

# Les déterminants des investissements directs européens dans les pays d'Europe Centrale et Orientale

Sébastien Dupuch and Christelle Milan

Volume 81, Number 3, September 2005

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/013040ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/013040ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Dupuch, S. & Milan, C. (2005). Les déterminants des investissements directs européens dans les pays d'Europe Centrale et Orientale. *L'Actualité économique*, 81(3), 521–534. <https://doi.org/10.7202/013040ar>

Article abstract

This article focuses on the determinants of European FDI (foreign direct investment) in the Central and Eastern Europe countries (CEECs). Our estimation is run on a panel data set covering the 1993-1998 period. Our results show that wage costs differences between the CEECs do not affect the pattern of FDI contrary to wage differences between European Union (EU) member countries and the EU applicants. The human capital effect is sensitive to the construction of the education variable and to the sample. Finally, the market size, the geographic proximity and the privatization method explain a great part of bilateral FDI to the applicant countries.

## LES DÉTERMINANTS DES INVESTISSEMENTS DIRECTS EUROPÉENS DANS LES PAYS D'EUROPE CENTRALE ET ORIENTALE

Sébastien DUPUCH  
Christelle MILAN  
*Centre d'économie  
Université Paris Nord*

**RÉSUMÉ** – Cet article s'intéresse aux déterminants des investissements directs étrangers européens dans les pays d'Europe centrale et orientale. L'estimation est effectuée en données de panel et porte sur la période 1993-1998. Nous montrons que les écarts de coûts salariaux entre les PECO ne constituent pas un facteur déterminant des investissements étrangers contrairement au différentiel de salaire entre les pays de l'Union européenne (UE) et les pays candidats. L'effet du capital humain apparaît sensible à la construction de la variable d'éducation et au choix de l'échantillon tandis que l'importance de la taille des marchés, de la proximité géographique et du choix de méthode de privatisation contribuent à expliquer les flux d'investissements directs européens à destination des PECO.

**ABSTRACT** – This article focuses on the determinants of European FDI (foreign direct investment) in the Central and Eastern Europe countries (CEECs). Our estimation is run on a panel data set covering the 1993-1998 period. Our results show that wage costs differences between the CEECs do not affect the pattern of FDI contrary to wage differences between European Union (EU) member countries and the EU applicants. The human capital effect is sensitive to the construction of the education variable and to the sample. Finally, the market size, the geographic proximity and the privatization method explain a great part of bilateral FDI to the applicant countries.

### INTRODUCTION

La transition des économies des pays d'Europe centrale et orientale (PECO) vers une structure de marchés concurrentiels a favorisé l'afflux d'investissements directs étrangers (IDE) qui ont joué un rôle moteur dans la restructuration industrielle de ces économies. Les ressources financières, les transferts de technologie, les compétences managériales et l'intégration aux réseaux internationaux de production rendent les investisseurs étrangers plus à même de procéder à une restructuration profonde des entreprises existantes (Bornstein, 2000). La création

de nouvelles entreprises, favorisée par les investissements de type *greenfield*, constitue également une voie de restructuration du tissu industriel, en particulier par la pression concurrentielle qu'elle impose aux entreprises locales. De plus, les firmes multinationales (FMN) peuvent avoir des retombées positives sur les économies d'accueil via les relations input-output avec les entreprises locales, la mobilité de la main-d'œuvre et les effets d'imitation ou de concurrence. Enfin, le rôle moteur des IDE dans la transformation de ces économies ouvre sous certaines conditions des perspectives de rattrapage vis-à-vis de l'Union européenne (UE) (Dupuch *et al.*, 2004).

À l'échelle mondiale, la part des IDE en Europe de l'Est reste relativement faible même si leur poids dans les économies est déjà important. Le stock d'investissement étranger exprimé en pourcentage du PIB atteint en moyenne 30 % dans les PECO, un chiffre voisin de celui de l'UE. Ces investissements se caractérisent en outre par une répartition fortement inégalitaire entre les différents pays. Entre 1989 et 2002, près des deux tiers des IDE dans cette région se sont concentrés en Pologne, Hongrie et République tchèque. Cette concentration soulève la question des fondements de l'attractivité de ces pays et de l'importance relative des différents déterminants. Dans le cas des pays de l'Europe de l'Est, le débat porte sur la nature des investissements directs : les IDE sont-ils plutôt des « investissements de délocalisation » ou bien des investissements de type « *market seeking* ». Si la motivation des investisseurs est indéniablement liée à la taille des marchés et au potentiel de demande des pays d'accueil, les stratégies de délocalisation liées aux coûts de la main-d'œuvre apparaissent plus incertaines. Toutefois, le facteur travail a été perçu le plus souvent en termes de coût et pas en termes de qualification. Or, les pays de l'Est ont hérité de l'ancien système d'une main-d'œuvre à la fois peu coûteuse et possédant un niveau élevé d'éducation.

La prochaine section rappelle brièvement les éléments théoriques qui fondent les décisions de localisation des FMN, puis une analyse économétrique des déterminants des IDE dans les PECO est proposée.

## 1. DÉTERMINANTS DES IDE : ÉLÉMENTS THÉORIQUES

Malgré l'importance croissante prise par les investissements internationaux dans les économies, il n'existe aucun cadre théorique unifié permettant de comprendre les déterminants des IDE. La littérature existante, à partir de champs théoriques diversifiés avance des facteurs propres aux firmes, aux secteurs industriels et aux pays. Une première tentative a été effectuée par Dunning (1977) qui propose une approche globale des facteurs explicatifs de l'investissement direct (paradigme OLI) dans laquelle apparaissent des éléments comme la concurrence imparfaite, les avantages comparatifs ou l'internalisation des coûts de transaction. Si ce cadre s'avère aujourd'hui insuffisant pour expliquer la majeure partie des IDE, il constitue toutefois le point de départ des nouveaux éléments théoriques apportés par les modèles d'investissement stratégique et les nouvelles théories du commerce international (NTCI).

Les NTCI enrichies de l'analyse de la firme multinationale (Brainard, 1993; Markusen, 1995) sont venues pallier les insuffisances de la théorie traditionnelle en intégrant des éléments comme la concurrence imparfaite, la différenciation des produits et les économies d'échelle. Elles mettent en avant un arbitrage des FMN entre proximité et concentration. Des firmes multinationales de type horizontal apparaissent lorsque les avantages à s'implanter à proximité des consommateurs sont élevés relativement aux avantages liés à la concentration des activités. La firme préfère donc implanter plusieurs sites de production pour servir les marchés locaux si elle peut réaliser des économies d'échelle entre ces différents sites du fait de la présence d'actifs intangibles, si les coûts d'implantation sont relativement faibles, si les coûts de transport sont plutôt élevés et si la demande sur le marché du pays d'accueil est forte. Ces premiers modèles mettent l'accent sur les IDE de type horizontal qui correspondent à des stratégies de conquête de marchés locaux principalement dans les pays développés. À l'opposé, on parle d'IDE dits de délocalisation ou verticaux lorsque les firmes s'intègrent dans une perspective de division internationale des processus de production. Les FMN répartissent leurs activités entre les pays en fonction des différents avantages comparatifs. Le modèle de Markusen *et al.* (1996) distingue les multinationales selon cette typologie et complète les résultats du modèle de Brainard sur l'arbitrage proximité-concentration qui concerne uniquement les FMN de type horizontal. Les FMN de type vertical apparaissent entre des pays différents en taille et en dotations factorielles. Elles établissent les étapes de la production les plus intensives en travail dans les pays où les coûts de la main-d'œuvre sont peu élevés.

Toutefois, la distinction entre IDE horizontaux et verticaux n'est pas aussi claire dans les faits : les FMN s'engagent souvent dans des *stratégies d'intégration complexe*, qui englobent à la fois des formes d'intégration verticale dans certains pays et horizontale dans d'autres pays (Yeaple, 2003). Les stratégies d'intégration complexe sont préférées aux seules stratégies d'expansion à l'étranger horizontale ou verticale lorsque les coûts de transport descendent en dessous d'un certain seuil. Des coûts de transport faibles encouragent l'IDE vertical car ils rendent accessible l'usage d'une main-d'œuvre moins coûteuse. Des coûts de transport élevés favorisent au contraire l'IDE horizontal puisqu'ils rendent les échanges commerciaux plus chers. Entre les deux bornes, aucun motif d'expansion à l'étranger pris isolément ne suffit à rendre attractif l'IDE. Il faut que les firmes trouvent un autre avantage qui réside dans la complémentarité entre les deux formes d'intégration. Dans ce cas, les coûts d'accès aux marchés mondiaux sont doublement abaissés, d'une part par la réduction des coûts unitaires, qui engendre une augmentation des ventes et d'autre part, par un effet d'échelle proportionnel au volume de ventes réalisé qui permet de réduire encore plus les coûts unitaires.

Le modèle de concurrence imparfaite a également servi de base théorique à l'approche gravitationnelle (Bergstrand, 1989). Elle s'applique initialement aux flux d'échanges commerciaux entre deux pays donnés et explique l'importance des flux par la taille du pays d'origine et d'accueil et la distance géographique.

L'équation est également applicable aux déterminants des flux d'investissements. Comme la théorie suggère que les échanges commerciaux et les IDE sont substituables, les exportations sont liées négativement à la distance géographique du fait des coûts de transaction. Il peut donc être plus efficace de produire directement dans le pays d'accueil.

Dans la prochaine section, une équation de gravité est appliquée aux flux d'investissements directs vers les PECO. Un certain nombre de variables suggérées par les différentes approches théoriques peut expliquer les flux d'IDE vers les pays développés ou en développement : taille des marchés, différences de dotations factorielles, écarts de coûts salariaux, distance géographique, ... Néanmoins, la spécificité des économies en transition n'est jamais prise en considération dans ces approches. Depuis 1990, les PECO sont engagés dans un vaste processus de réformes structurelles. La privatisation de secteurs entiers de l'économie a constitué un élément majeur de cette transformation. Différentes méthodes de privatisation ont été suivies selon les pays en fonction des contraintes issues de l'héritage laissé par l'ancien système et des objectifs des gouvernements. Parmi les différentes méthodes (vente directe, rachat par les salariés, privatisation par bons, ...), une méthode principale a toujours été favorisée. Cette dernière a constitué un signal fort aux yeux des investisseurs étrangers qui ont privilégié les pays ayant adopté la méthode de vente directe des anciennes entreprises d'État (Hunya, 1997).

## 2. ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE

Les données utilisées sont issues des statistiques d'investissement international de l'OCDE et d'Eurostat (1999) et sont exprimées en millions de dollars. Afin de travailler sur des données homogènes, nous ne conservons que les IDE en provenance de pays de l'UE qui représentent près des 2/3 des flux d'IDE vers les PECO<sup>1</sup>. Notre échantillon est construit à partir des flux sortants d'IDE déclarés par les pays d'origine en direction des différents pays de l'Est. Nous nous concentrons sur les pays d'Europe centrale, les Balkans et l'Estonie et conservons huit pays<sup>2</sup>. Les estimations reposent sur un panel constitué des flux d'investissement d'un pays  $i$  vers un pays  $j$  pour la période 1993-1998. Toutefois, les données de flux sont marquées par de fortes fluctuations d'une année sur l'autre; aussi, nous préférons utiliser comme variable expliquée des flux cumulés en distinguant deux sous-périodes : 1993-1995 et 1996-1998. Les variables explicatives prennent les valeurs correspondant à la première année de chacune de nos deux sous-périodes

---

1. Les pays d'origine inclus dans l'échantillon sont les suivants : Allemagne, Autriche, Belgique-Luxembourg, Danemark, Espagne, Finlande, France, Italie, Pays-Bas, Royaume-Uni, Suède.

2. Les pays d'accueil retenus sont la Hongrie, la Pologne, la République tchèque, la Slovaquie, la Slovénie, l'Estonie, la Bulgarie, la Roumanie. Par manque de données, les autres pays Baltes sont exclus de l'échantillon, de même que la Russie, les anciennes républiques soviétiques et les pays de l'ex-Yougoslavie compte tenu de leurs situations politiques particulières.

(1993 et 1996). Au final, le panel est constitué de 176 observations. Nous testons une équation de gravité exprimée en logarithme. L'expression du modèle en logarithme pose un problème dans la mesure où certains flux sont marqués par des désinvestissements nets et prennent des valeurs négatives. Nous utilisons donc la transformation log-linéaire de la variable d'IDE proposée par Fontagné et Pajot (1999).

$$TIDE_{ijt} = \ln\left(1 + \frac{IDE_{ijt}}{\alpha}\right)$$

où  $\alpha$  est un seuil proche de la valeur la plus importante du désinvestissement de l'échantillon. L'équation testée prend donc la forme suivante :

$$TIDE_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln PIB_i + \beta_2 \ln PIB_j + \beta_3 \ln METHOD_j + \beta_4 \ln REV_{ij} \\ + \beta_5 \left\{ \frac{\ln COST_j}{\ln DIFFW_j} \right\} + \beta_6 \ln DIST_{ij} + \beta_7 GER + u_{ijt}.$$

Les flux d'investissement direct sont expliqués en premier lieu par la taille des pays d'origine et d'accueil et la distance géographique entre ces pays. La taille est approximée par les PIB évalués en monnaie nationale et convertis en dollars courants après utilisation du taux de change annuel moyen (source : Banque européenne pour la reconstruction et le développement (BERD) et OCDE). On s'attend ici à des signes positifs suggérant que les grands pays sont à l'origine de volumes d'investissements plus importants et que la taille du marché des pays d'accueil est déterminante pour les investisseurs. La distance géographique est donnée par la distance entre les capitales des pays<sup>3</sup>. Le signe attendu peut être ambigu. D'une part, les modèles théoriques de la NTCI suggèrent que dans l'arbitrage entre exportations et IDE, les exportations soumises à des coûts de transport s'effectuent entre des pays proches tandis que les investissements se localisent dans des pays plus éloignés. On s'attend alors à un signe positif. Toutefois, l'investissement direct est soumis à des coûts irrécupérables importants (coûts d'implantation, d'information) croissants avec la distance; de même, les facteurs historiques et culturels ou encore les préférences des consommateurs impliquent que les investisseurs privilégient les pays proches géographiquement, le signe attendu de la variable distance est alors négatif.

3. Source : CEPII, <http://www.cepii.fr/francgraph/bdd/distances.htm>

TABLEAU 1

CONSTRUCTION DE LA VARIABLE MÉTHODE DE PRIVATISATION

|   | Méthode principale                                | Méthode secondaire                                |
|---|---|---|
| 5 | Vente directe                                     | –   |
| 4 | Vente directe                                     | Privatisation de masse ou rachat par les salariés |
| 3 | Privatisation de masse ou rachat par les salariés | Vente directe                                     |
| 2 | Privatisation de masse ou rachat par les salariés | Privatisation de masse ou rachat par les salariés |
| 1 | Privatisation de masse ou rachat par les salariés | –   |

Source : Holland et Pain (1998)

Pour rendre compte de la spécificité de la transition, nous introduisons l'indicateur de méthode de privatisation (METHOD) utilisé par Holland et Pain (1998). Il prend la forme d'une variable ordinale avec des valeurs comprises entre 1 et 5 selon l'importance accordée à la vente directe dans la stratégie de privatisation suivie par les pays d'accueil. Ainsi, les IDE sont plus susceptibles d'être attirés dans les pays qui ont exclusivement recours à la vente directe ou bien quand elle constitue la méthode principale de privatisation. En revanche, les investisseurs étrangers se montrent réticents à se porter acquéreurs des parts d'entreprises qui sont contrôlées par leurs salariés ou par les citoyens. Ces formes de propriété favorisent une défaillance des mécanismes de gouvernance d'entreprise qui se traduit par des perspectives limitées de restructuration n'attirant pas les investisseurs étrangers. Par conséquent, le signe attendu de cette variable est positif.

Les écarts de revenu par tête ( $REV_{ij}$ ) entre le pays d'origine et le pays d'accueil sont utilisés comme *proxy* des dotations factorielles.

$$REV_{ij} = \frac{REV_i}{REV_j}.$$

D'après la théorie traditionnelle du commerce international, les IDE sont déterminés par les écarts de dotations factorielles, on pourrait donc s'attendre à un signe positif. Or, les développements récents de la NTCI expliquent le développement d'investissements de type horizontal entre des pays dont les niveaux de revenu par habitant sont proches. En conséquence, les investissements directs sont d'autant plus importants que les écarts de PIB par tête sont faibles. Dans cette optique, le signe attendu de la variable  $REV_{ij}$  est donc négatif.

Deux indicateurs de coûts salariaux sont testés : le premier est un indicateur du salaire relatif du pays d'accueil rapporté à la moyenne de ses voisins. Formellement :

$$COST = \frac{WAGE_j}{\frac{1}{n} \sum_{j \neq k} WAGE_k}$$

où *WAGE* désigne le salaire nominal mensuel exprimé en dollars (source : Bureau international du travail (BIT)). On s'attend à ce que les coûts salariaux affectent négativement les entrées d'investissement étranger. Le second est un différentiel de salaire entre le pays d'origine et le pays d'accueil. Le niveau de salaire des différents PECO est rapporté au niveau de salaire des pays d'origine. Pour les pays européens, nous utilisons les données de salaire STAN-OCDE. Toutefois, les deux bases ne sont pas comparables entre les groupes de pays dans la mesure où les données OCDE intègrent les charges sociales contrairement aux données du BIT. La comparaison des niveaux de rémunérations est établie de manière indirecte en exprimant les salaires des deux groupes de pays relativement aux salaires en vigueur aux États-Unis disponibles dans les deux bases (Henriot, 2000). Les écarts de rémunérations entre les pays de l'UE et les PECO sont définis de la manière suivante :

$$DIFFW_{ij} = \frac{RELWAGE_i}{RELWAGE_j}$$

Par construction, le signe attendu est positif. Plus le différentiel de rémunération entre le pays d'origine et le pays d'accueil est élevé, plus les investisseurs vont être incités à délocaliser tout ou partie de leurs activités dans le pays où la main-d'œuvre est moins coûteuse.

La présence d'une main-d'œuvre qualifiée constitue également un facteur d'attractivité important pour les investisseurs étrangers. Les taux de scolarisation souvent utilisés comme indices du niveau d'éducation sont des données de flux et ne reflètent que très partiellement ce qu'ils cherchent à approximer. De plus, les taux de scolarisation atteignent quasiment 100 % dans tous les pays d'Europe de l'Est, la variance très faible entre les pays ne peut contribuer à l'explication des écarts dans l'orientation des IDE. Les données de Barro et Lee (2000), construites en termes de stocks, s'expriment par le nombre moyen d'années d'éducation reçues par les actifs de plus de 25 ans. Cet indicateur est disponible pour tous les pays de l'échantillon pour les années 1990 et 1995 que nous avons fait correspondre à nos deux sous-périodes. Toutefois, cette variable constitue un *proxy* du niveau d'éducation scolaire et ne prend pas en considération la qualité de l'éducation, l'expérience acquise ou la formation professionnelle. Comme pour les salaires, elle est construite relativement à la moyenne des autres pays. Le signe attendu est positif, les investisseurs étant attirés par la possibilité d'utiliser une main-d'œuvre qualifiée :

$$RELH = \frac{HCAP_j}{\frac{1}{n} \sum_{j \neq k} HCAP_k}.$$

Enfin, une variable indicatrice (*GER*) prenant la valeur 1 pour les flux d'IDE en provenance d'Allemagne et 0 sinon, est introduite. Cette variable reflète l'importance des investissements allemands dans les PECO en raison des relations historiques et culturelles qui lient ces pays (Bevan et Estrin, 2000). On s'attend à un signe positif.

L'équation est testée en données de panel par les moindres carrés ordinaires. Toutefois, nous n'introduisons pas d'effets fixes étant donné que la dimension temporelle est limitée à deux périodes. Le tableau 2 reprend l'ensemble des résultats. Les équations des colonnes (1) et (2) introduisent les variables gravitaires « traditionnelles » : taille et distance auxquelles on ajoute la méthode de privatisation et les écarts de revenu par tête et de coûts salariaux entre PECO. Tous les coefficients ont les signes attendus et sont significatifs au seuil de 1 %. L'effet taille apparaît plus prononcé pour les pays d'accueil ce qui reflète l'attractivité des pays avec un marché potentiel plus vaste. La distance prend un signe négatif, suggérant l'importance de la proximité géographique dans les décisions d'investissement des firmes européennes. De plus, un facteur institutionnel comme le choix de méthode de privatisation dans la transition influe très significativement sur le choix de localisation des investissements étrangers. Comme chez Holland et Pain (1998), ce résultat montre que les pays qui ont eu recours aux méthodes de vente directe ont été privilégiés par les firmes multinationales.

TABLEAU 2

RÉSULTATS DES ESTIMATIONS (VARIABLE EXPLIQUÉE : *TIDE*)

|                        | (1)                         | (2)                         | (3)                         | (4)                         | (5)                         | (6)                         | (7)                         | (8)                         |
|------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| <b>Pays</b>            | <b>PECO-8</b>               | <b>PECO-8</b>               | <b>PECO-7</b>               | <b>PECO-8</b>               | <b>PECO-7</b>               | <b>PECO-8</b>               | <b>PECO-8</b>               | <b>PECO-8</b>               |
| <b>Variable</b>        | Coeff.<br>(stat. <i>t</i> ) |
| <i>C</i>               | -2,492<br>(-3,82)           | -2,084<br>(-3,33)           | -1,847<br>(-2,78)           | -1,570<br>(-2,09)           | -1,799<br>(-2,29)           | -1,699<br>(-2,39)           | -1,639<br>(-2,05)           | -2,645<br>(-2,81)           |
| <i>PIBI</i>            | 0,110<br>(2,98)             | 0,106<br>(2,87)             | 0,125<br>(2,96)             | 0,104<br>(2,86)             | 0,126<br>(3,06)             | 0,138<br>(3,75)             | 0,144<br>(3,20)             | 0,133<br>(3,09)             |
| <i>PIBJ</i>            | 0,308<br>(8,00)             | 0,295<br>(7,97)             | 0,252<br>(6,84)             | 0,251<br>(5,68)             | 0,253<br>(5,42)             | 0,225<br>(5,31)             | 0,216<br>(5,19)             | 0,339<br>(5,58)             |
| <i>METHOD</i>          | 0,304<br>(4,42)             | 0,271<br>(3,97)             | 0,251<br>(3,70)             | 0,257<br>(3,38)             | 0,276<br>(4,18)             | 0,202<br>(2,79)             | 0,196<br>(2,54)             | 0,222<br>(2,45)             |
| <i>DIST</i>            | -0,307<br>(-7,00)           | -0,305<br>(-6,78)           | -0,300<br>(-5,87)           | -0,296<br>(-6,84)           | -0,311<br>(-6,50)           | -0,231<br>(-5,14)           | -0,221<br>(-3,85)           | -0,215<br>(-3,92)           |
| <i>GER</i>             | 0,639<br>(3,06)             | 0,653<br>(3,13)             | 0,715<br>(3,24)             | 0,660<br>(3,22)             | 0,714<br>(3,19)             | 0,462<br>(2,15)             | 0,427<br>(2,85)             | 0,458<br>(3,19)             |
| <i>REVIJ</i>           | 0,283<br>(2,92)             |                             |                             | -0,098<br>(-0,54)           | -0,100<br>(-0,51)           | -0,386<br>(-2,05)           | -0,477<br>(-2,12)           | -0,647<br>(-2,37)           |
| <i>COST</i>            |                             | -0,092<br>(-2,54)           | 0,072<br>(1,00)             |                             |                             |                             |                             |                             |
| <i>RELH</i>            |                             |                             |                             | 1,305<br>(2,42)             | 1,626<br>(0,88)             | 1,190<br>(2,25)             | 2,791<br>(3,33)             | 2,785<br>(3,15)             |
| <i>DIFFW</i>           |                             |                             |                             |                             |                             | 0,457<br>(3,82)             | 0,585<br>(4,14)             |                             |
| <i>DIFFW<br/>*RELH</i> |                             |                             |                             |                             |                             |                             | 2,302<br>(2,57)             |                             |
| <i>DIFFW<br/>*BUL</i>  |                             |                             |                             |                             |                             |                             |                             | 0,077<br>(0,27)             |
| <i>DIFFW<br/>*EST</i>  |                             |                             |                             |                             |                             |                             |                             | -0,329<br>(-1,02)           |
| <i>DIFFW<br/>*CZE</i>  |                             |                             |                             |                             |                             |                             |                             | 1,225<br>(4,69)             |
| <i>DIFFW<br/>*POL</i>  |                             |                             |                             |                             |                             |                             |                             | 1,119<br>(4,51)             |

TABLEAU 2 (suite)

|                                     | (1)                      | (2)                      | (3)                      | (4)                      | (5)                      | (6)                      | (7)                      | (8)                      |
|-------------------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| <b>Pays</b>                         | <b>PECO-8</b>            | <b>PECO-8</b>            | <b>PECO-7</b>            | <b>PECO-8</b>            | <b>PECO-7</b>            | <b>PECO-8</b>            | <b>PECO-8</b>            | <b>PECO-8</b>            |
| <b>Variable</b>                     | Coeff. (stat. <i>t</i> ) |
| <i>DIFFW</i><br><i>*ROM</i>         |                          |                          |                          |                          |                          |                          |                          | 0,567<br>(1,94)          |
| <i>DIFFW</i><br><i>*SLK</i>         |                          |                          |                          |                          |                          |                          |                          | 0,760<br>(3,09)          |
| <i>DIFFW</i><br><i>*SLV</i>         |                          |                          |                          |                          |                          |                          |                          | 0,080<br>(0,41)          |
| <i>DIFFW</i><br><i>*HUN</i>         |                          |                          |                          |                          |                          |                          |                          | 0,805<br>(3,73)          |
| R <sup>2</sup> ajusté               | 0,50                     | 0,50                     | 0,52                     | 0,51                     | 0,52                     | 0,54                     | 0,56                     | 0,60                     |
| Statistique <i>F</i>                | 31                       | 30                       | 28                       | 27                       | 25                       | 27                       | 26                       | 18                       |
| <i>Standard Error of Regression</i> | 0,44                     | 0,44                     | 0,45                     | 0,43                     | 0,45                     | 0,42                     | 0,41                     | 0,40                     |
| Test de Wald (Chi-2)                |                          |                          |                          |                          |                          |                          |                          | 29                       |

L'équation (2) suggère que les FMN seraient attirées par la faiblesse des coûts salariaux dans les pays de l'Est. Toutefois, ce résultat est sensible à la sélection de l'échantillon. En effet, l'équation (3) montre que cette variable n'est plus significative si l'on retire la Slovaquie. Ce pays se démarque des autres PECO pour avoir davantage convergé par rapport à ceux de l'UE, le PIB par tête *y* est nettement plus élevé que chez ses voisins, de même que les coûts salariaux, malgré un stock de capital humain plus faible. À l'inverse de ce qui est montré dans des travaux antérieurs dans lesquels l'échantillon intègre la Slovaquie, (Holland et Pain, 1998; Bevan et Estrin, 2000), les écarts de coûts salariaux entre les PECO ne constituent donc pas un déterminant des IDE dans la région. En effet, les pays où les salaires sont encore très bas (Roumanie, Bulgarie) restent relativement délaissés par les investisseurs étrangers. Enfin, la variable *GER* prenant en compte la situation particulière de l'Allemagne vis-à-vis des pays d'Europe de l'Est apparaît positive et significative et accroît la qualité globale des régressions<sup>4</sup>. L'équation (4) réintègre la variable d'écarts de dotations factorielles, absente des équations (2) et (3) en

4. De même, une autre série de régression a été menée en incluant une variable indicatrice appliquée à l'Autriche dont les liens historiques avec certains pays de l'Est sont également évidents. Cette dernière n'apparaît jamais significative, les résultats ne figurent donc pas ici

raison de forte corrélation avec la variable *COST*. Son signe négatif appuie les conclusions de la NTCI et suggère que les IDE s'orientent vers les pays à préférences similaires, c'est-à-dire dont les PIB par tête sont relativement proches.

En outre, on remplace dans les colonnes (4) et (5) la variable de coûts salariaux par un *proxy* des niveaux d'éducation. Du fait de la forte corrélation entre les variables de coûts salariaux et de capital humain, elles sont estimées séparément. D'après l'équation (4), le capital humain semble attirer significativement les IDE dans les PECO. Toutefois, l'écart entre la Slovénie et les autres pays de l'Est conditionne le résultat qui n'apparaît plus de manière significative sur le second échantillon (équation (5)). Les pays où les niveaux d'éducation semblent les plus élevés (Roumanie, Bulgarie) ne sont pas ceux qui attirent le plus d'investissement étranger. D'autre part, le résultat est sensible au choix de la variable d'éducation. Dans une autre série de régressions dont les résultats n'apparaissent pas ici, nous intégrons le pourcentage de la population active qui a achevé un niveau d'éducation secondaire comme *proxy* du capital humain. Cette variable apparaît avec un signe négatif et non significatif.

Ces résultats appellent plusieurs commentaires. Premièrement, la construction de la variable de capital humain prend uniquement en compte l'éducation acquise pendant la scolarité, ce qui exclut la formation et les compétences accumulées dans les entreprises. De plus, le faible effet du capital humain sur les IDE suggère que le capital humain des PECO, malgré des niveaux élevés hérités de l'ancien système, reste largement inadapté aux exigences des FMN soumises à de fortes pressions concurrentielles sur les marchés internationaux. Les employés ont des difficultés à convertir dans la transition vers l'économie de marché les connaissances accumulées avant la période de transition. Ainsi, il a été montré, qu'à un niveau d'éducation similaire, les entreprises préféreraient une main-d'œuvre sans expérience à des salariés formés dans l'ancien système (Chase, 1998; Keretsi et Kollo, 1999).

D'autre part, la relation négative entre salaires et niveau d'éducation dans les économies en transition reste particulièrement singulière. Les pays où les salaires sont les plus bas sont aussi ceux où les niveaux d'éducation sont les plus élevés. L'héritage de l'ancien système reste très présent, le principe d'égalitarisme limite les différences de rémunérations entre qualifiés et non-qualifiés et malgré la revalorisation des salaires par rapport à l'éducation dans la période de transition, le rapport salarial reste spécifique dans les PECO et les tient encore éloignés des États membres de l'UE.

Dans les colonnes (6) et (7), on teste l'effet des écarts de coûts salariaux entre les pays d'origine et les pays d'accueil qui apparaît positif et significatif. L'ensemble des coefficients reste robuste à ce changement de spécification tandis que la qualité de la régression est améliorée. Ainsi, les écarts de salaires entre PECO ne semblent pas guider les choix d'investissement direct des firmes européennes, tandis que les différences de coûts salariaux entre l'UE et les économies en transition apparaissent en revanche déterminantes. L'équation (7) montre en outre que

la différence de coût salarial entre l'Est et l'Ouest combinée à une main-d'œuvre qualifiée contribue à l'attractivité des PECO aux yeux des investisseurs européens. Enfin, l'équation (8) distingue l'effet de l'écart de coûts salariaux entre les différents pays d'accueil en combinant la variable *DIFFW* et des variables indicatrices par pays. Les investisseurs se comportent différemment selon les pays face aux écarts de coûts salariaux, résultat confirmé par un test de Wald d'égalité des coefficients des variables combinées. L'effet est plus prononcé en Hongrie, République tchèque, en Slovaquie et en Pologne. En revanche, ces variables ne sont pas significatives dans les autres pays candidats.

#### CONCLUSION

Les entrées d'IDE dans les PECO ont suscité un vif intérêt du fait de leur rôle dans la restructuration et la modernisation des économies. Nos résultats montrent que les écarts de rémunérations entre les pays de l'Est ne sont pas déterminants dans le choix de localisation des firmes mais que le différentiel de coûts salariaux existant entre les PECO et les pays de l'UE constitue un facteur d'attractivité décisif. De plus, nous montrons que les investisseurs ne semblent pas attirés seulement par la faiblesse du coût de la main-d'œuvre mais également par son niveau de qualification. L'impact du capital humain reste toutefois difficile à mesurer, sensible au choix de l'indicateur et à l'héritage de l'ancien système. Les variables testées ne constituent qu'un *proxy* du niveau d'éducation scolaire et ne prennent pas en considération la qualité de l'éducation, l'expérience acquise ou la formation professionnelle. Une meilleure mesure du capital humain permettrait probablement de rendre compte de ce facteur de manière plus robuste.

Ceci tend à accréditer la thèse d'investissements dits de « délocalisation ». Toutefois, leur importance doit être nuancée. L'effet de la taille de marché apparaît également positif et significatif. Les IDE de délocalisation coexistent avec des IDE de type « *market seeking* », mais leur répartition tient davantage à des différences sectorielles qu'à des différences dans les caractéristiques des pays. À l'instar de Resmini (2000) dont l'étude porte sur des données d'enquête, cette analyse des déterminants des IDE dans les PECO pourrait donc être poursuivie à un niveau plus désagrégé mais se heurte à l'absence de données d'investissement direct étranger à la fois bilatérales et sectorielles. En outre, la distinction entre les deux types d'IDE n'est pas aussi claire dans les faits : les FMN s'engagent souvent dans des *stratégies d'intégration complexe*, qui englobent à la fois des formes d'intégration verticale dans certains pays et horizontale dans d'autres pays (Yeaple, 2003).

Enfin, la concentration des IDE dans trois grands pays tient en grande partie à leur proximité géographique avec l'UE mais également à un plus grand avancement dans la transition et par conséquent à la perspective de l'intégration européenne. L'IDE s'insère ainsi dans un cercle vertueux de l'adhésion à l'UE qui renforce l'attractivité des pays pour les FMN. Celles-ci en retour, participent à la transformation des économies facilitant les conditions d'entrées aux futurs inves-

tisseurs. Ce schéma risque toutefois de rendre difficile l'intégration des pays du Sud-Est de l'Europe qui restent encore délaissés par les investisseurs étrangers et qui pourraient subir un impact négatif de l'intégration de leurs voisins.

#### BIBLIOGRAPHIE

- BARRO, R. et J.W. LEE (2000), « International Data on Educational Attainment: Updates and Implications », CID Working Paper, no 42.
- BERGSTRAND, J. (1989), « The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition and the Factor Proportions Theory in International Trade », *The Review of Economics and Statistics*, 71(1) : 143-153.
- BEVAN, A. et S. ESTRIN (2000), « The Determinants of Foreign Direct Investment in Transition Economies », CEPR Discussion Paper, no 2638.
- BORNSTEIN, M., (2000), « Post-privatization Enterprise Restructuring », WDI Working Paper, no 327
- BRAINARD, S.L. (1993), « A Simple Theory of Multinational Corporations and Trade with a Trade-off between Proximity and Concentration », NBER Working Paper, no 4269.
- CHASE, R. (1998), « Markets for Communist Human Capital: Returns to Education and Experience in the Czech Republic and Slovakia », *Industrial Labour Relations* 51(3), avril.
- DUNNING, J. (1977), « Trade, Location of Economic Activity and the MNE: A Search for an Eclectic Approach », in B. OHLIN, P.O. HESSELBORN et P.M. WIJMAN (éds), *The International Allocation of Economic Activity*, Proceedings of a Nobel Symposium Held at Stockholm, p. 395-418, Mc Millan, London.
- DUPUCH, S., H. JENNEQUIN et E.M. MOUHOUD (2004), « EU Enlargement: What Does it Change for the Europe Economic Geography », *Revue de l'OFCE*, numéro spécial, avril.
- DUPUCH, S et J. MAZIER (2002), « Mobilité du capital et spécialisation en Union européenne », *Revue Économique* : 491-501.
- FONTAGNE, L. et M. PAJOT (1999), « Investissement direct étranger et échanges extérieurs : un impact plus fort aux États-Unis qu'en France », *Économie et Statistique*, 326-327.
- HENRIOT, A. (2000), « Enjeux économiques de l'élargissement de l'UE », in C. DE BOISSIEU (dir), *Les mutations de l'économie mondiale*, chap.13, Economica.
- HOLLAND, D. et N. PAIN (1998), « The Diffusion of Innovation in Central Eastern Europe: A Study of the Determinants and Impact of Foreign Direct Investment », NIESR Working Paper, no 137.
- HUNYA, G. (1997), « Large Privatization, Restructuring and Foreign Direct Investment », in OCDE, *Lessons from the Economic Transition: Central and Eastern Europe in the 1990's*, Kluwer Academic Publishers.

- KERETSI, G. et J. KOLLO (1999), « Economic Transformation and the Return to Human Capital: the Case of Hungary 1986-1996 », Budapest Working Paper, no 99-6.
- MARKUSEN, J.R. (1995), « The Boundaries of Multinational Enterprises and the Theory of International Trade », *Journal of Economic Perspectives*, 9(2) : 169-189.
- MARKUSEN, J.R., A.J. VENABLES, D.E. KONAN et K.H. ZHANG (1996), « A Unified Treatment of Horizontal Direct Investment, Vertical Direct Investment and the Pattern of Trade in Goods and Services », NBER Working Paper, no 5696.
- RESMINI, L. (2000), « The Determinants of Foreign Direct Investment in the CEEC's, New Evidence From Sectoral Patterns », *The Economics of Transition*, 8(3) : 665-689.
- YEAPLE, S.R. (2003), « The Complex Integration Strategies of Multinationals and Cross Country Dependencies in the Structure of Foreign Direct Investment », *Journal of International Economics*, 60(2) : 293-314.