

Nicole MADARIAGA et Sandra PONCET¹

L'IMPACT DES IDE SUR LA CROISSANCE : APPLICATION AU CAS CHINOIS

Résumé

Cet article étudie la question de l'impact des IDE sur la récente performance de croissance en Chine. Nous prenons en compte les différents problèmes économétriques potentiels émanant de la structure spatiale des données à travers des modèles empiriques appropriés. Notre analyse couvre 196 villes chinoises sur la période 1990-2002. Nous estimons ensuite un modèle de croissance du revenu par tête qui incorpore explicitement ces effets de dépendance spatiale sous la forme d'indicateurs d'IDE et de revenu spatialement décalés. Nos résultats révèlent que les villes chinoises bénéficient non seulement de leur propre ouverture financière mais aussi des flux d'IDE reçus par leurs voisines.

Abstract

This paper analyses the question of FDI effects on the recent growth performance of China. We consider the various potential econometric issues stemming from the data spatial structure through appropriate empirical models. Our analysis covers 196 Chinese cities between 1990 and 2002. Then we estimate a per capita income growth model explicitly incorporating these spatial dependence effects in the form of FDI indicators and of spatially lagged income. Our results reveal that Chinese cities benefit not only from their own financial opening but also from FDI flows received by the neighbouring cities.

JEL Codes : E1, O1, O5, R1.

Mots Clés : Croissance, convergence régionale, économie géographique, investissements directs étrangers.

1. Auteur correspondant : TEAM. Université Paris 1. Panthéon-Sorbonne. 106 bld de l'Hôpital 75013 PARIS. Tél : +33 1 44 07 82 65 Fax : +33 1 44 07 82 67. Email : sandra.poncet@univ-paris1.fr. Nicole Madariaga : Email : nicole.madariaga@inh.fr.

INTRODUCTION

Cet article fournit une étude de cas sur la question du rôle des investissements directs étrangers (IDE) comme source de croissance économique en appliquant des méthodes économétriques appropriées. Nous avons recours à des données au niveau infra-national à l'intérieur de la Chine pour estimer une équation de croissance en panel dynamique prenant en compte les problèmes de dépendance spatiale. Nous considérons explicitement dans ce travail l'interdépendance potentielle entre les flux d'IDE reçus par les différentes provinces.

En lien avec les nombreux bénéfices des IDE mis en avant par les institutions internationales de développement, de nombreux pays en développement et en transition ont eu à cœur dans le cadre de leur processus de réforme d'attirer des IDE. Les dirigeants politiques espèrent ainsi que les afflux d'IDE apportent avec eux des transferts de technologie, un savoir-faire en gestion, un accès facilité au marché d'exportation et qu'ils contribuent à une amélioration de la productivité et de la compétitivité des entreprises locales. L'attraction d'IDE devient une priorité pour un pays désireux de réduire son retard technologique par rapport aux pays à revenus élevés.

Pourtant les études empiriques n'ont, jusqu'à maintenant, pas fourni de résultats concluants sur ces éventuels effets de diffusion (Agenor, 2003). Dans ce contexte, les travaux de Rodrik (1999) sont souvent cités pour souligner l'enthousiasme exagéré de la littérature sur les politiques économiques contemporaines à propos des *spillovers* positifs dégagés par les IDE alors même que les résultats concrets manquent. Les difficultés associées à la distinction entre les différents effets en jeu et aux limitations des données n'ont, en effet, pas permis aux chercheurs d'obtenir des résultats définitifs sur les externalités positive des IDE (Smarzynska, 2004).

Une littérature abondante existe sur le lien entre ouverture commerciale et financière et croissance économique. Dans leur grande majorité, ces analyses sont basées sur des régressions transversales (inter-pays) (Agosin et Mayer, 2000 ; Bosworth et Collins, 2000 ; Carkovic et Levine, 2002 ; Edison *et al.*, 2002). L'ensemble de ces travaux a été critiqué par Rodriguez et Rodrik (2001) en raison de la négligence du probable effet de causalité inverse entre ouverture et croissance. Une autre limite de ces études réside dans le fait que l'hétérogénéité des pays en matière d'évolution des politiques et institutions autres que l'ouverture au commerce ou aux IDE pourrait expliquer leurs différences de performance économique. Or, si cette hétérogénéité n'est pas prise en compte, ses effets sont incorrectement attribués à l'ouverture. Enfin, ces études considèrent traditionnellement chaque région comme une entité isolée. Le rôle de la dépendance spatiale² est

2. La dépendance spatiale, correspondant à l'absence d'indépendance entre les observations géographiques, est définie comme la corrélation d'une variable avec elle-même en fonction

ainsi complètement négligé alors qu'elle représente une force importante du processus de convergence (Rey et Montouri, 1999) et que l'ignorer peut causer des problèmes sérieux de spécification (Abreu *et al.*, 2004). La plupart des études existantes sur l'impact des IDE sur la croissance économique ignore ces problèmes potentiels de sorte que les relations estimées ainsi que les paramètres de significativité obtenus par le passé sont sujets à caution.

Ce travail a pour objectif d'explorer les variations régionales existant à l'intérieur d'un unique pays (la Chine) en termes d'IDE et de croissance, résolvant ainsi les limites habituelles de cette littérature. Le problème de variable omise est ainsi considérablement limité au niveau infra-national dans la mesure où les principales politiques et institutions évoluent au même rythme dans les différentes régions. Nous étudions la relation entre les IDE et le taux de croissance du revenu par tête sur la base d'estimations par la méthode des moments généralisés (MMG) qui contrôlent les problèmes d'endogénéité et de dépendance spatiale.

Nous choisissons la Chine comme cadre d'application de notre analyse dans la mesure où ce pays est passé d'une économie virtuellement autarcique à la fin des années 1970, à la première destination des IDE parmi les pays en voie de développement. La Chine est ainsi, depuis plusieurs années, le second pays receveur d'IDE au monde derrière les États-Unis. Les afflux d'IDE ont littéralement explosé passant de 5,9 à 115 milliards de dollars US entre 1985 et 2003.

Nous cherchons donc à établir si l'afflux d'IDE dans une ville favorise la croissance économique locale. Cela se produit-il au détriment de la croissance économique dans les villes environnantes ? Les villes bénéficient-elles, par ailleurs, de la croissance économique autour d'elles ?

Nos résultats mettent en évidence des relations spatiales significatives entre les provinces chinoises. Les estimations suggèrent que la croissance économique est positivement déterminée par les IDE reçus localement ainsi que par les IDE reçus par les villes environnantes. Par ailleurs, nous observons une relation positive et significative entre le revenu par tête dans une ville et celui des villes alentour.

La suite de cet article réexamine la question de l'importance des IDE dans la dynamique de croissance économique en portant une attention spécifique aux effets de diffusion spatiale selon la démarche suivante. La section 1 développe la stratégie empirique utilisée pour étudier l'impact des IDE sur la croissance économique chinoise en prenant en compte les externalités spatiales puis présente les données utilisées. La section 2 discute les résultats obtenus sur un panel de 196 villes chinoises sur la période 1990-2000 avant de conclure ce travail dans la dernière section.

de la distribution géographique des données. Les revenus ainsi que les autres caractéristiques économiques d'une province sont susceptibles d'être corrélés avec ceux des autres provinces environnantes.

DONNÉES ET MÉTHODES EMPIRIQUES

L'importance de la dépendance spatiale

De nombreuses études montrent l'importance de la dimension spatiale notamment à l'échelle infra-nationale. Les villes chinoises ne devraient pas être envisagées comme des unités géographiques isolées (Fingleton, 1999 ; Rey et Montouri, 1999). Il convient au contraire de prendre en compte les liens potentiels entre les flux d'IDE et les revenus d'une ville chinoise avec ceux de ses voisines. Conformément à la première loi géographique de Tobler (1979), « everything is related to everything else, but near things are more related than distant things ».

Upton et Fingleton (1985) définissent la dépendance spatiale comme l'existence d'une variation spatiale systématique entre les valeurs distribuées sur une carte. La dépendance spatiale peut être due à des externalités (liées à des effets de diffusion technologique entre les villes). Ce phénomène implique que sa fréquence ou son intensité dépend de la distance entre les villes. Une autre source de dépendance spatiale est la mobilité des biens, des travailleurs ou du capital. En effet, ces différentes dynamiques impliquent une organisation particulière des activités économiques à travers l'espace.

La dépendance spatiale peut prendre deux formes³. La première forme est l'autocorrélation spatiale. Une illustration serait que le revenu par tête d'une province peut être affecté par un choc sur le revenu par tête dans les provinces environnantes. Dans ce cas, le choc subi par les alentours se répercute à travers le terme d'erreur. Si l'autocorrélation spatiale est ignorée à tort, les inférences statistiques basées sur les écarts-types sont invalidées même si les paramètres estimés sont non-biaisés. La seconde forme de dépendance spatiale, qui est particulièrement intéressante dans l'optique de tester les théories de la croissance économique, est prise en compte par le modèle à termes spatialement décalés (*spatial lag model*). Dans ce cadre, la dépendance spatiale est appréhendée à travers l'introduction d'un retard spatial de la variable dépendante et correspond ainsi à de l'autorégression spatiale.

En ayant recours à une notation standard, ce modèle de régression peut s'écrire $\gamma = \rho W\gamma + \beta X + \varepsilon$ où γ est un vecteur de n observations de la variable dépendante ; W est une matrice de poids n par n ; X est une matrice n par k de variables exogènes ; β est un vecteur de k coefficients ; ρ est le coefficient d'autorégression spatiale dont la valeur s'inscrit entre -1 et +1 ; et ε est un vecteur de n termes d'erreur. Le coefficient ρ mesure combien les observations environnantes affectent la variable dépendante. Il convient de noter que la construction

3. Se référer à Anselin et Bera (1998) pour une excellente introduction à l'économétrie spatiale.

du modèle dépend d'une matrice de poids W qui est d'une importance cruciale dans la mesure où elle définit la prise en compte de l'espace. Sa spécification est discutée dans la prochaine section.

Dans notre travail, nous étudions si les valeurs du revenu par tête ainsi que ses déterminants tels que le niveau d'IDE dans une ville sont directement influencés par les valeurs dans les villes alentours. Nous nous concentrons particulièrement sur ces deux variables (IDE et revenu) dans la mesure où le test du Moran global I (Moran, 1950) met en évidence une dépendance spatiale significative pour ces deux facteurs uniquement⁴.

La non prise en compte du terme d'autocorrélation correspond à l'omission d'une variable pertinente. Il en découle que les estimations de sont biaisées et que les inférences statistiques sont invalidées. Conformément à Blonigen *et al.* (2004), un modèle introduisant des termes spatialement décalés permet aux données de révéler si et comment les caractéristiques économiques dans une ville sont reliées à celles des autres villes⁵.

Les études incorporant une approche spatiale pour analyser la convergence dans un cadre transversal sont très récentes. Elles sont d'ailleurs largement limitées à des données transversales (Abreu *et al.*, 2004 ; Rey et Montouri, 1999 ; Baumont *et al.*, 2000) et à des panels statiques de sorte qu'ils ne prennent pas en compte d'éléments dynamiques des panels. Le Gallo (2004) et Rey (2001) appliquent ainsi des techniques d'économétrie spatiale dans des panels statiques pour prendre en compte des considérations spatiales. Très peu de travaux empiriques ont tenté d'étendre l'analyse de la dépendance spatiale à un cadre de panel dynamique en dépit de son intérêt majeur. Les travaux empiriques prenant en compte à la fois des effets spatiaux et des éléments dynamiques se limitent au filtrage des données pour en éliminer la composante de dépendance spatiale avant de procéder aux estimations (Badinger *et al.*, 2004). A notre connaissance seulement deux papiers appliquent des techniques d'économétrie spatiale pour examiner l'implantation des IDE. Ils portent sur les motivations et la corrélation spatiale des IDE entre les différents lieux d'implantation (Blonigen *et al.* 2004). Coughlin et Segev (2000) s'intéressent à la distribution des investissements américains en Chine et trouvent un coefficient positif et significatif du terme spatial décalé d'IDE. Les auteurs l'interprètent comme le signe d'économies d'agglomération.

Dans cet article, nous tentons de dépasser les limites de la littérature. Nous n'avons pas recours à la méthode du filtrage pour conserver le pouvoir

4. Les tests pratiqués sur les autres variables du modèle de croissance ne détectent pas de dépendance spatiale.

5. La correction de l'autocorrélation des erreurs est d'un intérêt secondaire dans la mesure où même si elle peut améliorer les écarts-types, elle n'affecte en rien les estimations des coefficients.

explicatif des externalités des IDE et du revenu par tête. Nous introduisons pour cela des techniques économétriques appropriées à notre cadre d'analyse en panel dynamique. Nous prenons explicitement en compte la corrélation spatiale des observations en introduisant des termes spatialement décalés des variables de taux d'IDE et de PIB par tête.

Les données et la matrice de pondération spatiale

La base de données

La base de données provient principalement de deux sources : (1) l'annuaire de statistiques urbaines (Urban Statistical Yearbook) publié tous les deux par le China's State Statistical Bureau, et (2) l'annuaire des cinquante ans (Fifty Years of the Cities in New China : 1949-1998).

Les données couvrent 196 villes réparties sur l'ensemble du territoire à l'exception des provinces de Qinghai et du Tibet. La compréhension de la base de données est facilitée par une description rapide de la structure administrative de la Chine (cf. graphique 1 en annexe). La République Populaire de Chine est composée de 27 provinces et quatre municipalités à statut provincial ou « super-villes » – Pékin, Shanghai, Tianjin et Chongqing⁶. Dans chaque province ou super-ville, la population est ensuite divisée en villes de statut préfectoral, en petites villes et en contés ruraux non rattachés à une ville donnée mais administrés directement par le gouvernement préfectoral (un niveau inférieur au niveau provincial). Notre base de données contient des informations sur les seules villes à statut préfectoral et notre étude ne porte que sur la partie urbaine de ces villes. Nous excluons ainsi la partie rurale qui est rattachée à ces villes dans la mesure où nous considérons que les externalités liées sont plus sûrement un phénomène urbain en raison de la plus forte agglomération, des infrastructures plus développées et de l'interaction plus dense entre les activités non-agricoles.

Dans la suite de ce travail, le terme « ville » fait donc référence à la zone urbaine sous la juridiction d'une ville de statut préfectoral ou des super villes.

Le tableau 1 en annexe fournit la liste des villes par province couverte par la base de données. Les graphiques 2 et 3 en annexe reprennent respectivement la structure géographique en 2002 du taux d'afflux d'IDE (IDE/PIB) et le PIB par tête. Les cartes mettent en évidence le plus petit nombre de villes au niveau préfectoral existant dans les provinces occidentales de la Chine. Pourtant, quelle

6. Le terme officiel pour les super-villes est « villes directement administrées », signifiant que les autorités officielles municipales se reportent directement au gouvernement central comme les autorités provinciales dans les autres provinces. Depuis 1997, Chongqing a été élevée au rang de quatrième « super-ville ». Il convient de noter que la base de données n'inclut pas Hong Kong SAR, Macau SAR ou l'île de Taiwan.

que soit leur localisation à l'exception de quelques villes de la province de Guangdong, ces villes font état d'un niveau relativement comparable en termes de niveau de PIB par tête. Le niveau moyen en termes courants est en 2002 de 18 177 yuans. Une hétérogénéité beaucoup plus marquée caractérise les villes en termes de taux d'IDE. Les valeurs les plus élevées sont observées dans les provinces qui ont accueilli les cinq premières zones économiques spéciales⁷. Des montants significatifs d'IDE se dirigent également vers les centres économiques de Pékin et Shanghai. Cette distribution spatiale est cohérente avec les politiques de réforme économique originelles mais aussi avec les efforts menés depuis 1992 pour relâcher les restrictions pesant sur les investissements et d'assurer une meilleure répartition des IDE sur le territoire. Ainsi de nombreuses villes à l'intérieur du pays affichent un taux d'IDE supérieur à 3 %.

La matrice de pondération spatiale

Nous présentons maintenant la matrice de pondération spatiale qui est utilisée dans notre partie empirique. Cette matrice est utilisée pour évaluer la covariance des caractéristiques entre les localités. Elle contient l'information sur la dépendance relative entre les villes de notre échantillon. Nous considérons que l'intensité des relations entre les villes dépend de la distance entre elles. La littérature suggère différentes méthodes alternatives de pondération. Les plus usitées reposent sur la contiguïté et la distance entre les localités mais diffèrent sur la forme fonctionnelle prise en compte.

Conformément aux recommandations de Anselin et Bera (1998) et de Keller (2002), les éléments de la matrice doivent être exogènes⁸ sinon le modèle empirique devient hautement non-linéaire. Nous choisissons une matrice de pondération spatiale qui dépend exclusivement sur la distance géographique d_{ij} entre les villes i et j dans la mesure où l'exogénéité de la distance est avérée. La forme fonctionnelle des éléments w_{ij} de la matrice est la suivante⁹ :

$$w_{ij} = 1/d_{ij} \quad (1)$$

Les éléments de la diagonale de W sont égaux à 0 de sorte qu'aucune observation ne se prédise elle-même. Comme habituellement dans la littérature, nous avons recours à une matrice de poids normalisée par ligne de sorte que W est telle que chaque ligne est égale à 1 et que nous prenons en compte la distance relative et non la distance absolue.

7. Il s'agit de Shenzhen, Zhuhai, Shantou (toutes les trois dans la province de Guangdong), Xiamen (province de Fujian) et l'île de Hainan.

8. Cette condition est un pré-requis pour la mise en oeuvre de l'économétrie spatiale.

9. Une forme alternative a été employée : $w_{ij} = 1/d_{ij}^2$, sans que les résultats soient significativement modifiés.

1-3 Stratégie empirique

1-3-1 Le modèle de croissance

L'étude de l'impact des IDE sur la performance économique dans le contexte chinois s'appuie sur le cadre empirique traditionnel transversal tout en incorporant une considération explicite des effets de dépendance spatiale.

Les régressions portent sur un panel de 196 villes au cours de 4 sous-périodes de trois ans entre 1990 et 2002. Nous estimons une forme auto-régressive du modèle de croissance de Solow augmenté proposé par Mankiw, Romer et Weil (1992) (MRW) et y ajoutons deux variables additionnelles : le taux d'IDE sur le PIB et la densité des infrastructures. Notre stratégie s'inscrit dans la logique de celle d'Easterly et de Levine (1998). Ce modèle prend en compte de manière explicite les sources déterministes des effets du revenu et des IDE des localités environnantes. Ces effets sont introduits à travers la moyenne pondérée des régresseurs. Les poids correspondent, comme expliqué plus haut, à l'inverse de la distance (d_{ij}) entre les villes i et j :

$$\ln \gamma_{i,t} = \alpha_0 \ln \gamma_{i,t-T} + \alpha_1 W \ln \gamma_{i,t} + \alpha_2 \ln s_{K_{it}} + \alpha_3 \ln s_{H_{it}} + \alpha_3 \ln(n_{it} + g + \delta) + \alpha_4 \ln FDI_{it} + \alpha_5 \ln INFRA_{i,t} + \alpha_6 \ln W \ln \gamma_{i,t} + \alpha_7 W \ln FDI_{it} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Où la variable dépendante, $\gamma_{i,t}$, est le PIB par tête d'une ville i à la période t . Les variables explicatives sont mesurées comme des moyennes de trois années entre t et $t-T$: $\gamma_{i,t-T}$ est la variable dépendante spatialement retardée où $T = 3$ années au préalable. Le taux d'épargne, S_K , est approximé par le rapport des investissements bruts en capital fixes sur le PIB, le taux d'investissement en capital humain, S_H , est mesuré par la part de la population étudiant au niveau universitaire dans la population totale ; n_{it} est le taux de croissance annuel moyen de la population sur la période auquel on ajoute 0,05 (Mankiw, Romer et Weil, 1992). Le terme de 0,05 représente la somme d'un taux commun de croissance du progrès technique exogène (g) et d'un taux commun de dépréciation (δ). Deux variables sont ajoutées au modèle, à savoir $INFRA_{it}$ et FDI_{it} , qui correspondent à la densité des infrastructures de transport par kilomètre carré et le rapport des IDE sur le PIB qui sont spécifiques à la ville i pour la période t .

Le terme d'erreur est composé d'un effet inobservable par ville qui est constant dans le temps, η_i , d'un effet inobservable par période qui est commun à toutes les localités, γ_t , et d'un terme qui varie selon les villes et les périodes et que l'on suppose non corrélé dans le temps, ε_{it} .

Les deux dernières variables de contrôle, $\ln W\gamma_{i,t}$ et $\ln WFDI_{it}$, sont définies conformément à notre discussion préalable sur la prise en compte de la dépendance spatiale au sein de la Chine.

Nous introduisons successivement la variable dépendante (PIB par tête) et le taux d'ouverture financière spatialement retardée qui sont calculés à partir de la matrice de pondération spatiale¹⁰. Le décalage spatial de la variable X pour une ville i correspond à la somme pondérée par les poids spatiaux des valeurs de X dans les localités environnantes. Il est calculé comme suit : $WX_i = \sum_{j \neq i} (X_j w_{ij})$, avec w_{ij} les poids spatiaux définis par la matrice W . La variable spatialement décalée peut être interprétée simplement comme la moyenne pondérée de la variable dans les localités autres que i .

Nos résultats apporteront donc des informations aussi bien en termes de processus de convergence qu'en termes d'économie géographique. La nature du processus de convergence des revenus est observée une fois les effets spatiaux contrôlés. Nous aurons ainsi une indication du modèle de beta convergence conditionnelle compte tenu des effets spatiaux endogènes. Du point de vue de l'économie géographique, les résultats montrent dans quelle mesure le taux de croissance du PIB par tête d'une ville est affecté par celui de ses voisins. Nous estimons donc directement, par l'inclusion du niveau initial de PIB par tête, et indirectement, par la variable spatialement décalée du PIB par tête, les effets globaux du PIB par tête sur le taux de croissance. Ceci permet donc de mettre en lumière les effets de spillovers.

Technique et approche économétriques

L'équation (2) peut présenter quatre problèmes économétriques.

Tout d'abord, certains indicateurs peuvent être mesurés avec erreur. Deuxièmement, comme il a été souligné par Abreu *et al.* (2004), inclure une variable dépendante spatialement décalée cause des problèmes de simultanéité, ce qui, en économétrie spatiale, est habituellement résolu en estimant une forme réduite du modèle à l'aide du maximum de vraisemblance ou, comme dans Easterly et Levine (1998) en instrumentant les décalages spatiaux. Cette dernière approche est adoptée dans notre étude grâce à l'estimateur de la méthode des moments généralisés (MMG). Deuxièmement, l'introduction de la variable dépendante décalée avec des effets fixes par ville rend l'estimateur des moindres carrés ordinaires (MCO) biaisé et non convergent puisque la variable dépendante décalée est corrélée avec le terme d'erreur même en l'absence d'autocorrélation des ε_{it} . La troisième difficulté provient des variables omises. Les différences de performances économiques en Chine reflètent une variété de facteurs

10. Nous rappelons que les retards spatiaux des autres variables du modèles tels que l'investissement en capital physique et humain, et le taux de croissance de la population ne sont pas inclus car les tests ont révélé l'absence de dépendance spatiale. Par ailleurs, ils n'entrent significativement individuellement ou globalement dans aucune des régressions. Enfin, leur introduction induit une réduction substantielle de la taille de l'échantillon en raison d'observations manquantes.

autres que les facteurs d'accumulation et que l'IDE. Dès lors que ces facteurs sont corrélés avec l'IDE, sa significativité dans une équation de croissance omettant ces facteurs pourrait provenir d'autres politiques économiques et formes d'institutions conduisant à la croissance, capturées dans la variable IDE. Pour finir, la plupart des variables explicatives peuvent être endogènes avec la croissance économique. Les provinces peuvent choisir de libéraliser leur économie et réduire les obstacles aux flux financiers quand les performances de croissance sont bonnes.

La MMG est le meilleur estimateur pour traiter ces problèmes lors de la régression d'une équation de croissance. La MMG en différences premières a été, à l'origine, développée par Arellano et Bond (1991) puis introduite dans la littérature empirique sur la croissance par Caselli, Esquível et Lefort (1996).

L'idée centrale de cette méthode est d'estimer l'équation (2) en différences premières, en utilisant comme instruments des niveaux retardés et appropriés des variables de droite. La procédure de différentiation supprime les effets individuels spécifiques et inobservés, η_i , permettant ainsi d'éliminer le biais provenant de variables omises invariantes dans le temps¹¹.

L'introduction de variables instrumentales se traduit par des estimations convergentes même en présence d'erreurs de mesure et d'endogénéité des variables de droite (telles que l'investissement, le taux de scolarisation ou l'ouverture aux IDE dans notre contexte de croissance économique). L'hypothèse critique d'identification est que les termes d'erreur variables dans le temps, ε_{it} , dans l'équation en niveau sont maintenant indépendants. Dans ce cas, les niveaux retardés des variables de droite peuvent être utilisés comme instruments de ces variables en différences premières.

Caselli, Esquível et Lefort (1996) ont par ailleurs proposé des bornes limites de valeurs pour le paramètre auto-régressif estimé dans le modèle de croissance. Les biais de spécification observés avec les MCO et l'estimateur *within* (ou estimateur à effets fixes) dans les modèles de croissance sont utilisés comme référence pour définir, respectivement, la borne maximale et la borne minimale de valeurs du paramètre auto-régressif. Comme le montre Hsiao (1986), les effets fixes invariants dans le temps biaisent à la hausse les estimations des MCO non convergents s'ils sont inobservés et omis dans les modèles de panel dynamique en raison de la corrélation positive entre la variable dépendante retardée et l'effet fixe permanent. L'estimateur *within* qui prend en compte ces effets spécifiques, à l'opposé, se traduit par un biais à la baisse compte tenu de l'atténuation croissante lorsque l'on ajoute des variables explicatives exogènes (Nickell, 1981).

11. Les erreurs de mesure supplémentaires permanentes sont également absorbées dans ces effets individuels invariants dans le temps.

RÉSULTATS DE L'ESTIMATION EMPIRIQUE

Test de validité

La convergence de l'estimateur de la MMG est conditionnée par la validité des instruments donnés par les valeurs retardées des variables explicatives de l'équation de croissance. Nous traitons cette question en appliquant deux tests de spécification définis par Arellano et Bond (1991) dont les résultats sont donnés dans le tableau 4.

La validité d'ensemble des instruments peut être vérifiée à l'aide du test de sur-identification standard de Sargan¹². Il teste de manière jointe l'orthogonalité des instruments avec les résidus pour chacune des années d'observation. Les chiffres consignés dans le tableau 4 pour le test de Sargan sont les valeurs du Chi^2 pour l'hypothèse nulle de validité de la spécification.

Nous regardons également l'absence d'autocorrélation du premier et du second ordre des résidus en différences premières. Si les termes d'erreurs ε_{it} ne sont pas corrélés en série, nous devrions observer la présence significative d'une autocorrélation du premier ordre des résidus et rejeter la présence d'une autocorrélation du second ordre des résidus différenciés. Celle-ci indique que le terme d'erreur est autocorrélé à l'origine et donc que les instruments sont mal spécifiés. Au contraire, si le test ne peut rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation du second ordre, nous concluons que les ε_{it} sont non corrélés et que la condition sur les moments est correctement spécifiée.

Le test de sur-identification de Sargan n'indique aucun problème sérieux en ce qui concerne la validité des variables instrumentales. De plus, le non-rejet de l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation de second ordre attesté par une statistique non significative apporte une nouvelle justification à la spécification du modèle.

Les résultats

Les résultats sont consignés dans le tableau 4 en annexe. Les premières colonnes présentent les régressions réalisées à partir des MCO et de l'estimateur *within* sur la version réduite du modèle de Solow augmenté traditionnel comme dans Mankiw ; Romer et Weil (1992). Le revenu par habitant est estimé sur le revenu par tête retardé, le taux d'investissement, la croissance de la population et le taux de scolarisation. Par la suite, des variables de contrôle additionnelles sont successivement introduites dans les régressions : le taux d'IDE et la densité des infrastructures. Les résultats obtenus à partir des MCO et de l'estimateur

12. Le test de Sargan s'appuie sur l'estimateur de la MMG en deux étapes et est corrigé pour l'hétéroscédasticité.

within sont donnés pour identifier les bornes maximales et minimales de valeurs prises par le paramètre auto-régressif comme il est recommandé dans Caselli, Esquivel et Lefort (1996). Les cinq dernières colonnes présentent les résultats des estimations à partir de la MMG selon la même logique d'introduction des variables de contrôle. L'estimation de référence est proposée avant l'ajout du PIB par tête et du taux d'IDE spatialement décalés. Les coefficients ont été estimés à l'aide de l'estimateur de la MMG en une étape (*one step estimator*) dont les écarts-types sont corrigés pour l'hétéroscédasticité et permettent de fournir de meilleures statistiques inférentielles sur un échantillon fini (Blundell et Bond, 1998)¹³. L'estimateur par la MMG permet donc de traiter les problèmes de non-convergence des estimateurs MCO et *within* dus à l'endogénéité des variables explicatives.

Comme prédit par le modèle de Solow, la variable de scolarisation, représentant l'investissement en capital humain, exerce une influence positive et significative dans toutes les régressions. En effet, la scolarisation favorise la croissance d'une ville. À l'opposé et toujours selon la théorie, la croissance de la population est associée à une croissance du PIB par tête plus faible. L'absence de significativité de la variable d'investissement en capital fixe est surprenante mais reste dans la lignée des conclusions obtenues dans d'autres études consacrées à la Chine (Boyreau-Debray, 2003). Ce résultat peut provenir de la faible qualité des données d'investissement fixe dans la mesure où elles ne permettent pas d'évaluer clairement l'investissement efficace. La relative importance de l'investissement étatique inefficace dans les statistiques peut expliquer qu'un taux d'investissement plus élevé ne se traduit pas par une croissance plus rapide.

Les dernières colonnes du tableau incluent un indicateur de densité des infrastructures de la distance parcourue par les routes pavées par kilomètre carré. Cette variable proposant une mesure de l'investissement en infrastructures apparaît avec un signe positif et significatif dans les estimations suggérant un rôle favorable du développement des infrastructures sur la croissance.

Notre indicateur d'ouverture financière (le taux d'IDE) exerce une influence positive et significative sur le PIB par tête quelle que soit la spécification choisie. Cet impact s'accroît lorsque la MMG contrôle l'endogénéité des variables explicatives ainsi que les autres problèmes économétriques. Ainsi, la croissance d'une ville chinoise est d'autant plus élevée que son taux d'investissement est important.

Les résultats obtenus pour les variables traditionnelles du modèle de Mankiw, Romer et Weil (1992) sont robustes à l'introduction de variables de contrôle

13. Dans un échantillon fini, les écarts-types convergents associés à un estimateur par la MMG en deux étapes (*two steps estimator*) peuvent être sérieusement biaisés à la baisse et ainsi fournir des inférences erronées.

prenant en compte l'hétérogénéité entre les villes en termes d'ouverture financière et d'infrastructures.

Comme nous l'attendions, les estimations à l'aide de la MMG fournit des coefficients significativement plus élevés que les régressions à l'aide de l'estimateur *within*, notamment pour le paramètre auto-régressif, le taux d'IDE et les deux variables spatiales. D'importantes variations pour le coefficient du PIB par tête initial sont observées également selon la technique économétrique adoptée. Tandis que les valeurs obtenues avec les MCO sont proches de 0.95, celles fournies par l'estimateur *within* diminuent jusqu'à 0.07. Cette évolution des coefficients confirme l'argument de Hsiao (1986) selon lequel les MCO fournissent des estimations biaisées à la hausse et l'argument de Nickell (1981) indiquant que l'estimateur *within* produit des estimations biaisées à la baisse. Les résultats basés sur la MMG permettent donc de traiter les limites des MCO et de l'estimateur *within*.

Par ailleurs, les coefficients estimés du PIB par tête initial mettent en lumière l'effet des variables spatiales dans l'équation de croissance. En effet, ce n'est que lorsque ces variables sont introduites dans les colonnes (11) et (12), que les coefficients auto-régressifs tombent entre les bornes maximales et minimales de valeurs définies à partir des MCO et de l'estimateur *within* (Caselli, Esquivel et Lefort, 1996). Ceci confirme l'importance de prendre en compte ces effets spatiaux pour éliminer le biais de variable omise et pour obtenir des estimations plus convergentes. Ainsi, ignorer les distorsions spatiales dues à la proximité géographique provoque des erreurs dans les estimations et mène notamment à une sous-estimation de la vitesse de convergence. En effet, la vitesse de convergence croît de 2 % par an dans la colonne (1) à plus de 10 % lorsque les variables spatiales sont introduites (11 % dans la colonne [11] et 16 % dans la colonne [12]). Les estimations des deux dernières colonnes suggèrent des vitesses de convergence en Chine plus élevées que celles obtenues par Weeks et Yudong (2003) ne dépassant pas 2.5 % pour la période 1978-1997, à l'aide des estimateurs de la MMG en différences premières et en système.

Finalement, l'introduction des variables de taux d'IDE et de PIB par tête spatialement décalés confirme que le revenu et le taux d'IDE dans une ville donnée sont positivement liés à ceux des villes environnantes. En effet, les coefficients estimés pour les deux variables spatiales sont significatifs et positifs. Au regard des résultats obtenus pour la variable IDE, on constate que les villes bénéficient de l'ouverture financière des villes voisines. En d'autres termes, les revenus des villes dont le taux d'IDE est plus élevé, ne s'accroissent pas aux dépens des villes voisines. Nous rejetons donc l'argument selon lequel les villes chinoises seraient en concurrence pour attirer les afflux de capitaux internationaux. Les résultats traduisent également l'ampleur des liens spatiaux en terme de développement économique. Ils indiquent donc la présence de spillovers de

richesse significatifs et positifs en Chine. La structure fortement complémentaire de ces spillovers suggérée par le coefficient positif et élevé de la variable spatiale permet de penser que la richesse des villes les plus riches peut finalement bénéficier à l'entourage géographique mais également à des villes plus éloignées.

D'après ces résultats et les tests de validité, les meilleures spécifications sont clairement données par la MMG en différences premières. Les estimations ainsi obtenues fournissent alors un argument clair en faveur de la prise en compte des effets de diffusion en termes d'IDE et de revenu par tête. En conséquence, la croissance du revenu local bénéficie des IDE locaux mais également des IDE et de la richesse des villes alentours.

CONCLUSION

Cette étude remet en question l'influence des IDE sur la récente expérience de croissance en Chine tout en prenant en considération les techniques de l'économétrie spatiale. Notre analyse couvre 196 villes chinoises sur la période 1990-2002.

Nous estimons un modèle de convergence du revenu par tête qui incorpore explicitement les effets de la dépendance spatiale en introduisant les niveaux spatialement décalés du taux d'IDE et du PIB par tête dans les estimations. Différents estimateurs sont comparés afin de déterminer lequel est le plus à même de fournir les meilleures estimations. À l'aide des résultats obtenus à partir des MCO et de l'estimateur *within*, nous constatons que la MMG en différences premières se révèle être le meilleur estimateur puisqu'elle propose des estimations plus efficaces et plus convergentes que les deux autres. Nos résultats révèlent que les villes chinoises tirent avantage, non seulement de leur propre ouverture financière, mais également des afflux d'IDE reçus par leurs voisines. Elles bénéficient aussi des effets de spillovers du revenu par tête ce qui suggère très clairement la présence d'une dépendance spatiale en terme de développement économique. Par ailleurs, incorporer des effets spatiaux dans un modèle de panel dynamique améliore significativement l'estimation du paramètre autorégressif puisque celui-ci est inclus entre les bornes maximales et minimales de valeurs identifiées comme référence dans les études récentes sur la croissance économique. En conséquence, notre approche empirique corrige significativement à la hausse la vitesse de convergence estimée de 2 % à 16 % par an.

Références bibliographiques

- ABREU M., DE GROOT H. L. F. et FLORAX R. J. G. M., « Space and Growth: A Survey of Empirical Evidence and Methods », *Tinbergen Institute Discussion Paper*, TI 2004-129/3, 2004.
- AGENOR P.-R., « Benefits and Costs of International Financial Integration: Theory and Facts », *The World Economy*, n° 26(8), 2003, p. 1089-1118.

- AGOSIN M. R. et R. MAYER, « Foreign Investment in Developing Countries : Does it Grow in Domestic Investment? », *UN Conference on Trade and Development, Discussion paper* n° 146, 2000.
- ALFARO L., CHANDA A., KALEMLI-OZCAN S. et SAYEK S., « FDI and Economic Growth: The Role of Local Markets », *OECD working paper*, 2000.
- ANSELIN L. et BERA A., « Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics », A. ULLAH et D.E. GILES, *Handbook of Applied Economic Statistics* éd., 1998, New York: Marcel Dekker, p. 237-289.
- ANSELIN, L., « Local Indicators of Spatial Association: LISA », *Geographical Analysis*, n° 27(2), 1995, p.93-115.
- ARELLANO M. et BOND S., « Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations », *Review of Economic Studies*, n° 58, 1991, p.277-297.
- BADINGER, H., W. MÜLLER et G. TONDL, « Regional Convergence in the European Union (1985-1999) : A Spatial Dynamic Panel Analysis », *Regional Studies*, n° 38, 2004, p. 241-53.
- BATIZ R. F. et BATIZ L. A., « The effects of Direct Foreign Investment in the Presence of Increasing Returns Due to Specialization », *Journal of Development Economics*, n° 34, 2004, p. 287-307.
- BAUMONT C., ERTUR C. et LE GALLO J., « Geographic Spillover and Growth: A Spatial Econometric Analysis for European Regions », *LATEC - Document de travail*, Économie 2000-07, 2000.
- BLOMSTRÖM M. et KOKKO A., « Human and Inward FDI », *EIJS Working Paper Series with number 167 of The European Institute of Japanese Studies* 7, 2003.
- BLOMSTRÖM, M. et PERSSON, « Foreign Investment and Spillovers Efficiency in an Undeveloped Economy: Evidence from the Mexican Manufacturing Industry », *World Development*, n° 11, 1983, p. 493-501.
- BLONIGEN B. A., DAVIES R. B., WADDELL G. R. et NAUGHTON H., « FDI in Space: Spatial Autoregressive Relationships in Foreign Direct Investment », *mimeo*, 2004.
- BLUNDELL R. et BOND S., « Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models », *Journal of Econometrics*, n° 87(1), 1998, p. 115-143.
- BOSWORTH B. P. et S. M. COLLINS, « Capital Flows to Developing Economies: Implications for Saving and Investment », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, 2000, p. 143-80.
- BOYREAU-DEBRAY G., « Financial Intermediation and Growth: Chinese Style », *World Bank Policy Research Working Paper Series* 3027, 2003.
- CARKOVIC, M. et R. LEVINE, « Does Foreign Direct Investment Accelerate Economic Growth », *University of Minnesota, mimeo*, 2002.
- CASELLI F., ESQUIVEL G. et LEFORT F., « Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics », *Journal of Economic Growth*, n° 1, 1996, p. 363-389.
- COUGHLIN, C.C. et E. SEGEV, « Foreign Direct Investment in China: A Spatial Econometric Study », *The World Economy*, n° 23 (1), 2000, p. 1-23.
- DALL'ERBA S. et LE GALLO J., « Regional Convergence And The Impact Of European Structural Funds Over 1989-1999: A Spatial Econometric Analysis », *Economics Working Paper Archive at WUSTL, Urban/Regional* 0310005, 2003.
- DÉMURGER S., J. D. SACHS, W. T. WOO, S. BAO, G. CHANG, et A. MELLINGER, « Geography, Economic Policy and Regional Development », *Asian Economic Papers*, n° 1(1), 2002, p. 146-197.

- EASTERLY, W. et R. LEVINE, « Troubles with the Neighbours: Africa's Problem », Africa's Opportunity, *Journal of African Economies*, n° 7, 1998, p. 120-142.
- EDISON, H. J., R. LEVINE, L. RICCI et T. SLOK, « International Financial Integration and Economic Growth », *Journal of International Money and Finance*, n° 21, 2002, p. 749-76.
- FINDLAY, R., « Relative backwardness, direct foreign investment and transfer of technology », *Quarterly Journal of Economics*, n° 92, 1978, p. 1-16.
- FINGLETON B., « Estimates of Time to Economic Convergence: An Analysis of Regions of the European Union », *International Regional Science Review*, n° 22(1), 1999, p. 5-34.
- HARRIS, C., « The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States », *Annals of the Association of American Geographers*, n° 64, 1954, p. 315-348.
- HEAD K. et T. MAYER, « Market Potential and the Location of Japanese Firms in the European Union », *Review of Economics and Statistics*, n° 86(4), 2004, p. 959-972.
- HSIAO C., *Analysis of Panel Data, Econometric Society Monographs*, Cambridge University Press, 1986.
- KELLER W., « Geographic Localization of International Technology Diffusion », *American Economic Review*, n° 92, 2002, p. 120-142.
- LE GALLO J., « Space-Time Analysis of GDP Disparities among European Regions: A Markov Chains Approach », *International Regional Science Review*, n° 27, 2004, p. 138-163.
- MANKIW N.G., ROMER D. et WEIL D.N., « A Contribution to the Empirics of Economic Growth », *The Quarterly Journal of Economics*, n° 107(2), 1992, p. 407-437.
- MORAN P. A. P., « Notes on continuous stochastic phenomena », *Biometrika*, n° 37, 1950, p. 17-23.
- NAUGHTON B., *Growing out of the plan: Chinese Economic Reform, 1978-1993*, New York, Cambridge University Press, 1995.
- NICKELL, S., « Biases in dynamic models with fixed effects », *Econometrica*, n° 49(6), 1981, p. 1417-1426.
- REY S. J. et MONTOURI B. D., « U.S. Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective », *Regional Studies*, n° 33, 1999, p. 145-156.
- REY S. J., « Spatial Empirics for Economic Growth and Convergence », *Geographical Analysis*, n° 33, 2001, p. 195-214.
- RODRIGUEZ, F. et D.RODRIK, « Trade Policy and Economic Growth: A Sceptic's Guide to Cross-National Literature », B. BERNANKE et K. ROGOFF (dir.), *National Bureau for Economic Research Macro Annual 2000*, Cambridge, Massachusetts Institute for Technology Press, 2001.
- RODRIK, D., « The New Global Economy and the Developing Countries: Making Openness Work », Washington, *Overseas Development Council*, 1999.
- SMARZYNSKA J. B., « Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers through Backward Linkages », *American Economic Review*, n° 94(3), 2004, p. 605-627.
- STATE STATISTICAL BUREAU, différentes années, *China Statistical Yearbook*, Beijing.
- STATE STATISTICAL BUREAU, *Comprehensive statistical data and materials on 50 years of new China*, Beijing, 1999.
- TOBLER W. R., « A Computer movie simulating urban growth in the Detroit Region », *Economic Geography*, NO 46, 1970, p. 234-240.
- UPTON G. J. G. et FINGLETON B., *Spatial Data Analysis by Example*, Vol. 1, Wiley, Chichester, 1985.

Graphique 1
Structure Administrative de la Chine

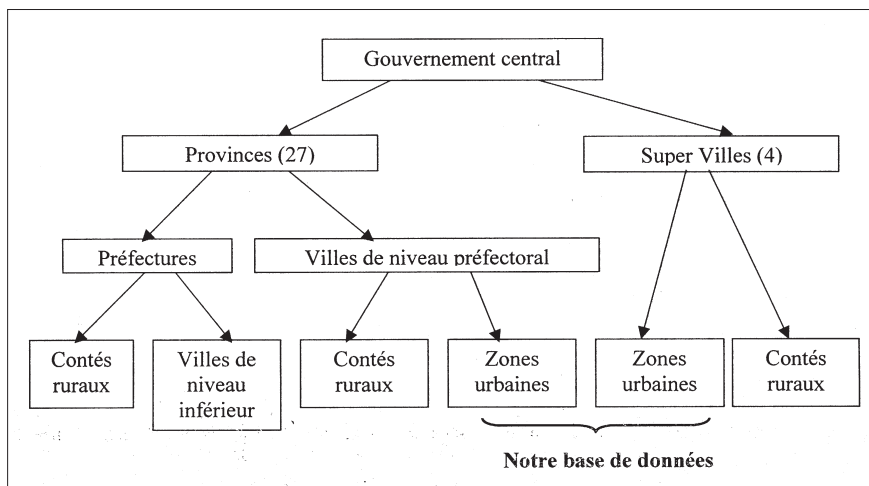


Tableau 2
Statistiques descriptives

Variable	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Ln PIB par tête	9.43	0.61	7.65	11.99
Ln IDE/PIB	-3.55	1.22	-8.87	-0.69
Ln PIB par tête spatialement décalé	9.59	0.22	9.10	10.25
Ln IDE/PIB spatialement décalé	-2.97	0.32	-3.56	-1.87
Ln Scolarisation	4.56	1.04	0.64	6.80

Tableau 3
Impact de l'accroissement d'un écart-type sur la moyenne des variables explicatives sur le revenu par tête

Variable	Minimum	Maximum
Ln IDE/PIB	0.7%	2.8%
Ln PIB par tête spatialement décalé	5.7%	11.1%
Ln IDE/PIB spatialement décalé	4.0%	4.0%
Ln Scolarisation	0.7%	3.0%
Ln Infrastructure	1.2%	1.7%

Tableau 1
Liste des villes

Province	Ville	Province	Ville	Province	Ville	Province	Ville
Beijing	Beijing	Jiangsu	Wuxi	Shandong	Weifang	Guangdong	Zhanjiang
Tianjin	Tianjin	Jiangsu	Xuzhou	Shandong	Jining	Guangdong	Maoming
Hebei	Shijiazhuang	Jiangsu	Changzhou	Shandong	Taian	Guangdong	Huizhou
Hebei	Tangshan	Jiangsu	Suzhou	Shandong	Dezhou	Guangdong	Zhaoqing
Hebei	Qinhuangdao	Jiangsu	Nantong	Shandong	Weihai	Guangdong	Chaozhou
Hebei	Handan	Jiangsu	Liaoyang	Shandong	Linyi	Guangdong	Meizhou
Hebei	Xingtai	Jiangsu	Huayin	Shandong	Laiwu	Guangdong	Zhongshan
Hebei	Baoding	Jiangsu	Yancheng	Shandong	Rizhao	Guangdong	Dongguan
Hebei	Zhangjiakou	Jiangsu	Yangzhou	Henan	Zhengzhou	Guangdong	Shanwei
Hebei	Chengde	Jiangsu	Zhenjiang	Henan	Kaifeng	Guangdong	Heyuan
Hebei	Cangzhou	Jiangsu	Taizhou	Henan	Luoyang	Guangdong	Yangjiang
Hebei	Langfang	Zhejiang	Hangzhou	Henan	Pingdingshan	Guangdong	Qingyuan
Hebei	Hengshui	Zhejiang	Ningbo	Henan	Anyang	Guangdong	Jieyang
Shanxi	Taiyuan	Zhejiang	Wenzhou	Henan	Hebi	Guangdong	Yunfu
I. mongolia	Hohhot	Zhejiang	Jiaxing	Henan	Xinxiang	Guangxi	Nanning
I. mongolia	Baotou	Zhejiang	Huzhou	Henan	Jiaozuo	Guangxi	Liuzhou
I. mongolia	Chifeng	Zhejiang	Shaoyang	Henan	Puyang	Guangxi	Guilin
Liaoning	Shenyang	Zhejiang	Jinhua	Henan	Xuchang	Guangxi	Wuzhou
Liaoning	Dalian	Zhejiang	Quzhou	Henan	Luohe	Guangxi	Beihai
Liaoning	Anshan	Zhejiang	Zhoushan	Henan	Sanmenxia	Guangxi	Yulin
Liaoning	Fushun	Anhui	Hefei	Henan	Shangqiu	Guangxi	Qinzhou
Liaoning	Dandong	Anhui	Wuhu	Henan	Nanyang	Guangxi	Guigang
Liaoning	Jinzhou	Anhui	Bengbu	Hubei	Wuhan	Hainan	Haikou
Liaoning	Yingkou	Anhui	Huainan	Hubei	Huangshi	Hainan	Sanya
Liaoning	Fuxin	Anhui	Maanshan	Hubei	Shiyan	Chongqing	Chongqing
Liaoning	Liaoyang	Anhui	Huaibei	Hubei	Jingzhou	Sichuan	Chengdu
Liaoning	Panjin	Anhui	Tongling	Hubei	Xiangfan	Sichuan	Zigong
Liaoning	Chaoyang	Anhui	Anqing	Hubei	Ezhou	Sichuan	Luzhou
Liaoning	Huludao	Anhui	Huangshan	Hubei	Jingmen	Sichuan	Deyang
Jilin	Changchun	Anhui	Chuzhou	Hubei	Xiaogan	Sichuan	Mianyang
Jilin	Jilin	Fujian	Fuzhou	Hubei	Huanggang	Sichuan	Guangyuan
Jilin	Siping	Fujian	Xiamen	Hunan	Changsha	Sichuan	Suining
Jilin	Liaoyuan	Fujian	Putian	Hunan	Zhuzhou	Sichuan	Neijiang
Jilin	Tonghua	Fujian	Sanning	Hunan	Xiangtan	Sichuan	Leshan
Jilin	Baishan	Fujian	Quanzhou	Hunan	Hengyang	Sichuan	Yibin
Jilin	Baicheng	Fujian	Zhangzhou	Hunan	Shaoyang	Sichuan	Nanchong
Heilongjiang	Harbin	Fujian	Nanping	Hunan	Yueyang	Guizhou	Guiyang
Heilongjiang	Gaizhou	Fujian	Longyan	Hunan	Yiyang	Guizhou	Luipanzhou
Heilongjiang	Jixi	Jiangxi	Nanchang	Hunan	Changde	Guizhou	Zunyi
Heilongjiang	Hegang	Jiangxi	Jingdezhen	Hunan	Chenzhou	Yunnan	Kunming
Heilongjiang	Shuangyashan	Jiangxi	Pingxiang	Hunan	Yongzhou	Yunnan	Qujing
Heilongjiang	Daqing	Jiangxi	Jiujiang	Hunan	Huaihua	Shaanxi	Xian
Heilongjiang	Yichun	Jiangxi	Xinyu	Hunan	Zhangjiajie	Shaanxi	Tongchuan
Heilongjiang	Jiamusi	Jiangxi	Yingtian	Guangdong	Guangzhou	Shaanxi	Baoji
Heilongjiang	Qitaihe	Shandong	Jinan	Guangdong	Shaoguan	Shaanxi	Xianyang
Heilongjiang	Mudanjiang	Shandong	Qingdao	Guangdong	Shenzhen	Shaanxi	Yanan
Heilongjiang	Heihe	Shandong	Zibo	Guangdong	Zhuhai	Shaanxi	Hanzhong
shanghai	Shanghai	Shandong	Zaozhuang	Guangdong	Shantou	Shaanxi	Weinan
Jiangsu	Nanjing	Shandong	Dongying	Guangdong	Foshan	Gansu	Lanzhou
		Shandong	Yantai	Guangdong	Jiangmen	Ningxia	Yinchuan
						Xinjiang	Urumqi

Tableau 4
Estimations du modèle de croissance

	Eq.1	Eq. 2	Eq. 3	Eq. 4	Eq. 5	Eq. 6	Eq. 7	Eq. 8	Eq. 9	Eq. 10	Eq. 11	Eq. 12
PIB par tête initial	0.96 ^{***} (0.02)	0.94 ^{***} (0.02)	0.09 ^{**} (0.04)	0.06 (0.04)	0.06 (0.04)	0.07 (0.04)	0.07 (0.04)	0.96 ^{***} (0.22)	0.98 ^{***} (0.23)	0.95 ^{***} (0.21)	0.74 ^{***} (0.21)	0.62 ^{***} (0.20)
Taux d'investissement	-0.03 (0.03)	-0.04 (0.03)	-0.02 (0.03)	-0.03 (0.03)	-0.04 (0.03)	-0.04 (0.03)	-0.04 (0.03)	-0.06 (0.09)	-0.11 (0.10)	-0.13 (0.09)	-0.09 (0.08)	-0.11 (0.08)
Croiss pop+g+yt	-0.12 ^{***} (0.03)	-0.12 ^{***} (0.03)	-0.08 ^{***} (0.03)	-0.09 ^{***} (0.03)	-0.09 ^{***} (0.03)	-0.08 ^{***} (0.03)	-0.08 ^{***} (0.03)	-0.09 ^{**} (0.04)	-0.09 ^{**} (0.05)	-0.10 ^{**} (0.04)	-0.14 ^{***} (0.06)	-0.14 ^{**} (0.06)
Scolarisation	0.03 ^{***} (0.01)	0.03 ^{***} (0.01)	0.08 ^{***} (0.03)	0.06 ^{**} (0.03)	0.06 ^{**} (0.03)	0.06 ^{**} (0.03)	0.06 ^{**} (0.03)	0.10 ^{**} (0.05)	0.13 ^{**} (0.07)	0.09 [*] (0.05)	0.12 ^{**} (0.06)	0.10 ^{**} (0.05)
Densité infrastructure				0.07 ^{***} (0.02)	0.07 ^{***} (0.02)	0.07 ^{***} (0.2)	0.06 ^{***} (0.2)	0.07 ^{***} (0.2)		0.07 (0.2)	0.05 (0.2)	0.05 (0.02)
Taux d'IDE		0.02 (0.01)			0.02 (0.01)	0.02 (0.01)	0.02 (0.01)		0.08 (0.03)	0.08 (0.03)	0.04 (0.02)	0.04 (0.02)
PIB par tête spatialement décalé						0.99 (0.43)	0.91 (0.45)				2.33 (0.54)	3.50 (0.87)
Taux d'IDE spatialement décalé							0.06 (0.11)					0.38 (0.22)
R ²	0.91	0.91	0.34	0.32	0.35	0.47	0.47					
Nb d'Observ.											510	
Nb de Préfectures											180	
Dummies temporelles	yes											
Test de Sargan								13.7	12.9	13.3	15.5	18.0
Test AR(1)								-3.5	-3.4	-3.6	-3.1	-3.1
Test AR(2)								-0.75	-0.92	-0.39	-1.12	-1.07

Écart-types corrigés pour l'hétéroscédasticité entre parenthèses avec *, ** et *** indiquant le seuil de significativité à 1, 5 et 10%.

Tableau 4
Estimations du modèle de croissance

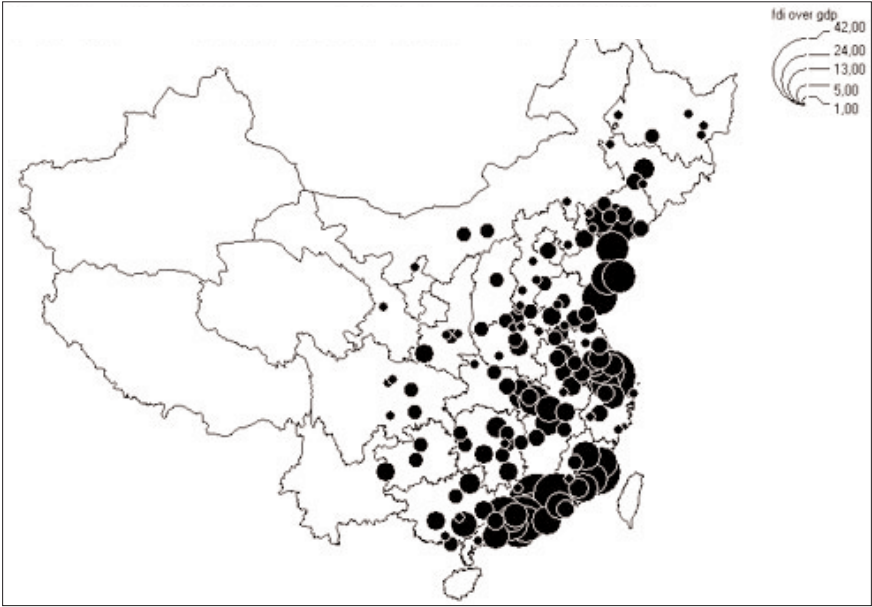


Tableau 4
Estimations du modèle de croissance

