

# Clustérisation et attractivité des IDE : l'exemple des districts de la république tchèque - Une analyse multi-niveau

Viatcheslav AVIOUTSKII, Fabrice ROTH et  
Mouloud TENSAOUT (\*)

## Abstract:

This article studies the effect of the institutionalized clustering of economic activity on the inward FDI in the Czech Republic. The empirical analysis has been carried out on the basis of a longitudinal multilevel linear model which takes into account the characteristics of provinces (level 2) and the characteristics of districts (level 1). The empirical results confirm a positive impact of the clustering of economic activity and of the supporting policies on the inward FDI flows in the Czech Republic. Our article also demonstrates that the characteristics of provinces explain less than 11% of variation of the inward FDI inflow. These results question the relevance of existing empirical analysis made exclusively at the regional level.

**Résumé :** Cet article examine l'influence de la clustérisation institutionnalisée de l'activité économique sur les flux d'IDE en République tchèque. L'analyse empirique est conduite à l'aide d'un modèle linéaire multiniveau longitudinal qui prend en compte les caractéristiques des provinces (niveau 2) et des districts (niveau 1). Les résultats empiriques confirment l'importance de la clustérisation des activités économiques et des politiques de soutien et de support sur les flux des IDE entrants en République tchèque. Par ailleurs, nous montrons que les caractéristiques des provinces expliquent moins de 11 % de la variation des flux des IDE entrants. Ce résultat soulève donc la question de la pertinence des analyses empiriques existantes conduites uniquement au niveau régional.

Jel classification : C33, F21, F23, P33, R12

## Clustering and attractiveness of FDI: the example of districts in the Czech Republic, a multilevel analysis

Mots clefs: clusters, IDE, Modèle multiniveau, République tchèque

Key-words: clusters, FDI, Czech Republic, Multilevel model.

(\*)

Viatcheslav AVIOUTSKII - Enseignant-chercheur - ESSCA School of Management – Quai Alphonse le Gallo, 55 – F.92513 Boulogne-Billancourt - Mail : [avioutskii@yahoo.fr](mailto:avioutskii@yahoo.fr)

Fabrice ROTH, Professeur des Universités - Centre de recherche Magellan - IAE – Université de Lyon 3 - 6, cours A. Thomas - F-69008 Lyon - Mail : [fabrice.roth@univ-lyon3.fr](mailto:fabrice.roth@univ-lyon3.fr)

Mouloud TENSAOUT, Enseignant-chercheur - GAINS, ARGUMANS - Université du Maine Olivier Messiaen, 75000 Le Mans - Mail : [mtensao@univ-lyon3.fr](mailto:mtensao@univ-lyon3.fr)

## 1. Introduction

La clustérisation institutionnalisée de l'activité économique (ex. pôle de compétitivité) est considérée comme un outil incontournable du développement territorial (Aliouat, 2010). Ce nouveau mode de gouvernance est désormais au centre de toute politique économique gouvernementale en Europe.

Le cluster peut être considéré comme une réponse aux changements structurels des économies occidentales (choc pétrolier, stagflation) et à un environnement économique concurrentiel et turbulent. La clustérisation est présentée alors comme un moyen décentralisé de mobiliser les ressources du territoire pour relancer l'activité productive dans un processus du bas vers le haut (*bottom-up process*) (Fromhold-Eisebith et Eisebith, 2005), où les investissements directs étrangers (IDE) entrants jouent un rôle primordial. Ainsi, cette politique vise à renforcer « la hiérarchisation des économies autour d'une spécialisation verticale fondée sur la qualité et la technologie », ce qui a entraîné « la concentration spatiale des industries à fort contenu en travail » (Dupuch et Mazier, 2003). Il est donc important d'évaluer l'impact de cette politique économique sur le flux des IDE entrants.

Dans cet article, nous avons choisi comme terrain la République tchèque souvent considérée comme un modèle de transition post-communiste, devenant l'un des principaux récipiendaires d'IDE de la région. Depuis le début des années 2000, ce pays a été également parmi les pionniers de la promotion des clusters pour attirer les IDE et intégrer la chaîne globale de valeur (Pavelková, 2009). Dans la République tchèque, une agence d'Etat pour la promotion des IDE *CzechInvest* formule et exécute une politique d'incitation à la création de clusters à travers les flux d'IDE (Newirth, 2012). Cette politique se traduit par le soutien à la création de pôles de compétitivité et a été élargi vers les investisseurs de taille moyenne (Stejskal, 2011). Le programme a réussi à attirer des entreprises étrangères dans les secteurs de haute et de moyenne-haute technologie notamment dans le secteur de l'automobile, en générant une nouvelle activité économique au niveau régional et local (Dupuch, Jennequin et Mouhoud, 2001).

Le lien entre la localisation des IDE et l'émergence des clusters a fait l'objet de nombreuses études empiriques aussi bien en Europe de l'Ouest, aux Etats-Unis (ex. Shaver et Flyer, 2000) qu'en Europe de l'Est, au niveau national mais aussi au niveau régional (ex. Resmini, 2007). Les régions deviennent « des points de référence pour la création et l'apprentissage des connaissances » et commencent à fonctionner comme « collecteurs et dépositaires de la connaissance » et « véhicules de la globalisation » (Capron, 2002, p. 6). Cependant, la plupart des études sur l'effet de la clustérisation sur le développement d'un territoire se sont focalisées, d'une part, principalement sur l'agglomération économique « spontanée », tandis que les effets de la clustérisation institutionnalisée sont restés peu étudiés, en particulier dans les PECO ; d'autre part, ces études se limitent à des analyses au niveau régional (province,

NUTS3), alors qu'un cluster, réunissant généralement quelques dizaines d'entreprises, peut appartenir à l'échelle inférieure d'analyse, celui du district<sup>1</sup> dans le cas de la République tchèque.

Or, le soutien de l'Etat tchèque à la création des clusters dépend de la situation économique des provinces qui, à leur tour, définissent la localisation des clusters en fonction des caractéristiques des districts. Ainsi, à l'intérieur d'un même territoire (province), l'attractivité d'un cluster peut être différente d'un autre cluster en fonction des caractéristiques spécifiques des districts. Ignorer ces interdépendances peut conduire à des résultats erronés de type « *ecological fallacy* ».

Il convient donc de spécifier des modèles au niveau des districts en prenant en compte leur environnement contextuel<sup>2</sup> (environnement économique, géographique et social). Les modèles de régression linéaire ignorent généralement ces interdépendances entre les deux niveaux « macro » et « micro ». Ainsi, la solution qui consiste à introduire des variables muettes afin de contrôler l'effet d'appartenance à la région, est loin d'être efficace car elle repose sur une hypothèse d'homogénéité des districts peu crédible (ex. Goldstein, 1995).

Dans ce papier, nous proposons d'utiliser les méthodes d'analyses multiniveau pour tenir compte de la structure hiérarchique entre la province (niveau 2) et le district (niveau 1). Cette approche permet de déterminer l'influence de la clustérisation institutionnalisée sur les flux des IDE en contrôlant les effets contextuels liés à leurs environnements (provinces et districts). L'originalité de notre démarche consiste donc tout d'abord en un changement de niveau d'analyse, les études au niveau des districts ayant été rares et occasionnelles, en particulier dans cette zone (ex. Hilber et Voicu, 2010).

La contribution de ce papier est triple. Premièrement, par rapport aux études empiriques existantes, notre analyse se focalise sur les clustérisation institutionnelle. Deuxièmement, à notre connaissance, c'est la première fois que l'analyse des flux des IDE entrants intègre les caractéristiques des deux niveaux hiérarchiques, provinces et districts. Troisièmement, nous montrons qu'un modèle économétrique multiniveau longitudinal correctement spécifié permet d'évaluer l'influence des clusters sur les IDE en tenant compte de l'effet contextuel.

---

<sup>1</sup> La nomenclature statistique suivante a été introduite par Eurostat pour distinguer les unités administratives au sein des pays membres de l'UE : NUTS1, NUTS2, NUTS3, LAU1 et LAU2. NUTS signifie « Nomenclature d'unités territoriales statistiques » (LAU – « Local Administrative Units »). La République Tchèque dispose de 1 NUTS1 (*uzemi*), de 8 NUTS2 (*oblasti*), de 14 NUTS3 (*kraje*) et de 77 LAU1 (*okresy*) et de 6249 LAU2 (*obce*).

<sup>2</sup> Il s'agit des facteurs qui caractérisent les provinces et doivent comme tels être observés à ce niveau.

Cette étude s’articule en deux parties. La première présente les théories explicatives de la clustérisation et nos propositions testables concernant le lien causal entre la clustérisation territoriale et les IDE entrants. La seconde porte sur l’étude empirique et la discussion de nos résultats.

## 2. *Revue de la littérature*

Dans cette partie, nous nous intéressons aux approches théoriques focalisées sur les clusters et sur les déterminants des flux d’IDE, et dans les PECO plus particulièrement.

### 2.1. **Les théories explicatives des flux d’IDE.**

La littérature théorique et empirique sur les flux des IDE est fondée en majorité sur le modèle gravitaire (Brainard, 1997 ; Matyas, 1998 ; Blonigen, 2005 ; Bergstrand, Egger et Larch, 2008). Les principales variables explicatives mobilisées sont le PIB, et les facteurs géographiques, auxquelles on ajoute dans les études empiriques diverses variables de contrôle comme les facteurs culturels et institutionnels et d’autres variables économiques (taux de change, taux de chômage etc.).

Plus récemment, le paradigme éclectique (également connu sous l’acronyme OLI) postule que la localisation d’IDE est déterminée par trois facteurs : O (*ownership*), L (*location*) et I (*internalization*) (Dunning, 2000); ces derniers correspondant respectivement aux facteurs propres à la multinationale, aux facteurs liés à la région ou au pays cible et au processus d’internalisation. Dans ce paradigme, la clustérisation s’inscrit dans le L-avantage, lié à la localisation, qui résulte des caractéristiques spécifiques du territoire où la nouvelle entité est créée : les conditions géographiques et climatiques, la disponibilité de ressources, le coût de production et de transports, le degré d’ouverture du pays et la présence d’un environnement d’affaires approprié (Resmini, 2005)<sup>3</sup>.

---

<sup>3</sup> Ces avantages peuvent être divisés en deux grandes catégories : (1) les caractéristiques géographiques, sociales et économiques des pays d’accueil comprenant la taille du marché local, la situation géographique, le climat, les ressources, le degré d’industrialisation et d’urbanisation, le niveau d’éducation de la main d’œuvre, le degré de compétitivité et l’ouverture du marché de matières premières et du marché final ; (2) les facteurs politiques qui comprennent les politiques de libéralisation et

### 2.1.1. Le lien entre l'agglomération économique, les flux d'IDE et l'action des pouvoirs publics

Au niveau agrégé (macro), il existe maintenant une littérature relativement fournie sur les déterminants traditionnels présentés ci-dessus des IDE dans les PECO (Lefilleur, 2008), qui a évolué récemment vers l'étude de l'impact de l'agglomération économique sur le flux des IDE au niveau régional (méso). Cette dernière paraît plus pertinente pour observer les dynamiques économiques territoriales (ex. Resmini, 2007). Dans ce cadre plusieurs études empiriques ont montré l'effet positif de l'agglomération économique sur les flux des IDE.

Ainsi, Didier et Mayer (2004) constatent que l'agglomération sous forme de concentration territoriale d'investisseurs appartenant à la même branche influence positivement les IDE dans les PECO. Boudier-Bensebaa (2005) trouve que les régions avec une densité industrielle plus forte d'entreprises nationales et étrangères attirent plus les investisseurs étrangers. Dans son étude des déterminants régionaux d'IDE en Pologne, Ciešlik (2005a) montre que le taux de chômage constitue un déterminant négatif dans les flux d'IDE, tandis que le niveau de développement du réseau routier les influence positivement. Dans le travail de Bekes (2005), sur les déterminants d'IDE en Hongrie, c'est l'agglomération économique qui détermine en premier lieu au niveau local le choix des investisseurs. Pusterla et Resmini (2007) constatent que les régions avec un grand nombre d'entreprises liées à des entreprises étrangères et à un moindre degré à des entreprises nationales attirent plus d'IDE. Lefilleur et Maurel (2010) obtiennent des résultats similaires dans leur étude des PECO. Pour De Simone (2008), l'agglomération économique constitue un facteur d'attraction d'IDE dans le cas de deux branches (équipement bureautique et fabrication de moteurs d'automobile) dans les PECO. Pour la Roumanie, Hilber et Voicu (2010) montrent que les multinationales sont attirées par les territoires avec une agglomération économique élevée dans les services.

Toutes ces études empiriques confirment les résultats obtenus pour l'Europe de l'Ouest ou l'Amérique du Nord concernant l'effet positif de l'agglomération économique sur les flux d'IDE entrants (ex. Procher, 2011). Cependant, ces travaux se sont focalisés principalement sur l'agglomération économique « spontanée » (correspondant au premier type de clusters, selon la typologie de McCann et Mudambi (2005)), tandis que les effets de la clustérisation institutionnalisée (le deuxième type défini par McCann et Mudambi (2005) sont restés peu étudiés dans les PECO (Pavelková, 2009, pp. 212 – 243 ; Salavrakos et Vasileva Georgieva, 2010). Pour résumer, ces travaux montrent l'interdépendance entre la clustérisation, la structure territoriale et les IDE (Capron, 2002 ; 2007).

Par ailleurs, les facteurs institutionnels ne sont pas ignorés dans cette interaction complexe entre la clustérisation, la structure économique territoriale et les flux d'IDE. Mais, s'il existe une littérature riche sur l'impact des facteurs institutionnels sur les IDE à travers le monde et dans les PECO en particulier (Henisz, 2000;

---

d'encouragement d'IDE, ainsi que les politiques économiques susceptibles d'influencer les déterminants de flux et de flux d'IDE (Resmini, 2005).

Meyer, 2001; Bevan *et al.*, 2004; Méon et Sekkat, 2007; Campos et Kinoshita, 2008 ; Demirbag *et al.*, 2010), l'intervention des pouvoirs publics dans la clustérisation pour attirer les IDE a été peu étudiée empiriquement jusqu'à maintenant, tandis qu'il existe des politiques européennes et des programmes nationaux en soutien des clusters. Au niveau européen, une série d'initiatives vise la mise en place d'une politique commune dans le domaine des clusters, considérés comme des moteurs d'innovation, l'objectif étant de créer des synergies au niveau régional (Aliouat, 2010). Dans ce but, en 2006, un Groupe de conseil sur les clusters est créé pour la promotion des clusters à l'intérieur de l'UE. En 2008, cette structure est remplacée par l'*European Cluster Policy Group*, dont l'objectif est la promotion et le soutien de « clusters mondiaux » et transnationaux. Finalement, en 2010, les clusters deviennent l'un des instruments privilégiés dans la « spécialisation intelligente » (*smart specialization*) des régions, et pour la stratégie « Europe 2020 : une stratégie pour une croissance intelligente, durable et inclusive (Commission européenne, 2010). Au niveau national, la République tchèque a lancé également une série d'initiatives en ce sens. Ainsi, dans le cadre du Programme opérationnel « Entreprises et innovation » 2007 – 2013 (*Operační Program Podnikání a Inovace 2007 – 2013*), le ministère tchèque de l'Industrie et du Commerce a soutenu financièrement le développement des clusters au niveau des districts et des provinces, à côté du Fonds européen du développement régional (Pavelková, 2009). En parallèle, l'agence publique *Czechinvest* fait de la promotion des clusters un outil essentiel pour attirer les IDE et dynamiser les activités économiques des territoires à travers le programme « Coopération – clusters » en tenant compte de leurs spécificités (*Spolupráce – Klustry*) (Stejskal, 2011).

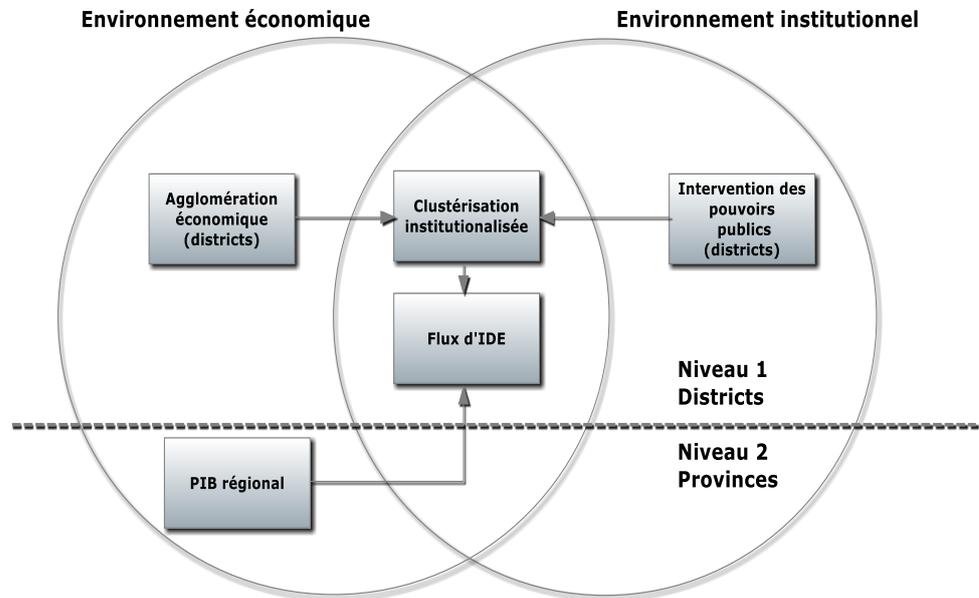
En isolant la variable du soutien institutionnel à la clustérisation et en incluant le niveau local (micro) et régional (méso), nous essayons ainsi de combler la lacune qui existe dans les études empiriques consacrées aux clusters.

## 2.2. Propositions testables sur le lien clustérisation territoriale et IDE

Afin de tenir compte de la structure hiérarchique des déterminants des flux d'IDE, nous développons un modèle multiniveau des flux d'IDE au niveau des districts (niveau 1) appartenant à différentes provinces (niveau 2) afin d'évaluer les effets des déterminants économiques, institutionnels et de la clustérisation sur le flux des IDE discutés ci-dessus (figure 1). Ce modèle permet de répondre à plusieurs questions importantes :

- 1) Existe-t-il des différences significatives entre les provinces concernant la captation des flux d'IDE (effet contextuel) ?
- 2) Quelle est la part de l'influence de la création des clusters au niveau des districts sur le flux d'IDE ?
- 3) Cette influence est-elle la même aux niveaux des districts et des provinces ?
- 4) Quelles sont les autres caractéristiques spécifiques d'un district appartenant à une région qui impactent le flux d'IDE ?

Figure 1: La clustérisation institutionnalisée et les flux d'IDE



Ces facteurs sont considérés dans le modèle économétrique multiniveau présenté dans la partie suivante.

### ***3. Etude empirique : le cas des IDE dans les clusters des districts tchèques***

#### **3.1. Le modèle économétrique**

Plus haut, nous avons souligné que le flux des IDE dépend à la fois de l'attractivité des provinces (niveau 2) et des spécificités des districts (niveau 1). Plus précisément, nous postulons que l'attractivité des districts appartenant à un même territoire (province) est différente de celle des districts d'une autre province. Par ailleurs, bien que les districts d'une même province partagent des caractéristiques du territoire, ils possèdent leurs propres spécificités qui peuvent impacter leur attractivité. Ainsi, pour déterminer l'influence des clusters sur les flux d'IDE, il est important de contrôler l'hétérogénéité introduite par ces effets contextuels. Ces interdépendances (*nested structure*) à l'intérieur et entre niveaux influencent la variable dépendante définie au niveau 1 (le flux des IDE).

L'analyse de cette structure hiérarchique des données par la régression linéaire pose de nombreuses difficultés principalement en raison de l'hétérogénéité des différents niveaux retenus (Snijders et Bosker, 1999, Singer et Willet, 2003). Il est aisé de montrer que les variances des paramètres obtenues avec la méthode MCO sont biaisées et peuvent conduire à des inférences statistiques erronées (Hox, 2002). C'est pourquoi nous utilisons le modèle multiniveau<sup>4</sup> adaptés à la structure de nos données.

#### *Le modèle linéaire multiniveau*

Le modèle linéaire multiniveau est présenté de plusieurs manières selon le champ disciplinaire. Comme déjà souligné dans l'introduction, il permet de prendre en compte la dimension contextuelle dans l'analyse individuelle, dans notre cas l'appartenance des districts à une province dans l'analyse du flux des IDE. L'intérêt réside dans la capacité à distinguer la variabilité existant au niveau individuel (effet district) de la variabilité inter-groupe (effet région) sur le flux des IDE.

---

<sup>4</sup> Ils sont aussi qualifiés de modèles mixtes (*mixed Model*).

Nous retenons l'écriture familière pour les économistes et retenue par la documentation des logiciels usuels en économétrie (PROC MIXED avec SAS, XT MIXED avec STATA). Nous limitons notre présentation au modèle adapté à la structure de nos données<sup>5</sup>. Le modèle général s'écrit :

$$Y_{ijt} = X_{ijt} \beta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

La variable dépendante  $Y_{ijt}$  ( $n \times 1$ ) est définie au niveau 1. Dans notre application, il s'agit du flux d'IDE défini au niveau du district  $i$  appartenant à la province  $j$ . La matrice  $X$  ( $n \times (p+1)$ ) représente les variables explicatives définies au niveau 1 (p.e. les caractéristiques des districts) et comporte un terme constant, et  $\varepsilon$  ( $n \times 1$ ) est le terme aléatoire. Sachant que  $n$  est le nombre d'observations. Enfin les coefficients de niveau 1  $\beta_j$  ( $p+1$ ) peuvent dépendre des variables de niveau 2 (p.e. les caractéristiques des provinces) et d'un terme aléatoire :

$$\beta_j = Z_{jt} \gamma + \delta_{jt} \quad (2)$$

En substituant (2) dans (1) on obtient le modèle général multiniveau (3).

$$Y = XZ\gamma + Z\mu + \varepsilon \quad (3)$$

Avec  $Z$  la matrice  $(p+1) \times (q+1)$  des prédicteurs (y compris la constante) de niveau 2,  $\gamma$  le vecteur  $(q+1) \times 1$  des effets fixes,  $\mu$  vecteur  $(p+1) \times 1$  des effets aléatoires. Enfin, les termes aléatoires de l'équation sont supposés gaussiens.

### *Données*

Nous avons utilisé principalement trois sources publiques. Les flux des IDE au niveau des districts et de subventions sont collectés par l'agence Czechinvest<sup>6</sup>, chargé du développement de clusters ; les variables économiques sont disponibles

---

<sup>5</sup> Les procédures PROC MIXED de SAS, et xtmixed de STATA, ne sont pas dédiées uniquement aux structures nichées mais s'appliquent à différentes configurations (cf. Rabe-Hesketh et Skrondal, 2012)

<sup>6</sup> (*Agentura pro podporu podnikání a investic*, Agence pour le développement économique et les investissements, [www.czechinvest.org](http://www.czechinvest.org))

auprès du ČSÚ<sup>7</sup>, qui est le bureau statistique officiel du pays ; et la Banque Nationale<sup>8</sup>, qui collecte et divulgue régulièrement les données concernant les IDE.

Dans le cas de la Tchéquie, les clusters sont considérés comme des personnes morales, c'est-à-dire correspondant à une forme institutionnalisée avec un siège social et un coordinateur. Selon la législation tchèque, les clusters doivent être officiellement enregistrés pour bénéficier des aides de la part de l'Etat et de l'Union Européenne. Notre étude prend en compte seulement les clusters institutionnalisés, ce qui nous a permis de délimiter d'une manière plus précise leurs périmètres en termes de nombre d'entreprises et de localisation géographique. Pour des raisons de simplicité, nous avons assimilé la localisation du cluster à son siège social, ce qui est concomitant avec la taille moyenne de clusters, réunissant plusieurs dizaines d'entreprises et d'institutions, présentes généralement dans un district (LAU1, *okres*). Il est à noter que les clusters ont été créés dans des zones urbaines et historiquement industrialisées.

Pour délimiter les périmètres de clusters et leur composition, nous avons collecté les informations disponibles sur leurs sites Internet, en complétant ces données par l'information officielle de Czechinvest et par les données collectées dans la recherche académique (Newirth, 2012, pp. 88 – 90).

Notre échantillon est composé de 76 districts tchèques possédant ou non des clusters sur la période 2007-2011. Le choix de cette période est dicté par la disponibilité des données et par le fait que la grande majorité des clusters ont été créés en 2006-2007. Cette période assez longue permet ainsi de disposer d'un nombre significatif de districts avec des clusters. Par ailleurs, la région de Prague a été exclue de notre échantillon pour plusieurs raisons. Premièrement, la majorité des sièges sociaux des entreprises étrangères sont implantés à Prague et par conséquent leurs investissements sont déclarés à Prague sans pour autant qu'ils soient physiquement (en partie) investis dans cette région. Deuxièmement, la région de Prague par son histoire peut être considérée comme un cluster spontané. Ce qui la distingue des autres régions, où les clusters ont été récemment mis en place par une politique volontariste des pouvoirs publics. Troisièmement, cette région concentre environ 50% des flux des IDE et reçoit plus de 33% des flux d'IDE chaque année, ce qui risque de biaiser les résultats de nos estimations.

Au final, nous disposons de 76 districts, dont 26 possèdent un ou plusieurs clusters, appartenant à 13 régions. Les clusters retenus représentent approximativement 48% du total du flux d'IDE accumulé au niveau national, tandis que le district de Prague (que nous avons éliminé) compte pour près de 52% du total (figure 2). On note une croissance moyenne du flux des IDE d'environ 5% par an sur la période. De plus, les 5 premiers districts possèdent en moyenne 6 clusters et comptent pour 63%

---

<sup>7</sup> (Český statistický úřad, Bureau de statistiques de Tchéquie, [www.czso.cz](http://www.czso.cz))

<sup>8</sup> (Česká národní banka, [www.cnb.cz](http://www.cnb.cz))

des IDE, localisés en grande partie dans des zones urbaines et reflétant une concentration encore importante des flux, même sans la présence de la région de Prague. Enfin les valeurs monétaires des variables sont exprimées en milliers de CZK<sup>9</sup>.

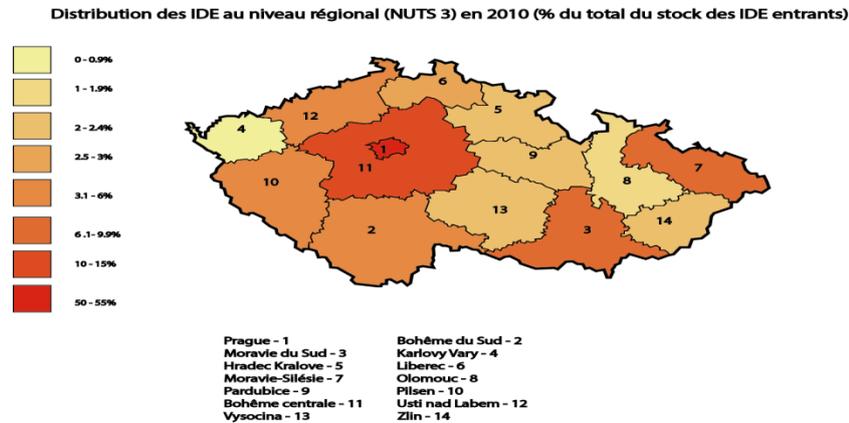


Figure 2 : Distribution du stock des IDE au niveau des provinces.

### Variables et mesures

*Variable dépendante.* Flux monétaire d'IDE en CZK. Cette variable est retenue dans de nombreuses études empiriques. Par ailleurs, dans le cas de la Tchéquie, la série des stocks des IDE n'est pas disponible aux niveaux des districts.

*Variables explicatives.* Nous avons retenu des variables de niveau 1 et de niveau 2. Elles concernent les déterminants économiques usuels et institutionnels.

Au niveau 2 des provinces est pris en compte le PIB régional en CZK courants pour tenir compte du poids économique de chaque province. Cette variable est considérée comme l'un des déterminants importants des IDE dans le modèle gravitaire. Par ailleurs, la variable SUPPORT représente les montants des subventions allouées par chaque province pour soutenir la R&D, l'innovation et le fonctionnement des clusters sur la période 2007-2011. Plus pertinent serait d'utiliser les séries des subventions en fonction de leurs finalités (R&D), innovation, gouvernance etc.) et de leurs temporalité (court terme vs long terme), qui malheureusement ne sont pas disponibles.

Au niveau 1 (District) sont retenues plusieurs caractéristiques spécifiques aux districts. La présence de clusters dans le district, le taux de chômage et le salaire moyen mensuel sont retenus pour caractériser l'économie des districts. La variable Cluster est définie par une variable muette codée 1 pour la présence d'un ou plusieurs

<sup>9</sup> Etant donné la période courte, nous n'avons pas déflaté ces variables.

clusters dans un district et 0 sinon. Le salaire moyen (SALM) est utilisé comme un proxy pour tenir compte du niveau de qualification des salariés dans chaque district. Dans le cas de la Tchéquie une part importante des IDE est destinée à l'industrie automobile et à l'intermédiation financière qui nécessitent une main d'œuvre qualifiée (ex. SKODA<sup>10</sup>). Le taux de chômage (CHOM), signal d'un manque de dynamisme du territoire, est censé influencer négativement les flux d'IDE, tandis que le niveau de salaire (SALM) impacte positivement les flux d'IDE.

D'autres variables caractérisant les clusters comme le secteur d'activité ont été ignorées dans cette étude pour deux raisons. Premièrement, leurs prises en compte nécessitent un niveau d'analyse supplémentaire dans la spécification du modèle hiérarchique. Deuxièmement, il existe peu de données disponibles sur les clusters. Néanmoins des études futures incluant ce niveau d'analyse sont souhaitables.

Le tableau 1 présente les principales statistiques descriptives des variables retenues.

**Tableau 1 : Statistiques descriptives des variables entre 2007-2011**

Variable	Obs.	Moyenne	Ecart-type	Min	Max --
IDE	380	1.4e+07	2.04e+07	522265.8	1.21e+08
Cluster	380	0.35526	0.47	0	1
SUPPORT	380	11.67368	24.43	0	208
PIB	380	295965.6	24348.32	241016	347435
SALM	380	9473.084	606.51	8068	10614
CHOM	380	8.60	3.287	1.641	19.682

### *Spécification du modèle*

La procédure usuelle d'estimation d'un modèle multiniveau comporte deux étapes : a) estimation d'un modèle inconditionnel, puis b) le modèle inconditionnel est enrichi pour tenir compte des interdépendances entre les différents niveaux. Nous obtenons alors un modèle conditionnel incluant les variables des deux niveaux.

<sup>10</sup> A noter que ces coûts sont relativement bas par rapports à ceux de l'Allemagne et de la France.

### *Le modèle inconditionnel*

Le modèle sans variables explicatives des flux des IDE au niveau des districts (niveau 1), est qualifié de modèle inconditionnel ou *vide*. En supprimant les variables Z et X, à l'exception de la constante, du modèle générale (cf. équation 1), on obtient :

$$IDE_{ijt} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

Avec  $\beta_{0j} = \gamma_{00} + \mu_{0j}$

$\mu_{0jt} \sim N(0, v^2)$  et  $\varepsilon_{ijt} \sim N(0, \sigma^2)$

Dans cette représentation, le flux des IDE d'un district  $i$  appartenant à une région  $j$  en  $t$  est égal au volume moyen  $\gamma_{00}$  des IDE calculé sur l'ensemble des provinces plus les effets aléatoires  $\mu_{0j}$  spécifique à chaque région et  $\varepsilon_{ijt}$  spécifique à chaque district appartenant à la région  $j$ . Cette spécification permet de répondre à la question 1 (cf. ci-dessus), à savoir l'existence d'un effet spécifique de chaque région sur le flux des IDE et donc le degré d'hétérogénéité entre les provinces.

Au final, cette équation comporte une partie fixe  $\gamma_{00}$  et une partie aléatoire comportant deux composantes spécifiques à chaque province et à chaque district ( $\mu_{0jt} + \varepsilon_{ijt}$ ). Sachant que  $\sigma^2$  et  $v^2$  représentent les variances respectives de  $\varepsilon_{ijt}$  et  $\mu_{0j}$ , il est aisé de calculer le pourcentage  $\rho^{11}$  de la variation observée des flux des IDE attribuable aux caractéristiques des provinces (effet région) :

$$\rho = \frac{v^2}{\sigma^2 + v^2}$$

Le pourcentage attribuable aux caractéristiques des districts est alors de  $\tau = 1 - \rho$ . Ainsi, une propriété importante de ce modèle est qu'il intègre l'hétérogénéité des différentes entités appartenant aux deux niveaux d'analyse. D'où sa qualification de modèle linéaire mixte.

---

<sup>11</sup> Coefficient de corrélation intra-classe.

*Le modèle conditionnel*

Ce modèle complet comporte les variables des deux niveaux (cf. équation 3) et permet de répondre aux questions 2), 3) et 4). En effet, lorsque les composantes de la variance  $v^2$  et  $\sigma^2$  sont significatives, il est légitime de rechercher des variables de niveau 1 (district), et de niveau 2 (province) pour expliquer les sources de ces variations. Pour rappel, le niveau 2 concerne le PIB régional et la variable SUPPORT, le niveau 1 les variables SALM, CHOM, et CLUSTER.

En tenant compte de cette structure hiérarchique, nous obtenons le modèle conditionnel (cf. équation 3). Nous postulons que la constante du modèle multiniveau ( $\beta_{0j}$ ) dépend du niveau des subventions alloués par chaque région aux clusters (SUPPORT), l'effet de la clustérisation est médiatisé par le PIB ( $\beta_{1j}$ ), les effets des autres variables spécifiques aux districts sont constants ( $\beta_{pj}$ ), nous obtenons le modèle suivant :

$$\begin{aligned} IDE_{ijt} = & \gamma_{00} + \gamma_{01} \text{SUPPORT}_{jt} + \gamma_{02} \text{PIB}_{jt} + \gamma_{10} \text{Cluster}_{ijt} + \gamma_{20} \text{SALM}_{ijt} + \gamma_{30} \text{CHOM}_{ijt} \\ & + \\ & \gamma_{11} \text{PIB}_{jt} \times \text{Cluster}_{ijt} + \mu_{1j} \text{Cluster}_{ijt} + \mu_{2j} \text{SALM}_{ijt} + \mu_{3j} \text{CHOM}_{ijt} + \mu_{0j} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (5)$$

Le vecteur  $\gamma$  représente les effets fixes tandis que les autres paramètres mesurent les effets aléatoires. D'une part, les paramètres  $\gamma_{01}$  et  $\gamma_{02}$  permettent de répondre à la question 1, d'autres part les paramètres  $\gamma_{10}$  et  $\gamma_{20}$  et  $\gamma_{30}$  permettent de répondre aux questions 2 et 3. Par ailleurs, cette spécification comporte un terme d'interaction pour évaluer l'effet modérateur du niveau du PIB régional sur l'influence des clusters. Ainsi, le paramètre  $\gamma_{11}$  permet de répondre à la question 4 qui porte sur la présence d'un effet hétérogène de la clustérisation en fonction des caractéristiques de la province. Ce modèle permet ainsi de tester nos propositions explicitées dans la première partie. Nous le considérons comme le modèle de référence pour l'étude empirique.

### *Estimation*

Les paramètres de l'équation (3) peuvent être estimés par la méthode du maximum de vraisemblance (ML ou REML<sup>12</sup>). Lorsque le modèle est correctement spécifié (absence de biais de sélection, et de biais d'endogénéité), et la taille de l'échantillon des entités de niveau 1 (districts) ou de la période d'observation (T) dépasse une cinquantaine d'unités, les estimateurs obtenus convergent vers leurs vraies valeurs. C'est le cas de notre échantillon, notre panel comporte 76 districts et une période de 5 années soit 380 observations.

## **3.2. Résultats et discussion**

### *Le modèle inconditionnel*

Nous avons retenu une relation log linéaire (ou semi-log) entre les flux d'IDE (LIDE) et les variables économiques et institutionnelles (équation 4). Contrairement à la forme linéaire, cette représentation permet d'interpréter les effets des variables explicatives sur les IDE en termes de taux de croissance, ce qui facilite la compréhension et la communication des résultats. La forme linéaire de cette modélisation s'écrit :

$$\text{Log(IDE)} = f(X, Z, \varepsilon) \quad (4).$$

Le modèle inconditionnel estimé montre que le niveau moyen des LIDE sur l'ensemble des provinces est de 15.87 avec un écart-type de 0.11 (tableau 2). Il montre aussi que 11% de la variation du flux des IDE est attribuable aux caractéristiques des provinces  $(0.113 + 0.918)/0.918$ . Ce résultat montre que les facteurs contextuels impactent modestement l'attractivité d'un territoire. Par ailleurs il existe une hétérogénéité entre les provinces comme le suggère l'écart-type de la variance (0.057). Ce résultat n'est pas surprenant, certaines provinces pour des raisons historiques et géographiques attirent plus d'IDE<sup>13</sup> (figure 2).

Néanmoins, 89% de la variation des flux des IDE est attribuable aux caractéristiques des districts (et certainement aux clusters). Ce qui justifie l'ajout de variables explicatives qui caractérisent les districts.

Enfin, le test LR rejette la supériorité d'un modèle de régression linéaire sur un modèle hiérarchique. Ce résultat confirme la pertinence d'un choix d'un modèle multiniveau.

---

<sup>12</sup> REML – *REstricted Maximum Likelihood*.

<sup>13</sup> Par exemple, les provinces proches de l'Autriche et de l'Allemagne

### *Le modèle conditionnel*

Ce modèle complet inclut les variables caractérisant les districts et les provinces pour expliquer la variation des IDE (cf. Équation (2)). Pour rappel, nous avons estimé un modèle log-linéaire (ou « semi-log ») reliant le logarithme du flux des IDE aux variables explicatives. Ainsi, pour une variable explicative continue, un accroissement d'une unité entraîne un changement (en %) du flux des IDE égal au coefficient de cette variable multiplié par 100 (taux de croissance). Pour la variable explicative binaire (CLUSTER), l'interprétation de son coefficient est la suivante : il représente le changement en pourcentage du flux d'IDE suite de la création du cluster.

Enfin, en raison de l'inclusion des facteurs d'interaction, l'interprétation des paramètres d'un modèle multiniveau nécessite de centrer les variables explicatives (Raudenbush et Byrk 2002; Wooldwidge, 2009 ; Enders et Tofighi, 2007). Formellement, pour isoler l'impact des variables explicatives de niveau 1, il convient de transformer les variables explicatives  $X$  de la manière suivante (Hox, 2002) :

$cx_{ijt} = X_{ijt} - \bar{X}_j$ , avec  $\bar{X}_j =$  Moyenne de  $X$  définie au niveau de la province d'appartenance sur la période.

Pour isoler l'effet d'une variable  $Z$  de niveau 2 (province), leur transformation est donnée par :  $cz_{jt} = Z_{jt} - \bar{Z}$ , avec  $\bar{Z}$  moyenne de la variable définie sur l'ensemble des provinces sur la période d'analyse.

Ainsi, la variable  $cx_{ijt}$  est l'écart à sa moyenne calculée au niveau de la province  $j$  sur l'ensemble des districts appartenant à la province  $j$  sur la période d'estimation<sup>14</sup>. Cette transformation permet d'interpréter la constante comme la moyenne générale des flux des IDE et les paramètres du modèle multiniveau comme ceux d'un modèle de régression linéaire avec des variables centrées. Par la suite, la lettre  $c$  en minuscule indique le nom de la variable transformée (ex. CHOM devient cchom).

---

<sup>14</sup> Cette méthode est qualifiée de « *Centring within Cluster* »

**Tableau 2 : Résultats des estimations**

VARIABLES	Modèle vide (écart-type)	Modèle conditionnel (écart-type)
Constante	15.87469** (1064896)	15.72206** (.12195)
Cluster	-	.3124233** (.10338)
Csupp	-	.0064814** (.0021153)
csal	-	.0006941 ** (.0001062)
cchom	-	.1271829 ** (.022902)
cpib	-	1.31e-06 (2.15e-06)
cpibcsal	-	1.62e-08 * (7.58e-09)
<u>Variance(constante)</u>	1129321 (.0570087)	1129321 (.0570087)
<u>variance(Residual)</u>	.9181449 (.0677434)	.5782746 (.0445211)
<u>N</u>	380	380
Log likelihood	-532.63558 $\chi^2_{(1)} = 25.22$	-484.28331 $\chi^2_{(3)} = 44.00$
LR test		

N.B : \*\* (p<0.01) ; \* (p<0.05)

Les résultats de la régression du modèle conditionnel sont résumés dans le tableau 2. Il est important de noter que l'effet d'une variable centrée à sa moyenne sur le flux des IDE est donné par son paramètre sachant que les valeurs des autres variables explicatives sont fixées à leurs moyennes (calculées au niveau des provinces d'appartenances).

Ainsi, le modèle complet montre qu'une augmentation d'un point du taux de chômage au-dessus de taux de chômage moyen dans la province d'appartenance conduit à baisser le flux des IDE de 12,4% et une augmentation de 100 unités du salaire mensuel moyen au-dessus du salaire moyen dans la province d'appartenance entraîne une augmentation des IDE de 6,9%. Ce dernier résultat est attendu en raison de la montée en gamme des investissements dans la république de la Tchèque. Les IDE sont donc attirés par les territoires avec une main d'œuvre qualifiée. Néanmoins, ces résultats doivent être interprétés avec prudence en raison de l'existence possible d'une relation d'interdépendance entre ces deux variables. En effet, cette endogénéité peut induire des biais d'estimation des paramètres de SALM et CHOM. Dans notre cas, ce problème est à relativiser, sachant que la question centrale de cette recherche concerne l'effet de la clustérisation institutionnalisée sur le flux des IDE.

Pour la variable institutionnelle « SUPPORT », une augmentation de 1 point des soutiens financiers au-dessus de la moyenne des montants des subventions alloués par les provinces permet d'augmenter de 6,4% le flux des IDE dans le district. Plus important, l'effet de la clustérisation entraîne une augmentation de 31% du flux des IDE relativement aux districts sans clusters. Mais avec un écart-type élevé [11% - 51.5%] ce qui signifie que certains clusters attirent beaucoup plus d'IDE que d'autres en raison probablement de leurs caractéristiques propres (ex. secteurs d'activité) ou de leurs finalités (R&D, Innovation, commercialisation, etc.), nécessitant d'autres recherches avec un niveau d'analyse supplémentaire qui est celui des clusters.

Ce résultat montre clairement que la clustérisation institutionnalisée est un déterminant important des flux d'IDE, ce qui est encourageant et justifie la poursuite de politiques volontaristes de soutien aux régions et aux districts.

Un autre résultat intéressant est le faible impact direct du poids économique d'une province (PIB) sur le flux des IDE. Ce résultat n'est pas surprenant sachant que dans la période récente, les flux d'IDE ne sont pas orientés à la recherche de débouchés (particulièrement les IDE provenant de l'Allemagne). Par contre, le paramètre du terme d'interaction entre le PIB régional et le cluster est significatif. Ce résultat montre que l'effet de la clustérisation sur les flux d'IDE dépend positivement du niveau du PIB régional. Il semble donc que l'effet de la clustérisation est amplifié par l'attractivité du territoire en termes de richesse.

Néanmoins en l'absence d'information sur les caractéristiques des clusters, ces résultats ne permettent pas de définir une politique optimale des subventions relativement aux caractéristiques des clusters.

Au final, ce modèle permet d'isoler les variables particulièrement explicatives des flux d'IDE en tenant compte des interdépendances entre les provinces et les districts. Ainsi, la variance résiduelle du modèle vide a diminué fortement de 0.918 à 0.578. En d'autres termes, le pseudo  $R^2$  du modèle conditionnel est égal à 0.38 ( $1-0.57/0.918$ ), ce qui signifie que le modèle conditionnel explique plus de 38 % de la variance résiduelle inexplicée par le modèle inconditionnel. Aussi, nous pensons que ces premiers résultats peuvent servir de guide pour l'allocation efficace des subventions aux niveaux des provinces et des districts dans la république Tchéquie.

#### **4. Conclusion**

Notre étude montre que la clustérisation d'un territoire influe fortement sur les flux d'IDE entrants. Les variables caractérisant les districts (taux de chômage, le niveau du salaire mensuel) représentent aussi des facteurs importants dans l'attractivité d'un territoire.

Par ailleurs, notre étude montre que le district (LAU1), tel que défini par les instances européennes, s'avère être un niveau d'analyse pertinent. Ce résultat devrait être pris en compte pour les recommandations des politiques économiques dans des environnements connaissant des transformations structurelles importantes, et plus particulièrement dans le contexte de transition postcommuniste. On sait que l'intégration européenne a donné une impulsion à la décentralisation à travers la mise en place des fonds structurels ayant pour ambition le nivellement des niveaux de développement aussi bien entre les pays membres mais aussi entre les régions à l'intérieur des pays. Les fonds alloués sont distribués par les agences européennes en collaboration étroite avec les pouvoirs nationaux. Jusqu'à récemment, le niveau régional (ex. provinces) a été largement privilégié dans ce type de politiques économiques, y compris en ce qui concerne la mise en place des clusters institutionnalisés, censés devenir centres d'innovation et moteurs de croissance dans une stratégie sur le long terme visant la recomposition des territoires et leur insertion dans les échanges internationaux. Notre étude montre, que ces politiques devraient également prendre en compte les intérêts des unités administratives du niveau inférieur (ex. districts) afin d'améliorer l'allocation des fonds structurels, ce qui nécessite la coordination de cette stratégie avec les autorités locales, plus proches des entreprises et comprenant mieux les enjeux locaux de développement. Par ailleurs, les institutions universitaires sont plus ancrées dans l'environnement immédiat correspondant à la localisation de leurs étudiants et de leurs partenariats potentiels, ce qui correspond à la logique d'agglomération économique déjà observée ailleurs en Europe (ex. districts industriels italiens). Il serait souhaitable de concerter ce type de politiques développementales avec des structures transversales réunissant des représentants des organes d'autogouvernement de ce niveau administratif, par exemple, dans le cadre des associations de maires de districts ou de communes, qui déjà existent dans de nombreux pays européens.

Au final, nous espérons que l'ensemble de ces résultats et recommandations serviront de guide pour l'allocation des ressources aux niveaux des districts et des provinces par les pouvoirs publics.

Ces recherches doivent cependant être approfondies dans plusieurs directions. Tout d’abord, les clusters constituent un élément qui permet d’attirer les IDE, qui déclenchent généralement un processus d’influence circulaire entre les flux d’investissements et la croissance de clusters. Les différentes étapes de ce processus doivent être identifiées et analysées. Le niveau d’analyse, ensuite, doit également être approfondi, car la matrice multiniveau pourrait être appliquée pour analyser l’interaction entre un nombre plus important de niveaux. On peut l’élargir en introduisant les niveaux correspondant aux clusters, à des branches (auxquelles les entreprises membres appartiennent), aux membres des clusters (interaction entre les laboratoires, les établissements de formation et les entreprises) ainsi qu’au niveau international (les instances européennes interagissant avec les autorités nationales et les pouvoirs régionaux).

Notre étude également suggère que les méthodes d’analyse géographiques devraient être plus activement utilisées dans les modélisations de processus décisionnaires managériaux, ce qui nécessite une approche pluridisciplinaire de la part des chercheurs qui étudient ces phénomènes dans le but d’obtenir une meilleure contextualisation des processus aussi complexes que la clustérisation.

## 5. *Bibliographie*

Aliouat, B. (sous la direction de) (2010) *Les pôles de compétitivité : gouvernance et performance des réseaux d’innovation*. Paris, Hermès, Lavoisier.

Andreff, W. (2007) *Economie de la transition : La transformation des économies planifiées en économies de marché*. Paris, Editions Bréal.

Bekes, G. (2005) Location of manufacturing FDI in Hungary: How Important are Intercompany Relationships ?, MNB Working Paper, No. 2005/7.

Bergstrand, J. H., P. Egger and M. Larch, (2008). The New Expats: Economic Determinants of Bilateral Expatriate, FDI, and International Trade Flows. *University of Notre Dame working paper*.

Bevan, A., S. Estrin and K. Meyer (2004) “Foreign investment location and institutional development in transition economies”, *International Business Review*, 13 (1), pp. 43–64.

Blonigen, B.A. (2005) “A review of the empirical literature on FDI determinants”, *Atlantic Economic Journal*, 33(4), pp. 383-403.

Bosker, M., S. Brakman, H. Garretsen and M. Schramm (2010) “Adding geography to the new economic geography: bridging the gap between theory and empirics”. *Journal of Economic Geography*, 10 (6), pp. 793–823.

Boudier-Bensebaa, F. (2005) “Agglomeration economies and location choice: foreign direct investment in Hungary”, *Economics of Transition*, 13 (4), pp. 605–628.

- Brainard, S.L. (1997) “An Empirical Assessment of the Proximity-Concentration Trade-off between Multinational Sales and Trade”, *American Economic Review*, 87 (4), pp. 520—44.
- Buch, C.M., J. Kleinert, A. Lipponer and F. Toubal (2005) “Determinants and effects of foreign direct investment: evidence from German firm-level data”. *Economic Policy*, 20 (41), pp. 52-110.
- Campos, F.N., and Y. Kinoshita (2008) “Foreign direct investment and structural reforms: evidence from Eastern Europe and Latin America”. IMF Working Paper 08/26, Washington, DC
- Capron, H. (2002) « Le développement régional : contingences historiques et nouveaux facteurs dynamisants », *Brussels Economic Review*, 45 (4), 5-21.
- Capron, H. (2007) « Politique de cohésion et développement régional », *Brussels Economic Review*, 50 (1), 13 - 33.
- Cieślik, A. (2005a) “Regional characteristics and the location of foreign firms within Poland”, *Applied Economics*, 37 (8), pp.863-874.
- Cieslik, A. (2005b) “European integration, national border effects and the location of multinational enterprises in Poland: the case of new Voivodships”, *Brussels Economic Review*, 48(3), pp. 247-260.
- De Simone, G. (2008), “Trade in parts and components and the industrial geography of Central and Eastern European countries”, *Review of World Economics*, 144 (3), pp. 428–457.
- Demirbag, M., M. McGuinness and H. Altay (2010), “Perceptions of institutional environment and entry mode: FDI from an emerging country”, *Management International Review*, 50 (1), pp. 208–240.
- Disdier, A.-C. and T. Mayer (2004) “How different is Eastern Europe? Structure and Determinants of Location Choices by French Firms in Eastern and Western Europe”, *Journal of Comparative Economics*, 32 (2), pp. 280-296.
- Dunning, J.H. (2000) “The eclectic paradigm as an envelope for economic and business theories of MNE activity”, *International Business Review*, 9 (1), pp. 163–190.
- Dupuch, S., and J. Mazier, (2003) “Mobilité du capital, polarisation des activités et Union Européenne », *Brussels Economic Review*, 46(4), 65-90.
- Dupuch, S., H. Jennequin and M. Mouhoub (2001) « Intégration européenne, élargissement aux Pays d'Europe Centrale et Orientale et économie géographique », *Région et Développement*, 13, pp. 125 – 162.
- Enders, C.K., and Tofighi, D. (2007) “Centering predictor variables in cross-sectional multilevel models: a new look at an old issue”, *Psychological methods*, 12 (2), pp. 121-138.

- Fromhold-Eisebith, M. and G. Eisebith (2005) “How to institutionalize innovative clusters? Comparing explicit up-down and implicit bottom-up approaches”, *Research Policy*, 34 (8), pp. 1250 – 1268.
- Henisz, W.J. (2000) “The institutional environment for multinational investment”, *Journal of Law, Economics and Organization*, 16 (2), pp. 334–364.
- Hilber, Ch., and I. Voicu (2010) “Agglomeration Economies and the Location of Foreign Direct Investment: Empirical Evidence from Romania”, *Regional Studies*, 44 (3), pp. 355 – 371.
- Hox, J. J. (2002) *Multilevel Analysis: Techniques and Applications*. Manhwa (New Jersey): Lawrence Erlbaum Associates.
- Kitson, M., P. Martin and P. Tyler (2004) “Regional Competitiveness: An elusive yet concept?”, *Regional Studies*, 38 (9), pp. 991 – 999.
- Lefilleur, J. (2008) « Déterminants des investissements directs étrangers en Europe centrale et orientale: un bilan sur la transition », *Revue d'Etudes Comparatives Est-Ouest*, 39 (2), pp. 201–238
- Lefilleur, J. (2010) *Géographie industrielle de l'Europe centrale et orientale*. Paris: Editions L'Harmattan.
- Lefilleur, J. and M. Maurel (2010) “Inter- and intra-industry linkages as a determinant of FDI in Central and Eastern Europe”, *Economic Systems*, 34 (3), pp. 309–330.
- Martin, R., and P. Sunley, (2003), “Deconstructing clusters: chaotic concept or policy panacea?”, *Journal of Economic Geography*, 3 (1), pp. 5 – 35.
- Matyas, L. (1998) “The gravity model: Some econometric considerations”, *The World Economy*, 21(3), 397-401.
- Méon, P.G., and Kh. Sekkat (2007) “Revisiting the Relationship between Governance and Foreign Direct Investment”, *Brussels Economic Review*, 50 (1), pp. 41 – 61.
- Meyer, K.E. (2001) “Institutions, transaction costs and entry mode choice”, *Journal of International Business Studies*, 31 (2), pp. 257–267.
- Neuwirth, P. (2012), *Rozvoj klastrů v České republice a v zahraničí (Le développement de clusters dans la République tchèque et à l'étranger)*. Université de Pardubice, Mémoire de Master en Sciences Economiques.
- Pavelková, D. (2009) *Klastry a jejich vliv na výkonnost podniku (Clusters et leur influence sur la performance de l'entreprise)*. Prague: Grada Publishing.
- Procher, V. (2011) “Agglomeration effects and the location of FDI: evidence from French first-time movers”, *The Annals of Regional Science*, 46 (2), pp. 295-312.
- Pusterla, F., and L. Resmini (2007) “Where do Foreign Firms Locate in Transition Countries? An Empirical Investigation”, *The Annals of Regional Science*, 41 (4), pp. 835-856.

Rabe-Hesketh, S. and A. Skrondal (2012) *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata (Third Edition)*, College Station, TX : Stata Press.

Raudenbush, S.W. and A.S. Bryk (2002) *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods* (Vol. 1), Sage.

Resmini, L. (2005) “FDI, Industry Location and Regional Development in New Member States and Candidate Countries: a Policy Perspective”, Workpackage No. 4, The role of FDI in the re-location of industrial activity, EURECO working paper.

Resmini, L. (2007) “Regional patterns of Industry Location in Transition Countries: Does Economic Integration with the EU Matter”, *Regional Studies*, 41 (6), pp. 747-764

Salavrakos, I-D., and Vasileva Georgieva, Z. (2010) “Is cluster development an explanatory factor of increased levels of FDI? Evidence from the case of Bulgaria”, *International Journal of Economics and Business Research*, 2 (6), pp.461 – 478.

Shaver, J. M., and F. Flyer (2000) “Agglomeration economies, firm heterogeneity, and foreign direct investment in the United States”, *Strategic Management Journal*, 21 (12), pp. 1175–1193.

Singer, J. D., and J. B. Willett (2003) *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*. Oxford: Oxford University Press.

Snijders, T.A.B., and R. J. Bosker (1999) *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. Thousand Oaks, California: Sage publications.

Stejskal, J. (2011) *Průmyslové klastry a jejich vznik v regionech (Clusters industriels et leur apparition dans les régions)*. Prague: Linde.

Szalavetz, A. (2004), The role of FDI in fostering agglomeration and regional structural change in Hungary. EURECO working paper

Van der Yeught, C. (2010) « Les processus à l'origine d'un cluster 'tourisme durable' : deux expériences contrastives ». In B. Aliouat (sous la direction de). *Les pôles de compétitivité : gouvernance et performance des réseaux d'innovation*. Paris: Hermès, Lavoisier, p. 361 – 384.

Wooldridge, M. (2009) *An introduction to multiagent systems*. John Wiley & Sons.