

ACHATS PUBLICS ET SPÉCIALISATION INTERNATIONALE : L'EFFET D'ENTRAÎNEMENT

Marius Brülhart & Federico Trionfetti¹

Date de réception de l'article: 5 décembre 2001
Date d'acceptation pour publication: 25 mars 2002

RÉSUMÉ. Cet article étudie les conséquences sur la spécialisation internationale des achats publics biaisés en faveur des producteurs nationaux. L'analyse théorique conclut qu'un pays se spécialisera dans le secteur relativement favorisé par les achats publics (nous appelons ceci "l'effet d'entraînement" des dépenses publiques). L'analyse empirique qui s'en suit, menée à partir de données *input-output* de l'Union européenne, vient soutenir ces prédictions théoriques.

Classification *JEL*: H5; F1; R3; R15.

Mots-clefs: Dépenses publiques; spécialisation internationale; économie géographique; union européenne; analyse *input-output*.

ABSTRACT. This paper studies the consequences of home-biased public procurement on international specialisation. Using a model that features differentiated products and monopolistic competition, it found out that a country will specialise in the sector for which it has relatively large home-biased procurement, and we call this the "pull effect". The empirical analysis, conducted on input-output data for the European Union, yields supporting evidence.

JEL Classification: H5; F1; R3; R15.

Keywords: Public expenditure; International Specialisation; Economic geography; European Union; Input-output data.

1. Auteur correspondant: Marius BRÜLHART, Professeur à l'Université de Lausanne, École des HEC (Marius.Brulhart@hec.unil.ch).

Federico TRIONFETTI, Chercheur associé au CEPPII, Professeur à l'Université de Paris XIII (trionfetti@seg.univ-paris13.fr).

La discrimination exercée par les acheteurs du secteur public en faveur des producteurs nationaux est un phénomène largement répandu, dont les motivations ont été étudiées de manière approfondie. Un rapport de la Commission européenne (1997) retrace l'importance continue des biais domestiques dans les politiques d'achats publics parmi les pays membres de l'Union européenne (UE).

La littérature théorique a montré que les achats publics biaisés en faveur des producteurs domestiques peuvent être motivés soit par un transfert du profit (Branco, 1994; Weichenrieder, 1991), soit comme un moyen de révéler les coûts et d'augmenter l'efficacité dans le cas d'enchères avec information imparfaite (McAfee et McMillan, 1989). Tandis que cet axe de recherche s'est attaché à déterminer les causes des biais domestiques, nous nous en démarquons en nous concentrant sur les conséquences de cette pratique, considérée dès lors comme exogène, sur les spécialisations internationales, et ce dans un cadre d'équilibre général. Le lien entre les achats publics et les spécialisations internationales a été étudié en premier lieu par Baldwin (1970, 1984). Ses travaux soulignent que, dans le cadre d'un modèle d'Heckscher-Ohlin, le biais domestique dans les dépenses publiques n'influence pas la spécialisation internationale. Ce résultat quelque peu contre-intuitif a été confirmé par Miyagiwa (1991), qui souligne que la "neutralité" mise en évidence par Baldwin s'étend à un modèle de concurrence oligopolistique avec bien homogène, mais pas avec biens différenciés.

Nous prolongeons ce dernier axe de recherche en examinant le lien entre les achats publics et la spécialisation dans un modèle de concurrence monopolistique: nous utilisons le modèle de Helpman et Krugman (1985) dans lequel nous incluons des achats publics biaisés en faveur du bien domestique. Le modèle comprend un secteur à rendements d'échelle constants, parfaitement concurrentiel, et un secteur en concurrence monopolistique utilisant une technologie à rendements d'échelle croissants. La proposition de Baldwin (1984), selon laquelle les achats publics sont neutres pour les spécialisations internationales, se trouve confortée par la partie de notre modèle concernant le secteur concurrentiel. Dans le secteur en concurrence monopolistique, cependant, notre analyse prédit que, *ceteris paribus*, un pays se spécialisera dans le bien ayant été l'objet d'achats publics biaisés en sa faveur. Enfin, notre travail empirique basé sur des données *input-output* des pays membres de l'Union européenne sur la période 1970-1985 renforce ce dernier résultat: nous obtenons des résultats robustes en faveur de la présence d'un effet d'entraînement des dépenses publiques sur la localisation des industries manufacturières.

Si notre analyse se place uniquement dans une perspective positive, il est toutefois important de souligner que la question de la libéralisation des achats publics possède également des implications en termes de bien-être. Pour cette raison, la Commission européenne ainsi que d'autres organisations internationales ont mis la question de la libéralisation des politiques d'achats publics sur leur agenda politique. Cette question a ainsi été l'objet d'un certain nombre de directives de la Commission européenne dans le cadre de la mise en œuvre du Marché unique; l'Organisation Mondiale du Commerce l'a également examinée de manière

approfondie au sein de l'Accord sur les Marchés Publics (AMP). Les négociations se poursuivent dans l'un et l'autre cas.

Cet article présente d'abord le modèle théorique, d'où sont extraites deux propositions testables. Celles-ci sont ensuite testées empiriquement, à l'aide des données d'*input-output*, sur les pays membres de l'UE.

■ LA THÉORIE

Notre objectif est d'analyser l'impact de dépenses publiques favorisant le bien national sur les spécialisations internationales, et ce dans un cadre représentant le modèle de référence de la nouvelle théorie du commerce international. Notre résultat théorique confirme que la proposition de "neutralité" de Baldwin est valable pour le secteur concurrentiel. En revanche, nous montrons que les achats publics biaisés ont une influence sur la spécialisation dans les secteurs à rendements d'échelle croissants fonctionnant en concurrence monopolistique (nous y ferons référence en tant qu' *effet d'entraînement* des dépenses publiques).

Les dépenses publiques dans un modèle statique de spécialisation internationale

Nous étendons ici le modèle développé par Helpman et Krugman (1985, section 10.4) en y introduisant la demande du secteur public. La structure de base du modèle est la suivante : il existe deux facteurs de production homogènes, appelés l et k ; deux pays, indicés $i = 1, 2$; et trois secteurs : X , Y et Z . Deux des secteurs sont parfaitement concurrentiels (Y et Z) et le dernier secteur fonctionne en concurrence monopolistique (X)². Nous utilisons le secteur Z en tant que numéraire. Les technologies de production diffèrent selon les secteurs mais sont identiques entre pays. Les secteurs Y et Z fonctionnent en concurrence parfaite et utilisent une fonction de production linéaire homogène. Les fonctions de coût marginal et de coût variable associées à ces technologies sont $c_Y(w, r)$ et $c_Z(w, r)$, où les arguments sont les rémunérations de l et de k . Le secteur X produit un bien différencié en utilisant une technologie comprenant un coût fixe $f(w, r)$ et un coût marginal constant $m(w, r)$. Nous supposons que les fonctions $m(w, r)$ et $f(w, r)$ utilisent les facteurs de production dans des proportions relatives identiques. Ainsi, l'intensité factorielle dans le secteur X ne dépend que des prix relatifs des facteurs et non de la taille des firmes. Les firmes ayant des coûts identiques, le niveau optimal de production est le même pour chaque firme et est appelé x . La fonction de coût moyen du secteur X est $c_X(w, r) = m(w, r) + f(w, r)/x$. Les fonctions de demande de facteurs sont obtenues à partir du lemme de Shephard. Nous les appelons $l_S(w, r)$ et $k_S(w, r)$ avec $S = X, Y, Z$. Ensuite, nous supposons l'irréversibilité des intensités factorielles. Enfin, nous faisons l'hypothèse que les biens Y et Z sont échangés entre les pays à un coût nul, alors que l'échange international de bien X est soumis à un coût de transport de type iceberg : cela signifie que pour une unité de bien X envoyée, seule une part $\tau \in (0, 1]$ arrive à destination.

2. Nous devons faire l'hypothèse qu'il existe au moins un bien de plus qu'il n'existe de facteurs afin d'obtenir un ensemble d'égalisation des prix de facteurs de dimensionnalité suffisante. Ceci est expliqué plus loin dans le texte.

Le nombre total de variétés du bien X produites dans le monde, N , est déterminé de manière endogène, tout comme sa répartition entre les pays. Le pays i produit n_i variétés du bien X , et $N = n_1 + n_2$. La dotation mondiale de facteurs est exogène et notée L et K . Les dotations en facteurs des pays sont également exogènes, $L_1 = L - L_2$ et $K_1 = K - K_2$. Les équations d'équilibre sont :

$$p_S = c_S(w, r), \quad S = Y, Z \tag{1}$$

$$p_X(1 - 1/\sigma) = m(w, r), \tag{2}$$

$$p_X = c_X(w, r, x), \tag{3}$$

$$l_Y(w, r)Y_i + l_X(w, r)xn_i + l_Z(w, r)Z_i = L_i \quad i = 1, 2 \tag{4a}$$

$$k_Y(w, r)Y_i + k_X(w, r)xn_i + k_Z(w, r)Z_i = K_i \quad i = 1, 2 \tag{4b}$$

Les équations (1) et (2) expriment la condition habituelle selon laquelle le revenu marginal est égal au coût marginal dans l'ensemble des secteurs et des pays. Dans l'équation (2), σ est l'élasticité de substitution ; le prix est supérieur au coût marginal à cause de la structure de marché en concurrence monopolistique dans la production du bien X . L'équation (3) donne la condition de profit nul dans chaque pays dans le secteur X . Enfin, les équations (4a) et (4b) sont les équations d'équilibre sur le marché des facteurs dans chacun des pays. Ces huit équations décrivent le modèle du point de vue de l'offre. Pour clore le modèle, il nous faut décrire les deux composantes de la demande, publique et privée.

Nous supposons que les ménages des deux pays ont des préférences homothétiques. Plus précisément, nous faisons l'hypothèse de préférences à la Dixit et Stiglitz (c'est-à-dire une fonction d'utilité Cobb-Douglas avec une sous-utilité CES) avec des parts des dépenses dans chaque secteur v_{Si} ($S = X, Y, Z$), avec $\sum_S v_{Si} = 1$. L'élasticité de substitution de la sous-utilité CES, σ , est constante, avec $\sigma \in (1, \infty)$. Les ménages sont imposés de manière forfaitaire. Les préférences homothétiques assurent que la répartition des impôts entre les ménages n'affecte pas la demande agrégée. Les fonctions de demande des ménages sont obtenues par la maximisation de l'utilité sous contrainte de budget, et l'agrégation des demandes des ménages permet d'obtenir les fonctions de demande pour le bien différencié. La demande privée du pays i est $p_X^{-\sigma} P_i^{1-\sigma} v_{Xi} l_i^d$ pour chaque variété produite en i et $\tau^\sigma p_X^{-\sigma} P_i^{1-\sigma} v_{Xi} l_i^d$ pour chaque variété produite en j . $P_i = (n_i p_X^{1-\sigma} + n_j \tau^{\sigma-1} p_X^{1-\sigma})^{1/(1-\sigma)}$ est l'indice des prix dans le pays i , $l_i^d = (1 - \delta_i) l_i$ est le revenu disponible des ménages, δ_i est un paramètre d'imposition, et l_i est le produit interne entre le vecteur des dotations factorielles et le vecteur des prix des facteurs (les ménages possèdent le capital). Les profits étant nuls, l_i est le revenu national. Enfin, nous définissons, en vue d'une utilisation ultérieure, la dépense privée sur le bien X en i : $E_{Xi}^P \equiv v_{Xi} (1 - \delta_i) l_i$.

Les gouvernements achètent des biens qu'ils utilisent pour leur subsistance. La nécessité d'avoir un budget équilibré assure que les dépenses sont égales aux impôts collectés. Le

revenu des impôts dans le pays i s'élève à $\delta_i l_i$ et est alloué entre les biens selon un paramètre γ_{Si} ($S = X, Y, Z$) avec $\sum_S \gamma_{Si} = 1$. La dépense du gouvernement i en bien X est alors $E_{Xi}^G \equiv \gamma_{Xi} \delta_i l_i$.³

À l'instar de Baldwin (1970, 1984) et Miyagiwa (1991), nous introduisons un paramètre exogène représentant le biais du gouvernement en faveur des biens produits dans le pays domestique: $\phi_i \in [0, 1]$. Une part ϕ_i des achats du gouvernement i est ainsi réservée aux produits domestiques, un ϕ_i élevé représentant un biais domestique fort. Le reste des dépenses du gouvernement est alloué de manière efficace entre les producteurs des deux pays. L'hypothèse simple que nous venons de faire représente deux pratiques discriminatoires couramment utilisées: *i*) l'exclusion totale d'offreurs étrangers des appels d'offres domestiques, et *ii*) l'imposition d'une teneur en biens domestiques pour les produits venant des firmes étrangères.⁴

Pour la clarté de l'exposé, nous dirons que la dépense du gouvernement i est "pleinement libéralisée" si $\phi_i = 0$, "biaisée en faveur du pays domestique" si $\phi_i \in (0, 1]$, et "totalement biaisée" si $\phi_i = 1$. Notons que notre hypothèse selon laquelle le biais domestique apparaît uniquement dans les dépenses publiques et pas dans les dépenses privées relève d'un souci de commodité. En réalité, tant que le biais du secteur public est supérieur à celui des agents privés, nos résultats ne seraient pas affectés par l'utilisation de biais domestiques dans les deux types de dépenses.⁵

L'équilibre sur le marché des produits est illustré dans les équations suivantes:

$$p_Z(Z_1 + Z_2) = E_{Z1}^P + E_{Z2}^P + E_{Z1}^G + E_{Z2}^G \quad (5)$$

$$p_X X = p_X^{1-\sigma} p_1^{\sigma-1} [E_{X1}^P + (1-\phi_1)E_{X1}^G] + \theta p_X^{1-\sigma} p_2^{\sigma-1} [E_{X2}^P + (1-\phi_2)E_{X2}^G] + (\phi_1/n_1)E_{X1}^G \quad (6)$$

$$p_X X = \theta p_X^{1-\sigma} p_1^{\sigma-1} [E_{X1}^P + (1-\phi_1)E_{X1}^G] + p_X^{1-\sigma} p_2^{\sigma-1} [E_{X2}^P + (1-\phi_2)E_{X2}^G] + (\phi_2/n_2)E_{X2}^G \quad (7)$$

où $\theta \equiv \tau^{\sigma-1}$. Les équations (5)-(7) bouclent le modèle. L'équation (5) égalise l'offre et la demande de bien Z , cette dernière étant représentée par ses quatre composantes: les dépenses publiques et privées du pays 1 et les dépenses publiques et privées du pays 2. Enfin, l'équilibre sur le marché du bien X nécessite les deux équations (6) et (7), qui représentent l'égalité de l'offre et de la demande pour n'importe quelle variété produite respectivement dans les pays 1 et 2. Selon la loi de Walras, la condition d'équilibre sur le marché du

3. À l'instar de Baldwin (1974, 1980) et Miyagiwa (1991), nous laissons la part des dépenses du gouvernement allant à chaque secteur ainsi que le paramètre d'imposition exogènes. Comme l'a montré Trionfetti (1997), les parts des dépenses pourraient être endogénéisées en faisant l'hypothèse que le gouvernement produit un bien public avec une fonction de production Cobb-Douglas-CES, en utilisant des parts g_s de chaque bien, et avec une élasticité de substitution constante égale à $\sigma \in (1, \infty)$. Le paramètre d'imposition pourrait être endogénéisé en faisant l'hypothèse que le gouvernement produit un bien public qui entre dans la fonction d'utilité de manière séparable; ceci amènerait à un impôt par tête constant de type Lindahl. Afin de ne pas alourdir le modèle nous préférons ici laisser ce paramètre exogène.

4. Ceci s'applique lorsque les achats à l'étranger sont conditionnels à l'utilisation par le producteur étranger d'inputs domestiques. Sur la pratique de ce comportement discriminatoire, voir Hoekman et Mavroidis (1997).

5. Les résultats analytiques sont disponibles auprès des auteurs.

bien Y est redondante. Le système d'équations (1)-(7) est donc composé de 11 équations indépendantes et de 12 inconnues ($p_x, p_y, p_z, x, n_1, n_2, Y_1, Y_2, Z_1, Z_2, w, r$). En prenant p_z comme numéraire, le système est à présent parfaitement déterminé.

Alors que l'ensemble des variables endogènes sont déterminées de manière simultanée, il est utile d'analyser le sous-système (4)-(7) afin de comprendre intuitivement les forces qui sous-tendent la spécialisation internationale. Étant donné des prix et une échelle de production x , les équations (6) et (7) permettent d'obtenir n_1 et n_2 comme fonctions des dépenses publiques et privées. Puis, pour des valeurs données de n_1 et n_2 , les quatre équations (4a) et (4b) donnent les quatre inconnues Y_1, Y_2, Z_1, Z_2 comme fonctions des dotations de facteurs. Ainsi, alors que dans le secteur en concurrence monopolistique, la spécialisation internationale est déterminée par la demande privée et publique, dans le secteur parfaitement concurrentiel ce sont les dotations de facteurs qui déterminent la spécialisation internationale. De plus, l'équation (5) nous permet de confirmer la proposition de "neutralité" de Baldwin : nous voyons que la demande privée mondiale et la demande du gouvernement déterminent la production mondiale de Z (et de Y) mais n'influencent pas la répartition internationale de cette production. La spécialisation internationale dans ces secteurs est entièrement déterminée par les dotations de facteurs *via* (4a) et (4b). Le biais des achats publics en faveur de la production domestique est donc sans conséquence sur la spécialisation internationale dans les secteurs parfaitement concurrentiels ; il s'agit de la proposition de "neutralité" de Baldwin. Ainsi, son résultat, provenant à l'origine d'un modèle de petit pays en équilibre partiel, se révèle être également valable dans un cadre à deux pays en équilibre général.

Avant de clore, une remarque sur les questions de dimensionalité s'applique. Les coûts de transport segmentent le marché du bien différencié et requièrent deux équations d'équilibre sur ce marché. Un modèle 2×2 contiendrait donc trop d'équations pour permettre l'égalisation des prix de facteurs. Afin de restaurer la pleine dimensionalité de l'ensemble d'égalisation des prix de facteurs, nous avons besoin d'un bien supplémentaire ou d'un facteur de production en moins. Alors que les manuels préfèrent généralement le modèle 2×2 avec le travail comme unique facteur de production (voir Helpman et Krugman, 1985, section 10.4), nous avons choisi un modèle 3×2 afin d'incorporer la proposition de neutralité de Baldwin dans un modèle d'équilibre général.

L'effet d'entraînement des dépenses publiques

Nous analysons à présent les effets de la demande publique et privée sur la spécialisation internationale. Du système d'équations (1)-(7), il sort que $n_1 = n_2$ est un équilibre lorsque les pays sont identiques, c'est-à-dire lorsque $E_{X1}^P = E_{X2}^P$, $E_{X1}^G = E_{X2}^G$, et $\phi_1 = \phi_2$. Malgré le fait que la non-linéarité du modèle nous empêche d'obtenir une forme réduite simple, nous pouvons arriver aux relations qui nous intéressent en différenciant le système (1)-(7) par rapport aux changements dans les dépenses publiques et privées au point d'équilibre $n_1 = n_2$. Il sera plus commode d'utiliser les notations suivantes :

$$\eta_i \equiv n_i / N,$$

$$\varepsilon^P \equiv \frac{E_{X1}^P + E_{X2}^P}{E_{XW}},$$

$$\varepsilon_i^P \equiv \frac{E_{Xi}^P}{E_{X1}^P + E_{X2}^P},$$

$$E_{XW} \equiv E_{X1}^P + E_{X2}^P + E_{X1}^G + E_{X2}^G,$$

$$\varepsilon^G \equiv \frac{E_{X1}^G + E_{X2}^G}{E_{XW}},$$

$$\varepsilon_i^G \equiv \frac{E_{Xi}^G}{E_{X1}^G + E_{X2}^G}.$$

Nous créons un choc sur les dépenses tout en s'assurant que les dépenses publiques et privées mondiales sur chaque bien restent inchangées, c'est-à-dire que E_{SW} ($S = X, Y, Z$), ε^G , et ε^P sont constants. Ceci implique que le prix relatif des biens reste inchangé, et que l'effet sur la spécialisation, s'il existe, sera dû aux variations dans la part de chaque pays dans les dépenses publiques et privées mondiales ε_i^G et ε_i^P . Techniquement, ceci est obtenu en introduisant, à l'équilibre, un choc $d\gamma_{Xi} = -d\gamma_{Xj}$ et $dv_{Xi} = -dv_{Xj}$. La différenciation autour du point d'équilibre, c'est-à-dire $n_1 = n_2$, permet d'obtenir l'expression suivante :

$$\eta_i = \underbrace{\frac{(1-\theta^2)\varepsilon^P}{(1-\theta)^2 + 4\theta\phi\varepsilon^G}}_{\beta_1} d\varepsilon_i^P + \underbrace{\frac{(1+\theta)(1-\theta+2\theta\phi)\varepsilon^G}{(1-\theta)^2 + 4\theta\phi\varepsilon^G}}_{\beta_2} d\varepsilon_i^G. \tag{8}$$

Le premier terme à droite de l'équation est l'effet des dépenses privées. Par commodité, nous appelons le premier coefficient β_1 . Ce terme indique que, *ceteris paribus*, une dépense privée conséquente sur le bien X entraîne une production élevée du bien X dans le pays domestique (pour rappel, $0 < \theta < 1$). Le second terme, dont le coefficient sera appelé β_2 , est l'effet des dépenses du gouvernement. Ce terme souligne que, *ceteris paribus*, des dépenses publiques élevées et biaisées en faveur du bien domestique sur le bien X entraînent une production élevée de ce bien dans le pays domestique. Remarquons que la somme $\beta_1 + \beta_2$ est une version du *Home-Market Effect* (Helpman et Krugman, 1985, section 10.4). Nous avons décomposé le *Home-Market Effect* en une composante publique et une composante privée : lorsque les achats du gouvernement sont égaux à zéro, ($\varepsilon^G = 0$) ou pleinement libéralisés ($\phi = 0$), alors $\beta_1 + \beta_2 = \frac{1+\theta}{1-\theta} > 1$, tout comme dans le modèle de Helpman-Krugman.⁶ Nous pouvons donc formuler une première proposition :

Proposition 1. *Le pays dont le bien différencié X est l'objet de dépenses publiques biaisées relativement élevées, sera, ceteris paribus, relativement spécialisé dans la production du bien X.*

6. Dans la littérature, le *Home-Market Effect* est généralement le résultat d'un choc sur les dépenses généré par un changement dans la taille du pays, alors qu'ici il résulte d'un choc sur la part (Cobb-Douglas) des dépenses (Trionfetti, 2002). Dans le contexte de cet article, les deux types de chocs ont des conséquences identiques. Enfin, il est important de remarquer que, comme démontré par Brühlhart et Trionfetti (2001) et Trionfetti (2001), le *Home-Market Effect* peut disparaître lorsque la demande est biaisée.

Il est intéressant d'analyser la taille relative de β_1 et β_2 , car ceci nous renseigne sur la taille relative de l'impact de la demande publique et privée sur la spécialisation internationale. La taille relative de β_1 et β_2 dépend de la taille relative de ε^G et ε^P . Néanmoins, si nous définissons $b_1 \equiv \beta_1 / \varepsilon^P$ et $b_2 \equiv \beta_2 / \varepsilon^G$, l'équation (8) révèle que $b_1 < b_2$ de manière non ambiguë tant que $\phi > 0$. La présence d'un biais en faveur du bien domestique rend l'impact des achats publics plus important que l'impact de la demande privée, lorsque les deux impacts sont pondérés par la taille des dépenses. Ce résultat est traduit par la proposition 2 :

Proposition 2. *L'impact des achats publics, pondérés par leur taille, est supérieur à l'impact des dépenses privées, pondéré par la taille de ces dépenses.*

Les propositions 1 et 2 constituent ce que nous appelons "l'effet d'entraînement" des dépenses publiques biaisées. Pour résumer, nous avons mis en évidence que les achats publics biaisés en faveur du bien domestique influencent la spécialisation internationale dans certains secteurs seulement. De plus, l'impact de ces dépenses publiques, pondéré par leur taille, sur la localisation des secteurs à rendements croissants, est supérieur à l'impact des dépenses privées.

■ L'ANALYSE EMPIRIQUE

Le modèle empirique

Notre modèle théorique établit la distinction entre la dépense finale privée et la dépense finale du gouvernement, en faisant l'hypothèse que cette dernière est davantage biaisée en faveur des biens produits par le pays domestique. Les tableaux *input-output* offrent la meilleure information statistique à un niveau sectoriel sur ces deux types de dépenses. Notre étude est basée sur un ensemble de tableaux *input-output* sur plusieurs pays, construits par Eurostat. Ces données couvrent jusqu'à onze pays sur la période 1970-1985, par intervalles de cinq ans⁷. Elles distinguent dix-huit secteurs industriels.

Avant d'étudier la relation entre la spécialisation sectorielle des pays et leurs dépenses relatives publiques et privées, il est adéquat de s'attarder un instant sur la question des biais relatifs des dépenses publiques par rapport aux dépenses privées envers l'achat de biens nationaux. Nous faisons l'hypothèse clef que les acheteurs du secteur public sont davantage biaisés en faveur des biens nationaux que les acheteurs du secteur privé. Nous ne cherchons pas ici à vérifier cette hypothèse, d'autres travaux s'étant attachés à en montrer la pertinence. Mastanduno (1991) et Hoekman et Mavroidis (1997) proposent des études de cas convaincantes. Trionfetti (2000) compare les parts des importations entre les acheteurs publics et privés dans la base de données *input-output* d'Eurostat que nous utilisons ici (limitée à 1985) : il trouve que la propension à importer est plus faible pour les acheteurs publics que pour les acheteurs privés dans 77 % des observations. Pareillement, la Commission euro-

7. Les tableaux *input-output* d'Eurostat pour des années plus récentes utilisent une classification industrielle à un niveau sectoriel moins désagrégé, et ne sont donc pas considérés dans cet article. Une description détaillée des données se trouve en ANNEXE 1.

péenne (1997) souligne qu'en 1987, moins de 2 % des achats publics des pays membres s'adressaient à des fournisseurs étrangers. En comparaison, ce chiffre était de 25 à 45 % pour les achats du secteur privé. L'étude de la Commission caractérisait ainsi ce biais dans les achats publics comme un des principaux obstacles à la réalisation complète du Marché unique. *A fortiori*, les achats publics discriminatoires ont été un phénomène général dans les pays membres de l'UE pendant la période 1970-1985, période que nous couvrons dans notre étude empirique.

Les deux propositions dérivées de notre modèle stipulent que dans une industrie à rendements croissants, toutes choses étant égales par ailleurs, des dépenses publiques relativement élevées et biaisées en faveur du bien auront comme conséquence une production nationale de ce bien relativement élevée. De plus, cet effet d'entraînement est plus important lorsqu'il provient de dépenses publiques que lorsqu'il provient de dépenses privées.

Nous définissons la spécialisation industrielle à travers les ratios suivants (les indices des années sont sous-entendus) :

$$OUTdev_{si} \equiv \left(\frac{OUT_{si}}{\sum_i OUT_{si}} \right) - \left(\frac{\sum_s OUT_{si}}{\sum_s \sum_i OUT_{si}} \right), \text{ où } OUTdev \in (-1, 1), \quad (11)$$

où *OUT* représente la production, *s* représente l'industrie et *i* le pays. Afin de tester la sensibilité de nos résultats à la définition sous-jacente de la production, nous calculons une mesure *VAdev*, basée sur des données de valeur ajoutée et construite de la même manière que *OUTdev*. Le premier terme de l'équation (11) est la représentation empirique exacte de η_i dans notre modèle théorique, c'est-à-dire la part d'un pays dans la production mondiale d'une industrie particulière. Dans la partie empirique, nous lui soustrayons la part du pays dans la production mondiale comme facteur de proportionnalité, de manière à éviter d'obtenir des résultats de régression falsifiés reliant les dépenses aux parts dans la production uniquement à travers des différences dans la taille des pays. *OUTdev* et *VAdev* sont centrées symétriquement autour de zéro, qui représente le point où la part d'un pays dans la production mondiale d'une industrie correspond exactement à la part de ce pays dans la production industrielle totale.

De manière analogue, nous construisons une mesure de la demande idiosyncrasique du gouvernement (les indices des années sont sous-entendus) :

$$DGOVdev_{si} \equiv \left(\frac{DGOV_{si}}{\sum_i DGOV_{si}} \right) - \left(\frac{\sum_s DGOV_{si}}{\sum_s \sum_i DGOV_{si}} \right), \text{ où } DGOVdev \in (-1, 1). \quad (12)$$

DGOV représente la dépense du gouvernement, que nous définissons comme la somme de trois branches de dépenses dans les tableaux *input-output* : "Administrations publiques" (NACE I810), "Enseignement et recherche non marchands" (NACE I850), et "Santé non marchande" (NACE I890). De plus, nous calculons une mesure de la demande privée idiosyncrasique,

DPRIVdev en appliquant la même formule à la catégorie des dépenses "consommation finale des ménages sur le territoire économique" (NACE F01); et enfin, une mesure de la demande totale idiosyncrasique, *Ddev*, qui est la somme de la demande finale publique et privée. Le premier terme dans l'expression de *DGOVdev* (*DPRIVdev*) est la représentation exacte de ε_i^G (ε_i^P) dans notre modèle théorique, et le deuxième terme est le facteur de proportionnalité dont nous avons besoin pour éviter de contaminer les estimations par les effets de taille des pays.

L'estimation

Une régression de la spécialisation sur la demande idiosyncrasique

Nous sommes à présent en mesure de relier notre mesure de la spécialisation internationale à la demande idiosyncrasique du gouvernement. Selon notre première proposition, une manifestation de l'effet d'entraînement se traduirait par une relation positive entre ces deux variables. Nous avons tout d'abord calculé de simples coefficients de corrélation. Nous obtenons une corrélation de 0,20 entre, d'une part *DGOVdev* et d'autre part *OUTdev* et *Vaddev*, sur l'ensemble des années. Statistiquement, ces corrélations sont significativement différentes de zéro au seuil de significativité de 1 %.

Les résultats des régressions des spécialisations sur la demande idiosyncrasique apparaissent dans le TABLEAU 1. Grâce à la proportionnalité de nos variables, nous avons pu avoir une constante égale à zéro dans toutes les spécifications – lorsqu'une constante est introduite dans la régression, celle-ci n'a jamais de coefficient significativement différent de zéro. Malgré le fait que notre variable dépendante soit bornée, nous utilisons une spécification linéaire. En effet, d'une part nous ne voulons pas faire de prédictions hors échantillon, et d'autre part les estimations basées sur des variables dépendantes bornées donnent des résultats réellement équivalents pour les ensembles pertinents de données. Dans le TABLEAU 1 nous estimons l'équation (8) sur l'ensemble de la base de données en prenant en considération séparément les composantes publiques et privées des dépenses idiosyncrasiques. Les deux coefficients sont positifs et estimés avec précision, ce qui confirme notre Proposition 1. Les coefficients des variations de la demande privée (0,55 pour la production, 0,39 pour la valeur ajoutée) sont substantiellement plus élevés que ceux des variations de la demande publique (respectivement 0,08 et 0,09). Ces paramètres estimés correspondent au β_1 et au β_2 de l'équation (8). Nous avons vu *supra* qu'afin d'interpréter ces coefficients, il est nécessaire de se rappeler la différence de taille des demandes publique et privée. L'effet d'entraînement d'un euro additionnel dépensé par les agents publics et privés peut être estimé à travers $b_1 = \beta_1 / \varepsilon^P$ et $b_2 = \beta_2 / \varepsilon^G$. Les b se trouvent dans les colonnes du milieu du TABLEAU 1, et nous pouvons vérifier que pour les deux spécifications, $b_2 > b_1$, ce qui confirme la présence d'un effet d'entraînement des dépenses publiques, selon notre Proposition 2. Un euro additionnel dépensé par le gouvernement semble avoir un effet plus important sur la production du secteur en question qu'un euro additionnel dépensé par le secteur privé. Néanmoins, nous ne pouvons considérer ce résultat comme statistiquement significatif, car les intervalles de confiance à 95 % de b_1 et b_2 se chevauchent.

Tableau 1 - Variation de la demande et spécialisation dans la production

Variable endogène	OUTde			Vadev		
	Coeff MCO (β) (t de Student)	b	R Nombre d'observations	Coeff MCO (β) (t de Student)	b	R Nombre d'observations
DPRIVdev	0,55 (11,22)***	0,61	0,32	0,39 (6,59)***	0,44	0,15
DGOVdev	0,08 (2,94)***	0,73	627	0,09 (2,75)***	0,87	627

Notes: Se référer au corps du texte pour la définition des variables et la description des données.

Les t de Student sont ajustés selon la méthode de White; ***/**/*: statistiquement significatif au seuil de 1/5/10 %.

b_1 et b_2 sont les coefficients estimés respectivement sur DPRIVdev et DGOVdev, divisés par la part des dépenses publiques ou privées dans la dépense totale.

L'influence des dotations et des liens input-output

Le cadre théorique présenté *supra* est plus riche que la spécification empirique estimée jusqu'à présent. Les modèles contiennent deux déterminants supplémentaires des spécialisations internationales: les différences de dotations de facteurs entre les pays, reliées aux différentes intensités factorielles des secteurs, et les forces d'agglomération basées sur les liens *input-output* entre firmes. Nous élargissons donc la spécification originelle basée sur l'équation (8) en y ajoutant les combinaisons suivantes de variables explicatives (les indices des années sont sous-entendus):

1. $PRIMARYinter_{sj} = (Inputs\ primaires\ utilisés/Output)_s * (Inputs\ primaires\ produits/Output\ industriel)_j$
2. $AGRIinter_{sj} = (Inputs\ agricoles\ utilisés/Output)_s * (Inputs\ agricoles\ produits/Output\ industriel)_j$
3. $ENERGYinter_{sj} = (Inputs\ du\ secteur\ de\ l'énergie\ utilisés/Output)_s * (Inputs\ du\ secteur\ de\ l'énergie\ produits/Output\ industriel)_j$
4. $CAPITALinter_{sj} = (Consommation\ de\ capital\ fixe/Output)_s * (Stock\ de\ capital\ par\ travailleur)_j$
5. $WAGESHAREinter_{sj} = (Salaires/Output)_s * (Salaires/PIB)_j$
6. $MANINPinter_{sj} = (Inputs\ industriels\ utilisés/Output)_s * (Inputs\ industriels\ produits/Output\ industriel)_j$

Les cinq premières variables sont des variables d'interaction qui captent l'abondance factorielle des pays et les intensités factorielles des industries, dans l'esprit de la théorie Heckscher-Ohlin. La sixième variable sert à contrôler les liens *input-output* entre les industries, qui peuvent donner lieu à des concentrations géographiques endogènes. Les détails de la construction de ces variables sont donnés en ANNEXE 1.

Si les dotations factorielles et les liens *input-output* sont des déterminants importants de la spécialisation industrielle entre les pays de l'UE, nous devrions trouver des coefficients positifs et significatifs pour toutes les variables explicatives. Nos résultats concernant l'ensemble des données apparaissent dans le TABLEAU 2 et sont largement cohérents avec les prédictions théoriques. Nous avons essayé plusieurs spécifications de l'équation estimée : presque tous les coefficients estimés sont positifs, et beaucoup d'entre eux sont significatifs. La variable captant les liens *input-output* est une exception : elle semble très sensible à la spécification choisie et donne des coefficients significatifs tout autant positifs que négatifs. La comparaison des résultats des TABLEAUX 1 et 2 montre que l'utilisation des variables additionnelles apporte peu au pouvoir explicatif du modèle : les R^2 n'augmentent que légèrement, et les coefficients estimés de *DGOVdev* et de *DPRIVdev* sont très stables. Bien sûr, il n'est pas si surprenant de voir que les différences de dotations de facteurs n'expliquent qu'une petite part des différences observées de spécialisation entre les pays relativement homogènes de l'Europe de l'Ouest. Il ne serait pas non plus surprenant que nous éprouvions des difficultés à mettre en évidence des concentrations géographiques industrielles basées sur des liens *input-output*, étant donné que de telles concentrations sont plus à même d'apparaître dans des données de niveau régional que dans des données de niveau national.

Tableau 2 - Variations de la demande, déterminants relatifs à la localisation et spécialisation dans la production¹

Modèle	I		II		III	
Variables endogènes	OUTdev	VAdev	OUTdev	Vadev	OUTdev	VAdev
Variables explicatives						
DPRIVdev	0,54 (11,38) ***	0,38 (6,60) ***	0,54 (11,52) ***	0,38 (6,65) ***	0,56 (9,26) ***	0,41 (6,52) ***
DGOVdev	0,08 (2,86) ***	0,09 (2,72) ***	0,08 (2,86) ***	0,09 (2,72) ***	0,08 (2,56) ***	0,13 (3,76) ***
PRIMARYinter	1,68 (3,88) ***	1,37 (2,43) **				
AGRIinter			2,91 (7,29) ***	2,22 (3,73) ***	2,72 (7,57) ***	2,15 (4,21) ***
ENERGYinter			0,12 (0,17)	0,37 (0,38)		
CAPITALinter	1,47 (1,67) *	1,23 (1,06)	0,64 (0,73)	0,58 (0,48)		
WAGESHAREinter					1,49 (2,24) ***	2,39 (2,55) ***
MANINPinter	0,26 (0,73)	1,50 (2,27) **	-0,04 (-0,11)	1,28 (1,89) *	-0,43 (-1,34)	-0,73 (-1,84) *
b_1 versus b_2^2	0,60 - 0,73	0,43 - 0,87	0,61 - 0,73	0,43 - 0,87	0,63 - 0,69	[0,47 - 1,13]*
R^2 ajusté	0,33	0,17	0,36	0,18	0,37	0,27
Nombre d'observations	627	627	627	627	555	555

Notes : Méthode d'estimation, moindres carrés ordinaires. ***/**/* : statistiquement significatif au seuil de 1/5/10 %.

1 Les parenthèses comprennent les t de Student ajustés selon la méthode de White.

2 b_1 et b_2 sont les coefficients estimés respectivement sur *DPRIVdev* et *DGOVdev*, divisés par la part des dépenses publiques ou privées dans la dépense totale. * : les intervalles de confiance au seuil de 95 % ne se chevauchent pas.

Néanmoins, l'objectif principal de cet exercice est de tester la robustesse des coefficients estimés des variables représentant les idiosyncrasies des demandes publiques et privées finales. Les relations que nous avons estimées semblent n'être absolument pas affectées par l'inclusion des combinaisons de variables de contrôle. Les coefficients de *DGVOdev* et de *DPRIVdev* sont toujours statistiquement significatifs et positifs. Dans le TABLEAU 2, la troisième ligne en partant du bas comporte les b_5 , c'est-à-dire les coefficients mis à l'échelle de la taille relative des demandes publique et privée. En accord avec nos deux propositions théoriques concernant les secteurs à rendements croissants, b_2 est toujours supérieur à b_7 . Néanmoins, dans la plupart des spécifications cette différence n'est pas statistiquement significative. Nous pouvons donc conclure que (i) les idiosyncrasies, non seulement de la demande publique mais aussi de la demande privée, sont des facteurs qui influencent de manière significative la spécialisation des pays de l'UE, (ii) les idiosyncrasies de la demande du secteur public ont davantage d'impact que celles de la demande du secteur privé; il existe donc un effet d'entraînement des dépenses publiques.

■ CONCLUSIONS

Cet article se propose d'analyser les conséquences sur la spécialisation internationale des achats publics biaisés en faveur des fournisseurs nationaux. L'analyse théorique s'appuie sur les modèles de la nouvelle théorie du commerce international et de l'économie géographique. Les estimations empiriques se basent sur des données *input-output* concernant les pays de l'UE.

La partie théorique de l'article prolonge la littérature existante en étudiant les effets des achats publics sur la localisation des industries, et ce dans un modèle comprenant un secteur parfaitement concurrentiel et un secteur en concurrence monopolistique. Tandis que notre modèle confirme que les biais nationaux des achats publics sont neutres dans le cas de secteurs parfaitement concurrentiels, nos résultats suggèrent que cette neutralité ne s'applique pas aux secteurs en concurrence monopolistique. Nous obtenons un "effet d'entraînement", selon lequel un pays dans lequel les achats publics sont relativement biaisés en faveur d'un bien particulier aura tendance à contenir une part relativement grande de la production mondiale de ce bien.

Nous étudions l'existence de cet effet d'entraînement à l'aide d'une base de données *input-output* concernant onze pays européens pendant la période 1970-1985. L'analyse empirique confirme la présence de tels effets: en moyenne, un pays dépensant une part importante de ses achats publics sur un bien particulier aura tendance à se spécialiser dans la production de ce bien⁸.

8. Cet article s'intègre dans un programme de recherche financé par le Commissariat Général du Plan, convention n° 5-2000. Les auteurs sont reconnaissants au Fonds National Suisse de la Recherche Scientifique et au British Economic and Social Research Council (programme "Evolving Macroeconomy", bourse ESRC L138251002) pour leur soutien financier. Ils ont bénéficié de suggestions judicieuses de la part de participants aux séminaires de l'Université Paris I Panthéon-Sorbonne et de l'Université Paris XIII, ainsi qu'à la conférence annuelle de la Royal Economic Society en 2001, à l'Université de Durham. Ils tiennent à remercier Pamina Koenig-Soubeyran pour son excellent travail de traduction.

ANNEXE 1

Source des données et construction des variables

Nos données *input-output* proviennent des comptes nationaux SEC d'Eurostat. Nous possédons des données concernant dix-huit secteurs manufacturiers NACE à deux chiffres, couvrant jusqu'à onze pays de l'UE (Allemagne de l'Ouest, Belgique, Danemark, Espagne, France, Grande-Bretagne, Irlande, Italie, Luxembourg, Pays-Bas, et Portugal) sur quatre années (1970, 1975, 1980 et 1985). Nous n'avons pas utilisé de données plus récentes, car le degré de désagrégation sectorielle dans les données après 1985 est bien moindre.

Les données de 1970 et 1975 ont été converties en deutschemarks au taux de change courant, celles de 1980 et 1985 en ECUs courants. L'échantillon contient 630 observations pays-industrie-année.

La plupart des termes d'interaction utilisés dans le modèle, dont les résultats sont illustrés dans les TABLEAUX 1 et 2, sont basés sur des variables provenant de la base de données *input-output* :

- *PRIMARYinter*: "Inputs primaires utilisés" est définie comme la valeur des biens des industries NACE I010-I150 (produits de l'agriculture, minéraux, énergie) utilisés comme *inputs* intermédiaires dans les dix-huit secteurs manufacturiers du pays domestique. "Inputs primaires produits" est la valeur totale de l'*output* des industries NACE I010-I150, produit dans le pays domestique et utilisé en tant qu'*input* dans l'une des industries manufacturières.
- *AGRLinter*: "Inputs agricoles utilisés" et "produits" sont définies de manière équivalente, mais restreintes aux industries NACE I010 (Produits de l'agriculture, de la sylviculture et de la pêche).
- *ENERGYinter*: "Inputs du secteur de l'énergie utilisés" et "produits" sont définies de manière équivalente, mais restreintes aux industries NACE I020-I150 (Énergie et produits minéraux).
- *WAGESHAREinter*: Cette variable est basée sur la branche "salaires et traitements bruts" des tableaux *input-output* (NACE F010). Il existe des données manquantes concernant certains pays et certaines années.
- *MANINPinter*: "Inputs manufacturés utilisés" est définie comme la valeur des biens des dix-huit industries NACE I270-I510 (manufactures) utilisés en tant qu'*inputs* dans la production de ces secteurs dans le pays domestique. "Inputs manufacturés produits" est la production totale des industries NACE I270-I510 dans le pays domestique, utilisée en tant qu'*input* dans une de ces industries.

Pour la construction de *CAPITALinter* nous avons utilisé les données de "Consommation de capital fixe" dans le tableau *input-output* NACE F080; les valeurs concernant le "Stock de capital par travailleur" proviennent des *Penn World Tables*. L'ensemble des années et des pays n'est pas entièrement couvert par les données.

RÉFÉRENCES

- Baldwin, R.E., 1970. *Nontariff Distortions of International Trade*, Brookings Institution, Washington, DC.
- Baldwin, R.E., 1984. Trade Policies in Developed Countries, dans Jones R., Kenen P. (Eds), *Handbook of International Economics*, North Holland, Amsterdam.
- Beck, N., Katz, J.N., 1995. What to do (and not to do) with time-series cross-section data, *American Political Science Review* 89, 634-647.
- Branco, F. 1994. Favoring domestic firms in procurement contracts, *Journal of International Economics* 37, 65-80.
- Brühlhart, M., Trionfetti, F., 2001. A test of trade theories when expenditure is home biased, University of Lausanne Working Paper 01-11.
- Commission européenne, 1997. *Single Market Review: Public Procurement*, Kogan Page, Londres.
- Davis, D.R., Weinstein, D.E., 1998. Market access, economic geography and comparative advantage: an empirical assessment, NBER Working Paper 6787.
- Helpman, E., Krugman, P., 1985. *Market Structure and Foreign Trade*, MIT Press, Cambridge (Mass.).
- Hoekman, B.M., Mavroidis, P.C., (Eds), 1997. *Law and Policy in Public Purchasing: The WTO Agreement on Government Procurement*, University of Michigan Press, Ann Arbor (MI).
- Mastanduno, M., 1991. Do relative gains matter? America's response to Japanese industrial policy, *International Security* 16, 73-113.
- Mattoo, A., 1996. The government procurement agreement: implication of economic theory, *The World Economy* 19 (6), 695-720.
- McAfee, R.P., McMillan, J., 1989. Government procurement and international trade, *Journal of International Economics* 26 (3/4), 291-308.
- Miyagiwa, K., 1991. Oligopoly and discriminatory government procurement policy, *American Economic Review* 81, 1321-1328.
- Naegelen, F., Mougeot, M., 1998. Discriminatory public procurement policy and cost reduction incentives, *Journal of Public Economics* 67 (3), 349-367.
- Nerb, G., 1987. The completion of the internal market: a survey of European industry's perception of the likely effects, dans *Research on the Costs of Non-Europe: Basic Findings*, Commission européenne, Bruxelles.
- Trionfetti, F., 1997. Public expenditure and economic geography, *Annales d'Économie et de Statistique* 47, 101-20.
- Trionfetti, F., 2000. Discriminatory public procurement and international trade, *World Economy* 23, 57-76.
- Trionfetti, F., 2001. Using home-biased demand to test trade theories, *Weltwirtschaftliches Archiv* 137 (3), 404-426.
- Trionfetti, F., 2002. Politiques d'achats publics et spécialisation internationale, *Économie et Prévision*, 152-153.
- Vagstad, S., 1995. Promoting fair competition in public procurement, *Journal of Public Economics* 58 (2), 283-307.
- Weichenrieder, J.A., 2001. Public procurement in the presence of capital taxation, *Regional Science and Urban Economics* 31 (2-3), 339-353.

