

Accès au marché et salaires individuels en Chine

L'influence de la propriété des firmes

Laura Hering*
Sandra Poncet**

Nous analysons l'effet de la géographie, en particulier de l'accès au marché, sur les salaires en utilisant des données individuelles chinoises couvrant 56 villes de 11 provinces. En employant un modèle de la Nouvelle Économie géographique, nous trouvons, sur la base de données couvrant 6 000 travailleurs chinois et après contrôle des qualifications individuelles et des dotations factorielles, qu'une partie significative des différences individuelles de salaire provient des différences locales d'accès au marché. Nous identifions globalement un phénomène d'ajustement des salaires à l'accès au marché. Néanmoins, il n'est pas généralisé dans la mesure où les salariés des entreprises d'État y semblent insensibles.

MARKET ACCES AND INDIVIDUAL WAGES IN CHINA: FIRM OWNERSHIP MATTERS

We consider the effect of geography, and in particular market access, on wages using individual data from 56 Chinese cities in 11 different provinces. By applying New Economic Geography theories to individual-level survey data, we evaluate the extent to which market proximity can explain inter-individual wage heterogeneity and growing wage inequality within Chinese provinces. Based on 1995 data on around 6,000 Chinese workers, and after controlling for individual skills and local factor endowments, we find that a significant fraction of the inter-individual differences in returns to labor can be explained by the geography of market access. We find greater wage sensitivity to market access for workers in private, and particularly foreign-owned, firms.

Classification JEL : F12, F15, R11, R12.

INTRODUCTION

Bien qu'en Chine le niveau de vie moyen ait augmenté pendant les vingt dernières années et que le pays soit toujours sous l'influence de l'idéologie égalitaire de Mao, les disparités en termes de revenu à l'intérieur du pays sont fortes et toujours croissantes. Les provinces côtières ressortent pour leur développement

* Université Paris 1, Centre d'économie de la Sorbonne, Bureau 315, 106 boulevard de l'Hôpital, 75013 Paris. Courriel : laura-hering@gmail.com

** Université Paris 1, Centre d'économie de la Sorbonne, et CEPIL, Bureau 405, 106 boulevard de l'Hôpital, 75013 Paris. Courriel : sandra.poncet@univ-paris1.fr

et les provinces intérieures pour leur pauvreté. Une structure centre-périphérie des revenus régionaux – par laquelle les régions à bas revenu sont localisées principalement à la périphérie économique et celles à haut revenu au centre économique – est depuis longtemps observée dans de nombreux pays. Cette même structure devient également apparente en Chine (Lin [2005]). La plupart des analyses et des politiques sur l'inégalité spatiale en Chine se sont concentrées sur l'écart entre les provinces de l'Est et de l'Ouest. La littérature sur l'hétérogénéité à l'intérieur des régions a porté, au contraire, sur l'écart entre les zones rurales et urbaines (Wei et Wu [2002]). Cependant, la croissance actuelle des disparités intra-provinciales a récemment amené les chercheurs et les politiques à s'intéresser aux origines de ce nouveau phénomène.

Plusieurs raisons peuvent expliquer l'absence de convergence des niveaux de revenu. Combes *et al.* [2007] notent que trois types d'explications sont fréquemment invoqués pour expliquer la persistance des disparités salariales : les différences spatiales dans la composition des qualifications de la main-d'œuvre ; les différences dans les dotations physiques ; les différences dans les interactions entre les travailleurs et les entreprises. Tout en contrôlant les deux premiers facteurs, cet article cherche à expliquer les disparités intra-nationales et intra-provinciales au travers du prisme de la Nouvelle Économie géographique (NEG) sur la base des données individuelles. La littérature de la NEG explique l'émergence d'un espace économique hétérogène sur la base de coûts de transport et rendements d'échelle croissants (Krugman [1991] ; Krugman et Venables [1995]). Une des propositions centrales de la NEG est l'importance de la proximité aux consommateurs dans la détermination des salaires, *i.e.* les salaires nominaux sont fonction de l'accès au marché de leur région. Cet accès est défini comme la somme pondérée par la distance des capacités de marché des régions environnantes (Fujita *et al.* [1999]). Les salaires sont prédits être supérieurs au centre et inférieurs à la périphérie. Les zones proches des marchés de consommation bénéficient de coûts de transport réduits, les entreprises qui y sont implantées peuvent ainsi payer des salaires supérieurs sans subir de pertes.

La NEG propose deux mécanismes par lesquels une économie peut s'adapter à une modification de la demande. Si l'ajustement se fait par les quantités, le niveau d'emploi s'adapte à la nouvelle demande et l'accès au marché ne change pas. Mais si la migration n'est pas possible, la valeur de l'accès au marché change et l'ajustement doit se faire par les prix : la nouvelle demande se traduit par des prix plus élevés. Cette augmentation des prix va ensuite conduire à une augmentation des salaires (Redding et Venables [2004]). Tout changement dans l'accès au marché conduit donc à un ajustement des salaires.

Cet article s'intéresse plus particulièrement à l'importance du type de propriété des entreprises. En Chine coexistent des entreprises confrontées à des environnements institutionnels et économiques extrêmement différents : Lin *et al.* [2001] indiquent que les activités des entreprises non étatiques répondent principalement à des forces de marché, les entreprises d'État continuent d'opérer selon des procédures de planification et être caractérisées par du suremploi.

Le cas de la Chine est très intéressant pour une analyse du mécanisme de prix dans la mesure où la migration est officiellement très restreinte, ce que rend l'ajustement par les prix plus probable.

L'application de la NEG sur des données individuelles de 6 000 travailleurs chinois dans 56 villes de 11 provinces pour l'année 1995 permet d'étudier les

sources de l'aggravation des disparités au sein du territoire chinois et notamment à l'intérieur des provinces. Par ailleurs, nous explorons la variation potentielle de la sensibilité des salaires à l'accès au marché en fonction du type de propriété des firmes. Nous anticipons que les firmes privées plus récentes soient plus flexibles en termes de salaires et plus réactives aux chocs de marché que les entreprises d'État.

Nous confirmons que les qualifications individuelles expliquent une grande partie des disparités de salaires en Chine. Nous identifions globalement un phénomène d'ajustement des salaires à l'accès au marché pour les travailleurs des entreprises privées. Nous trouvons que les salaires dans les entreprises privées, et plus particulièrement les entreprises étrangères, sont fortement sensibles à l'accès au marché. À l'inverse, les salaires des employés des entreprises d'État y semblent insensibles.

Le reste de l'article est organisé comme suit : la première partie présente succinctement le cadre théorique qui fournit les deux équations clés portant respectivement sur les échanges et les salaires. La deuxième partie décrit les données et calcule l'accès au marché pour les villes chinoises de notre échantillon. La troisième partie étudie l'impact de l'accès au marché sur les salaires individuels et sa sensibilité au type de propriété de l'entreprise. La dernière partie conclut.

LE CADRE THÉORIQUE

Le cadre théorique qui sous-tend l'analyse empirique est une forme réduite du modèle de la Nouvelle Économie géographique (NEG) standard de concurrence monopolistique inspiré de Dixit et Stiglitz [1977], dans la lignée de Fujita *et al.* [1999] et Redding et Venables [2004].

Nous considérons un monde de R régions, composé d'entreprises opérant avec des rendements d'échelle croissants et produisant des biens manufacturés différenciés. La demande des consommateurs pour ces biens est modélisée de manière standard à partir d'une élasticité de substitution symétrique constante, avec σ ($\sigma > 1$) l'élasticité de substitution entre chaque paire de produits.

La demande finale pour les biens de la région j est dérivée de la maximisation de la fonction d'utilité CES du consommateur représentatif (Fujita *et al.* [1999]). La demande de la région j pour la variété produite en r est :

$$\text{demande}_{rj} = p_{rj}^{-\sigma} \frac{E_j}{G_j^{1-\sigma}} \quad (1)$$

où E_j est la dépense totale de j en biens manufacturés et p_{rj} est le prix des variétés produites en r et vendues en j (comprenant le prix d'usine p_r et les coûts de transport de type iceberg T_{rj} entre les deux régions : $p_{rj} = p_r T_{rj}$). G_j est l'indice

de prix agrégé des biens manufacturés, $G_j = \left[\sum_{r=1}^R n_r p_{rj}^{1-\sigma} \right]^{1/1-\sigma}$, où n_r est le nombre d'entreprises en r . Sachant que T_{rj} unités doivent être envoyées pour

qu'une unité arrive à destination, nous obtenons la demande effective x_{rj} adressée par la région j à une entreprise en r :

$$x_{rj} = T_{rj} p_{rj}^{-\sigma} G_j^{\sigma-1} E_j = T_{rj}^{1-\sigma} p_r^{-\sigma} G_j^{\sigma-1} E_j \quad (2)$$

Comme le démontre Fujita *et al.* [1999], le terme $G_j^{\sigma-1} E_j$ est la « capacité de marché » de la région j . Elle correspond à la dépense locale E_j ajustée pour l'effet d'éviction G_j , qui incorpore le nombre d'entreprises concurrentes et le prix qu'elles pratiquent. Intuitivement, un nombre plus élevé de concurrents et donc une valeur plus faible de G_j réduit l'attractivité de j en tant que marché de destination.

L'équation (2) indique que les coûts de transport influencent d'autant plus la demande que l'élasticité de substitution est élevée. Le terme $\phi_{rj} = T_{rj}^{1-\sigma}$, correspondant à la facilité d'échange, varie entre 0 (où les coûts de transport sont prohibitifs) et 1 (où les coûts de transport sont négligeables). La sommation de (2) sur l'ensemble des biens produits en r fournit l'« équation de commerce » (Redding et Venables [2004]).

La valeur totale des exportations de la région r vers j est ainsi :

$$n_r p_r x_{rj} = n_r p_r^{1-\sigma} \phi_{rj} G_j^{\sigma-1} E_j. \quad (3)$$

Redding et Venables [2003] indiquent que cette équation de flux commerciaux bilatéraux correspond à un modèle de gravité. Tandis que le dernier terme reflète la « capacité de marché » de j , $m_j = G_j^{\sigma-1} E_j$, le premier terme, $n_r p_r^{1-\sigma}$, mesure ce qui est appelé la « capacité d'offre » de la région exportatrice, $s_r = n_r p_r^{1-\sigma}$. Elle correspond au produit du nombre de variétés et de leur compétitivité prix¹.

La modélisation de l'offre est basée sur les hypothèses standard du modèle Dixit-Stiglitz-Krugman (DSK). Les rendements croissants au niveau de l'entreprise proviennent de la combinaison d'un coût fixe spécifique à l'entreprise, f_r , et d'un coût marginal de production, c_r , qui est spécifique à la région (Head et Mayer [2004]). Le coût de la production q_r dans cette région est supposé prendre la forme $c_r q_r + f_r$. Chaque entreprise maximise son profit brut. La fonction de profit brut de la région r sur chaque marché j est donc $\pi_{rj} = (p_r - c_r) T_{rj} q_{rj}$. Le profit net de chaque région r est obtenu après substitution de l'expression classique du prix comme une marge constante sur les coûts marginaux $p_r = \frac{c_r \sigma}{\sigma - 1}$, après sommation des profits gagnés sur chaque marché et après soustraction des coûts fixes, f_r :

$$\Pi_r = \sum_j p_r x_{rj} / \sigma - f_r = \frac{1}{\sigma} c_r^{1-\sigma} \sum_j [\phi_{rj} G_j^{\sigma-1} E_j] - f_r. \quad (4)$$

Nous suivons la littérature et appelons $\sum_j \phi_{rj} G_j^{\sigma-1} E_j = \sum_j \phi_{rj} m_j = MA_r$, l'accès au marché de la région r . Il s'agit de la somme des capacités de marché de

1. Se référer à Redding et Venables [2003] pour une discussion plus poussée de ces deux concepts.

l'ensemble des destinations j , m_j , pondérées par les coûts de transport bilatéraux, ϕ_{rj} , entre r et j . La NEG met en évidence que les entreprises localisées dans les régions à fort accès au marché supportent des coûts de transport plus faibles et sont ainsi en mesure de payer des salaires supérieurs (Fujita *et al.* [1999]).

Nous suivons Head et Mayer [2006] et introduisons l'hétérogénéité des travailleurs dans le modèle standard de Krugman [1980] en supposant que le travail est l'unique facteur de production et en posant une composante fixe, α , et une composante variable, β , pour les besoins de la firme en travail. Après prise en compte de caractéristiques individuelles z des travailleurs, nous obtenons une équation similaire à ce que Fujita *et al.* [1999] appellent l'« équation de salaire »¹ :

$$w_i = \left[\sum_j \phi_{rj} G_j^{\sigma-1} E_j \frac{\beta^{1-\sigma}}{\sigma\alpha} \right]^{1/\sigma} \exp(\rho z_i) = \left[MA_r \frac{\beta^{1-\sigma}}{\sigma\alpha} \right]^{1/\sigma} \exp(\rho z_i). \quad (5)$$

LES DONNÉES

Les données individuelles

Les données proviennent de l'enquête 1995 du China Household Income Project (Riskin, Zhao et Li [2000 et 2001]). Nous limitons notre attention, en cohérence avec notre modèle théorique portant sur les biens manufacturés, aux individus travaillant dans des secteurs non agricoles. Notre travail empirique porte sur 6 079 salariés dans 56 villes de 11 provinces, âgés entre 16 et 60 ans pour lesquels les caractéristiques de base comme le genre, l'âge, la formation et l'activité sont disponibles. Le salaire horaire, w , est calculé à partir des informations sur l'ensemble des revenus issus du travail et les heures travaillées déclarés dans l'enquête.

L'accès au marché

La variable clé de notre analyse est l'accès au marché. Conformément à l'équation (5), pour chaque ville c , l'accès au marché est défini comme $MA_c = \sum_j \phi_{cj} G_j^{\sigma-1} E_j$. Dans la mesure où ni l'accès au marché ni ses composantes, la capacité de marché ($G_j^{\sigma-1} E_j$) et la liberté de commerce (ϕ_{cj}), ne sont directement observables, nous suivons la procédure en deux étapes initiée par Redding et Venables [2004]. Dans cette approche, les capacités de marché des partenaires internationaux et nationaux ainsi que les coûts de transport, ϕ , peuvent être estimés à partir d'une équation de gravité.

La transformation logarithmique de l'équation (3) fournit la spécification économétrique de l'équation de commerce telle que la valeur totale d'exportation

1. Se reporter à Head et Mayer [2006] pour une dérivation plus détaillée.

de la région j vers l'ensemble des entreprises basées dans la région r est donnée par :

$$\ln(X_{rj} = n_r p_r x_{ij}) = FX_r + \ln \phi_{rj} + FM_j. \tag{6}$$

L'estimation empirique de l'équation (6) fournit les estimations des deux composantes de l'accès au marché dans la mesure où les effets fixes importateurs correspondent au log de la capacité de marché de la région importatrice j , $FM_j = \ln(G_j^{\sigma-1} E_j)$.

Les estimations portent sur une base regroupant les flux internationaux, inter-provinciaux et intra-provinciaux des provinces chinoises ainsi que les flux internationaux et intra-nationaux de ces partenaires (200 pays). Les coûts de transport ϕ sont supposés dépendre des distances bilatérales et de variables muettes B indiquant le type de frontière traversée de sorte à obtenir :

$$\begin{aligned} \ln X_{rj} = & FX_r + FM_j + \delta \ln \text{dist}_{rj} + \varphi B_{rj,r \text{ or } j \in \text{Chine}}^{\text{étranger}} + \varphi^* B_{rj,r \& j \in \text{Chine}}^{\text{étranger}} \\ & + \psi \text{contig}_{rj} + \vartheta B_{rj,r \neq j, r \& j \in \text{Chine}}^{\text{provincial}} + \xi B_{rj,r=j \notin \text{Chine}}^{\text{intranational}} + S_{rj}. \end{aligned} \tag{7}$$

L'estimation de (7)¹ fournit les capacités de marché des provinces chinoises et de leurs partenaires. Nous obtenons l'accès au marché des villes de notre échantillon en appliquant la règle d'allocation de Head et Mayer [2006]. En supposant la constance intra-provinciale de l'indice des prix et en faisant l'hypothèse d'homothétie, nous allouons la capacité de marché provinciale ($G_j^{\sigma-1} E_j = \exp(FM_j)$) entre les villes c qui la composent au prorata de leur part du PIB (y) :

$$G_c^{\sigma-1} E_c = y_c / y_j G_j^{\sigma-1} E_j = y_c / y_j \exp(FM_j). \tag{8}$$

L'accès au marché de chaque ville est ensuite calculé comme la somme des quatre composantes de l'équation (9) : l'accès au marché local ; l'accès au marché provincial (autres villes k de la même province) ; l'accès au marché national (autres provinces chinoises) ; et l'accès au marché du reste du monde (RDM). On obtient alors :

$$\begin{aligned} MA_c = & \phi_{cc} G_c^{\sigma-1} E_c + \sum_{k \in \text{province}} \phi_{ck} \frac{y_k}{\sum y_k} G_j^{\sigma-1} E_j + \sum_{j \in \text{Chine}} \phi_{cj} G_j^{\sigma-1} E_j \\ & + \sum_{j \in \text{RDM}} \phi_{cj} G_j^{\sigma-1} E_j = \text{dist}_{cc}^{\delta} (y_c / y_j) \exp(FM_j) \\ & + \sum_{k \in \text{province}} \text{dist}_{ck}^{\delta} \frac{y_k}{\sum y_k} \exp(FM_j) + \sum_{j \in \text{Chine}} \text{dist}_{cj}^{\delta} \exp(\vartheta) \exp(FM_j) \\ & + \sum_{j \in \text{RDM}} \text{dist}_{cj}^{\delta} \exp(\varphi + \psi \text{Contig}_{rj}) \exp(FM_j) \end{aligned} \tag{9}$$

où FM_j et les paramètres δ , ϑ , φ et ψ sont estimés dans l'équation de commerce.

1. Le détail des estimations et le commentaire des résultats ne sont pas fournis par souci de concision. Il convient de se reporter à la version longue de cet article (Hering et Poncet [2006]).

RÉSULTATS

Après transformation logarithmique de l'équation (5) et dénotation des individus par i et les villes par c , notre spécification économétrique devient :

$$\ln w_{ic} = a + b \ln MA_c + \rho z_{ic} + \varepsilon_{ic} \quad (10)$$

où $a = -\left(\frac{1}{\sigma}\right) \ln[\alpha\sigma\beta^{\sigma-1}]$ et $b = 1/\sigma$.

Nous estimons l'équation (10) par les MCO en incluant des effets fixes par secteur et province¹. Notre spécification peut être vue comme une équation de Mincer (Mincer [1974]) augmentée pour inclure l'accès au marché de la Nouvelle Économie géographique. Les résultats reportés dans le tableau 1 fournissent des estimations de l'impact des déterminants traditionnels des salaires (années d'éducation, âge, expérience, genre et membre du parti communiste) relativement en ligne avec la littérature existante (Chen *et al.* [2005 et 2007]). La colonne 2 introduit des effets fixes pour prendre en compte le type de propriété des firmes², tandis que dans la colonne 3 sont ajoutés des effets fixes pour les métiers des travailleurs³. Les coefficients sur les variables muettes de propriété d'entreprises (non reportés) correspondent à ceux de Chen *et al.* [2005]. Il apparaît que les entreprises étrangères (étrangères et sino-étrangères) ainsi que les entreprises étatiques offrent des rémunérations horaires supérieures à leurs employés que les autres entreprises⁴.

Même après la prise en compte des spécificités propres à chaque couple secteur-province, l'impact de l'accès au marché apparaît positif et significatif au seuil de confiance de 1 %. Le coefficient autour de 0.14 indique qu'une augmentation d'un écart type de l'accès au marché dans une ville conduit à une hausse des salaires individuels de 29 %. La colonne 4 ajoute un indicateur du coût de la vie pour prendre en compte l'ajustement des salaires nominaux à une hausse des coûts de biens et facteurs immobiliers comme par exemple les loyers suite à l'augmentation de l'accès au marché.

L'inclusion de cette variable de coût de la vie provoque de manière intuitive une réduction importante dans l'élasticité du salaire à l'accès au marché. Le coefficient est divisé par 2 passant de 0.14 à 0.07 avec une significativité au seuil de confiance de 5 %.

1. La fiabilité de nos résultats a été testée par différents tests de robustesse. Les estimations par la procédure d'Heckman et par variables instrumentales pour vérifier l'absence de biais de sélection et d'endogénéité respectivement ne sont pas présentées ici par souci de concision. Le lecteur intéressé peut se reporter à la version longue de cet article (Hering et Poncet [2006]).

2. Les types de propriété incluent les entreprises publiques au niveau central et provincial (État central), les entreprises publiques locales (État local), les entreprises collectives urbaines, les entreprises privées, les entreprises étrangères, les joint ventures sino-étrangères et les autres.

3. Les catégories incluent les propriétaires d'entreprises privées ou individuelles, les gestionnaires d'entreprises privées, les techniciens, les chefs d'institutions ou de divisions, les travailleurs de bureau, les ouvriers qualifiés et non qualifiés et les autres.

4. La catégorie omise dans les colonnes 2 à 6 est celle des entreprises privées.

Tableau 1. Équation de salaire horaire individuel

Variables explicatives	1	2	3	4	Variables explicatives	5	6
MA	0.144 (0.044)***	0.137 (0.037)***	0.136 (0.037)***	0.069 (0.026)**	MA*Étranger	0.511 (0.075)***	0.539 (0.085)***
					MA*Privé	0.197 (0.056)***	0.127 (0.051)**
					MA*Sino-Étranger	0.158 (0.038)***	0.096 (0.032)***
					MA*Collectif Urbain	0.151 (0.030)***	0.086 (0.020)***
					MA*État local	0.137 (0.034)***	0.068 (0.023)***
					MA*Autres	0.130 (0.049)**	0.064 (0.041)
					MA*État central	0.104 (0.049)**	0.042 (0.035)
Coûts de la vie				0.016*** (0.002)	Coûts de la vie		0.017*** (0.02)
Genre féminin	-0.115 (0.019)***	-0.092 (0.018)***	-0.091 (0.017)***	-0.090 (0.018)***	Genre féminin	-0.091 (0.017)***	-0.090 (0.018)***
Années d'études	0.030 (0.003)***	0.025 (0.003)***	0.019 (0.003)***	0.016 (0.003)***	Années d'études	0.018 (0.003)***	0.016 (0.003)***
Expérience	0.017 (0.003)***	0.016 (0.003)***	0.016 (0.002)***	0.015 (0.002)***	Expérience	0.016 (0.002)***	0.015 (0.002)***
Âge	0.066 (0.010)***	0.074 (0.008)***	0.073 (0.008)***	0.073 (0.008)***	Âge	0.073 (0.008)***	0.073 (0.008)***
Âge ²	-0.001 (0.0001)***	-0.001 (0.0001)***	-0.001 (0.0001)***	-0.001 (0.0001)***	Âge ²	-0.001 (0.0001)***	-0.001 (0.0001)***
Communiste	0.090 (0.027)***	0.082 (0.028)***	0.070 (0.024)***	0.069 (0.023)***	Communiste	0.073 (0.024)***	0.072 (0.023)***
Effets fixes	Secteur-province				Effets fixes	Secteur-province	
Effets fixes		propriété	propriété et métier		Effets fixes	propriété et métier	
Observations	6 079	6 079	6 079	6 079	Observations	6 079	6 079
R ²	0.16	0.19	0.20	0.21	R ²	0.20	0.22
Nb de groupe	33	33	33	33	Nb de groupe	33	33
					Test		
					Privé = État central	3.98*	3.31*
					Privé = Étranger	14.22***	18.98***
					État local = Étranger	23.48***	27.97***

Écart types corrigés pour l'hétéroscédasticité et corrigés de la corrélation au niveau province-secteur entre parenthèses, avec ***, ** et * indiquant la significativité au seuil de confiance de 1, 5 et 10 % respectivement.

La mesure d'un impact positif, significatif de l'accès au marché sur les salaires horaires des travailleurs chinois, même après la prise en compte de son effet indirect *via* le coût de la vie, nous permet de conclure que les disparités salariales au sein des provinces reflètent l'impact direct des différences entre les villes

en matière d'accès au marché. L'élargissement des différences de taille ou de coûts de transport entre les villes pourrait ainsi contribuer à l'aggravation des disparités de revenus au sein du territoire chinois.

Cet article s'intéresse plus particulièrement à l'importance du type de propriété des entreprises. En 1995, alors que le nombre des entreprises privées commençait à croître rapidement, un pourcentage élevé de l'emploi restait le fait d'entreprises publiques¹. On peut s'attendre à un impact différencié de l'accès au marché sur le salaire selon le type de propriété de l'entreprise. Les firmes privées plus récentes devraient être plus flexibles en termes de salaires et plus réactives aux chocs de marché que les entreprises d'État. Cette intuition est confirmée par les résultats reportés dans les colonnes 5 et 6 du tableau 1. La variable d'accès au marché est interagie avec les variables muettes de catégorie d'entreprises. Nous trouvons, d'une part, que les salaires des entreprises étrangères réagissent plus intensément aux changements de l'accès au marché que les autres types de firmes. D'autre part, la sensibilité des salaires à l'accès au marché est significativement plus faible dans les entreprises étatiques qu'elles soient locales ou centrales. L'introduction de l'indicateur de coût de la vie dans la colonne 6 fait même disparaître la significativité de cet impact pour les entreprises étatiques centrales et autres, indiquant qu'une hausse de l'accès au marché n'a pas d'influence sur le niveau des salaires dans ces entreprises au-delà de son impact sur le coût de la vie. La hiérarchie observée en termes de réactivité du salaire à la proximité des consommateurs (entreprises étrangères en tête suivies des entreprises privées puis des entreprises étatiques) est relativement cohérente avec la littérature sur la structure de l'économie chinoise. Celle-ci souligne la coexistence d'entreprises confrontées à des environnements institutionnels et économiques extrêmement différents. Alors que la détermination de l'emploi et des salaires dans les entreprises non étatiques répond principalement à des forces de marché, les entreprises d'État continuent d'opérer selon des procédures de planification et d'être caractérisées par du suremploi (Lin *et al.* [2001]). L'impact plus faible de l'accès au marché sur les salaires dans ces entreprises correspond sans doute à cet excédent de main-d'œuvre : il est probable que, face à une hausse de demande, elles puissent mobiliser les travailleurs sous-utilisés. L'ajustement de ces firmes pourrait ainsi être interne sans nécessiter d'embauche de nouveaux travailleurs ou de paiement d'heures supplémentaires (Knight et Song [2005]).

CONCLUSION

Cet article a examiné l'impact de la géographie économique sur la structure spatiale des salaires en Chine. Nos résultats identifient une relation positive et significative entre l'accès au marché d'une ville et les salaires individuels. Néanmoins, ce résultat ne peut être généralisé dans la mesure où il n'est validé que pour un certain type d'entreprises. Les salaires versés par les entreprises étrangères et, dans une moindre mesure, par les entreprises privées et sino-étrangères sont sensibles aux changements de l'accès au marché, tandis que les salaires dans les

1. 4 611 sur les 6 079 travailleurs de notre échantillon travaillent dans une entreprise publique centrale ou locale.

entreprises étatiques centrales apparaissent relativement insensibles. Ce résultat indique que, sans doute due aux vestiges du système de planification étatique, l'influence de l'accès au marché reste limitée dans l'économie chinoise.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- CHEN Y., DEMURGER S. et FOURNIER M. [2005], « Earnings Differentials and Ownership Structure in Chinese Enterprises », *Economic Development and Cultural Change* 53 (4), p. 933-958.
- CHEN Y., DEMURGER S. et FOURNIER M. [2007], « The Evolution of Gender Earnings Gaps and Discrimination in Urban China, 1988-95 », *The Developing Economies*, 54 (1), p. 97-121.
- COMBES P.-P., DURANTON G. et GOBILLON L. [2008], « Spatial Wage Disparities: Sorting Matters! », *Journal of Urban Economics*, à paraître.
- DIXIT A. et STIGLITZ J. E. [1977], « Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity », *American Economic Review*, 67 (3), p. 297-308.
- FUJITA M., KRUGMAN P. et VENABLES A. J. [1999], *The Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade*, Cambridge (Mass.), MIT Press.
- HEAD K. et MAYER T. [2004], « The Empirics of Agglomeration and Trade », dans HENDERSON J.V. et THISSE J.-F., *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol 4, Elsevier.
- HEAD K. et MAYER T. [2006], « Regional Wage and Employment Responses to Market Potential in the EU », *Regional Science and Urban Economics*, 36 (5), p. 573-594.
- HERING L. et PONCET S. [2006], « Market access impact on individual wages: evidence from China », *Document de travail CEPII*, 06-23.
- KNIGHT J. et SONG L. [2005], *Towards a Labour Market in China*, Oxford University Press.
- KRUGMAN P. [1980], « Scale Economies, Product Differentiation and the Pattern of Trade », *American Economic Review*, 70 (5), p. 950-959.
- KRUGMAN P. [1991], « Increasing Returns and Economic Geography », *Journal of Political Economy*, 99 (3), p. 483-499.
- KRUGMAN P. et VENABLES A. J. [1995], « Globalization and the Inequality of Nations », *Quarterly Journal of Economics*, 110 (4), p. 857-880.
- LIN S. [2005], « Geographic Location, Trade and Income Inequality in China », dans KANBUR R. et VENABLES A. J., *Spatial Inequality and Development*, Oxford University Press.
- LIN J. Y., CAI F. et LI Z. [2001], *State-owned Enterprise Reform in China*, Chinese University Press.
- REDDING S. et VENABLES A. J. [2004], « Economic Geography and International Inequality », *Journal of International Economics*, 62 (1), p. 53-82.
- RISKIN C., ZHAO R. et LI S. [2000], *Chinese Household Income Project, 1995*, University of Massachusetts.
- RISKIN C., ZHAO R. et LI S. [2001], *China's Retreat from Equality Income Distribution and Economic Transition*, Londres, ME Sharpe.
- WEI S.-J. et WU Y. [2002], « Globalization and Inequality Without Differences in Data Definition, Legal System and Other Institutions », *International Monetary Fund Working Paper*, octobre.