La localisation à l'étranger des entreprises multinationales

Jean-Louis Mucchielli, Thierry Mayer

▶ **To cite this version:**

Jean-Louis Mucchielli, Thierry Mayer. La localisation à l'étranger des entreprises multinationales. Economie et Statistique / Economics and Statistics, 1999, 326 (326-327), pp.159-176. hal-01016877

HAL Id: hal-01016877

https://sciencespo.hal.science/hal-01016877

Submitted on 1 Jul 2014

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

La localisation à l'étranger des entreprises multinationales

Une approche d'économie géographique hiérarchisée appliquée aux entreprises japonaises en Europe

Thierry Mayer et Jean-Louis Mucchielli *

La décision de localisation d'une entreprise multinationale peut être décrite comme une séquence de choix géographiques dans laquelle l'entreprise choisit d'abord un pays puis une région à l'intérieur de ce pays. Cette séquence de choix est confirmée par l'analyse du comportement des entreprises japonaises en Europe. La structure géographique du choix est prise en compte en séparant les déterminants du choix national et ceux du choix infra-national.

Les entreprises multinationales ont tendance à se localiser dans les mêmes pays et dans les mêmes régions que leurs concurrentes. Cette tendance est plus forte à l'échelon régional qu'à l'échelon national. L'analyse des effets d'agglomération serait donc plus pertinente à une échelle géographique « fine ». L'influence des coûts du travail sur la décision de localisation est plus marquée au niveau régional. De plus, la concurrence entre les régions sur le plan des salaires joue plus à l'intérieur des pays qu'entre régions de pays différents.

* Thierry Mayer et Jean-Louis Mucchielli sont respectivement ATER et professeur à l'Université de Paris 1 Panthéon-Sorbonne (TEAM-CNRS-Paris I).
Les auteurs remercient Christine Ferrer et Thierry Lafay pour leurs remarques sur une version antérieure de cet article, ainsi que Jean-Pierre Puig, Guy de Monchy et les deux rapporteurs anonymes de la revue. Cet article est issu d'une recherche financée par le CGP (n° 4-1998).

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Pourquoi une entreprise multinationale choisit-elle d'implanter une filiale dans tel pays d'accueil et dans telle région plutôt que dans tel ou telle autre ? Cette question est longtemps restée purement académique. Aujourd'hui, elle est devenue quasiment stratégique pour les autorités économiques et politiques qui s'efforcent d'attirer sur leur territoire, tant national que local, les investissements étrangers supposés être créateurs d'emplois et susceptibles de redynamiser le tissu industriel local en difficulté.

Les analyses théoriques traditionnelles sur les déterminants de la localisation, sont souvent restées frustes. Elles ont généralement privilégié un type de déterminant (la demande ou les coûts de production) mais également un seul niveau géographique d'observation, en général le pays.

Les nouvelles analyses d'économie géographique et de comportements stratégiques ont enrichi la réflexion en intégrant des phénomènes d'agglomération et en prenant explicitement en compte l'imperfection de la concurrence. Par ailleurs, les méthodes économétriques actuelles permettent de différencier les niveaux géographiques pertinents pour chaque variable déterminante de l'implantation.

Une structure de décision géographiquement hiérarchisée

Ces nouveaux instruments devraient permettre de tester la pertinence d'une intuition déjà ancienne (Mucchielli, 1982, 1992) selon laquelle, lors de son processus décisionnel d'implantation à l'étranger, l'entreprise choisit d'abord une grande zone géographique (un continent de la triade : par exemple l'Europe), puis un pays dans une zone (par exemple la France en Europe), puis une région (1) et une ville dans ce pays (par exemple Valenciennes pour Toyota). On peut supposer que les entreprises suivent ce type de structure de décision géographiquement hiérarchisée. Il est en effet peu probable par exemple, qu'une entreprise japonaise décidant d'implanter une filiale de production en Europe compare *directement* les caractéristiques de toutes les villes d'implantation possibles. Dès lors, il faut prendre en compte, dans le choix entre deux régions, le choix de pays qui a précédé. Cela constitue la partie « descendante » de la structure de décision. Parallèlement, pour qu'une entreprise puisse effectuer un choix de pays efficace, il faut qu'elle connaisse les régions faisant partie de ce pays et qu'elle ait une idée relativement précise des caractéristiques de la région qu'elle choisirait dans ce pays. Une vision « ascendante » de la structure de l'arbre est donc également nécessaire dans le processus de décision. La méthodologie économétrique utilisée ici permet de prendre en compte ces deux visions de la structure de décision.

On supposera donc que le comportement d'implantation de l'entreprise multinationale s'effectue en deux temps majeurs : d'abord le choix d'un pays, puis le choix d'une région au sein de ce pays. Ceci sera le cas typique des entreprises japonaises qui ont déjà au départ choisi l'Europe pour des raisons de craintes de forteresse européenne et de contournement des barrières protectionnistes afin d'accéder de l'intérieur au marché européen, puis qui choisiront au niveau régional la localisation territoriale la plus appropriée.

Les déterminants du choix de localisation

Les déterminants du choix de localisation des entreprises étrangères peuvent être classés en quatre grands types : la demande du marché des biens que l'entreprise peut espérer exploiter sur chaque localisation, le coût des facteurs de production que sa filiale devra utiliser, le nombre d'entreprises locales et étrangères déjà installées et enfin les différentes politiques d'attractivité menées par les autorités locales d'accueil (Mucchielli, 1998).

L'influence des deux premiers déterminants ne pose pas de problème particulier. *A priori*, les entreprises cherchent à se localiser là où la demande est importante et là où les coûts de production sont faibles.

L'impact du nombre d'entreprises locales ou étrangères déjà installées est moins clair. Deux forces, centripète et centrifuge, peuvent se trouver en présence. Un des grands enseignements des théories de la localisation (2) est que la distance géographique isole l'entreprise de la concurrence. Le nombre de firmes augmente le degré de concurrence locale et réduit l'attractivité du territoire. À l'inverse, des *externalités positives* peuvent exister entre les entreprises, provenant, par exemple, d'effets de retombées technologiques, de partage d'un marché du travail local et/ou de marché local de produits intermédiaires et de sous-traitance. Ces forces pousseront les entreprises à s'agglomérer géographiquement (3).

Les politiques d'attractivité, elles, peuvent être multiples : subvention à la création d'emploi, exemption temporaire de la fiscalité locale, faiblesse de l'imposition sur les bénéfices, etc. Toutes choses égales par ailleurs, les entreprises devraient être sensibles à ce type d'incitation.

---

1. Tout au long de cet article, on entend par région une unité territoriale infra-nationale.
2. Voir par exemple le chapitre 8 de Anderson et al. (1992) pour un survey de la question.
3. Un autre mécanisme donnant lieu à un effet d'agglomération tient au fait que les firmes ont une information imparfaite sur les différentes localisations possibles, ce qui peut donner lieu à un mimétisme souvent évoqué des investisseurs étrangers. Il peut, en effet, dans le cas où le choix est soumis à une forte incertitude, être rationnel de « suivre » les choix des investisseurs précédents car leur choix fournit de l'information sur la qualité de chacune des localisations. De plus, prendre la même décision que ses concurrents peut être une manière de minimiser les risques et d'envoyer un signal favorable aux fournisseurs de crédit (De Coster et Strange, 1993).

Encadré 1

UN MODÈLE THÉORIQUE DE STRATÉGIE DE LOCALISATION

Est exposé ici un exemple de modèle théorique simple permettant d'obtenir une spécification empirique où la décision de se localiser dans un site est fonction de quatre grands déterminants : la demande locale, les coûts de production locaux, le nombre de firmes initial et les incitations fiscales, tout en tenant compte des interactions stratégiques entre les entreprises. Les entreprises « jouent » en quantité sur le marché où la demande est modélisée sous une forme Cobb-Douglas généralisée où les élasticités-prix et revenu peuvent être différentes de 1 :

$$Q = \frac{\alpha m^{\gamma}}{p^{\beta}} \qquad (1)$$

Q est la quantité totale demandée au prix p. On supposera que les firmes sont identiques, en particulier en termes de coûts de production. Elles produiront donc des quantités identiques à l'équilibre : $Q = N q$, N étant le nombre de firmes actives sur le marché, α est la part des dépenses affectée au bien considéré, m représente le revenu (ici exogène) des consommateurs, β est l'élasticité-prix et γ l'élasticité-revenu. Le profit après impôt de la firme représentative qui veut produire et vendre sur ce site est :

$$\pi = (1 - t)[(p - c) q] \qquad (2)$$

où t est le taux d'imposition des profits et c est une fonction de coût unitaire de production. La condition de premier ordre de maximisation des profits est alors :

$$p \left(1 - \frac{q}{\beta Q} \right) - c = 0$$

En utilisant l'équation (1) et en additionnant les conditions de premier ordre des N firmes, on obtient une expression de la quantité totale d'équilibre :

$Q = N q = \dfrac{\alpha m^{\gamma}}{N^{\beta}} \left[\dfrac{N\beta - 1}{c\beta} \right]^{\beta}$, qui nous donne le prix d'équilibre : $p = \dfrac{N\beta}{N\beta - 1} c$

En substituant les valeurs de q et de p dans la fonction de profit, on obtient l'expression suivante :

$$\pi = (1 - t) \left[\frac{\alpha m^{\gamma}}{\beta N^{\beta+1}} \left(\frac{\beta}{N\beta - 1} c \right)^{1-\beta} \right]$$

On suppose que l'élasticité-prix de la demande (β) est supérieure à 1, le profit espéré est donc une fonction décroissante du taux d'imposition des profits, des coûts de production et du nombre de firmes actives, c'est-à-dire de l'intensité de la concurrence. Le profit est également fonction croissante du revenu des consommateurs, c'est-à-dire de la taille du marché.

Supposons que la fonction de coût unitaire de production comprenne le salaire en vigueur (w) et une externalité positive liée au nombre de firmes :

$$c = w^{\theta_w} N^{-\theta_N}$$

L'influence du nombre de firmes devient alors ambiguë. Supposons que le nombre de firmes soit suffisamment important de telle sorte que $N\beta - 1$ puisse être raisonnablement approximé par $N\beta$. La fonction de profit devient alors :

$$\pi = (1 - t) \frac{\alpha m^{\gamma}}{\beta} (w^{\theta_w})^{1-\beta} N^{(-\theta_N - 1)(1-\beta) - (\beta+1)} \qquad (3)$$

Cette équation est linéaire en log et fournit la base théorique pour estimer la profitabilité de s'implanter dans un site particulier où le signe de la variable prenant en compte le nombre d'entreprises dépend maintenant de l'importance relative du paramètre de l'externalité positive par rapport à l'effet négatif de la concurrence.

Un modèle théorique simple permet de mettre en œuvre ces relations (cf. encadré 1). Elles sont synthétisées dans l'équation suivante qui décrit la profitabilité (π) de chaque localisation :

$\pi = \beta_1$ demande + β_2 coûts + β_3 nombre de firmes + β_4 mesures incitatives

où β_1 et β_4 auraient un signe positif, β_2 un signe négatif et β_3 pourrait être négatif ou positif selon l'importance relative des effets de concurrence et des effets d'agglomération.

Des critères d'implantation différents pour chaque niveau géographique

Ces déterminants ne jouent pas tous de façon égale pour chaque niveau géographique. Il est donc important de prendre en compte ces différents niveaux géographiques du choix de localisation pour estimer correctement l'influence de chaque déterminant.

La littérature empirique existante sur les choix de localisation n'étudie que *l'une ou l'autre* de ces étapes. Aucune contribution n'a, à notre connaissance, tenté d'intégrer les deux étapes du choix de localisation dans un même modèle de décision hiérarchisé afin d'étudier à quel niveau géographique les déterminants étaient les plus influents. Le tableau 1 synthétise quelques études empiriques récentes des choix de localisation. Pour ces articles, sont donnés le pays d'origine des investisseurs, la zone d'implantation considérée et les principaux résultats (signe de la variable quand celle-ci est significative) des quatre principaux déterminants de la localisation : la taille du marché d'accueil (demande), les coûts du travail, l'impact du nombre de firmes sur place (concentration géographique) et l'influence des mesures incitatives.

Taille du marché et demande : des critères de choix du pays

Une entreprise étrangère qui s'implante sur un marché développé va d'emblée être attirée par l'importance de la demande du marché *national*. L'accessibilité de ce marché sera rendue d'ailleurs plus facile du fait qu'en s'y localisant elle devient un « insider » et peut ainsi déjouer les protections, mieux connaître ses clients, développer une image de marque locale et concurrencer sur le même terrain les autres entreprises du secteur.

La région infra-nationale comptera moins pour elle au niveau de la demande car, ayant des liens multinationaux, la filiale de l'entreprise aura plutôt une vision globale du marché national d'accueil alors qu'une petite entreprise locale sans capacité de s'étendre, pourra être dominée par son marché local.

Un autre argument en faveur du rôle joué par la demande au niveau national tient au fait que les frontières nationales constituent une forte barrière au commerce. En effet, une discontinuité de l'effet négatif de la distance sur le commerce

Tableau 1
Des études récentes du choix de localisation

Référence bibliographique	Pays d'origine	Zone et période d'accueil	Demande	Coûts du travail	Concentration géographique	Politiques incitatives
Wheeler et Moody (1992)	États-Unis	42 pays allant du Pérou à la Suisse	+	–	+	n.s.
Mayer et Mucchielli (1998)	Japon	Royaume-Uni, France, Allemagne, Espagne, Italie (1984-1993)	+	–	+	+
Hansen (1987)	Brésil	Villes brésiliennes aux environs de Sao Paulo (1977-1979)	non testée	n.s.	+	non testée
Head et al. (1999)	Japon	États américains (1980-1992)	+	–	+	+
Head et Ries (1996)	États-Unis, Japon, Europe, Australie, Canada	Villes chinoises (1984-1991)	non testée	ns	+	+
Ferrer (1998)	France	Régions européennes (1994)	non testée	n.s.	+	–
Devereux et Griffith (1998)	États-Unis	Royaume-Uni, France, Allemagne (1980-1994)	+	n.s.	+	+

n.s. = variable non significative.

existe lorsque l'on passe une frontière. Si la distance influait de la même manière les flux commerciaux entre deux régions françaises et une région française et une région allemande, par exemple, alors l'influence de la demande pourrait être considérée simplement au niveau régional. Dans la réalité, des travaux récents montrent que les pays ont un « biais domestique » très important dans leurs échanges commerciaux. Malgré les mouvements de globalisation et d'intégration régionale, les frontières nationales continuent de « compter » et le commerce est beaucoup plus facile à l'intérieur d'un pays qu'entre deux pays différents. Dans le cas qui nous intéresse, l'Union européenne, Head et Mayer (1998) ont montré, qu'en dépit du marché unique, le biais domestique restait très important en Europe.

Par conséquent, un investisseur étranger (japonais en l'occurrence) localisant sa filiale dans un pays européen devrait avoir une part de marché beaucoup plus importante dans ce pays que dans les autres pays européens (4). Sans considérer que la demande n'a pas de rôle dans le choix régional, on peut donc supposer que son influence (le coefficient β_1) sera plus marquée au niveau national.

Le coût du travail : un critère de choix de région

Si l'on se contentait de mesurer l'influence des coûts salariaux au niveau national, l'impact sur la décision de localisation serait certainement sous-estimé. On considère habituellement au niveau national l'influence du salaire annuel moyen par employé. Supposons que pour deux pays, ce coût moyen soit le même mais que l'un de ces pays ait une forte disparité régionale des salaires et l'autre non. Même si la majorité des entreprises choisit le pays à forte disparité et la région où les salaires sont les plus bas, cette influence des salaires risque de ne pas apparaître dans les estimations si l'on ne considère le choix qu'au niveau national. Ainsi, le coefficient (β_2) devrait être plus important au niveau régional qu'au niveau national, puisque plus on étudie le phénomène à une échelle fine et plus on a une idée précise des salaires que l'investisseur étranger doit payer dans la réalité.

Les effets d'agglomération : un critère de choix de région

Quel est le niveau géographique pertinent pour évaluer l'impact du nombre d'entreprises sur la localisation d'une nouvelle filiale étrangère ? Les fondements théoriques des effets d'agglomération montrent que les entreprises s'agglomèrent parce qu'elles espèrent profiter d'externalités positives. L'influence d'une éventuelle externalité positive entre les entreprises devrait donc être d'autant plus forte que l'échelle géographique est fine. Le *niveau régional* devrait de ce fait être dominant.

Les effets de concurrence : un critère de choix du pays

À l'inverse, l'échelle géographique pertinente des effets de concurrence semble être plus large. Comme les échanges sont plus faciles à l'intérieur des pays qu'entre les pays, les marchés pertinents pour juger de l'impact des interactions stratégiques devraient être les *pays*.

Considérons le cas extrême où les coûts de transport seraient importants entre le Royaume-Uni et l'Espagne mais insignifiants à l'intérieur de chacun de ces pays. Si deux entreprises peuvent trouver profitable de se localiser l'une au Royaume-Uni, l'autre en Espagne afin de réduire l'intensité de la concurrence, cet argument ne s'appliquerait pas à l'intérieur de chacun de ces pays car l'absence de coût de transport ne fournirait pas d'incitation à se différencier de ses concurrents. Ces deux arguments vont dans le même sens : le coefficient β_3 devrait être plus important au niveau régional qu'au niveau national et il pourrait même être positif pour le choix de région et négatif pour le choix de pays.

Un modèle économétrique qui rend compte d'un choix hiérarchisé

La décision économique de localisation est par nature un *choix discret* entre plusieurs sites alternatifs fait par des *entreprises individuelles*. L'application économétrique estimant les déterminants de cette décision doit donc idéalement avoir également ces deux caractéristiques.

Un modèle de choix conditionnel

4. La décision récente d'implantation d'un nouveau site de production de Toyota à Valenciennes est intéressante à cet égard : l'une des principales raisons évoquées pour ce choix était l'amélioration de la faible part de marché de Toyota en France (0,8 % en 1997) malgré l'existence d'usines au Royaume-Uni.

Les modèles à variable endogène qualitative et tout particulièrement les modèles de *logit* conditionnel sont très largement utilisés dans les études portant sur les choix de localisation (voir Mayer et Mucchielli (1998) pour une revue de cette littérature). Nous utilisons ici une extension du modèle de *logit* conditionnel, le modèle dit de *logit* structuré (*nested logit*), qui permet d'appréhender la *structure* de ce choix.

La structure proposée est la suivante : les localisations choisies *in fine* (ici les régions européennes) peuvent être regroupées dans un choix de pays auxquels appartiennent ces régions. Le schéma ci-contre représente, de manière simplifiée, la structure supposée.

Les régions, élément ultime du choix

La structure de l'arbre illustre l'idée selon laquelle les entreprises feraient *d'abord* un choix de pays et *ensuite* un choix de région. Il est cependant important de garder à l'esprit que le modèle de *logit* structuré ne suppose en aucune manière que la structure de décision corresponde à un processus de choix *réellement séquentiel*. La signification de cette structure est la suivante : si cet arbre de décision est pertinent, cela signifie que *les régions sont des substituts plus proches quand elles appartiennent à un même pays que quand elles appartiennent à deux pays différents*. Lors du choix de pays, les firmes prennent en compte les caractéristiques des régions appartenant aux différents pays (elles prévoient qu'elles auront ensuite à choisir l'une des régions appartenant au pays choisi). Ces caractéristiques sont prises en compte dans l'estimation par une variable appellée valeur inclusive dont le coefficient donne une indication de la pertinence de l'arbre de décision supposé (cf. encadré 2).

Un découpage nord-sud ou centre-périphérie

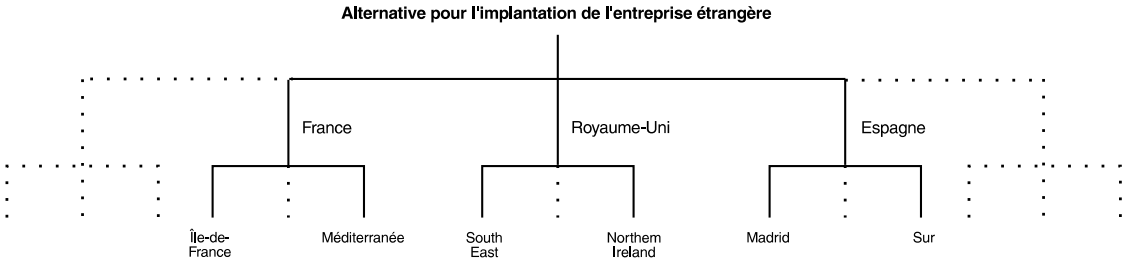
Une caractéristique importante du modèle de *logit* structuré est le test de la pertinence de la structure supposée. On doit spécifier une structure *a priori* du choix sans savoir si cette structure est une bonne représentation du processus de décision des agents économiques. On suppose ici que les régions européennes peuvent être regroupées au sein de pays et que ces pays représentent bien des choix alternatifs aux yeux des investisseurs japonais. Or il peut y avoir deux grands types d'erreurs dans la spécification de la structure du choix. Il est d'abord tout à fait envisageable que les entreprises japonaises n'accordent que peu d'importance aux frontières nationales au sein de l'Union européenne. Si les firmes considèrent le marché européen comme totalement intégré, il est possible qu'elles comparent directement les caractéristiques des régions sans tenir compte des pays auxquels ces régions appartiennent. On aurait imposé une structure alors que dans la réalité celle-ci n'existe pas.

La deuxième erreur de spécification possible tient au fait que l'on ne connaît pas quel est le regroupement pertinent des régions au yeux des investisseurs étrangers. Il est possible que les entreprises étrangères considèrent que les régions puissent être séparées en deux groupes : des distinctions centre-périphérie ou nord-sud pourraient alors se révéler efficaces.

Une application à l'implantation des investissements japonais en Europe

La variable expliquée porte ici sur le choix de localisation des entreprises industrielles japonaises en Europe. L'échantillon d'entreprises japonaises vient de l'édition 1996 de l'enquête annuelle menée par le JETRO (Japan External

Schéma
La structure de l'arbre hiérarchique décisionnel



Encadré 2

LE MODÈLE LOGIT STRUCTURÉ

Ce modèle suppose que les entreprises maximisent une fonction de profit soumise à une certaine incertitude quand elles choisissent une localisation. Les composantes observables de la fonction de profit sont les différentes caractéristiques des sites d'implantation qui peuvent influencer la profitabilité de choisir une localisation. La partie aléatoire consiste en des erreurs du processus de maximisation, des caractéristiques inobservables des sites ou bien encore en des erreurs de mesure. Bien que le chercheur ne puisse pas observer le niveau d'utilité sous-jacent des différentes localisations, le choix réel de l'entreprise est connu de même que les caractéristiques des différents sites d'implantation possibles.

Nous reprenons ici, pour l'essentiel, la formulation du modèle proposée par Maddala (1983). Considérons une firme représentative choisissant un pays d'un ensemble $i = 1,2,...,C$ et une région d'un ensemble de régions $j = 1, 2, \ldots, N_i$ appartenant au pays i. La profitabilité de la région j appartenant au pays i est :

$$\Pi_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij}, \text{ avec } V_{ij} = \beta X_{ij} + \alpha Y_i$$

représentant une fonction des caractéristiques observées qui varient selon les régions et les pays (X_{ij}) et des caractéristiques qui ne varient qu'avec les pays et sont communes à toutes les régions d'un pays (Y_i). La probabilité de choisir une région j conditionnelle au choix du pays i (la dernière étape de l'arbre) est donnée par le logit conditionnel habituel :

$$P_{j|i} = \frac{e^{\beta X_{ij}}}{\sum_{k=1}^{N_i} e^{\beta X_{ik}}} \quad (1)$$

À la première étape, la probabilité de choisir le pays i dépend des caractéristiques de ce pays (Y_i). Elle dépend également des caractéristiques de toutes les régions appartenant à ce pays, ces caractéristiques définissant une utilité maximale attendue du choix du pays i. Ce terme est appelée valeur inclusive, nous la notons I_i :

$$I_i = \ln\left(\sum_{k=1}^{N_i} e^{\beta X_{ik}}\right)$$

La probabilité de choisir le pays i est donc :

$$P_i = \frac{e^{\alpha Y_i + I_i}}{\sum_{m=1}^{C} e^{\alpha Y_m + I_m}} \quad (2)$$

Ce qui nous donne la probabilité de choisir la région j :

$$P_{ij} = P_{j|i} P_i = \frac{e^{\beta X_{ij}}}{e^{I_i}} \frac{e^{\alpha Y_i + I_i}}{\sum_{m=1}^{C} e^{\alpha Y_m + I_m}} \quad (3)$$

Cette expression correspond à un modèle logit conditionnel sans structure c'est-à-dire non hiérarchisé et où toutes les régions sont considérées comme des substituts équivalents quand les coefficients des valeurs inclusives prennent des valeurs unitaires. Un modèle avec structure (modèle hiérarchisé) est obtenu lorsque l'on laisse les coefficients sur les valeurs inclusives être différents de 1. L'équation (2) est alors remplacée par :

$$P_i = \frac{e^{\alpha Y_i + \sigma_i I_i}}{\sum_{m=1}^{C} e^{\alpha Y_m + \sigma_m I_m}}$$

Lorsque $0 < \sigma_i < 1$, McFadden (1984) montre que les élasticités croisées des probabilités P_{ij} sont plus grandes pour les régions appartenant à un même pays que pour des régions appartenant à des pays différents. C'est typiquement ce à quoi l'on s'attend si les régions sont regroupées en pays selon leur similarité. On considère donc que le fait que les coefficients des valeurs inclusives soient comprises dans l'intervalle unitaire constitue une indication de la bonne spécification de la structure de l'arbre.

De plus, $(1 - \sigma_i)$ fournit un indicateur de la similarité des régions à l'intérieur du pays i aux yeux des investisseurs : si $(1 - \sigma_i) = 0$, deux régions du pays i ne sont pas plus « proches » entre elles qu'une région du pays i et une région d'un autre pays (les pays ne comptent pas). À l'inverse, si $(1 - \sigma_i) = 1$, les régions du pays i sont extrêmement similaires aux yeux des investisseurs et l'on pourrait se limiter à considérer le choix entre les pays sans tenir compte des régions (les régions ne comptent pas).

Dans un modèle de type logit les coefficients sont difficiles à interpréter en l'état. Il faut prendre les variables explicatives en log pour pouvoir interpréter chaque coefficient comme une élasticité de la probabilité d'investissement dans un site j par rapport à la variable considérée pour un investisseur « moyen »

Cette élasticité s'écrit :

$$E_j = \frac{\partial \ln P_j}{\partial \ln X_j} = \beta (1 - P_j), \text{ l'élasticité moyenne est donc :}$$

$$\overline{E} = \frac{\sum_{j=1}^{N} E_j}{N} = \frac{\beta (N-1)}{N}.$$

Les coefficients, sont donc légèrement supérieurs à cette élasticité moyenne, l'ampleur de la surestimation dépendant donc du nombre de localisations alternatives. La surestimation est à peu près identique pour les deux étapes du choix structuré mais la différence est significative si l'on considère le choix régional et

Trade Organization) sur les implantations japonaises en Europe. Plus de 700 décisions de localisation sont référencées avec notamment deux informations principales : la date de début d'activité de la filiale et le pays d'implantation.

Une description détaillée de la production de ces entreprises permet également de rattacher chaque entreprise à un secteur NACE 3 chiffres (nomenclature des activités industrielles utilisée par Eurostat). Afin de ventiler les implantations par région à l'intérieur des pays, une autre publication du JETRO fournissant la ville précise de localisation a été utilisée.

446 décisions de localisation dans 49 régions européennes

Presque toutes les variables explicatives de cet article viennent des statistiques industrielles d'Eurostat aussi bien pour les données nationales que pour les données régionales. L'échantillon a ensuite été réduit pour des raisons de disponibilité des données qui ne sont vraiment complètes qu'à partir de 1984 pour un niveau de désagrégation géographique NUTS 1. Ce niveau de désagrégation géographique est assez fruste (il ne comprend par exemple pour la France que 9 « macro-régions », dont 8 pour la métropole cf. tableau A1 en annexe). Pour certains pays, il est possible d'obtenir des statistiques industrielles relativement satisfaisantes au niveau NUTS 2 (les 22 régions administratives pour la France), mais pour d'autres cela se révèle impossible (notamment pour le Royaume-Uni). Dans l'arbitrage entre finesse géographique et nombre de pays inclus dans l'étude, nous avons préféré garder le plus grand nombre de pays possible afin de ne pas omettre une des alternatives dans le choix, ce qui aurait sérieusement remis en cause la robustesse des résultats. L'échantillon final comporte 446 observations se répartissant en 48 secteurs, l'ensemble des choix possibles comprend 49 régions appartenant à 8 pays européens (5).

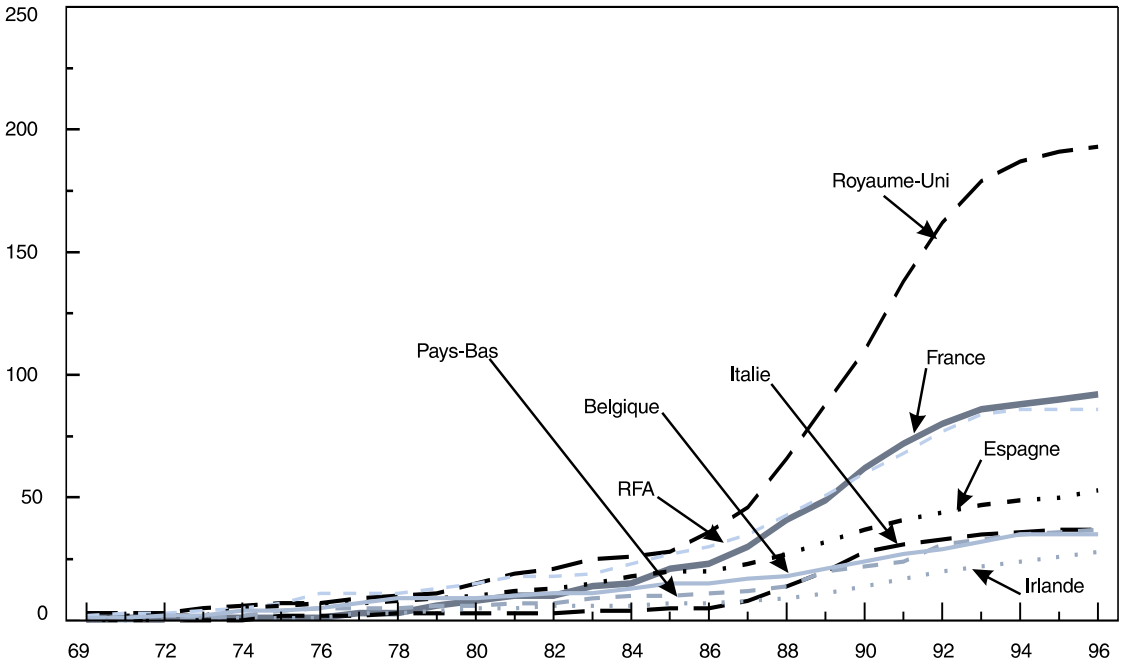
Les deux caractéristiques principales les plus connues des investissements japonais en Europe sont la forte augmentation des décisions d'investissements au milieu des années 80 et la domination du Royaume-Uni en tant que pays hôte (cf. graphique et annexe).

Les variables explicatives aux niveaux national et régional

Les variables explicatives testées sont réparties en fonction des quatre grands types de déterminants déjà évoqués :

5. De plus amples précisions concernant les données figurent dans une annexe statistique disponible auprès des auteurs.

Graphique
Nombre d'mplantations japonaises cumulées par pays



Source : graphique construit d'après le rapport du JETRO (1996).

1) l'impact de la demande locale supposée attirer les investissements ;

2) l'influence des variables de coûts du travail supposée jouer négativement dans l'attractivité d'un site ;

3) l'impact du nombre d'entreprises en place qui peut être positif par le biais d'effets d'agglomération ou négatif par un effet de concurrence ;

4) l'impact des variables d'imposition censées inciter les implantations en cas de détaxation. Pour toutes les variables, l'indice *r* référence les variables régionales et l'indice *n* les variables nationales.

Les variables de demande

La demande locale est mesurée à l'aide du PIB régional et national (PIB_r et PIB_n respectivement). Il serait possible de construire une variable de demande sectorielle au niveau national (Eurostat fournit dans la nomenclature NACE les données de production et de commerce international pour tous les pays européens), mais la construction de cette même variable au niveau régional semble très difficile.

Il n'existe en effet, à notre connaissance, aucune source de données systématique et détaillée de commerce international au niveau régional. La mesure de la demande retenue ici a un grand avantage : elle permet de comparer directement l'influence de la demande au niveau régional et au niveau national.

Cependant, cette mesure, fréquemment utilisée, a deux défauts majeurs. D'abord, elle ne prend pas en compte la demande émanant de localisations autres que celle considérée : les investisseurs japonais, lorsqu'ils implantent un site de production dans un pays peuvent exporter une part importante de leur production vers d'autres pays (6). Ensuite, la demande n'est pas mesurée au niveau sectoriel mais au niveau global par le PIB. Cette mesure de la demande peut être pertinente pour certains secteurs de biens de consommation par exemple mais pas forcément pour tous. La demande « réelle » d'un territoire pour un bien particulier est mesuré par la consommation apparente de ce bien (production + importations - exportations) et la répartition géographique du PIB ne correspond pas forcément à la répartition spatiale de la consommation apparente pour tous les secteurs.

Les variables liées au coût du travail

Au niveau régional, l'information disponible la plus détaillée est la masse salariale de la région en NACE 2 chiffres. Nous obtenons un salaire annuel moyen par employé en divisant les salaires versés par l'emploi correspondant. Cette variable est appelée W_r. Au niveau national, Eurostat fournit également les charges sociales versées. Cela permet d'obtenir une variable de salaire W_n et une variable de coûts sociaux SC_n pour le choix de pays.

Une autre variable associée aux conditions du marché du travail local est le taux de chômage. Les études existantes intègrent souvent cette variable censée signaler aux investisseurs les localisations où la main-d'œuvre est disponible.

Dans l'absolu, cette variable ne devrait pas être nécessaire puisque si le marché fonctionne efficacement et que le coût du travail est bien mesuré, il rendra compte de cette disponibilité du facteur travail en termes de prix. Toutefois, cette variable peut se révéler intéressante ici, pour rendre compte des différents niveaux d'imperfection du marché du travail sur le territoire européen. En fait, il existe de très larges différences en Europe en termes de niveau du salaire minimum, d'assurance-chômage, de mobilité du travail, de flexibilité du facteur travail en général. Le niveau de chômage (et en particulier le taux de chômage de long terme) peut donc signaler de fortes rigidités sur le marché du travail et repousser les investisseurs du pays ou de la région considérée. On attend un signe négatif sur les variables $CHOM_r$ et $CHOM_n$ représentant respectivement le taux de chômage de long terme régional et national.

L'influence du nombre d'entreprises locales et japonaises déjà en place

La méthodologie utilisée ici, pour estimer l'influence des entreprises en place, est basée sur un décompte du nombre d'entreprises dans les localisations alternatives (Head *et al.*, 1995 ; Mayer et Mucchielli, 1998).

L'influence des entreprises en place peut être différente selon la nationalité des firmes considérées. Les relations de concurrence et de complémentarité que l'investisseur japonais entretient avec les entreprises dans chacune des

6. D'après l'enquête du JETRO, 90,4 % des firmes japonaises en Europe exportent et 95,6 % de ces exportateurs vendent leurs produits dans d'autres pays européens.

localisations peuvent en effet ne pas être les mêmes selon que l'on considère ses concurrents japonais ou ses concurrents « locaux » (c'est-à-dire les entreprises du même secteur identifiées par Eurostat dans chaque région ou chaque pays).

De plus, les analyses empiriques identifient deux types d'externalités technologiques : les externalités intra-industrielles et les externalités inter-industrielles. Au niveau régional, on construit donc les variables NJ_r et NJT_r correspondant respectivement au nombre d'entreprises japonaises du secteur de la firme considérée et au nombre d'entreprises japonaises total dans chaque région (7). Plutôt que de prendre le nombre de firmes « locales », on prend ici l'emploi du secteur (les calculs menés avec le nombre de firmes donnent des résultats très similaires) : EE_r prend en compte l'influence de l'importance du secteur dans la région considérée. L'emploi du secteur y est divisé par l'emploi industriel total (8).

NJ_n et EE_n représentent les mêmes variables que NJ_r et EE_r au niveau national (EE_n est également pris en valeur relative). Dans une étude précédente, ces variables avaient un impact fortement positif sur l'attractivité des pays européens (Mayer et Mucchielli, 1998). Ici, la différence dans la définition des variables tient au fait que EE_n est défini à un niveau sectoriel plus agrégé (NACE 2 chiffres). En passant de trois chiffres à deux chiffres, trois pays peuvent être ajoutés dans l'étendue des localisations possibles. La baisse de précision des variables venant d'Eurostat semble plus que compensée par le gain lié au fait de considérer un ensemble d'alternatives possibles plus proche de la réalité.

Les variables d'imposition

Une variable d'imposition des bénéfices (TAX_n) est également intégrée pour tenir compte des différences des taux d'imposition existant entre les pays. L'entreprise compare les profits qu'elle peut espérer sur chaque site. Le profit considéré est donc un profit après impôt. Le système de taxation des profits réalisés à l'étranger est relativement complexe et dépend des différents régimes des pays d'accueil et du pays d'origine de l'investisseur. Un taux d'imposition effectif est utilisé afin de tenir compte par exemple des taux de retenue à la source ou encore du système de crédit d'impôt pratiqué par le Japon (Crooks *et al.*, 1989).

L'ensemble de ces variables et relations est testé dans cinq modèles économétriques différents. Les deux premiers sont des modèles sans structure hiérarchique, dans les trois modèles suivants, nous réintroduisons l'arbre décisionnel hiérarchique dans les choix de localisation (cf. tableau 2).

Les tests sans structure hiérarchique

Afin de tester la validité de la séparation région-pays dans les décisions de localisation, deux tests « classiques » (sans structure) de choix de localisation ont d'abord été réalisés. Dans le modèle 1, on estime les déterminants du choix des entreprises entre *toutes* les 49 régions européennes sans distinction de pays. Dans le modèle 2, ce sont les déterminants du choix de localisation entre les 8 pays européens qui sont considérés sans distinction de régions. Toutes les variables sont prises sous forme logarithmique. Par conséquent, les coefficients peuvent être raisonnablement interprétés comme des élasticités de la probabilité de choisir une localisation (cf. encadré 2).

La demande faiblement significative au niveau régional l'est fortement au niveau national

La comparaison entre les deux niveaux géographiques fournit une première confirmation de certaines des hypothèses sur le niveau géographique pertinent des variables. L'impact de la demande répond aux hypothèses formulées plus haut : le coefficient du PIB est positif pour les deux niveaux et apparaît beaucoup plus important à l'échelle des pays. De plus, l'influence de cette variable de taille des marchés n'est que faiblement significative au niveau régional. L'influence des salaires n'est significative qu'au niveau régional. Le coefficient concernant

7. Toutes les variables de décompte des implantations japonaises comprennent le nombre de firmes de l'année précédant la décision d'investir afin d'être certain de ne prendre en compte que les implantations dont l'entreprise considérée avait connaissance. On prend le log du nombre de filiales implantées + 1 dans toutes les régions. La logique de cette procédure peut en quelque sorte être assimilée à l'hypothèse que la décision des entreprises est parfaite en sous-jeu : l'investisseur sait qu'en investissant dans chaque localisation, il augmenterait le nombre d'entreprises en place et en tient compte (Head et al., 1999).

8. Les modèles théoriques dicteraient de prendre les valeurs absolues de l'importance du secteur plutôt que cette valeur relative. Néanmoins, cette transformation est rendue nécessaire par une distinction importante entre l'Espagne et le Portugal d'une part et les autres pays européens d'autre part. L'enquête d'Eurostat ne prend en compte que les entreprises de plus de 20 salariés sauf pour les deux pays mentionnés où toutes sont répertoriées. Le coefficient de spécialisation considéré permet d'obtenir des chiffres comparables entre tous les pays.

l'influence des entreprises japonaises déjà implantées est nettement plus important dans le cas régional.

Effets d'agglomération et coûts du travail sont importants aux niveaux régional et national

On peut voir dans les modèles 1 et 2 que les investisseurs japonais sont attirés par les régions où les entreprises locales et japonaises sont les plus nombreuses (cf. tableau 3). L'une des seules études étudiant les déterminants de la localisation au niveau régional en Europe (Ferrer, 1998) conclut également à des effets d'agglomération importants pour les implantations françaises dans les régions européennes tout en utilisant une méthodologie économétrique différente. Head *et al.* (1995) qui utilisent un modèle de *logit* conditionnel pour étudier les décisions de localisation à une échelle infranationale (les États américains) constatent également une forte influence positive du nombre d'entreprises en place. De même, pour Hansen (1987) qui utilisait un *logit* structuré pour un choix entre villes brésiliennes, les effets d'agglomération étaient le déterminant principal de la localisation.

De plus, le coefficient de NJ_n est également positif. Indépendamment du niveau géographique choisi, les forces centripètes dominent donc les forces centrifuges liées aux interactions entre les entreprises concurrentes.

Un résultat moins traditionnel concerne l'influence des coûts de production. *Des impacts significativement négatifs apparaissent pour les coûts du travail aux deux niveaux considérés* (les salaires au niveau régional et les charges

Tableau 2
Variables pour une entreprise du secteur s investissant dans la région j du pays i

Variable	Détail sectoriel	Définition	Source
Variables régionales			
PIB_r	Régional	PIB de la région j	Eurostat : Regio
W_r	NACE 2 chiffres	Salaire annuel moyen par tête du secteur s dans la région j	Eurostat : Structure and activity of industry
$CHOM_r$	Régional	Taux de chômage de long terme dans la région j	Eurostat : Regio
NJ_r	NACE 3 chiffres	Nombre de firmes japonaises du secteur s localisées dans la région j	JETRO : Current survey of Japanese manufacturing investment in Europe (1996)
NJT_r	NACE 3 chiffres	Nombre de firmes japonaises localisées dans la région j	JETRO : Current survey of Japanese manufacturing investment in Europe (1996)
EE_r	NACE 2 chiffres	Emploi du secteur s dans la région j / Emploi industriel total de la région j	Eurostat : Structure and activity of industry
Variables nationales			
PIB_n	National	PIB du pays i	Eurostat : Regio
W_n	NACE 2 chiffres	Salaire annuel moyen par tête du secteur s dans le pays i	Eurostat : Structure and activity of industry
SC_n	NACE 2 chiffres	Charges sociales annuelles moyennes par tête du secteur s dans le pays i	Eurostat : Structure and activity of industry
$CHOM_n$	National	Taux de chômage de long terme dans le pays i	Eurostat : Regio
NJ_n	NACE 3 chiffres	Nombre de firmes japonaises du secteur s localisées dans le pays i	JETRO : Current survey of Japanese manufacturing investment in Europe (1996)
EE_n	NACE 2 chiffres	Emploi du secteur s dans le pays i / Emploi industriel total du pays i	Eurostat : Structure and activity of industry
TAX_n	National	Taux d'imposition des bénéfices effectif	OCDE

sociales au niveau national), alors même que beaucoup d'études ne trouvent pas de résultats significatifs ou concluent à une influence positive. Devereux et Griffith (1998) et Hansen (1987) trouvent une influence faiblement positive (mais non significative) respectivement au niveau national et régional.

Les modèles avec structure hiérarchique

La structure pays-région de l'arbre décisionnel est valide...

Le premier résultat concerne la validité de la structure de décision supposée. Le coefficient de la valeur inclusive est compris dans l'intervalle 0/1 et est significatif au seuil de 5 % (9) dans toutes les estimations (modèles 3 à 5). La structure hiérarchique supposée semble donc pertinente. Mais la valeur précise du coefficient est également importante. Plus le coefficient est proche de 0, plus les régions à l'intérieur des pays sont des substituts proches (cf. encadré 2). À l'inverse, si le coefficient est proche de 1, les régions ne sont pas plus « proches » des autres régions du même pays que de régions d'autres pays. Par ailleurs, le coefficient de la valeur inclusive est proche de 0,5 dans deux de ces modèles. Cela signifie que l'on se situe à mi-chemin entre un modèle où les régions ne compteraient pas (coefficient proche de 0) et un modèle où les pays ne compteraient pas (coefficient proche de 1). Cela renforce encore le résultat de pertinence de la hiérarchie.

... et plus riche qu'une structure centre-périphérie

Une autre structure d'arbre pourrait-elle se révéler pertinente ? Nous testons ici une structure centre-périphérie fondée sur le critère d'éligibilité aux fonds structurels de la Commission européenne. Les entreprises sont censées choisir d'abord le centre ou la périphérie puis une région à l'intérieur de ces deux groupes. Les régions dont le PIB par tête est inférieur à 75 % de la moyenne des régions (10) considérées sont dites appartenir à la périphérie économique, les autres au centre. Les variables estimées au niveau régional sont les mêmes que dans les modèles 1 et 3 et on estime l'influence d'une

9. Nous utilisons la méthodologie séquentielle d'estimation décrite dans Maddala (1983) qui impose un coefficient commun à toutes les valeurs inclusives. Cette méthode consiste à estimer un logit conditionnel au niveau régional puis à calculer la valeur inclusive de chaque pays qui est ensuite entrée comme variable explicative dans l'équation de choix de pays.

10. Ce critère de la Commission européenne porte, en règle générale, sur les régions à l'échelle NUTS 2 alors que nous considérons ici les régions au niveau NUTS 1. Ce critère amène à classer en moyenne à peu près 15 % des régions dans la périphérie. En augmentant le seuil à 80 % puis à 85 %, on classe respectivement 20 % et 30 % des régions dans la périphérie. Des estimations utilisant ces seuils ont été menées sans différence significative des résultats.

Tableau 3

Déterminants régionaux et nationaux de la localisation (logit conditionnel)

Variable endogène : choix de localisation des firmes japonaises entre 49 régions européennes			Variable endogène : choix de localisation des firmes japonaises entre 8 pays européens	
	Modèle 1			Modèle 2
PIB_r	**0,15***		**PIB_n**	**0,36*****
	(0,09)			(0,08)
W_r	**- 0,71*****		**W_n**	**- 0,41**
	(0,25)			(0,3)
$CHOM_r$	**- 0,09**		**SC_n**	**- 0,59*****
	(0,1)			(0,12)
NJ_r	**0,88*****		**$CHOM_n$**	**- 0,14**
	(0,12)			(0,18)
NJT_r	**0,56*****		**NJ_n**	**0,67*****
	(0,08)			(0,1)
EE_r	**0,37*****		**EE_n**	**0,49*****
	(0,08)			(0,14)
Fonction de vraisemblance	- 1583,77		**Fonction de vraisemblance**	- 787,52

Les écarts-types sont entre parenthèses ; *, ** et *** indiquent respectivement que la variable est significative aux seuils de 10 %, 5 % et 1 %. Nombre d'observations 446. Nombre d'alternatives : 49 régions dans le modèle 1 et 8 pays dans le modèle 2.

variable dummy *CENTRE* au niveau supérieur du choix (cf. tableau 4).

Les coefficients sont proches de ceux du modèle sans structure (modèle 1) mis à part la variable de salaire dont le coefficient est intermédiaire entre le modèle sans structure et le choix pays/région (modèle 3). Cela souligne la grande stabilité des résultats de l'influence des variables régionales. Cela suggère également que la structure centre-périphérie n'offre pas de grands avantages par rapport à un modèle sans structure au sens où l'imposition de la structure ne change pratiquement pas l'influence des différents déterminants du choix de localisation. Néanmoins, cette structure a une certaine pertinence car le coefficient de la valeur inclusive est significatif et proche de 0,5.

L'impact des salaires est régional...

Une hausse des coûts salariaux de 10 % dans une région donnée réduit sa probabilité d'attirer un investisseur japonais d'à peu près 13 % par rapport aux autres régions du même pays (modèle 3). L'impact des conditions du marché du travail d'un secteur à l'intérieur d'un même pays semble donc important et convenablement représenté par le salaire car le chômage de long terme ne semble pas avoir d'impact.

Il ne paraît pas y avoir d'effet négatif significatif des salaires au niveau national. Le seul déterminant relatif aux coûts du travail ayant un impact négatif dans les modèles avec structure pays/région est le niveau des charges sociales. Ceci semble naturel puisque cette variable est uniquement déterminée au niveau des États nationaux.

En ce qui concerne l'impact au niveau régional, le coefficient sur la variable de salaire augmente fortement lorsque l'on prend en compte la structure de la décision (le coefficient passe de - 0,71 dans le modèle 1 à - 1,33 dans le modèle 3). Cela signifie que *l'impact des différences salariales régionales sur la décision de localisation joue plus fortement à l'intérieur des pays.* Après avoir choisi un pays d'implantation, les entreprises accordent une place importante aux considérations de coûts du travail. Cela n'apparaît pas aussi clairement lorsque l'on compare toutes les régions européennes sans distinction de pays. L'idée selon laquelle les régions d'un pays seraient directement en concurrence avec les régions étrangères pour attirer les investisseurs étrangers ne semble donc que partiellement vérifiée par nos estimations. L'intensité de la concurrence serait en particulier plus forte entre les régions d'un même pays au niveau des coûts salariaux.

Tableau 4
Une structure centre-périphérie (logit structuré)

Variable endogène : choix de localisation des firmes japonaises entre 49 régions européennes regroupées en structure centre/périphérie	
PIB_r	**0,18****
	(0,08)
W_r	**- 1,03*****
	(0,27)
$CHOM_r$	**- 0,05**
	(0,11)
NJ_r	**0,85*****
	(0,12)
NJT_r	**0,57*****
	(0,08)
EE_r	**0,36*****
	(0,08)
CENTRE	**1,18*****
	(0,42)
Valeur inclusive	**0,51****
	(0,22)
Fonction de vraisemblance	Région : - 1433,38 Nation : - 147,27

Les écarts types sont entre parenthèses ; *, ** et *** indiquent respectivement que la variable est significative aux seuils de 10 %, 5 % et 1 %. Nombre d'observations 446.

... comme celui des économies de localisation et d'urbanisation

On peut voir dans le modèle 3 qu'*à l'intérieur de chaque pays* les entreprises japonaises se localisent dans les régions où les autres filiales japonaises ainsi que les entreprises locales du même secteur sont les plus nombreuses. De plus, cette tendance à la concentration sectorielle se retrouve dans des proportions comparables au niveau national. Les entreprises investissent également là où le nombre total d'implantations japonaises est le plus important (coefficient positif sur NJT_r). Ce dernier résultat est le signe que les économies d'urbanisation provenant de la diversité sectorielle des entreprises sont également importantes dans la décision de localisation régionale. Ces économies d'urbanisation ont aussi une ampleur comparable aux économies de localisation (à l'intérieur d'un même secteur).

Qu'en est-il de la comparaison des effets entre les niveaux géographiques ? Pour que les variables ayant trait au nombre de firmes soient exactement comparables entre les deux niveaux géographiques, nous retirons dans le modèle 4 la variable NJT_r. Lorsque l'on retire cette variable, les coefficients de NJ_r et EE_r sont significativement augmentés.

Dans le modèle 4, la tendance à la concentration géographique est beaucoup plus importante au niveau régional qu'au niveau national. Ceci peut être interprété comme la vérification de deux de nos hypothèses : *les externalités positives sont plus importantes au niveau régional et les forces de concurrence sont plus importantes au niveau national*. Le fait que le coefficient du nombre d'entreprises japonaises du même secteur reste positif au niveau national semble suggérer que, même à ce niveau, les externalités positives sont plus importantes que l'impact négatif de la concurrence spatiale. Cela pourrait également résulter des imperfections de la mesure de la demande nationale. Il est possible que le nombre d'entreprises japonaises dans le même secteur (NJ_r) joue en fait partiellement le rôle d'une

Tableau 5
La structure pays-région (logit structuré)

	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
Choix régional			
PIB_r	**0,43*** **	**0,74*** **	
	(0,11)	(0,09)	
W_r	**- 1,33** **	**- 1,17** **	**- 0,73**
	(0,52)	(0,53)	(0,49)
$CHOM_r$	**0,07**	**0,08**	**- 0,11**
	(0,15)	(0,15)	(0,15)
NJ_r	**0,56*** **	**0,78*** **	**0,58*** **
	(0,14)	(0,13)	(0,14)
NJT_r	**0,48*** **		**0,69*** **
	(0,1)		(0,08)
EE_r	**0,32*** **	**0,37*** **	**0,28*** **
	(0,1)	(0,1)	(0,1)
Choix national			
PIB_n	**0,09**	**- 0,18**	**0,11**
	(0,16)	(0,26)	(0,13)
W_n	**0,04**	**0,22**	
	(0,49)	(0,57)	
SC_n	**- 0,44*** **	**- 0,53*** **	**- 0,36** **
	(0,14)	(0,14)	(0,16)
$CHOM_n$	**- 0,12**	**- 0,18**	
	(0,22)	(0,23)	
NJ_n	**0,52*** **	**0,44*** **	**0,46*** **
	(0,12)	(0,14)	(0,12)
EE_n	**0,41*** **	**0,29**	**0,39*** **
	(0,15)	(0,18)	(0,14)
TAX_n			**0,37**
			(0,91)
Valeur inclusive	**0,48** **	**0,71** **	**0,59*** **
	(0,22)	(0,31)	(0,22)
Fonction de vraisemblance	Région :- 782,84 Nation : - 784,08	Région : - 794,4 Nation : - 782,76	Région : - 790,69 Nation : - 783,44

Les écarts-types sont entre parenthèses ; *, ** et *** indiquent respectivement que la variable est significative aux seuils de 10 %, 5 % et 1 %. Nombre d'observations : 446.

variable de demande car le PIB national ne capture qu'imparfaitement la demande réelle adressée aux entreprises. Les entreprises auraient alors tendance à se concentrer dans le même pays en raison de l'importance de la demande pour leurs produits dans ce pays.

Une attirance pour les régions riches

En ce qui concerne l'impact de la demande, les résultats sont moins nets que pour les autres déterminants. Si les coefficients des tests sans structure confirmaient les hypothèses, lorsque l'on prend en compte la structure de l'arbre (modèle 4), les coefficients deviennent inverses aux premières attentes : le PIB est alors significatif et important dans la localisation régionale des investisseurs japonais alors que cette variable n'est plus significative à l'échelon national (cf. tableau 5).

Au niveau régional, ce résultat n'est pas surprenant si l'on considère la configuration des implantations japonaises en Europe. Les filiales japonaises sont en effet concentrées dans le centre économique *de chacun des pays* (cf. tableau A1 en annexe). Cet effet était occulté dans le modèle sans structure, en raison des disparités nationales (certaines « petites » régions de « grands » pays étant plus importantes que les « grandes » régions des « petits » pays). En conditionnant le choix de région au choix de pays, cet effet réapparaît plus clairement, l'entreprise n'ayant le choix qu'entre les régions d'un même pays.

Il semble également y avoir une relation entre le PIB et l'influence du salaire car cette dernière variable perd sa significativité lorsque PIB_r n'est pas dans la régression. L'explication pourrait être la suivante : les entreprises japonaises se concentrent de manière générale dans les régions des principales villes de chaque pays (Barcelone, Milan, Paris ou Londres), ces régions sont également celles où les salaires sont généralement les plus élevés. Si l'on n'inclut pas cette tendance dans la régression, on risque alors d'associer les choix des firmes avec une attirance pour les salaires élevés. En incluant la variable PIB_r, on sépare les deux effets.

Le caractère décevant des estimations de l'influence de la demande à l'échelon national tient au fait que la variable considérée constitue certainement une approximation relativement mauvaise de la réalité de la localisation de cette demande en Europe pour certains secteurs. Comme cela a été souligné plus haut, le PIB est pris ici comme une mesure de la demande afin de pouvoir comparer les deux niveaux géographiques. Les variables sectorielles comme NJ_n et EE_n doivent dès lors être interprétées avec précaution ; elles pourraient en fait capter la tendance des entreprises à se concentrer là où la demande pour leur secteur est importante.

Une part importante de la recherche à venir consistera à construire des variables de taille de marché plus performantes. Cela permettra en particulier de mieux séparer d'une part la tendance des entreprises à se concentrer et d'autre part l'effet positif de la demande sur leur localisation.

L'impact incertain des politiques d'incitation

Enfin, la seule variable intégrée ici pour tenir compte des politiques d'incitation des investissements, le taux d'imposition des profits, n'influencent pas significativement le choix des entreprises japonaises. Deux effets peuvent expliquer ce manque de significativité. Premièrement, un niveau d'imposition élevé peut être associé à des niveaux quantitatifs et qualitatifs élevés de biens publics qui sont recherchés par les entreprises étrangères (on pense notamment aux infrastructures de transport souvent citées par les entreprises comme un des déterminants de la décision de localisation). Deuxièmement, les entreprises japonaises sont soumises à un régime de crédit d'impôt sur les bénéfices engrangés à l'étranger lorsque le taux d'imposition du pays d'implantation est inférieur au taux japonais. Il a déjà été montré (Hines, 1996) que ce système rendait les entreprises japonaises moins sensibles aux différentiels de taxation des bénéfices.

Ainsi, d'une manière générale, les analyses empiriques des choix de localisation qui ne prennent en compte qu'un seul niveau géographique (national ou infra-national) peuvent masquer l'influence de déterminants importants mais *spécifiques* à l'échelon régional ou national. □

BIBLIOGRAPHIE

Anderson S.P., De Palma A. et Thisse J-F. (1992), *Discrete Choice Theory of Product Differentiation,* Cambridge, MIT Press.

Crooks E., Devereux M., Pearson M. et Wookey C. (1989), « Transnational Tax Rates and Incentives to Invest », IFS Working Papers, 89/9.

DeCoster G.P. et Strange W.C. (1993), « Spurious Agglomeration », *Journal of Urban Economics,* n° 33, pp. 273-304.

Devereux M. et Griffith R. (1998), « Taxes and the Location of Production: Evidence from a Panel of US Multinationals », *Journal of Public Economics,* 68 (3), pp. 335-367.

Ferrer C. (1998), « Patterns and Determinants of Location Decisions by French Multinationals in European Regions », in J.-L. Mucchielli (ed), *Multinational Location Strategy: Economics, Geography, Management and Policy,* JAI Press, Greenwich, Connecticut.

Hansen E.R. (1987), « Industrial Location Choice in Sao Paulo, Brazil, a Nested Logit Model », *Regional Science and Urban Economics,* 17 (1), pp. 89-108.

Head K. et Ries J. (1996), « Inter-city Competition for Foreign Investment: Static and Dynamic effects of China's Incentive Areas », *Journal of Urban Economics,* n° 40, pp. 38-60.

Head K., J. Ries et Swenson D. (1995), « Agglomeration Benefits and Location Choice: Evidence from Japanese Manufacturing Investment in the United States », *Journal of International Economics,* n° 38, pp. 223-247.

Head K., Ries J. et Swenson D. (1999), « Attracting Foreign Manufacturing: Investment Promotion and Agglomeration », *Regional Science and Urban Economics,* n° 29, pp. 197-218.

Head K. et Mayer T. (1998), « Non-Europe: The Magnitude and Causes of Market Fragmentation in Europe », International Business Trade and Finance Working paper, 99/04, University of British Columbia.

Hines J.R. (1996), « Altered States: Taxes and the Location of Foreign Direct Investment in America », *American Economic Review,* 86 (5), pp. 1076-1094.

Krugman P. (1991), *Geography and Trade,* Cambridge, MIT Press.

Maddala G.S. (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics,* Cambridge University Press.

McFadden D. (1984), « Econometric Analysis of Qualitative Response Models », in Griliches Z. et Intriligator M.D., *Handbook of Econometrics,* vol. 2, Amsterdam, Elsevier/North-Holland.

Mayer T. et Mucchielli J.-L. (1998), « Agglomeration Effects, State Policies and Competition in the Location of Japanese FDI in Europe », in J.-L. Mucchielli (ed.), *Multinational Location Strategy: Economics, Geography, Management and Policy,* JAI Press, Greenwich, Connecticut.

Mucchielli J.-L. (1982), « Investissements internationaux et développement régional en Europe », *Mondes en Développement,* n° 37/38, pp. 165-198.

Mucchielli J.-L. (1992), « Déterminants de la délocalisation et firmes multinationales, analyse synthétique et application aux firmes japonaises en Europe », *Revue Économique,* vol. 43, n° 4, pp. 647-659, juillet.

Mucchielli J.-L. (1998), *Multinationales et mondialisation,* Paris, Seuil, Points.

Wheeler D. et Mody A. (1992), « International Investment Location Decisions », *Journal of International Economics,* n° 33, pp. 57-76.

ANNEXE

Tableau A1

Statistiques descriptives des régions européennes (moyenne 1988-1991)

Région	NJT_r	Salaire par tête (milliers d'ÉCUS)	Taux de chômage de long terme	PIB (milliards d'ÉCUS)
Île-de-France	26,1	24,1	3,1	252,8
Bassin parisien	11,4	18,3	4,1	148,9
Nord-Pas-de-Calais	1,0	17,6	5,5	50,7
Est	8,4	17,7	2,9	73,5
Ouest	5,0	16,9	4,3	99,6
Sud-Ouest	8,7	18,6	3,9	82,8
Centre-Est	4,2	19,1	3,1	100,8
Méditerranée	0,5	20,1	4,5	90,3
Brabant	5,7	17,6	4,7	36,4
Vlaams Gewest	10,9	17,2	4,1	84,4
Région wallonne	7,0	17,1	8,5	38,0
Bruxelles-Brussel	1,5	18,2	6,9	22,0
Oost-Nederland	4,5	20,3	3,4	38,1
Zuid-Nederland	12,1	20,8	3,4	45,5
West-Nederland	7,4	21,8	3,6	108,9
Schleswig-Holstein	3,2	21,7	2,5	38,8
Hamburg	4,2	25,5	4,1	48,0
Niedersachsen	9,5	22,3	3,2	113,9
Nordrhein-Westfalen	15,9	24,5	3,7	291,9
Hessen	9,7	24,4	1,5	121,0
Rheinland-Pfalz	2,7	24,8	1,7	57,8
Baden-Wuerttemberg	4,9	25,7	1,0	184,1
Bayern	12,4	23,9	1,2	208,2
Berlin	1,0	23,6	2,7	37,9
Nord-Ovest	4,9	27,5	4,6	102,5
Lombardia	12,7	27,9	2,2	166,8
Nord Est	0,7	25,1	2,3	106,3
Emilia-Romagna	2,7	26,2	1,9	69,6
Centro (I)	3,2	26,1	4,7	86,3
Lazio	3,0	26,8	7,3	83,7
Sud	0,5	23,2	11,4	65,0
North	12,6	17,5	4,1	35,3
Yorkshire and Humberside	5,4	16,6	3,2	59,1
East Midlands	4,7	17,0	2,2	50,8
East Anglia	2,7	18,6	1,3	27,4
South East (UK)	33,3	19,8	1,6	279,1
South West (UK)	6,4	17,6	1,5	59,2
West Midlands	17,8	17,1	3,0	63,5
North West (UK)	5,2	18,8	3,7	77,3
Wales	22,5	16,4	2,8	32,2
Scotland	11,4	18,3	4,0	63,4
Northern Ireland	1,0	16,4	8,9	16,0
Ireland	15,4	16,5	10,2	32,1
Noroeste	1,0	13,1	8,9	35,0
Noreste	3,7	15,3	9,8	44,9
Madrid	5,9	15,9	8,5	56,3
Centro (E)	2,0	13,3	8,7	41,9
Este	23,6	15,2	8,3	111,6
Sur	2,0	12,8	11,8	58,8

Sources : JETRO et Eurostat.

Tableau A2

Statistiques descriptives des pays de l'échantillon (moyenne 1988-1991)

Pays	NJ_n	Salaire par tête (milliers d'ÉCUS)	Cotisations sociales par tête (milliers d'ÉCUS)	Taux de chômage de long terme	PIB (milliards d'ÉCUS)
France	2,1	20,8	8,8	4,3	899,4
Belgique	0,9	17,4	9,4	6,8	144,4
Pays-Bas	0,9	20,9	6,1	4,1	215,2
Allemagne	2,7	25,5	5,9	2,8	1134,7
Italie	0,7	19,5	9,5	7,3	821,9
Royaume-Uni	5,3	18,0	2,5	3,5	763,3
Irlande	0,6	16,5	3,3	10,6	32,1
Espagne	1,6	15,1	4,8	10,5	362,0

Sources : JETRO et Eurostat.

Tableau A3

Statistiques descriptives des secteurs de l'échantillon (moyenne 1988-1991)

Secteur	NJ_n	Emploi national (milliers de salariés)	Salaire par tête (milliers d'ÉCUS)	Charges sociales par tête (milliers d'ÉCUS)
Production et première transformation des métaux	0,4	127	23,7	7,8
Industrie des produits minéraux non métalliques	0,2	152,5	18,1	7,4
Industrie chimique	1,0	275,7	23,4	7,7
Construction de machines et de matériel mécanique	1,7	394,1	19,5	5,9
Construction machines de bureau, machines et installations pour le traitement de l'information	5,4	45,1	26,4	8,8
Construction électrique et électronique	3,6	453	19,3	5,9
Construction d'automobiles et de pièces détachées	3,2	317,5	19,9	6,2
Construction d'autre matériel de transport	1,2	139,7	20,8	6,6
Fabrication d'instruments de précision, d'optique et similaires	1,2	54,7	17,6	5,5
Industrie des produits alimentaires, des boissons et du tabac	0,4	355,4	15,9	5,1
Industrie textile	0,0	185,5	10,0	3,0
Industrie de la chaussure et de l'habillement	1,6	177,7	11,2	3,4
Industrie du papier et fabrication d'articles en papier, imprimerie et édition	0,1	233,5	21,7	6,5
Industrie du caoutchouc, transformation des matières plastiques	2,6	177,6	17,4	5,3
Autres industrie manufacturières	0,6	34,5	15,4	4,5

Sources : JETRO et Eurostat.