

INVESTISSEMENT DIRECT ET EXPORTATIONS : EXISTE-T-IL UN LIEN ? ¹

La mise en cause récente de la stratégie de « délocalisation » (au sens d'un transfert de capacité de production vers un pays à très bas salaires) suivie par certaines entreprises françaises a relancé le débat sur l'éventuelle substitution entre investissement direct et exportations, notamment à propos de ses conséquences sur l'emploi. Il faut d'abord rappeler que plus de 95 % des investissements français s'effectuent dans l'OCDE et ne participent pas au sens strict

aux mouvements dits de délocalisation. Ces investissements sont en revanche susceptibles de soutenir ou au contraire de remplacer nos exportations. Qu'en est-il exactement ? Une première analyse consiste à rapprocher nos investissements à l'étranger et nos exportations de biens et services, afin de dégager une réponse non en termes de contenu en emplois mais plutôt quant à la compétitivité de notre économie.

JÉRÔME HENRY

*Direction des Études économiques et de la Recherche
Service d'Études macro-économiques sur la France*

¹ Ce document est une version abrégée et remaniée d'une communication présentée au colloque du GDR-CNRS n° 877 « Économie et Finances Internationales Quantitatives » tenu à Sophia-Antipolis en juin 1994, sur le thème « La négociation commerciale et financière internationale ». Le présent travail doit beaucoup à C. Griffoul de la Balance des paiements, qui a rassemblé les données d'investissement direct, ainsi qu'à M. Fillon, alors au Service d'Études macro-économiques sur la France (SEMEF) qui a constitué la base de données internationales. L'auteur remercie aussi J.-P. Villetelle, H. Pagès et J. Cordier pour leurs commentaires sur les précédentes versions de cet article.

En recourant à l'outil économétrique qu'est Méfisto [1993], le modèle macrofinancier développé à la Banque de France, il est possible de procéder à l'analyse des liens entre exportations de biens et investissement étranger direct — notés par la suite IED — dans le cas français. Une fois écartés des événements exceptionnels comme les accords entre Renault et Volvo, puis leur annulation, qui, par définition, ne relèvent pas de l'analyse macroéconomique, on peut conclure qu'il existe un certain degré de complémentarité entre nos exportations et notre stock d'investissement direct à l'étranger¹, du moins pour une grande partie des échanges avec les pays développés. Selon la zone de l'OCDE considérée (Amérique du Nord, Communauté européenne (CE) ou reste de l'OCDE — principalement la Suisse)², les résultats sont contrastés (voir encadré). On constate en tout cas un parallélisme entre les évolutions tendanciennes des stocks d'IED français aux États-Unis et dans la CE et de la propension française à exporter — le ratio exportations de biens et services sur PIB. Cela suggère d'approfondir la nature de cette relation, particulièrement dans le cas de la CE, d'assez loin la première zone d'accueil des IED français depuis le milieu des années quatre-vingt (voir Henry [1993b]).

Équations d'investissement direct pour trois zones de l'OCDE

Les données d'IED, actualisées jusqu'en fin 1992, proviennent de la base du modèle financier Méfisto [1993] et sont calculées à partir des flux réels observés en balance de paiements trimestrielle (source Banque de France, données disponibles au SEMEF). Leur déflateur, qui est le prix de FBCF français, et les exportations totales françaises en volume proviennent des comptes trimestriels de l'INSEE. Les PIB (ou productions industrielles) et salaires horaires utilisés dans la construction des données de zone proviennent des indicateurs trimestriels de l'OCDE (annuels interpolés en cas de données trimestrielles manquantes). Les taux de change par pays ayant servi à la construction des indices nominaux effectifs par zone proviennent des données en moyenne du FMI. Toutes les données de zone sont construites en pondérant l'indice de chaque pays par son poids moyen entre le dernier trimestre de 1979 et le dernier trimestre de 1989 en tant que pays d'accueil des IED français exprimés en termes réels. Leur mise à jour date de janvier 1993.

Pour chacune des trois zones de l'OCDE nous avons expliqué le stock d'IED, noté KD , par la propension à exporter x , le taux de change réel $e_i W_i/W$ et des variables temporelles linéaires $temps$ et $temps_{87}$ (cette dernière valant 0 avant le dernier trimestre 1986 et croissant comme une tendance linéaire ensuite). Cette rupture tendancielle correspond à la prise en compte du fort développement des flux d'IED intra-CE qui a succédé à la signature de l'Acte unique prévoyant la mise en œuvre de l'Union économique. Les équations suivantes retracent les comportements de long terme ou tendanciels. Ils sont repérés par des *, l'estimation couvrant la période du deuxième trimestre de 1980 au dernier trimestre de 1991 :

$$\ln KD_{CE}^* = 4,5 \text{ temps}_{87} + 1,3 x - 0,6 \text{ temps (avec constante et indicatrice } I_{86,4})$$

$$R^2 = 98 \%, \text{ CRDW} = 0,40, \sigma_{\hat{u}} = 3,2 \%$$

$$\ln KD_{AN}^* = 4,0 x - 0,2 \ln (e_{AN} W_{AN}/W) + 0,6 \text{ temps (avec constante)}$$

$$R^2 = 93 \%, \text{ CRDW} = 0,38, \sigma_{\hat{u}} = 5,0 \%$$

$$\ln KD_{RO}^* = -0,7 \ln (e_{RO} W_{RO}/W) + 1,5 \text{ temps (avec constante)}$$

$$R^2 = 86 \%, \text{ CRDW} = 0,18, \sigma_{\hat{u}} = 8,7 \%$$

pour chacun figurent le R^2 , la statistique de Durbin-Watson CRDW et l'écart-type $\sigma_{\hat{u}}$.

¹ La complémentarité en question concerne les flux d'exportations et les stocks d'IED exprimés en termes réels. Ce dernier indicateur est homogène à une production délocalisée alors que les flux réels d'IED seraient au contraire homogènes à une variation de cette production. Il nous a paru dès lors légitime de privilégier la recherche de relations entre exportations et cumul des flux, sous l'hypothèse qu'une demande étrangère peut être servie de deux manières : exportations et production délocalisée. Signalons de surcroît que la très forte instabilité des séries de flux d'IED (même agrégés par zone) ne permet pas de mettre en évidence des relations convaincantes. Intuitivement, seule la répétition des investissements permet de modifier durablement les comportements des consommateurs étrangers ou de nos entreprises, ce qui conduit à un effet du stock plutôt que des flux.

² Une telle approche de décomposition en zones a été notamment mise en œuvre par Gubian et Muet [1989] dans le cas du commerce extérieur de la France et des équations d'exportations.

Les équations de long terme estimées sans aucune dynamique montrent une instabilité des coefficients de propension à exporter ainsi qu'une certaine modification des tendances depuis la fin des années

quatre-vingt. L'erreur commise sur la zone « reste de l'OCDE » ne fait que refléter l'accord Renault-Volvo — qui donna lieu à des échanges croisés de l'ordre d'une dizaine de milliards de francs — dont les conséquences sur les stocks entrants comme sortants pour cette zone sont de l'ordre de 50 % à 100 % du stock, modification évidemment totalement inexplicable économétriquement. C'est commettre une erreur de spécification que d'omettre toute variable indicatrice de cet échange ponctuel de participations. Il en est de même pour ce qui concerne l'annulation récente de ce même accord. Le test de stationnarité du résidu de type Durbin et Watson CRDW montre d'ailleurs une forte dégradation des résultats uniquement pour cette zone.

On retrouve des résultats plutôt satisfaisants pour la dynamique des IED — estimée dans une deuxième étape selon la méthode d'Engle et Granger [1987] — vers les zones communautaires, avec toutefois une force de rappel vers l'équilibre de long terme moins forte qu'avant 1990 (voir Henry [1993a]). Le modèle américain reste toujours aussi limité quant à son explication de la variabilité infra-annuelle des flux, notamment parce qu'ils sont soumis à des variations de cours boursiers ici non prises en compte. Enfin le modèle de long terme n'est pas pertinent du tout pour la zone « reste de l'OCDE », comme l'on s'y attendait. Les résultats détaillés sont les suivants :

$$\Delta \ln KD_{CE} = -0,21 \ln (KD_{CE}/KD_{CE}^*) - 1 + 4 \Delta temps_{87} + 1,3 \Delta 1_{86.4}$$

$$R^2 = 77 \%, DW = 2,1, \sigma_{\hat{u}} = 1,6 \%, t_{ECM} = 4,5$$

$$\Delta \ln KD_{AN} = -0,14 \ln (KD_{AN}/KD_{AN}^*) - 1$$

$$R^2 = 11 \%, DW = 1,7, \sigma_{\hat{u}} = 2,1 \%, t_{ECM} = 2,2$$

$$\Delta \ln KD_{RO} = -0,05 \ln (KD_{RO}/KD_{RO}^*) - 1$$

$$R^2 = 3 \%, DW = 1,6, \sigma_{\hat{u}} = 3,3 \%, t_{ECM} = 0,9$$

pour chacune figurent le R^2 , la statistique de Durbin-Watson DW, l'écart-type $\sigma_{\hat{u}}$ et la statistique de Student du coefficient de l'écart au long terme retardé qui est notée t_{ECM} . Les variables * découlent des trois équations précédentes (estimation dite en deux étapes). Les résultats d'estimation conjointe du long terme et de la dynamique fournissent à peu près les mêmes résultats (estimation dite en une étape).

Deux analyses concurrentes permettent d'expliquer la complémentarité apparente entre exportations et production délocalisée (mesurée par le stock d'IED). Une première lecture consiste à l'interpréter comme la réponse conjointe à un déterminant commun qui serait la demande mondiale. Cette dernière s'adresse en effet aux produits français sous toutes leurs formes, qu'ils soient produits en France même ou dans des filiales étrangères de firmes françaises. Ces produits sont alors repérés par les consommateurs mondiaux, comme dans le modèle de Krugman [1979], par la nationalité du pays producteur et par celle du pays contrôlant les filiales de production. Dans ce cas, la complémentarité peut n'être qu'apparente : en l'absence de croissance de la demande globale adressée aux produits d'origine ou sous contrôle français, il peut se produire une substitution intra-branche. Les biens étant les mêmes, toute croissance de la production délocalisée s'effectue aux dépens des exportations. À terme, avec une dynamique de type cycle de produit à la Vernon [1966], la production délocalisée peut même se substituer intégralement aux exportations.

Il peut s'agir au contraire d'un soutien intra ou inter-branche aux exportations découlant des IED. Selon les configurations récemment évoquées par Blomström et Kokko [1994], les IED peuvent en effet être alternativement effectués dans des filiales de production recourant à des consommations intermédiaires d'origine française (soutien intra-branche au sein du manufacturier ou inter-branche des

exportations de services par les IED manufacturiers) ou dans des réseaux de distribution de produits fabriqués en France (soutien inter-branche du manufacturier par les IED dans les services).

1. Le bilan des interactions dynamiques entre propension à exporter et stock d'investissement français à l'étranger

Afin de préciser la nature des liens dynamiques entre IED et propension à exporter, nous avons procédé à des tests économétriques simples, dits de causalité (les différents concepts de causalité et d'exogénéité sont présentés dans Granger [1969], Engle, Hendry et Richard [1983] et Granger [1988], voir Henry et Weidmann [1994] pour une synthèse). Les tests de causalité en question portent par définition sur l'apport explicatif du passé d'une variable au comportement présent d'une seconde variable. En d'autres termes, cela revient à se demander si les exportations passées expliquent les stocks d'IED ou si le phénomène inverse est plus probable. Cette analyse aboutit à retenir une alternative à Henry [1993a], en considérant les exportations comme expliquées par les IED plutôt que l'inverse.

Les tests de causalité menés (voir leurs résultats détaillés en annexe) concernent d'abord les relations entre la variation de la propension française à exporter et la croissance (en variation de logarithme) des stocks vers les trois zones. La même démarche est ensuite suivie pour les variables en niveaux. En troisième lieu le test est effectué avec les variations des variables en utilisant comme variable explicative complémentaire le résidu des relations de long terme (issu de la spécification validée sur la période du deuxième trimestre de 1980 au quatrième trimestre de 1989 et réestimée jusqu'en fin 1991, voir encadré)¹. Les résultats des estimations effectuées seront présentés en dégagant l'impact spécifique ou non de cette prise en compte d'une relation de long terme.

1.1. Il existe une interaction forte entre nos exportations et les stocks d'investissement français à l'étranger

Considérons tout d'abord une relation générale entre le logarithme des stocks en IED et la propension à exporter de l'économie française. Pour la zone américaine comme pour la CE, on constate que l'écart à la relation de long terme aide à mieux prévoir la propension à exporter mais n'apporte pas d'information spécifique quant à l'évolution future du stock d'IED. Il existe aussi pour ces deux zones une corrélation instantanée entre stock d'IED et propension à exporter. Cette dernière est aussi observable dans les modèles en variation (même s'ils souffrent d'une mauvaise spécification). Seule une partie de la dynamique des IED est donc véritablement exogène, puisqu'à court terme ils ne le sont pas et que d'autre part au trimestre le trimestre ils possèdent une composante qui réagit simultanément avec les exportations de biens et services².

En revanche, les écarts à la relation de long terme n'affectent aucune des variables pour le « reste de l'OCDE ». Pour cette zone, on doit par conséquent analyser les causalités dans le modèle en différence première, selon lequel apparaissent alors une corrélation instantanée entre propension à exporter et stock d'IED (toutefois fragile car dépendante de l'introduction ou non d'une indicatrice de rupture fin 1986) et un impact des retards des IED sur la propension à exporter.

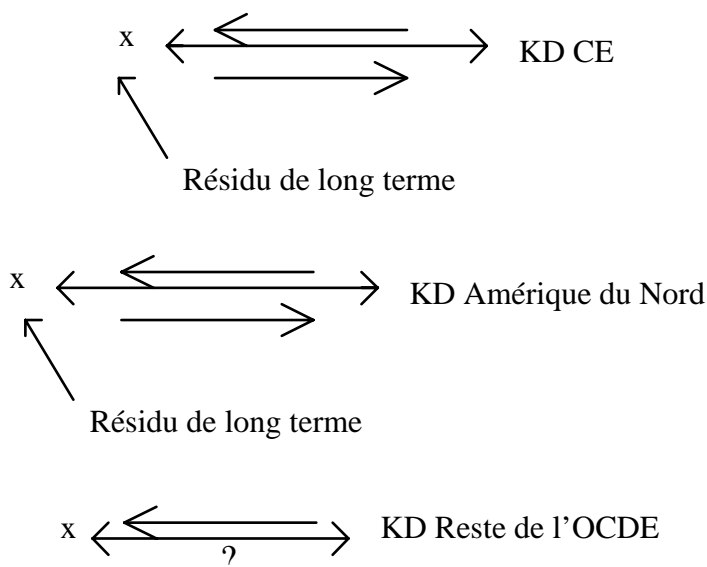
¹ Techniquement, les trois cas de figure correspondent respectivement aux cas de processus temporels sous-jacents VAR en différence, VAR en niveau et VAR cointégré, soit un système stationnaire en différence, en niveau ou tel qu'il possède des composantes des deux types (voir Granger [1988]). Rappelons que si une relation de long terme existe entre deux variables (comme pour la propension à exporter et les IED vers la CE et la zone américaine), alors nécessairement une causalité dynamique doit exister. Reste donc à l'identifier dans le cas précis qui nous intéresse.

Pour les trois modèles on a aussi introduit une rupture tendancielle à la fin de 1986 (coïncidant avec la stabilisation des changes au sein du SME et la signature de l'Acte unique européen) afin de tester la robustesse des résultats de causalité à l'introduction de cette variable, éventuellement nécessaire pour l'estimation de relations pour les deux zones non américaines. Dans ces deux cas, l'analyse univariée des stocks tendanciels révèle en effet l'existence d'une telle rupture.

² Les estimateurs de la relation de long terme ne sont que peu affectés par cette propriété (du fait de l'hyper-convergence, cf. Stock [1987]).

L'écriture d'un modèle dit structurel — tenant compte des corrélations instantanées entre les exportations et les IED — conduirait dans le cas des trois zones à ne pas trancher en faveur d'une configuration privilégiant l'un ou l'autre des modes de service des marchés étrangers³.

³ On pourrait recourir à des tests dits de neutralité, comme ceux présentés par Bruneau et Nicolai [1992].

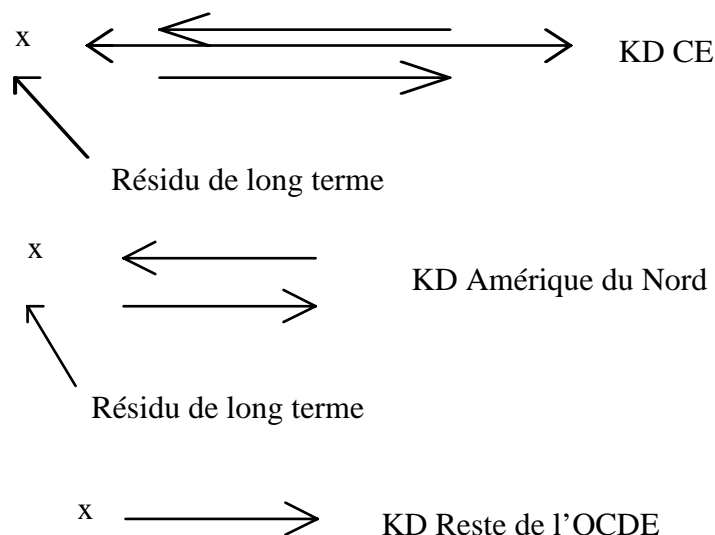
Bilan des relations de causalité pour les trois zones, cas général ¹

1.2. L'hypothèse d'une relation proportionnelle entre exportations et investissement à l'étranger ne modifie pas les résultats

L'étude des relations dynamiques en utilisant les niveaux de stocks d'IED en francs constants (et non leur logarithme, ce qui revient à imposer la proportionnalité entre exportations et IED, un point de stock en plus correspondant à un point d'exportations en sus) confirme que l'écart à la relation de long terme n'affecte que la propension à exporter et pas le stock en IED, pour la zone américaine comme pour la CE. La spécification correcte — soit avec l'écart à la relation de long terme — fait apparaître une corrélation instantanée entre IED et propension à exporter pour la CE qui était déjà observable dans le modèle en différence pour le cas américain.

La zone « reste de l'OCDE » se distingue à nouveau des deux autres puisqu'elle est, d'une part, la seule pour laquelle il est inutile de considérer une relation de long terme. D'autre part, il n'y a que cette zone pour laquelle les causalités de court terme entre les deux types d'échanges ne sont pas croisées mais univoques, des exportations de biens vers les IED. Le sens de la causalité a de fait changé entre les deux spécifications, ce qui confirme le peu de robustesse de ce modèle. Ce dernier — au contraire de ceux des deux autres zones — souffre vraisemblablement d'une mauvaise spécification.

¹ Les variables utilisées sont les suivantes : x propension à exporter et KD stock d'IED en termes réels. Les flèches orientées de façon univoque traduisent les causalités retardées, les flèches bi-univoques représentent les causalités instantanées et les flèches issues de termes en résidu figurent la significativité de la force de rappel vers le long terme dans la dynamique de la variable.

Bilan des relations de causalité pour les trois zones, cas de la proportionnalité ¹

Au total, que les spécifications prennent en compte ou non une proportionnalité entre stock d'IED et exportations, il semble légitime d'estimer une équation d'exportations de biens et services en retenant comme variable explicative les stocks en IED, du moins pour la zone américaine et la CE, afin de préciser la nature de l'impact de court comme de long terme des IED sur les exportations.

2. Le stock d'investissement direct comme facteur explicatif des parts de marché mondial détenues par la France

Afin de préciser la relation entre exportations et stock d'IED, on peut introduire cette dernière variable dans une fonction d'exportations, au côté des variables traditionnellement utilisées à ce propos, comme la demande mondiale et le taux de change effectif réel. Cette démarche permet de ne pas continuer à mettre en œuvre des « corrélations fallacieuses » qui seraient le fait de l'existence de déterminants communs aux deux types de services de marchés (comme signalé par Swedenborg [1979] qui recourt aux variables instrumentales pour éviter ce type de problème). La demande externe fait en effet croître simultanément exportations et production délocalisée alors que le change réel — du point de vue des coûts — a des effets opposés sur les deux types d'échange. Les demandes étrangères sont déterminantes dans des modèles explicatifs qui traitent les exportations en termes de part de marché et mettent en avant pour les IED l'autonomie de filiales répondant en priorité à la demande localement émise. Par ailleurs, les coûts relatifs interviennent dans les modèles d'IED qui insistent sur les éléments de comparaison entre coûts de production domestiques et étrangers, lesquels sont aussi déterminants pour la compétitivité-prix des exportations.

Le recours à une fonction d'exportations nous amène aussi à passer d'un modèle fondé sur la propension à exporter à une expression plus traditionnelle faisant intervenir le niveau d'exportations. Cette idée avait été suggérée par Lipsey et Weiss [1981] qui l'avaient appliquée au cas américain, pour le secteur manufacturier, sans qu'elle soit reprise ultérieurement, en tout cas avec ce type de spécification ².

¹ Voir note précédente

² En général les travaux macroéconomiques comme Culem [1988] expliquent plutôt les IED par les exportations alors que les travaux microéconomiques ou macro-sectoriels privilégient l'analyse du total exportation et production délocalisée ou du ratio entre les deux, comme par exemple les travaux de référence de Horst [1972], Dunning [1980] ou Clegg [1987].

L'estimation d'une équation d'exportations de biens et services est conduite sur la période du deuxième trimestre de 1980 au quatrième trimestre de 1990 en retenant *a priori* comme variables explicatives les trois taux de change réels effectifs en termes de salaire (un pour chaque zone de l'OCDE), un indicateur de demande agrégée représentatif (construit comme la moyenne pondérée des trois indices de PIB de zone en accordant 50 % à la CE et 25 % à chacune des deux autres zones), les trois stocks en IED, une tendance sur toute la période et une deuxième tendance commençant au quatrième trimestre de 1986 (pour éventuellement capter la rupture brutale dans la série de stock dans la CE). Après sélection, seules subsistent à long terme la demande mondiale tous produits D^* (avec une élasticité spontanément presque unitaire), le change réel avec l'Amérique du Nord $e_{AN}W_{AN}/W$ (élasticité faible, de l'ordre de 0,2) et le stock dans la CE (1 point d'IED amenant 0,2 point d'exportations). Ce modèle a pour caractéristique de n'avoir aucun besoin de termes temporels, toute la compétitivité étant apparemment saisie par les prix relatifs et le taux de change vis-à-vis du dollar mais aussi par les implantations dans la Communauté européenne. Ainsi, les implantations en Europe auraient aussi permis des gains de compétitivité en dehors de la zone. En effet, si les IED peuvent améliorer l'image et la diffusion de nos produits directement sur les marchés d'implantation, ils facilitent aussi l'apprentissage ou les accords avec des firmes étrangères (rappelons qu'une participation de 10 % suffit à faire enregistrer un investissement comme IED) qui permettent l'accès aux marchés d'exportation du pays d'implantation.

La relation de long terme définissant les exportations est finalement la suivante :

$$\ln X_{LT} = 1,2 \ln D^* + 0,18 \ln (e_{AN}W_{AN}/W) + 0,21 \ln KD_{CE}$$

La relation de long terme trouvée correspond donc grossièrement à une combinaison linéaire des deux relations définissant les stocks français en IED dans les deux zones américaine et communautaire. Les investissements français en Amérique du Nord sont corrélés avec le pouvoir d'achat du franc relativement au dollar (une devise forte en termes réels favorisant les IED, selon l'interprétation suggérée par Froot et Stein [1989]) comme avec la propension à exporter française. Les investissements dans la CE ne dépendaient que de cette dernière.

La dynamique de ce modèle est aussi assez satisfaisante. On obtient la fonction d'exportations de biens et services suivante (dont la spécification serait peu différente avec une estimation en une seule étape) :

$$\Delta \ln X = 0,1 \Delta \ln (e_{AN}W_{AN}/W) + 1,7 \Delta \ln D^* - 0,7 \ln (X/X_{LT}) - 1$$

$R^2 = 56\%$; $DW = 1,6$; $\sigma_{\hat{u}} = 1,64\%$ et $t_{ECM} = 4,4$ qui est la statistique de Student du terme de rappel vers X_{LT} retardé.

De fait, les performances de ce modèle pourtant fruste sont homologues à celles que l'on obtiendrait en estimant une équation d'exportations manufacturières avec une demande mondiale à double pondération et avec des prix relatifs tenant compte des marges à l'export (cf. Villetelle [1994] pour le modèle réel de la Banque de France, avec une estimation sur la période du quatrième trimestre de 1972 au deuxième trimestre de 1990). Le R^2 est du même ordre de grandeur (environ 55 %), l'écart-type de même (environ 1,7 %) et l'élasticité de long terme de la demande est aussi quasiment unitaire (elle est contrainte à être telle dans Villetelle [1994], mais spontanément estimée elle serait peu différente). Les principales différences entre les deux résultats concernent l'élasticité-prix qui est deux à trois fois plus forte qu'ici et l'élasticité à court terme de la demande seulement d'environ 0,5 alors qu'elle est ici proche de deux mais les biens couverts ne sont alors que manufacturiers et le poids du dollar dans les prix y est aussi beaucoup plus faible.

Au contraire du modèle standard, on obtient enfin dans la formulation avec le stock en IED un modèle sans terme tendanciel, ce qui lui confère une caractéristique particulièrement intéressante. En négligeant les problèmes d'équivalence observationnelle entre tendances déterministes et stochastiques, (cf. Christiano et Eichenbaum [1990]), on peut en effet procéder à l'identification des composantes

déterministes des équations d'exportations supposées être orthogonales aux tendances stochastiques des différentes séries mises en œuvre dans cet exercice économétrique. Schématiquement les deux équations (avec IED et sans) s'écrivent :

$$X = D^* + \alpha \cdot eW^*/W + \beta \cdot KD \text{ avec } KD = \gamma + \delta \cdot \text{temps} + \delta' \cdot \text{temps}^2$$

$$X = DM^* + \alpha' \cdot eP^*/P + \beta' \cdot \text{temps}$$

où P et P^* sont les prix français et des concurrents, e le taux de change nominal effectif du franc, D^* et DM^* les demandes adressées à la France, respectivement mesurées par les PIB avec pondération par les IED et par les demandes manufacturières avec pondération par les exportations.

L'interprétation habituellement dévolue à la tendance déterministe des équations d'exportations associe celle-ci aux déformations structurelles de l'offre ou de la demande, aux erreurs de mesure sur la demande adressée aux firmes françaises près. La tendance devient alors un indicateur résiduel de compétitivité hors-prix. Cette dernière est en effet par définition exactement égale à l'écart entre la tendance des exportations et celle expliquée par les seuls prix relatifs et la demande étrangère. Elle sera alors égale, avec les notations précédentes, au terme suivant :

$$\text{Compétitivité hors-prix} = X - D^* - \alpha \cdot eW^*/W$$

Le gain de compétitivité hors-prix dérivé de notre équation possède donc une rupture à la hausse à partir de la fin 1986, mesurée par le terme $\beta \cdot \delta' \cdot \text{temps}^2$. De telles tendances déterministes, pour peu satisfaisantes qu'elles soient du point de vue du diagnostic économique, restent généralement difficiles à faire disparaître économétriquement. Les omettre dégrade en général les performances des équations, à l'instar de ce qui se passerait alors pour l'équation d'IED dans la CE. L'absence de tendances explicites est donc plutôt un avantage au crédit de notre formulation relativement aux équations d'exports standards.

Il faut alors attribuer la rupture de tendance de la fin 1986 présente dans la variable explicative stock d'IED de notre modèle à une des variables explicatives du modèle standard. La rupture peut alors provenir du passage entre compétitivité-coût et compétitivité-prix (c'est-à-dire aux efforts de marge des exportateurs français). Elle peut aussi découler de l'écart entre les PIB pondérés par les IED et la demande manufacturière adressée aux exportateurs français. Dans les deux cas de figure, il faudrait alors admettre que les efforts de marge ou la meilleure adéquation de notre offre à sa demande ont été constants et continus depuis 1986. C'est une hypothèse difficilement acceptable pour ce qui est des prix. En effet, depuis 1979, la compétitivité-prix s'est en gros maintenue, selon deux scénarios successifs très contrastés. Jusqu'au milieu des années quatre-vingt, des dévaluations successives du franc ont compensé un différentiel d'inflation défavorable puis la politique de stabilité du franc s'est accompagnée de gains de compétitivité-coût, renforcés ou non selon les années par les efforts de marge de nos exportateurs. Certes, ce scénario schématique quant à la compétitivité contre toutes devises est moins adapté à la description de notre compétitivité face à la seule zone dollar, laquelle dépend essentiellement du taux de change nominal dudit dollar, dont l'ampleur des fluctuations dépasse en général nettement celle des prix ou salaires relatifs, l'autre composante du change réel.

Quoi qu'il en soit, la stabilité du taux de change effectif réel du franc depuis le milieu des années quatre-vingt amène à attribuer les gains tendanciels de part de marché française en biens et services contenus dans la variable de stock en IED à l'adéquation meilleure entre offre française et demande étrangère, facteur communément avancé de la compétitivité hors-prix. On peut aussi bien interpréter cette configuration comme une manifestation empirique de l'hypothèse du modèle théorique de Broll et Zilcha [1992] selon laquelle les IED permettent de générer une demande supplémentaire, par effet de réseau, de réputation ou de publicité. Remarquons que l'approche par les IED convient essentiellement à une analyse agrégée puisque s'ajoutent aux éventuels effets d'importations de composants par les filiales de production des gains de part de marché permis par les filiales de distribution (une telle distinction est reprise par Blomström et Kokko [1994] dans le cas des multinationales suédoises, l'effet

global étant à nouveau en faveur de la complémentarité). Les IED seraient alors une mesure de compétitivité hors-prix alternative à l'effort d'investissement domestique (cf. Erkel-Rousse, [1992]). Conclure quant à la nature précise de cet impact exigerait toutefois d'examiner séparément les différents types d'exportations. On pourrait alors savoir notamment si les biens intermédiaires, de consommation, d'équipement ou les différents services sont les secteurs d'exportations les plus favorisés par le recours aux IED. La politique de stabilité du franc aurait dans ce cadre permis de dégager la capacité financière pour réaliser des IED, lesquels auraient ensuite permis d'aller au-delà de la simple compensation des pertes de compétitivité-prix liées à l'appréciation de notre devise. Toutefois, cette analyse doit être nuancée puisque le taux de change réel du franc a surtout contribué à faciliter des IED aux États-Unis, dont les conséquences sur la compétitivité sont négligeables.

Il était déjà tenu comme acquis (comme le signalait Mucchielli [1985]) que le seul examen des flux commerciaux ne permettait pas d'établir la place d'un pays dans la hiérarchie internationale. Cette remarque trouve encore plus de pertinence depuis que la France est devenue un grand pays investisseur à l'étranger et que, de surcroît, les investissements directs induisent apparemment des gains de compétitivité hors-prix depuis la fin 1986 dans l'ensemble des secteurs (et pas seulement dans les biens manufacturiers). Compte tenu de ces observations, il est évidemment crucial dans toute analyse de l'impact des investissements directs sur l'activité interne française de tenir compte du soutien aux exportations que ces derniers apportent. Cela bien entendu ne signifie pas que d'autres investissements à destination de pays moins développés — ne représentant cependant que moins de 5 % dans le cas de la France dans les dix dernières années — n'aient des effets plus néfastes, notamment en termes de contenu en emplois de la croissance française.

TESTS DE CAUSALITÉ, CAS GÉNÉRAL POUR LES TROIS ZONES ¹

Modèles	$KD_{CE} <- x$	$KD_{CE} -> x$	$KD_{CE} <-> x$
Différence.....	12,5	7,5	1,8
Différence et rupture.....	5,3	8,4	5,7
Niveau.....	15,7	17,1	0,4
Niveau et rupture.....	3,5	3,6	6,8
Coïntégration et rupture.....	10,0	12,8	4,4
Test de non-significativité du résidu de long terme.....	pour KD_{CE} 1,3	pour x 7,8	

Modèles	$KD_{AN} <- x$	$KD_{AN} -> x$	$KD_{AN} <-> x$
Différence.....	11,2	6,2	4,1
Différence et rupture.....	7,8	10,1	0,8
Niveau.....	10,1	12,6	2,5
Niveau et rupture.....	6,8	10,3	0,2
Coïntégration.....	17,3	8,0	3,2
Test de non-significativité du résidu de long terme.....	pour KD_{AN} 0,2	pour x 3,0	

Modèles	$KD_{RO} <- x$	$KD_{RO} -> x$	$KD_{RO} <-> x$
Différence.....	5,5	7,8	3,3
Différence et rupture.....	6,4	8,0	1,1
Niveau.....	9,5	7,8	0,8
Niveau et rupture.....	7,2	14,7	2,3
Coïntégration.....	5,5	4,7	0,8

¹ Les variables utilisées sont les suivantes : x propension à exporter et KD stock d'IED en termes réels. Les flèches orientées univoques traduisent les causalités retardées, les flèches bi-univoques représentent les causalités instantanées et les flèches issues de termes en résidu figurent la significativité de la force de rappel vers le long terme dans la dynamique de la variable.

Les statistiques de tests de non-causalité — de forme rapport de vraisemblance avec quatre retards sur les deux variables — retardées suivent une loi du χ^2 à 4 degrés de liberté, les autres (causalité instantanée et significativité du résidu de long terme) une loi du χ^2 à 1 degré de liberté.

Les tests sont effectués sur la période du deuxième trimestre 1980 au quatrième trimestre 1992 pour ceux ne mettant pas en œuvre les relations économétriques du modèle Méfisto, dans le cas contraire (tests de causalité avec résidu et de significativité de ce dernier) sur la période du deuxième trimestre 1980 au quatrième trimestre 1991, période sur laquelle a été réalisée l'estimation de référence. Les résultats correspondant à des relations de causalité significatives à 99 % sont en gras italique, à 95 % en gras et à 90 % en italique.

Investissement direct et exportations : existe-t-il un lien ?

Test de non-significativité du résidu de long terme	pour KD_{RO} 1,4	pour x 0,0	
--	-----------------------	---------------	--

ANNEXE 2

TESTS DE CAUSALITÉ, CAS DE LA PROPORTIONNALITÉ POUR LES TROIS ZONES ¹

Modèles	$KD_{CE} < - x$	$KD_{CE} - > x$	$KD_{CE} < - > x$
Différence.....	10,5	5,0	0,5
Différence et rupture.....	9,4	3,6	1,2
Niveau.....	15,6	10,5	0,2
Niveau et rupture.....	11,5	6,5	2,2
Coïntégration et rupture.....	12,1	11,7	2,8
Test de non-significativité du résidu de long terme.....	pour KD_{CE} 0,5	pour x 8,7	

Modèles	$KD_{AN} < - x$	$KD_{AN} - > x$	$KD_{AN} < - > x$
Différence.....	6,0	4,4	1,6
Différence et rupture.....	4,0	5,2	2,4
Niveau.....	8,8	8,7	0,3
Niveau et rupture.....	5,1	4,6	2,0
Coïntégration.....	8,4	18,4	2,1
Test de non-significativité du résidu de long terme.....	pour KD_{AN} 0,3	pour x 3,4	

Modèles	$KD_{RO} < - x$	$KD_{RO} - > x$	$KD_{RO} < - > x$
Différence.....	7,6	6,1	1,2
Différence et rupture.....	7,8	4,1	1,4
Niveau.....	9,0	9,6	0,1
Niveau et rupture.....	9,0	11,7	0,7
Coïntégration.....	7,9	3,7	1,0
Test de non-significativité du résidu de long terme.....	pour KD_{RO} 2,0	pour x 0,0	

¹ Voir note de l'annexe 1

RÉFÉRENCES

M. Blomström et A. Kokko, 1994, « Home country effects of FDI : evidence from Sweden », CEPR Discussion Paper n° 931, avril.

U. Broll et I. Zilcha, 1992, « Exchange rate uncertainty, futures markets and the multinational firm », *European Economic Review*, vol. 36, n° 4, p. 815-826, mai.

C. Bruneau et J.-P. Nicolai, 1992, « Persistent causality and exogeneity in a multivariate non stationary system », Document de travail, Caisse des dépôts et consignations, Paris n° 1992 – 24/T.

L. Christiano et M. Eichenbaum, 1990, « Unit roots in real GNP : do we know and do we care ? », *Carnegie Rochester Conference Series*, vol.32, p.7-62.

J. Clegg, 1987, « The determinants of multinational enterprise : A comparative study of the US, Japan, UK, Sweden and West Germany », miméo (repris in M. Casson Ed. *Multinational corporations*, E. Eldgar, 1990).

C. Culem, 1988, « The locational determinants of direct investment among industrialized countries », *European Economic Review*, vol 32, n° 4, p 885-904, avril.

J. Dunning, 1980, « Toward an eclectic theory of international production : some empirical tests », *Journal of International Business Studies*, vol. 11 (1), p. 9-31 (repris dans J. Dunning, 1981, *International production and the multinational enterprise*, Allen et Unwin).

R. Engle et C. Granger, 1987, « Co-integration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing », *Econometrica*, vol. 55, p. 251-276 (repris dans *Long-Run Economic Relationships*, R. Engle et C. Granger Eds, Oxford University Press, 1991).

R. Engle, D. Hendry et J-F. Richard, 1983, « Exogeneity », *Econometrica*, vol. 51, p. 277-304.

H. Erkel-Rousse, 1992, « Les performances extérieures de la France et de l'Allemagne : le rôle de l'investissement », *Économie et Statistique*, n° 253, p 35-47.

K. Froot et J. Stein, 1989, « Exchange Rates and Foreign Direct Investment : an Imperfect Capital Market Approach », NBER Working Paper n° 2 914, mars (repris dans *Quarterly Journal of Economics*, 1991, vol. 106, n° 4, p. 1191-1217).

C. Granger, 1969, « Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods », *Econometrica*, vol. 36, p 424-438.

C. Granger, 1988, « Some recent developments in a concept of causality », *Journal of Econometrics*, vol 39, p 199-211.

A. Gubian et P-A. Muet, 1989, « Dégradation des échanges industriels et compétitivité-prix : une analyse économétrique des performances françaises à l'exportation en trois grandes zones », *Observations et Diagnostics Économiques* n° 27, p 91-118, avril.

J. Henry, 1993a, « La localisation des investissements français dans trois zones de l'OCDE : une analyse économétrique des balances de paiements entre 1979 et 1989 », *Revue Économique*, vol. 44, n° 4, p. 737-753.

J. Henry, 1993b, « Les investissements étrangers directs : développement et spécificité des échanges avec la Communauté européenne », *Économie et Statistique*, n° 268-269, p 45-58.

J. Henry et J. Weidmann, 1994, « Asymmetry in the EMS revisited : Evidence from the causality analysis of daily Eurorates », Discussion Paper n° B – 280, Institut für Internationale Wirtschaftspolitik, Universität Bonn.

T. Horst, 1972, « The industrial composition of US exports and subsidiary sales to the Canadian market », *American Economic Review*, vol. 62, n° 1, p 37-45, mars.

P. Krugman, 1979, « Increasing returns, monopolistic competition and international trade », *Journal of International Economics*, vol. 9, p 469-479.

R. Lipsey et M. Weiss, 1981, « Foreign Production and Exports in Manufacturing Industries », *Review of Economic and Statistics*, vol. 63, n° 4, p. 488-494, novembre.

Méfisto, 1993, « Méfisto Version 2, la maquette du système financier français de la Banque de France », document de travail SEMEF n° 93-3, (repris dans *Cahiers économiques et monétaires* n° 42, p 41-95, 1993)

J.-L. Mucchielli, 1985, « Les firmes multinationales françaises et la hiérarchisation des nations », *Revue d'Économie Politique*, vol. 95, n° 5, p 611-626, septembre-octobre.

J. Stock, 1987, « Asymptotic properties of least square estimators of cointegrating vectors », *Econometrica*, vol. 55, p 1035-1056.

B. Swedenborg, 1979, « *The Multinational Operations of Swedish Firms* », Industrial Institute of Economic and Social Research, Almqvist and Wiksell, Stockholm.

R. Vernon, 1966, « International Investment and International Trade in the Product Cycle », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 80, n° 2, p 190-207, mai.

J.-P. Villetelle, 1994, « Conséquence sur le modèle réel du changement de base de données concernant le commerce international de produits manufacturés » note DEER-SEMEF n° 94-03, janvier.