



C
a
h
i
e
r
s
de
la
M
S
E

**Biens publics et défense européenne :
quel processus d'allocation ?**

Martial FOUCAULT, LAEP

2005.82



CENTRE NATIONAL
DE LA RECHERCHE
SCIENTIFIQUE

Maison des Sciences Économiques, 106-112 boulevard de L'Hôpital, 75647 Paris Cedex 13
<http://mse.univ-paris1.fr/Publicat.htm>

ISSN : 1624-0340

Biens publics et défense européenne : quel processus d'allocation ?*

Martial FOUCAULT

European University Institute, RSCAS[†]

Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne[‡]

Abstract

The European Union has decided to implement in 1999 an independent European security and defence policy (ESDP). As States' preferences in defence issues are characterized by a strong heterogeneity, I propose to determine the kind of allocation process for providing defence resources. By assuming European security as an impure public good due to spillin effects, this article aims at evaluating whether a Nash-Cournot or Lindhal process is better suitable for the ESDP. Based on an econometric analysis for the 1980-2002 period, it is concluded that the Europe of Defence follows a Nash-Cournot process for 10 out of 15 countries. This result strengthens the interdependency of defence policies for defining a common security need.

Résumé : 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. 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 10 des

*Je tiens à remercier les participants du LIV^o congrès de l'AFSE (Paris, septembre 2005), des XV^o journées du SESAME (Rennes, septembre 2005), du Séminaire du LAEP (Université Paris 1, juin 2004) du Luncheon Seminar (Florence, mai 2005) au Robert Schuman Centre de l'Institut Universitaire Européen, et en particulier Giancarlo Corsetti, Guillaume Destré, Thierry Pénard, Michelle Ruta, Christian Schmidt, Pascal Vennesson et Patricia Vornetti pour leurs commentaires et propositions d'amélioration. Je suis seul responsable des erreurs ou insuffisances de l'article. Sans le soutien financier du CNRS et de la DGA, ce travail n'aurait pu voir le jour. Je suis seul responsable des erreurs ou insuffisances de l'article.

[†]European University Institute, Robert Schuman Centre for Advanced Studies, Via dei Roccettini 9, 50016 S. Domenico di Fiesole, Italy, martial.foucault@iue.it

[‡]Université Paris 1, Maison des Sciences Economiques, 106-112 boulevard de l'Hopital, F-75013 Paris, foucault@univ-paris1.fr

15 pays de l'UE et renforce la difficulté de préciser un prix fiscal pour l'Europe de la Défense.

JEL Classification: H0, H56, H87.

Keywords: Public good provision, defence spending, allocation process, free-riding, Nash-Cournot, Lindhal.

1 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 révèlent être moins un exercice de style diplomatique qu'une profonde difficulté à envisager l'Europe de la défense en tant que pilier indiscutable de l'Union européenne. A 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 (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'un rapprochement des préférences individuelles sur les seuls bénéfices privés de consommation du bien défense. 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. Au contraire, la théorie des alliances militaires a plus récemment fait désormais l'objet de travaux empiriques à la lumière du modèle produit joint (Sandler et Hartley [2001]).

A l'instar de nombreux biens collectifs, la défense nationale est également 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 de telles externalités dans un modèle produit-joint, 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.

Deux éléments majeurs posent difficultés dans la détermination de modèles de fourniture de défense (européenne) considéré comme un bien collectif transnational : d'une part, la présence d'externalités positives favorisant des comportements de passager clandestin et d'autre part, les difficultés de coopération et de coordination entre États en l'absence de cadre politique fort. Une vague de travaux empiriques a pris en compte ces singularités et analysé les dépenses militaires au sein des alliances internationales. Si le cadre normatif repose sur un programme de maximisation d'une fonction individuelle de bien-être, le niveau de dépenses de défense intègre un niveau généralisé d'internalités avec les autres pays. Ce champ de recherche est étroitement lié au raffinement des modèles de fourniture de biens collectifs impurs, à l'intégration de la théorie des jeux non coopératifs dans les fonctions de demande de défense et aux nouvelles possibilités économétriques (Cornes et Sandler [1996], Pevehouse et Zhao [2000], Dudley et Montmarquette (1981), Oneal (1990), Murdoch et al. (1991), Eloranta (2000), Foucault [2004]).

Notre article se placera dans cette perspective en raisonnant dans un environnement composé des quinze États membres ; l'élargissement de l'UE aux dix nouveaux pays-membres n'étant pas pris en compte pour des raisons de disponibilité de données statistiques pour ces pays. La deuxième section présente le cadre analytique 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 proposés dans une quatrième section et discutés dans une section conclusive.

2 Principales procédures d'estimation

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. La seule étude économétrique à ce jour disponible dans un cadre PESD concerne le travail de Kollias & al. (2004) qui mesure une relation de causalité entre les dépenses militaires et le niveau de croissance économique entre 1961 et 2000. A cet égard, ce travail suggère un résultat intéressant dans le cadre de notre recherche car les auteurs admettent que neuf pays sur douze (les trois autres pays ayant une relation co-intégrée) définissent le niveau de leur dépense de défense en fonction de leur situation macroéconomique.

À partir d'une 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-Nash¹ de fourniture de défense. Par ailleurs, Fontanel et Smith (1991, p. 402) suggèrent que la naissance d'une Europe de la défense

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

n'altèrera pas le rapport de force au sein de l'Europe car le niveau des externalités potentielles interétatiques est déjà internalisé. On peut en effet supposer que le processus d'intégration économique a déjà largement contribué à la construction européenne, et que l'intégration militaire, pour complète qu'elle soit, ne peut en l'état correspondre à un transfert ou une fragmentation de la souveraineté des États vers un gouvernement européen. C'est pourquoi, la notion d'intégration militaire doit aujourd'hui être appréhendée avec un objectif collectif de paix mais nous gardons à l'esprit la possibilité que la décision d'un État en matière de choix de défense modifie le comportement d'un ou plusieurs États « alliés » si une conjonction d'évènements particuliers faisait basculer notre cadre d'analyse dans un environnement de type « course aux armements ».

2.1 Hypothèses et relations testées

C'est pourquoi nous mettons en œuvre deux tests : le premier porte sur le choix entre un modèle de fourniture de type bien collectif pur et de type bien produit joint² et le second porte sur le mécanisme d'allocation Nash vs Lindhal³.

2.1.1 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) et non un modèle de bien collectif pur⁴ (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 (p_x, p_s) et d'un ensemble de variables de contrôle (par exemple, le niveau de menace extérieure).

Nous appelons ce premier test « modèle de fourniture » qui consiste à vérifier laquelle des relations suivantes est la plus appropriée au cas de la défense européenne :

$$\begin{aligned} \text{(modèle 1)} : S_i &= S_i(Rev_i, p_x, p_s, Z_i) \text{ avec } \tilde{S}_i = \sum_{i \neq j} s_j \text{ et } G_i = s_i + \sum_{i \neq j} s_j \\ \text{(modèle 2)} : S_i &= S_i(Rev_i, p_x, p_s, Z_i) \end{aligned}$$

²Nous rappelons qu'un modèle produit joint génère à la fois des bénéfices privés et des bénéfices collectifs d'une activité initiale théoriquement non rivale et non excluible.

³La 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 2 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.

⁴Ce choix aurait été valide si nous avions considéré que les 15 pays européens fournissaient seulement de la dissuasion nucléaire.

La comparaison des équations du modèle 1 et 2 indique que seul le terme d'internalités les différencie. Le rapprochement des deux modèles est ainsi facilité et conduit à estimer la relation fonctionnelle suivante :

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

En fixant la valeur du coefficient $\beta_2 = 0$, la relation (1) représente le modèle de fourniture d'un bien collectif pur. Le test consistera à étudier la significativité du coefficient β_2 , et conclure à la supériorité du modèle 1 si le coefficient β_2 est significativement différent de zéro et inversement si β_2 ne diffère pas de zéro.

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, ce test 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 bénéfiques 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 passager clandestin sera remise en cause ou du moins considérablement atténuée. En conséquence, le niveau de sous-optimalité sera comparé au résultat admis théoriquement dans le cadre du modèle 2. De la même manière, ce test permettra de confirmer ou d'invalider l'hypothèse d'exploitation des grands par les petits (Olson et Zeckhauser [1966]).

2.1.2 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 de type Nash qui sous-tend un mécanisme d'allocation non coopératif. Toutefois, il est possible d'envisager au sein d'une communauté de taille faible 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 au bien défense égale au bénéfice individuel retiré est Pareto supérieure à un processus implicite de type Nash.

Mis au point pour la première fois par McGuire et Groth (1985), un test de différenciation entre les deux mécanismes d'allocation sera conduit en estimant les deux relations

suivantes :

Modèle Lindhal :

$$\sum \ln S_{i,t} = \phi_1 + \phi_2 \ln effort_{i,t} + \phi_3 \ln PIB_{i,t} + \phi_4 CW.Menace_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$avec effort_{i,t} = S_{i,t} / \sum_{i=1}^{15} \ln S_{i,t}$$

Modèle Cournot-Nash :

$$\sum \ln S_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \ln \tilde{S}_{i,t} + \beta_3 REV_{i,t} + \beta_4 CW.Menace_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

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

Pour mener à bien ce test, l'estimation par les doubles moindres carrés⁵ (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 satisfaite⁶. 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 :

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^{15} \ln S_{i,t} = \phi_1 + \phi_2 \ln effort_{i,t} + \phi_3 \ln PIB_{i,t} + \phi_4 CW.Menace_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \\ \ln effort_{i,t} = f(\sum PIB_{i,t}, Menace_{i,t}) + \mu_{i,t} \end{cases} \quad (4)$$

⁵Nous 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.

⁶En effet, $\ln S_t - \hat{\rho}^{(1)} \ln S_{t-1}$ dans le modèle 1 n'est pas nécessairement identique à $\ln S_t - \hat{\rho}^{(2)} \ln S_{t-1}$ du modèle 2. Une fois les coefficients $\hat{\rho}^{(1)}$ et $\hat{\rho}^{(2)}$ estimés, la condition (2) est satisfaite en régressant $\sum \ln S_t$ dans les deux modèles.

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 internalités⁷. 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 dérivés 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 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 :

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^{15} \ln S_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \ln \tilde{S}_{i,t} + \beta_3 \ln REV_{i,t} + \beta_4 CW.Menace_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \\ \ln \tilde{S}_{i,t} = f(\sum PIB_{i,t}, Menace_{i,t}) + \mu_{i,t} \end{cases} \quad (5)$$

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 :

Proposition A : *Maintenir le modèle de fourniture de type Lindhal*

$$\begin{cases} H_0^A: \hat{\beta}_i = 0 \\ H_1^A: \hat{\beta}_i \neq 0 \end{cases} \text{ pour tout } i = 1, \dots, 15$$

⁷Ce 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.

Proposition B : *Maintenir le modèle de fourniture produit joint de type Cournot-Nash*

$$\begin{cases} H_0^B: \hat{\phi}_i = 0 \\ H_1^B: \hat{\phi}_i \neq 0 \end{cases} \text{ pour tout } i = 1, \dots, 15$$

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 15 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.

3 Resultats

Plusieurs étapes sont regroupées dans cette section : la présentation des variables et données statistiques, les diagnostics sur le traitement des variables et enfin les résultats des estimations.

3.1 Données et variables statistiques

Notre étude empirique couvre les années 1980-2002 et concerne les pays de l'UE des 15. 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.

3.1.1 Variables militaires

De manière générale, 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_i^t) votées par chaque gouvernement du pays i l'année t . Un certain nombre de transformations statistiques⁸ ont été apportées aux séries fournies par le SIPRI (Stockholm International Peace

⁸Nous avons décidé de raisonner en dollars constants 1995 et pour cela, nous avons reconstruit les séries à partir de données exprimées en monnaie locale courante en utilisant les taux de change fournis par la Banque Mondiale. En adoptant une série d'indices chaîne de Laspeyres, nous avons pu recalculer les séries

Research Institute). Nous avons construit une série corrigée des variations du taux de change et déflatée par l'indice des prix à la consommation⁹. Malgré le caractère imparfait d'un tel déflateur (Eloranta [2000], p.13¹⁰), il présente l'intérêt de calculer directement des élasticités-prix de la demande de sécurité collective par pays. Un rapide aperçu de notre échantillon met en exergue des différences notables de dépenses de défense en niveau entre les pays faiblement consommateurs de défense et les pays disposant d'une défense autonome. Le graphique 1a permet de distinguer deux groupes de pays par la somme totale des dépenses de défense engagées : les quatre leaders (France, Allemagne, Royaume-Uni, Italie) et les onze pays restants. Les différences de structures sont corrigées par l'utilisation de données en logarithme népérien.

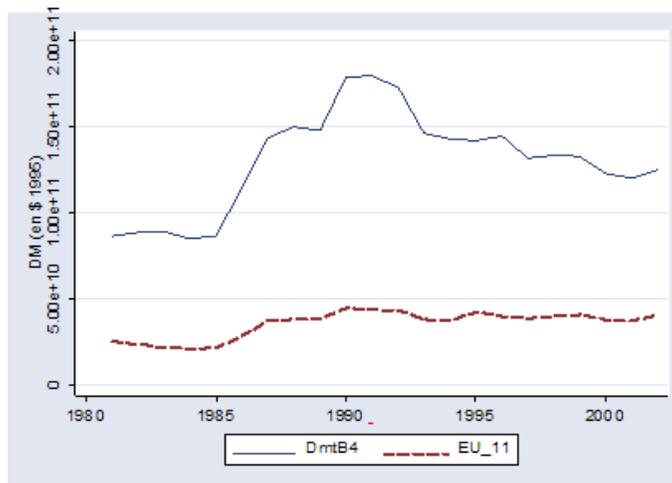


Figure 1 : Dépenses militaires au sein de l'UE

en dollars constants 1995. Concernant les données militaires disponibles auprès des bases statistiques de la Banque Mondiale (2004), les séries étaient seulement disponibles jusqu'en 2000. C'est pourquoi nous avons utilisé les données SIPRI pour la période restante en utilisant les mêmes déflateurs. Ces données ont été rapprochées de celles collectées par le Ministère français de la Défense (Bureau de la Statistique).

⁹ 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.

¹⁰ Eloranta rappelle que l'indice des prix à la consommation ne tient pas compte des variations dans les coûts de production des secteurs industriels. À l'inverse, le recours aux indices de vente en gros (wholesale index) peut offrir un meilleur traitement, en particulier lorsque les séries sont longues. Notre échantillon étant restreint (1981-2002), l'indice des prix à la consommation a été maintenu comme déflateur des dépenses militaires.

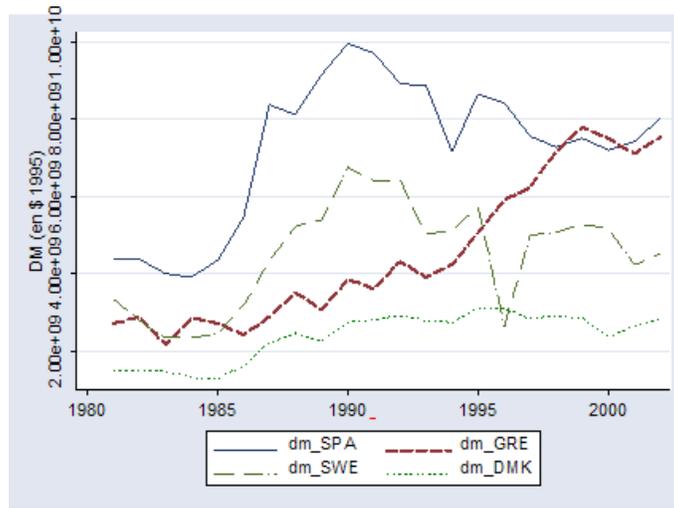


Figure 2 : Variations au sein de l'UE-11

Nous remarquons sur la figure 1 que la série des quatre pays les plus consommateurs de défense est celle pour laquelle les variations de dépenses militaires fluctuent le plus nettement. Au cycle de hausse succède à partir de 1992 un cycle de baisse fortement marqué durant la période 1992-1995. Toutefois, la thèse des « dividendes de la paix » n'aura duré que quelques années car à partir de 2001, l'ensemble des budgets défense de l'Union Européenne est orienté à la hausse. Les événements du 11 septembre 2001 ont confirmé et renforcé cette tendance. Concernant les « petits » pays, nous avons représenté sur la figure 2 la variation des pays dominants (Espagne, Grèce, Suède et Danemark) au sein de ce club des onze pays. Observons la position particulière de la Grèce qui n'a pas réduit son budget défense après l'effondrement de l'empire soviétique mais a au contraire continué à augmenter son effort de défense de manière régulière. Finalement, la comparaison des deux graphiques contribue à réfuter la thèse de l'exploitation des grands pays par les petits, car depuis 1992, la pente de la courbe des quatre pays leaders est beaucoup plus forte (négativement) que celle des autres onze pays. Évidemment cette lecture graphique masque un certain nombre de déterminants que l'analyse économétrique révélera. En observant la tendance de l'évolution des budgets de défense des 4 leaders européens (figure 3) et celle des pays à forte variance parmi l'UE des 11, il est intéressant de remarquer graphiquement que l'année 1991 constitue un point d'inflexion important pour les pays engagés militairement dans la guerre froide. A l'inverse, en raison de capacités industrielles et de doctrines militaires différentes, les pays de l'UE-11 (figure 2) ont pleinement profité de leur intégration européenne. L'absence de données budgétaires plus fines par pays nous empêche de raisonner en dépenses d'investissement versus dépenses de fonctionnement.

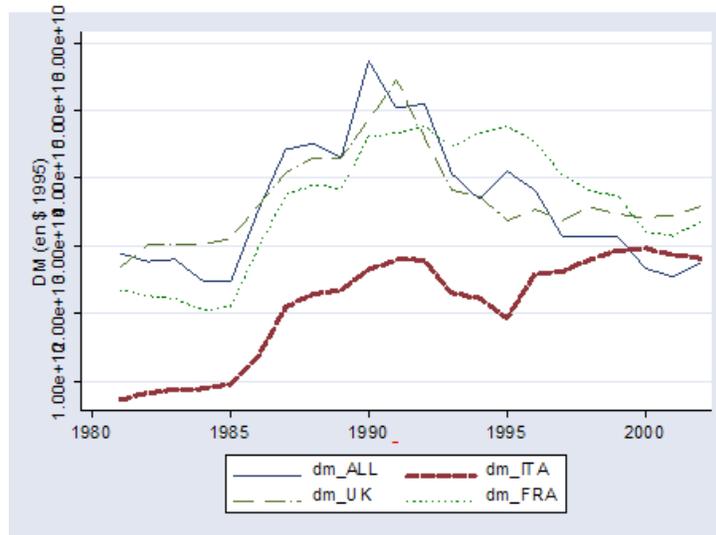


Figure 3: Dépenses militaires des leaders européens

Toutefois, nous pouvons prendre en compte l'effet de la taille des armées sur le coût de défense. Il est évident que les États disposant d'armées de conscription consentent un coût relativement plus faible à la fourniture de sécurité comparé à celui supporté par les États dotés d'armées professionnelles. Certains pays comme le Luxembourg, voire l'Irlande, ont des séries avec de très faibles variances, ce qui limite les possibilités d'exploitation économétrique. Les États disposant d'armées richement dotées en ressources humaines sont ceux dont les variations sont les plus fortes au cours de la période d'étude. Rapporté à la population, le ratio (nombre de personnels défense/population) indique que les États de petite taille ne fondent pas nécessairement leurs choix de défense sur le seul critère démographique. Par exemple, la Grèce occupe une position particulière en ce qu'elle consacre la plus forte contribution au facteur travail parmi les 15 pays membres. Pour protéger son territoire, les autorités helléniques consacrent en moyenne 2 personnes pour assurer la protection d'une population composée 100 personnes. En revanche, parmi les pays européens leaders, la position de la Grande-Bretagne traduit la maturité du modèle de professionnalisation des armées (engagée en 1962) dont la première conséquence débouche sur un effort plus faible en ressources humaines.

3.1.2 Variables économiques

Compte tenu de la théorie des biens collectifs mobilisée, les variables de revenu et d'indice des prix sont indispensables à l'étude des facteurs explicatifs du niveau de la demande de sécurité extérieure. Rappelons que la contrainte budgétaire d'un pays ou d'une zone est définie par l'égalité de son revenu disponible à la valeur des biens privés et collectifs consommés à des prix donnés. C'est pourquoi, le niveau du PIB est retenu pour l'analyse. La série fournie par la Banque Mondiale, en dollars courants, a été reconstruite en dollars constants aux prix de 1995 en utilisant un déflateur de l'indice des prix PIB et un déflateur de l'indice du taux change du dollar.

La prise en compte simultanée de l'indice des prix du PIB et des dépenses militaires permet la construction d'un indice de prix relatif des dépenses militaires ($IPx = IPxS_t/IPxPIB_t$). L'intérêt d'introduire un tel indice dans l'estimation de la demande de défense individuelle et collective est de déterminer l'élasticité de la demande par rapport aux prix et de vérifier si les gouvernements sont sensibles à la variation des prix des quantités de défense à fournir. Nous interprétons les résultats en prenant soin d'étudier la fonction log-linéaire de la relation. Si l'élasticité est supérieure à 1 ($\varepsilon_{D/P} > 1$), alors la défense collective sera considérée comme un bien collectif élastique et inversement si $\varepsilon_{D/P} < 1$. En considérant la défense comme un bien complémentaire plutôt qu'un substitut, il est vraisemblable que la demande de défense soit davantage inélastique à moins de disposer de formes alternatives à la sécurité de la zone Europe.

3.2 Diagnostics

Avant de procéder aux estimations, il importe d'effectuer un certain nombre de vérifications statistiques sur les propriétés stochastiques des variables. En effet, 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 (test de bruit blanc) afin de lever tout risque d'autocorrélation. Enfin, il faut s'assurer que des risques de cointégration ne surviennent pas.

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 & al. (1974), telles que la différentiation première d'un processus déterministe. Depuis les travaux de Nelson et Plosser (1982), les cas de non stationnarité les plus fréquents sont analysés à partir de deux types de processus : le processus déterministe TS (*trend stationary*), appelé aussi « propriété de non-persistence des chocs » et le processus stochastique DS (*differency stationary*). 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 TS et DS. Cette procédure a été conduite pour chacune des variables temporelles¹¹.

¹¹ résultats complets pour chaque série sont disponibles sur simple demande.

Au final, la série des dépenses militaires françaises est issue d'un processus non stationnaire de type I(1) et peut être représentée par $\ln DM_t = c + \ln DM_{t-1} + \varepsilon_t$, avec i.i.d. $(0, \sigma^2)$. Pour stationnariser cette série, il suffit donc de la différencier. 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.

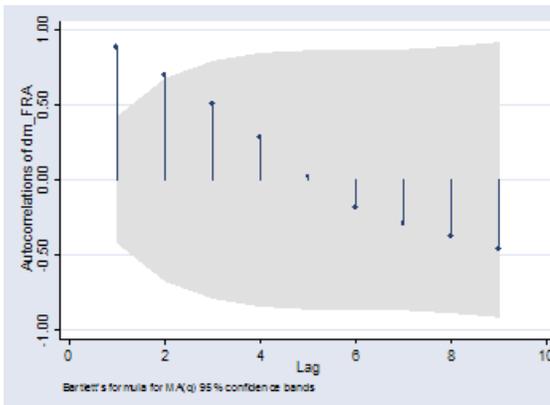


Figure 4 : en niveau

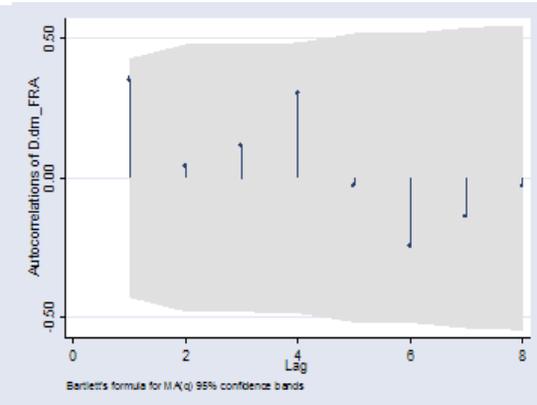


Figure 5 : Après différenciation

Après lecture du corrélogramme (figures 4 et 5), on remarque que la différenciation d'ordre 1 réduit considérablement le problème d'autocorrélation puisque chaque point est compris dans la région de confiance matérialisée par la zone grisée. Dans la mesure où la série des dépenses militaires n'est pas autocorrélée, le processus ε_t s'apparente à un bruit blanc et valide à la fois l'ensemble des distributions asymptotiques des statistiques de tests de Dickey-Fuller et les conclusions que nous avons avancées quant à la non stationnarité de la série. Dans le cas contraire, il importe de tester la non stationnarité de la série en prenant en compte États des perturbations ε_t à l'aide d'un test Dickey-Fuller Augmenté.

L'ensemble des tests de stationnarité (Dfuller) ont 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 pour tester l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation a permis d'identifier quelques cas d'autocorrélation, qui ont nécessité de transformer la relation fonctionnelle $\sqrt{1 - \hat{\rho}^2}$ par $\hat{\rho}$ (nous présentons dans chaque tableau de résultats l'estimation du pour les pays concernés par un problème d'autocorrélation).

En règle générale, la cointégration survient lorsque des séries se sont révélées non stationnaires en niveau et stationnaires après différenciation (Seddighi & al. [2000]). Le test

de cointégration consiste à vérifier si ces séries ne sont pas affectées d'une tendance de long terme. Pour cela, plusieurs tests sont envisageables. La littérature retient deux tests : le test de Johansen (1988) et la méthode en deux étapes de Engle et Granger (1987) qui consiste à estimer par les M.C.O. la relation de type $(DM_t = \beta_0 + \beta_1 \ln REV_{i,t} + \varepsilon_t)$ et soumettre les résidus à un test de racine unitaire. Le rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire constitue une évidence de cointégration. Par ailleurs, en raison de la faible taille de l'échantillon, il est fréquent de recourir à un test d'autocorrélation des résidus. Si l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation est vérifiée, alors on peut conclure que les séries sont cointégrées. Les résultats du test généralisé de Johansen, démontrent que nos séries ne sont pas entachées de cointégration et ne nécessitent donc pas d'estimation de type ECM.

3.3 Estimations

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

	C	Spillin	Rev	Prix	Menace	$\hat{\rho}^{(a)}$	DW
<i>Autriche</i> ^(b)	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
<i>Belgique</i>	0,001* (1,91)	1,106*** (5,722)	-0,225*** (-4,62)	0,155*** (6,02)	0,007*** (6,18)	-0,307* (-1,93)	1,634
<i>Danemark</i>	0,002 (0,34)	0,952*** (5,868)	-0,176 (-0,43)	-0,015 (-0,25)	0,003*** (2,60)	-	2,048
<i>Finlande</i>	0,002** (2,30)	1,122*** (28,432)	-0,205*** (-2,93)	0,059 (0,92)	0,006**	-	1,868
<i>France</i>	0,010* (1,88)	1,073*** (27,56)	-0,584** (-2,105)	-0,687** (-2,46)	-0,001*** (-4,66)	-	1,650
<i>Allemagne</i>	-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
<i>Grèce</i>	0,1E+03 (0,12)	0,975*** (20,63)	0,033 (0,41)	-0,181*** (-2,89)	-0,004*** (-3,11)	-	1,315
<i>Irlande</i>	0,007 (0,79)	1,028*** (56,30)	-0,034 (-1,23)	0,016 (0,463)	3,94E05 (0,27)	-0,542*** (-3,07)	1,616
<i>Italie</i>	-2,33 E-05 (-0,01)	0,934*** (18,20)	0,048 (0,37)	-1,250** (-2,28)	-0,07E-02** (-2,13)	-	2,003
<i>Luxembourg</i>	-0,001 (-1,48)	0,66*** (4,58)	0,366*** (2,27)	-0,338*** (-2,66)	-0,01E-02*** (-2,61)	-	2,368
<i>Pays-Bas</i>	-0,03 E-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
<i>Portugal</i>	0,001 (0,62)	1,097*** (9,125)	-0,141 (-0,82)	-0,006 (-0,05)	7,35E-05 (0,57)	-	1,844
<i>Espagne</i>	0,017* (1,73)	1,016*** (82,72)	-0,038 (-1,039)	0,206* (1,76)	0,02E-02 (0,79)	-0,473* (-1,76)	2,098
<i>Suède</i>	-1,55E-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
<i>R.U.</i>	0,23E+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.

Tableau 1 : Résultats de l'estimation MCO

En effet, le coefficient de la variable spillin est significativement différent de zéro dans chaque représentation et sa valeur varie positivement entre 0,66 (Luxembourg) et 1,61 (Autriche). 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 14 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. Cela signifie par ailleurs 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 β_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 10 cas sur 15, le modèle produit joint de type Cournot-Nash est préféré au modèle Lindhal. Dans les 5 situations restantes (Allemagne, Italie, Portugal, Espagne et Royaume-Uni), même si le coefficient estimé a un pouvoir explicatif réel, le modèle Lindhal n'est pas pour autant préféré car le coefficient 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 ».

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

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

Tableau 2 : Résultats du test J

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.

4 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) ? A 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 structure 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.

References

- [1] BANQUE MONDIALE (2004), *World Development Indicators 2003*, Washington: World Bank.
- [2] CORNES R. et SANDLER T. (1996), *The theory of externalities, public goods and club goods*, 2nd edition, Cambridge: Cambridge University Press.
- [3] DUDLEY L., MONTMARQUETTE C. (1981), « The demand for military expenditure: An international comparison », *Public Choice*, Vol. 37(1), p. 5-31.
- [4] ELORANTA J. (2000), « The demand for external security by domestic choices: Military spending as a public good among eleven European countries, 1920-1938 », Working Paper n° 2000/6, European University Institute.
- [5] ENGLE R., GRANGER C. (1987), « Cointegration and error correction: representation, estimation and testing », *Econometrica*, Vol. 55, p. 251-276
- [6] FONTANEL J., SMITH RON P. (1991), « A European Defence Union? », *Economic Policy*, Vol. 13, October, p. 393-424
- [7] FOUCAULT M. (2004), "Biens collectifs et sécurité extérieure. Analyse économique de la politique européenne de défense", *Thèse de doctorat*, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne.
- [8] GRANGER CLIVE W. J. et NEWBOLD P. (1974), « Spurious regressions in econometrics », *Journal of Econometrics*, 2, p. 111-120.
- [9] GUYOT M. et VRANCEANU R. (2001), « European defence: the cost of partial integration », *Defence and Peace Economics*, 12, p. 157-174.
- [10] JOHANSEN S. (1988), « Statistical analysis of cointegrating vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-254.
- [11] 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.

- [12] 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.
- [13] 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. 913-34.
- [14] MURDOCH JAMES C., HANSEN L. AND SANDLER T. (1991), « An econometric technique for comparing median voter and oligarchy choice models of collective action: the case of the Nato Alliance », *Review of Economics and Statistics*, Vol. 73(4), p. 624-631.
- [15] NELSON C. R., PLOSSER C. (1982), « Trends and random walks in macro-economic time series: some evidence and implications », *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, p.139-162
- [16] OLSON M. et ZECKHAUSER R. (1966), « An economic theory of alliances », *Review of Economics and Statistics*, 48(3), p. 266-279.
- [17] O'NEAL JOHN R. (1990), « Testing the theory of collective action », *Journal of Conflict Resolution*, Vol. 34(3), p. 426-48.
- [18] PEVEHOUSE JON C., ZHAO J. (2000), « A dynamic model of NATO behaviour and its empirical testing », Working Paper 00-01, Ohio State University, Department of Economics.
- [19] SANDLER T. (1992), *Collective action: Theory and applications*, Ann Arbor: University of Michigan Press.
- [20] SANDLER T. et CULYER A.J. (1982), « Joint products and multijurisdictional spillovers », *Quarterly Journal of Economics*, 97, p.707-16.
- [21] SANDLER T. et HARTLEY K. (2001), « Economics of alliances: the lessons for collective action », *Journal of Economic Literature*, 39, p. 869-896.
- [22] 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. 875-94.
- [23] SEDDIGHI R., LAWLER K.A., KATOS A.V. (2000), *Econometrics, A practical approach*, London: Routledge.
- [24] SIPRI YEARBOOK (2003), *Armaments, disarmament and international security*, Oxford: Oxford University Press.
- [25] SOLOMON B. (2003), « Defence specific inflation: A Canadian perspective », *Defence and Peace Economics*, 14(1), p. 19-36.
- [26] WARR P.G. (1983), « The private provision of a public good is independent of the distribution of income », *Economics Letters*, 13, p. 207-211.

A Annexes

La première étape consiste à estimer la relation suivante :

$$\Delta S_t = \phi S_{t-1} + c + \beta T + \varepsilon_t \quad (6)$$

avec S le niveau de dépenses militaires, T une tendance, c une constante et ε un terme d'erreurs. Nous effectuons un test de racine unitaire et obtenons la valeur des estimateurs M.C.O. des différents paramètres de la relation. La statistique $t\hat{\phi} = -3,26$ nous renseigne sur la présence d'une racine unitaire. Comparée avec les seuils tabulés par Dickey-Fuller ($C_\alpha = -3,67$), on accepte l'hypothèse nulle de racine unitaire car $t\hat{\phi} > C_\alpha$. Il faut maintenant vérifier la validité de ce résultat en s'assurant que la relation (6) est le « bon » modèle. Pour cela, nous testons la nullité du coefficient de la tendance conditionnellement à la présence d'une racine unitaire, soit le test suivant :

$$H_0^A = (c, \beta, \phi) = (c, 0, 0) \quad \text{soit} \quad \Delta S_t = c + \varepsilon_t \quad (7)$$

On estime successivement le modèle non contraint (relation 6) et le modèle contraint (relation 7 sous H_0). La statistique Fisher renvoie une valeur ($F_B = 1,296$) inférieure au seuil critique ($F_\alpha = 7,24$), ce qui nous permet d'accepter l'hypothèse nulle et par conséquent de remettre en cause le test de non-stationarité en présence d'une tendance T .

Dès lors, il suffit de recommencer le même test en ne conservant qu'une constante, soit la relation :

$$\Delta S_t = \phi S_{t-1} + c + \varepsilon_t \quad (8)$$

Le test de racine unitaire permet de conclure à l'acceptation de l'hypothèse nulle de racine unitaire ($\phi = 0$). Comme précédemment, vérifions maintenant la validité de ce résultat en testant la nullité du coefficient de la constante conditionnellement à la présence d'une racine unitaire : soit le test $H_0^C = (c, \phi) = (0, 0)$. Cela revient finalement à tester la nullité des coefficients de la relation 8. En comparant¹² la statistique Fisher du test et le seuil critique Dickey-Fuller, il est impossible d'accepter l'hypothèse nulle de la nullité de la constante conditionnellement à la présence d'une racine unitaire, et il est nécessaire de maintenir la constante dans l'estimation de la relation 8.

¹²Pour un échantillon de taille inférieure à 25 ($n = 22$), la statistique Fisher ($F_C = 7,772$) est supérieure à la valeur critique de Dickey-Fuller ($C_\alpha = 3,42$) au seuil de 5 %.