient de la variable *spillin*  $\tilde{S}$  est significativement différent de zéro dans chaque représentation et sa valeur varie positivement entre 0,66<sup>1</sup> (Luxembourg) et 1,61 (Autriche). Cela signifie que si la PESD était en place depuis 1981, le niveau de défense serait assuré dans un environnement où les petits pays n'exploiteraient relativement pas les grands pays et où les incitations à souscrire individuellement à l'Europe de la Défense seraient plus fortes que celles de souscrire à un niveau plus faible que le bénéfice marginal retiré. Ayant admis une technologie de fourniture de type sommation, l'agrégation des contributions converge pour tous les pays, à l'exception de l'Autriche et du Luxembourg, vers un niveau de substituabilité quasi parfaite (avec  $\beta_2$  proche de 1) au sens des substituts de Hicks. Finalement, ce résultat important accrédite la thèse selon laquelle les États retirent des bénéfices spécifiques à une Europe de la défense collective sous forme d'externalités spatiales positives, de programmes industriels, de maintien d'un niveau indépendant des choix militaires nationaux.

Les autres variables économiques (revenu complet et prix) susceptibles de déterminer le niveau de défense en Europe sont significatives dans sept pays ; et quatre pays (Danemark, Irlande, Portugal, Suède) n'admettent aucune relation significative entre leurs structures macroéconomiques et leurs dépenses militaires. Lorsque la variable de revenu complet est significative, son coefficient admet un signe négatif ( $-1 < \epsilon_{P/D} < 0$ ) dans six cas sur sept. Autrement dit, la demande de défense de ces six pays est faiblement élastique mais négative, ce qui laisse entendre que la défense est un bien inférieur. Étant donné que ces pays appartiennent aux États « leaders » de l'Europe de la Défense, seule la fin de la guerre froide et la chute des budgets de défense associée permettent d'expliquer que, toutes choses égales par ailleurs, plus ces pays ont amélioré leur richesse nationale, moins ils ont consacré de ressources à leur défense. En ce qui concerne la variable *Prix*, elle est significativement différente de zéro pour sept pays. Seules la Belgique et l'Espagne réagissent positivement à une variation des prix, les cinq autres pays diminuant leur demande de défense dès que les prix augmentent.

Le tableau 2 présente les résultats de l'estimation 2SLS des relations (4) et (5) avec deux colonnes distinctes permettant de vérifier la significativité des coefficients des valeurs prédites sous Lindhal et Cournot-Nash. Dans dix cas sur quinze, le modèle produit joint de type Cournot-Nash est préféré au modèle Lindhal. Dans les cinq situations restantes (Allemagne, Italie, Portugal, Espagne et Royaume-Uni), même si le coefficient estimé  $\hat{\phi}_i$  a un pouvoir explicatif réel, le modèle Lindhal n'est pas pour autant préféré car le coefficient  $\hat{\beta}_i$  est significativement différent de zéro et indique une supériorité du modèle Cournot-Nash. Ce résultat est surprenant car il confirme une indifférence forte entre les deux modèles. McGuire et Groth [1985] suggéraient, en l'absence de conclusions convergentes dans le cadre d'un test J, le recours à une méthode alternative qui constituerait sans doute un mélange des deux sous la forme d'un modèle « Cournot-Lindhal ».

1. Ce résultat est assez attendu pour le Luxembourg dans la mesure où la taille du pays suggère qu'il valorise moins que ses voisins le niveau de sécurité collective et reste moins sensible à l'évolution générale des quatorze autres pays. En revanche, le résultat contraire pour l'Autriche est plus surprenant car la structure économique et militaire de ce pays ne laissait pas supposer un tel degré de réaction aux dépenses des autres pays membres.

Chez Sandler et Murdoch [1990], un résultat sensiblement identique montrait qu'au sein de l'OTAN, ni le modèle Cournot-Nash ni le modèle Lindhal ne proposaient une spécification statistique satisfaisante pour les pays de taille élevée. Or, ici, nous retrouvons un résultat proche dans la mesure où les cinq pays pour lesquels aucun des deux modèles n'est préféré, ne s'en remettent finalement pas au niveau des externalités reçues ni au prix individuel de leur effort pour établir la quantité de sécurité collective.

Tableau 2. Résultats du test J

	Modèle Lindhal (proposition A)		Modèle produit joint Cournot-Nash (proposition B)	
	$\hat{\beta}_i$	Décision	$\hat{\phi}_i$	Décision
Autriche	0.914*** (21,04)	H0 fausse	0.069 (1,36)	H0 vraie
Belgique	0.968*** (92,17)	H0 fausse	0.017 (1,32)	H0 vraie
Danemark	4.68E-12*** (5,94)	H0 fausse	3.04E-13 (0,60)	H0 vraie
Finlande	0.974*** (52,41)	H0 fausse	0.014 (1,26)	H0 vraie
France	3.55E-12*** (8,20)	H0 fausse	7.89E-13 (1,63)	H0 vraie
Allemagne	0.656*** (34,47)	H0 fausse	0.105** (2,10)	H0 fausse
Grèce	6.09E-12*** (9,72)	H0 fausse	1.76E-15 (0,03)	H0 vraie
Irlande	0.998*** (163,37)	H0 fausse	-0,004 (-0,55)	H0 vraie
Italie	0.931*** (10,81)	H0 fausse	0.083*** (3,26)	H0 fausse
Luxembourg	0.984*** (66,07)	H0 fausse	0.008 (1,10)	H0 vraie
Pays-Bas	0.935*** (38,56)	H0 fausse	0.007 (0,60)	H0 vraie
Portugal	5.35E-12*** (10,48)	H0 fausse	0.018** (2,37)	H0 fausse
Espagne	5.19E-12*** (11,21)	H0 fausse	0.043*** (3,51)	H0 fausse
Suède	0.970*** (97,73)	H0 fausse	0.016 (1,88)	H0 vraie
Royaume-Uni	-0.099*** (23,22)	H0 fausse	-3.660*** (5,51)	H0 fausse

\*\*\* : coefficient significatif au seuil critique de 1 %, \*\* : coefficient significatif au seuil critique de 5 %.

## CONCLUSION

Deux questions théoriques nous étaient posées : d'une part, la sécurité collective en Europe est-elle assimilée à un bien collectif impur de nature produit joint ou à un bien collectif parfaitement non rival et non excluable ; et, d'autre part, la défense européenne suit-elle un mécanisme d'allocation de type Cournot-Nash (avec des États ne coopérant pas) ou de type Lindhal (négociation autour d'un niveau d'effort) ? À l'aide de tests économétriques, nous avons précisé (pour la première fois) que, dans le cadre européen, la politique européenne de sécurité et de défense remplit les conditions d'un bien collectif impur et qu'un processus Cournot-Nash était à l'œuvre comme mécanisme d'allocation pour dix des quinze États membres.

Une fois ce cadre théorique vérifié, l'estimation des fonctions de demande de défense individuelle des États a permis de vérifier l'influence des externalités sur le niveau de dépenses militaires adoptées par les États et de renseigner la struc-

ture économique des États (élasticité-revenu négative du bien défense, une élasticité-prix négative pour quelques pays). De manière générale, le niveau de dépenses militaires est fortement déterminé par l'anticipation de la dépense que les autres États engagent. Parmi ces effets, il est intéressant de souligner que le comportement des États de petite taille n'est pas fondamentalement différent de celui des grands États lorsqu'il s'agit de fixer le niveau de dépenses militaires. En effet, dans une Europe où la défense serait un bien impur disponible pour chacun, le niveau de souscription de chaque État ne serait pas nul car les États trouvent des incitations suffisamment fortes pour limiter le comportement de passager clandestin. La raison peut être recherchée par l'état d'avancement de la mise en œuvre de la PESD mais aussi par la nécessité de raisonner sur un « marché » multi-compétences où les questions de sécurité sont plus difficilement négociables que les questions agricoles, commerciales ou culturelles.

### RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BANQUE MONDIALE [2003], *World Development Indicators 2003*, Washington, World Bank.
- CORNES R. et SANDLER T. [1996], *The theory of externalities, public goods and club goods*, 2<sup>e</sup> ed., Cambridge, Cambridge University Press.
- GRANGER CLIVE W. J. et NEWBOLD P. [1974], « Spurious regressions in econometrics », *Journal of Econometrics*, 2, p. 111-120.
- GUYOT M. et VRANCEANU R. [2001], « European defence: the cost of partial integration », *Defence and Peace Economics*, 12, p. 157-174.
- JOHANSEN S. [1988], « Statistical analysis of cointegrating vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-254.
- KOLLIAS C., MANOLAS G. et PALEOLOGOU S.-M. [2004], « Defense expenditures and economic growth in the European union. A causality analysis », *Journal of Policy Modelling*, 26, p. 553-569.
- MACKINNON JAMES G., HALBERT W. et DAVIDSON R. [1983], « Test for model specification in the presence of alternative hypotheses: come further results », *Journal of Econometrics*, 21, p. 53-70.
- MCGUIRE M. et GROTH CARL H. [1985], « A method for identifying the public good allocation process within a group », *Quarterly Journal of Economics*, 100, p. 913-934.
- OLSON M. et ZECKHAUSER R. [1966], « An economic theory of alliances », *Review of Economics and Statistics*, 48 (3), p. 266-279.
- SANDLER T. [1992], *Collective action: Theory and applications*, Ann Arbor: University of Michigan Press.
- SANDLER T. et CULYER A.J. [1982], « Joint products and multijurisdictional spillovers », *Quarterly Journal of Economics*, 97, p. 707-716.
- SANDLER T. et HARTLEY K. [2001], « Economics of alliances: the lessons for collective action », *Journal of Economic Literature*, 39, p. 869-896.
- SANDLER T. et MURDOCH JAMES C. [1990], « Nash-Cournot or Lindhal behavior?: An empirical test for the NATO allies », *Quarterly Journal of Economics*, 105 (4), p. 875-894.
- SIPRI YEARBOOK [2003], *Armaments, Disarmament and international security*, Oxford: Oxford University Press.
- SOLOMON B. [2003], « Defence specific inflation: A Canadian perspective », *Defence and Peace Economics*, 14 (1), p. 19-36.
- WARR P.G. [1983], « The private provision of a public good is independent of the distribution of income », *Economics Letters*, 13, p. 207-211.