



CENTRE D'ÉTUDES  
ET DE RECHERCHES  
SUR LE DÉVELOPPEMENT  
INTERNATIONAL

Document de travail de la série  
*Etudes et Documents*  
E 2007.18

## **L'appréciation du renminbi et l'inégalité des revenus entre la ville et la campagne en Chine**

GUILLAUMONT JEANNENEY S. ET HUA P.  
CERDI, CNRS-Université d'Auvergne  
65, boulevard François Mitterrand  
63000 Clermont-Ferrand, France

*15 octobre 2007*

*26 p.*

Email. [S.Guillaumont@u-clermont1.fr](mailto:S.Guillaumont@u-clermont1.fr) [P.Hua@u-clermont1.fr](mailto:P.Hua@u-clermont1.fr)

### **Résumé**

Si la pauvreté a fortement diminué en Chine au cours des vingt dernières années, cette réduction a été très inégale selon les provinces et s'est accompagnée d'une augmentation de l'inégalité des revenus par tête entre la ville et à la campagne. Nous étudions l'impact sur cette inégalité de la politique de change, qui s'est traduite par une forte dépréciation réelle avant 1994, puis une certaine appréciation suivie d'une stabilisation. Nous concluons que dans les provinces de l'intérieur, où la pauvreté est la plus grande, l'appréciation réelle a contribué à réduire l'inégalité ville/campagne alors que la dépréciation l'avait augmentée. Ce résultat est un argument en faveur d'une réévaluation du Renminbi.

### **Summary**

If poverty has been significantly decreased in China during the last twenty years, this decrease was very unequal across the provinces and was accompanied by an increase of the urban and rural per capita income disparity. We studied the impact on this last one of the exchange rate policy, which was marked by a strong real depreciation before 1994, then a certain appreciation followed by a stabilization. We concluded that in the interior provinces where the poverty is the most important, the real appreciation has contributed to reduce the disparity, where the real depreciation has increased it. This result is an argument in favor of a re-evaluation of the renminbi.

JEL: F31, O15, O53, P21

*Mots-clefs* : inégalité des revenus, taux de change réel, Chine, disparité urbaine-rurale.

## 1. Introduction

Depuis 1978, où la Chine s'est orientée vers une économie de marché, la pauvreté a fortement diminué : la proportion de la population pauvre est passée de 53% en 1981 à 8% en 2001<sup>1</sup>. Cette réduction de la pauvreté résulte essentiellement de la croissance des revenus ruraux, tirée elle-même par la croissance de la production agricole (Ravallion et Chen 2007). Elle a certes été inégale dans le temps et dans l'espace. Elle s'est ralentie à deux reprises, à la fin des années quatre-vingt et puis des années quatre-vingt-dix. Elle diffère sensiblement d'une province à l'autre: le taux de déclin de la proportion des pauvres ruraux entre 1980 et 2001 s'étage entre 0% (dans six provinces) et 29% par an (dans la province de Guandong); on note un avantage certain pour les provinces de la côte où le taux annuel de déclin est en moyenne de 16,55% contre 8,43% dans les provinces de l'intérieur.

Cependant cette évolution favorable de la pauvreté s'est accompagnée d'une augmentation des inégalités, qui trouve sa source à la fois dans l'inégalité entre les zones rurales et urbaine et à l'intérieur de chacune d'elles. Le graphique<sup>2</sup> 1 représente le rapport entre le revenu par tête en ville et celui à la campagne (mesurés aux prix de 2000) de 1985 à 2005 (notre période d'analyse) et montre la tendance à l'accroissement de ce ratio, avec toutefois une période d'exception : 1995-1997. En raison de la croissance plus rapide du revenu réel urbain par tête que du revenu rural, le revenu urbain qui était en 1985 environ le double du revenu rural, s'élève au triple en 2005. Cet accroissement des inégalités est un sujet d'inquiétude parce qu'en lui-même il est une source de tensions sociales et parce qu'il pourrait rendre plus difficiles les progrès futurs dans la réduction de la pauvreté. Comme l'ont montré Ravallion et Chen (2007), entre 1980 et 2000, c'est dans les provinces qui avaient le taux d'inégalité initial le plus élevé que la pauvreté a été le moins réduite.

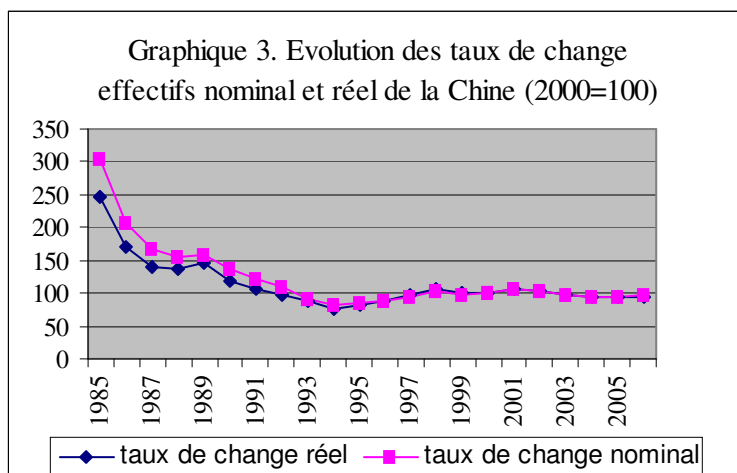
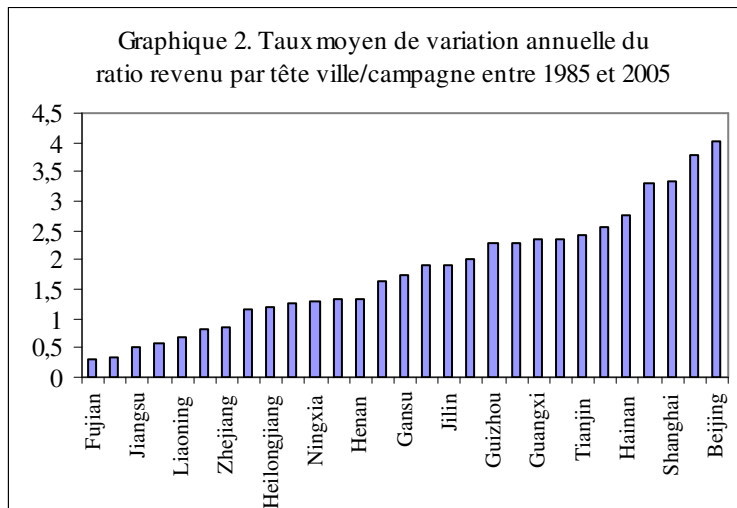
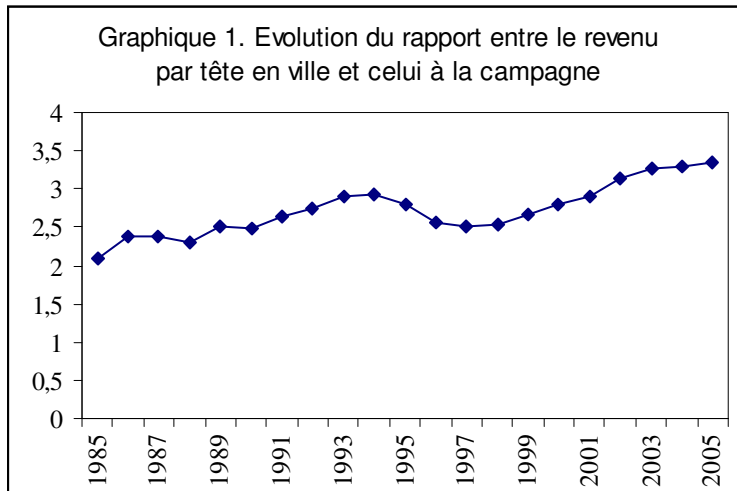
De même que la pauvreté ne s'est pas réduite également dans toutes les provinces, la disparité entre revenu réel urbain et rural a évolué différemment. Le taux moyen de variation annuelle du ratio des revenus par tête à la ville et à la campagne durant la période de 1985 à 2005 s'étale de 0.31% à Fujian à 4.02% à Beijing (graphique 2).

Il y a une dizaine d'années nous avons étudié le rôle de la politique de change de la Chine dans l'évolution de l'inégalité des revenus entre la ville et la campagne (Guillaumont et Hua, 1999 dans cette même revue, 2001). Nous avons montré que la dépréciation du taux de change effectif réel (cf. graphique 3), qui jusqu'en 1994 a accompagné en Chine la politique

<sup>1</sup> Evaluation de Ravallion et Chen (2007) avec des lignes de pauvreté nouvelles : 850 Yuans dans les zones rurales et 1200 dans les zones urbaines aux prix de 2001.

<sup>2</sup> Les sources des données de ce graphique comme des suivants sont fournies dans l'annexe « Définitions et sources des variables ».

d'ouverture extérieure et de transition vers l'économie de marché, permettait d'expliquer, au moins pour les provinces de l'intérieur, une part significative de l'évolution de la disparité des revenus entre ville et campagne<sup>3</sup>.



<sup>3</sup> Environ 1/3 de l'accroissement de la disparité entre 1985 et 1993

A partir de 1994 et jusqu'en 1998, la monnaie chinoise s'est à l'inverse appréciée en termes réels (38%) en raison de son arrimage au dollar, qui lui-même s'est apprécié vis-à-vis des autres grandes monnaies; le taux de change effectif réel n'a ensuite connu que de faibles fluctuations. A partir de juillet 2005, la Chine a commencé à réévaluer très progressivement sa monnaie vis-à-vis du dollar ce qui pourrait ouvrir une nouvelle phase d'appréciation du taux de change réel. Il est possible que la Chine poursuive cette politique en raison de l'accumulation de ses réserves extérieures et de la difficulté que rencontrent les autorités chinoises à maîtriser la surchauffe de l'économie. Il nous a paru intéressant dans ce contexte d'étudier si l'appréciation réelle du renminbi a contribué à réduire la disparité des revenus entre ville et campagne (à l'inverse de l'impact de sa dépréciation avant 1994), et ceci en particulier dans les provinces de l'intérieur dont les habitants des campagnes avaient été, relativement à ceux des villes, plus affectés par la dépréciation du taux de change et qui marquent un retard dans la réduction de la pauvreté.

La relation entre la politique de change et l'évolution de la pauvreté dans les pays en développement a donné lieu à peu d'études, alors même que la variation des prix relatifs, associée à celle du taux de change réel, a nécessairement une influence sur la répartition des revenus. L'analyse de cette relation pour la Chine a une forte implication politique puisque le taux de change réel devrait sensiblement s'apprécier dans le futur, mais aussi un intérêt théorique dans la mesure où elle permet de tester la symétrie des effets d'une dévaluation et d'une réévaluation réelle de la monnaie sur les prix relatifs et la distribution des revenus, alors que rares sont les pays qui offrent cette opportunité.

Dans la section suivante nous rappelons les hypothèses qui fondent l'existence d'une relation entre le taux de change réel et l'inégalité des revenus par tête entre villes et campagnes et les raisons qui permettent de penser que l'impact du taux de change réel diffère dans les provinces de l'intérieur et les provinces côtières. Nous en déduisons une équation explicative de la disparité des revenus entre villes et campagnes. Son estimation en panel pour l'ensemble des provinces chinoises sur la période 1985-2005 permet de distinguer l'impact du taux de change réel selon la position géographique des provinces (provinces côtières et provinces de l'intérieur) et selon le sens de la variation du taux de change réel (appréciation ou dépréciation) et permet de tester la stabilité dans le temps de cette relation. Deux équations complémentaires sont proposées afin d'analyser si, en dehors de l'effet direct de la variation des prix relatifs induite par la variation du taux de change réel, il existe des canaux de transmission indirects du taux de change réel à la disparité des revenus entre la ville et la campagne, tels que la politique de protection commerciale ou l'évolution de la productivité du

travail. Dans une troisième section nous présentons le calcul des variables, la méthode économétrique et les résultats des estimations. Bien que la méthode utilisée, notamment en traitant la question de l'endogénéité des variables explicatives, soit plus élaborée que celle de nos articles de 1999 et 2001, que la période d'analyse recouvre plusieurs années d'appréciation de la monnaie chinoise et que les variables de contrôle soient quelque peu différentes, nos résultats antérieurs sont très largement confirmés. Les implications politiques sont tirées dans la conclusion.

## **2. Comment le taux de change réel peut-il influencer la répartition des revenus entre la ville et la campagne ?**

Nous distinguons un effet direct de la variation du taux de change réel dû à la variation des prix relatifs et des effets indirects en fonction de l'impact du taux de change réel sur les autres variables explicatives de la disparité des revenus entre la ville et la campagne.

### **2.1. L'impact du taux de change réel par la variation des prix relatifs**

En théorie le taux de change réel représente le prix des biens non échangeables internationalement par rapport à celui des biens échangeables. Le prix de la première catégorie de biens dépend de l'offre et de la demande sur le marché intérieur tandis que le prix de la seconde est censé dépendre du prix à l'étranger et du taux de change nominal. Une hausse du taux de change réel ainsi défini (ou appréciation réelle de la monnaie) accroît le revenu relatif des agents qui produisent le plus de biens non échangeables et consomment le plus de biens échangeables et la baisse du taux de change réel a en principe l'effet inverse. Ainsi l'évolution relative des revenus ruraux et urbains en fonction du taux de change réel résulte du type de biens produits et consommés à la ville et à la campagne.

On fait souvent l'hypothèse, inspirée de la théorie keynésienne, que les prix des biens et des services sont moins flexibles à la baisse qu'à la hausse, d'où un effet moindre d'une réévaluation nominale de la monnaie sur le taux de change réel que d'une dévaluation. Comme ici nous nous intéressons directement à l'impact du taux de change réel sur le revenu relatif des habitants des villes et des campagnes<sup>4</sup>, nous nous attendons *a priori* à un effet symétrique de la hausse et de la baisse du taux de change.

Nous considérons qu'en Chine la majeure partie des biens agricoles est autoconsommée ou vendue sur les marchés locaux, ce qui permet, pour cette part, de les

---

<sup>4</sup> c'est-à-dire une fois pris en compte l'effet de la variation nominale du taux de change sur les prix relatifs.

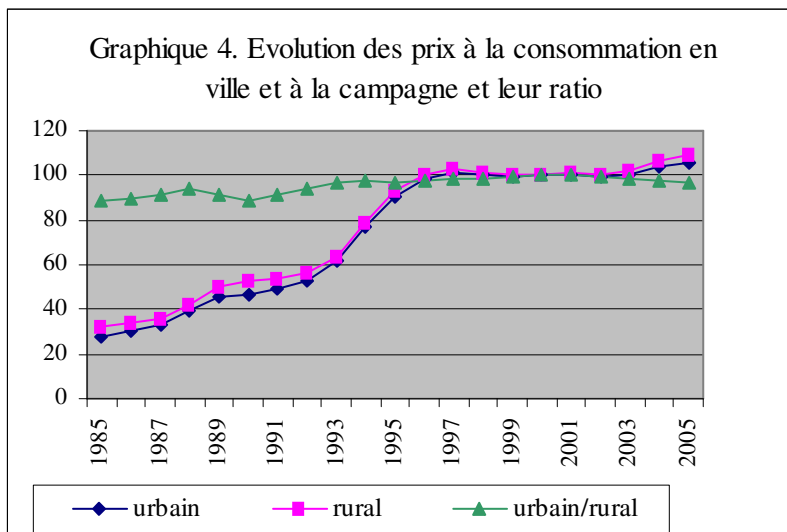
assimiler à des biens non échangeables, le reste étant acheté par les sociétés publiques pour approvisionner les grands marchés urbains ou pour l'exportation. En revanche les biens manufacturés, principalement produits dans les zones urbaines, étant largement exportés ou concurrencés par l'importation, sont des biens échangeables. Même si l'on tient compte du fait que la production de services (non échangeables internationalement) est plus importante en ville qu'à la campagne, on peut supposer que la production rurale est constituée de biens non échangeables dans une proportion plus forte que la production urbaine.

Simultanément les paysans consomment sans doute une proportion de biens alimentaires plus importante que les ménages urbains qui consomment relativement plus de biens manufacturés. Même si ces derniers consomment plus de services (biens non échangeables), il est probable que les ménages ruraux consomment plus de biens non échangeables que les ménages urbains.

On s'attend donc que la hausse du taux de change réel (ou appréciation réelle) soit relativement favorable aux ménages ruraux en tant que producteurs de biens agricoles non échangeables, même si cet effet est atténué par une consommation plus importante de biens non échangeables à la campagne qu'en ville dont il résulte une baisse des prix à la consommation induite par l'appréciation du taux de change moins forte à la campagne qu'en ville. Symétriquement on s'attend que la dépréciation réelle soit relativement plus favorable aux ménages urbains en élevant le prix relatif des biens industriels échangeables internationalement, même si cet effet est atténué par une consommation plus importante de biens échangeables en ville de telle sorte que la hausse des prix à la consommation induite par la dépréciation est plus forte en ville qu'à la campagne. Le graphique 4 représente l'évolution des prix dans les deux zones et le rapport de ces prix et montre qu'effectivement celui-ci a eu tendance à s'élever durant la période de dépréciation (avant 1994) puis à se réduire ou se stabiliser ensuite.

Ces prévisions reposent sur l'hypothèse que le secteur rural se consacre exclusivement ou principalement à l'agriculture. En réalité, depuis le début de la transition de la Chine vers l'économie de marché, de nombreuses activités industrielles ou artisanales ont vu le jour en milieu rural destinées à absorber le surplus de main d'œuvre agricole dégagé par les réformes agricoles. Ainsi le nombre d'employés des entreprises industrielles dans le secteur rural est passé de 9% en 1978 à 26.9% en 1994 et 27.5% en 2005. Cependant comme nous l'avons précédemment montré (Guillaumont Jeanneney et Hua, 1999, 2001), l'industrialisation rurale

a été plus importante dans les provinces côtières que dans les provinces de l'intérieur<sup>5</sup>. Le développement de l'industrie légère dans les provinces côtières a bénéficié de nombreux atouts liés à la proximité des marchés extérieurs et à la politique de libéralisation du commerce et d'ouverture appliquée préférentiellement dans les zones côtières. Ainsi déjà en 1994 la production industrielle des zones rurales provenait pour environ 60 % des onze provinces côtières. C'est pourquoi on peut s'attendre à un effet plus sensible de la variation du taux de change réel sur la disparité des revenus entre ville et campagne dans les provinces de l'intérieur.



## 2.2. Les autres variables explicatives

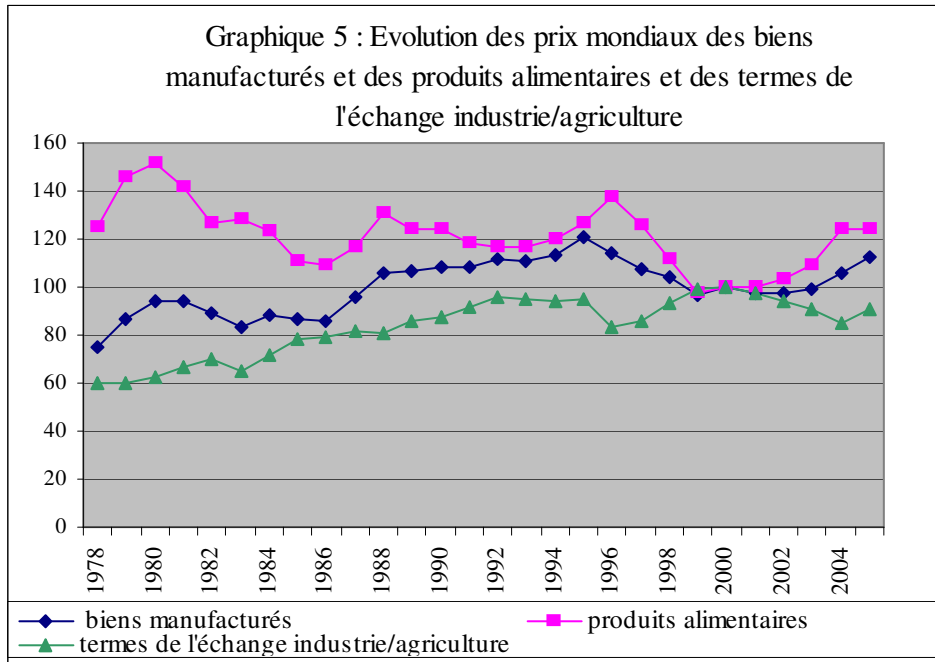
### *L'administration des prix et la politique commerciale*

Les prix des produits industriels et des produits agricoles (pour leur part échangeable) dépendent par définition des prix internationaux, mais sont aussi affectés par une possible administration des prix intérieurs et par la politique de protection commerciale (Guillaumont Jeanneney 1993).

Le graphique 5 représente l'évolution des prix internationaux des biens manufacturés et des biens alimentaires (exprimés en dollars) et le ratio de ces prix ou termes de l'échange industrie/agriculture. On constate que ce ratio sur le long terme a eu tendance à s'élever, ce qui contribue sans doute à expliquer la disparité croissante à long terme de la disparité des revenus entre la ville et la campagne.

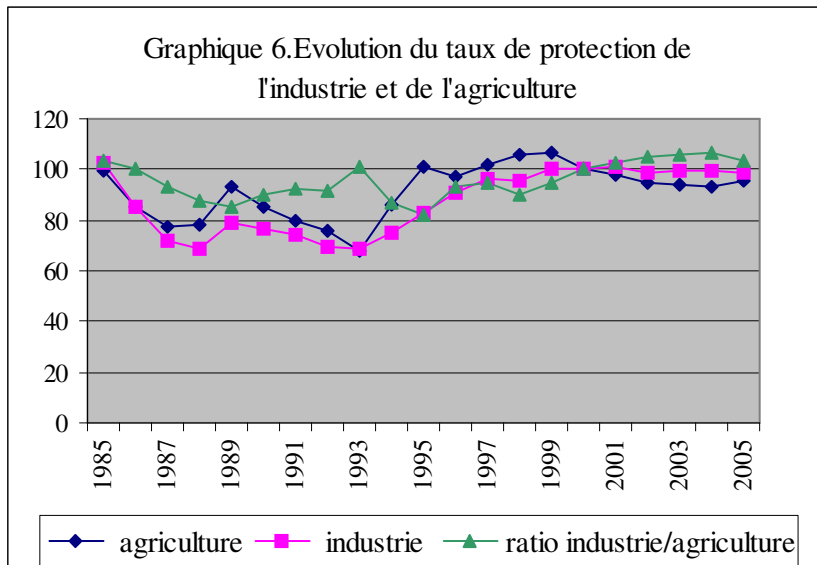
<sup>5</sup> Les provinces côtières, au nombre de onze, sont les suivantes : Beijing, Tianjin, Hebei, Liaoning, Shanghai Jiangsu, Zhejiang, Fujian, Shandong, Guangdong, Hainan. Les dix-huit autres provinces dites de l'intérieur sont : Shanxi, Jilin, Heilongjiang, Henan, Anhui, Hubei, Hunan, Jiangxi, Gansu, Shaanxi, Sichuan, Guizhou, Yunnan, Qinghai, Guangxi, Mongolie Intérieure, Ningxia et Xinjiang. La région autonome du Tibet est absente faute de statistiques, les statistiques de Chongqing, créée en 1997, ont été incluses dans celles de Sichuan.





Les prix des biens industriels ont été progressivement libérés mais dépendent toujours des droits de douanes et des quotas à l'importation. Les prix agricoles, notamment le prix des céréales qui sont l'objet d'un commerce d'Etat, sont demeurés largement contrôlés jusqu'en 2004 (OECD 2005). Les céréales sont vendues aux sociétés publiques à des prix administrés (dans le cadre des livraisons obligatoires) ou à des prix négociés légèrement inférieurs aux prix des marchés locaux. La protection agricole, définie comme le rapport des prix d'achat aux producteurs et le cours international<sup>6</sup>, a connu une évolution fluctuante selon que les autorités étaient plus préoccupées de l'approvisionnement des villes en produits alimentaires à bas prix ou de la défense du niveau de vie des paysans en vue notamment de ralentir les migrations de la campagne vers la ville. La tendance générale de la protection agricole est à la baisse jusqu'en 1993, puis marque une hausse et ensuite diminue à nouveau jusqu'en 2004 avant de remonter en 2005. Cependant la situation diffère sensiblement d'une culture à l'autre (OECD 2005) et donc d'une province à l'autre selon leur spécialisation. Quant à la protection industrielle, elle a régulièrement diminué jusqu'en 1993 pour ensuite remonter jusqu'à la fin des années quatre-vingt-dix, puis elle est restée stable durant la dernière décennie (voir graphique 6).

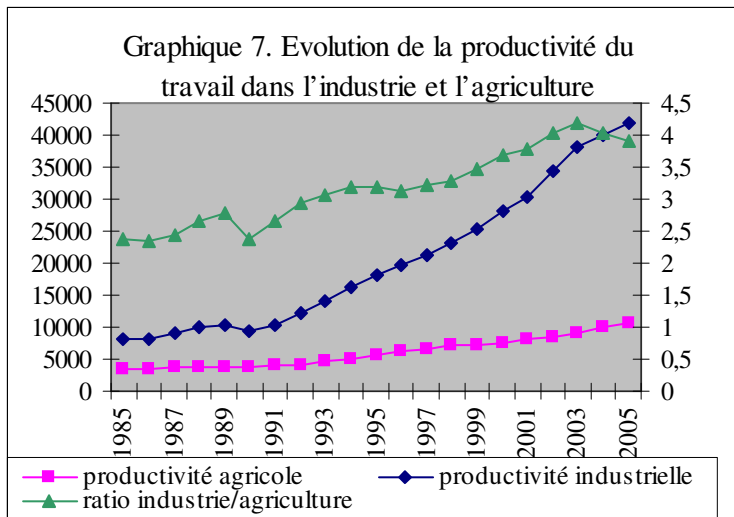
<sup>6</sup> Il s'agit ici de la protection nominale ; il serait préférable d'utiliser la protection effective qui tient compte du prix des consommations intermédiaires. Mais les prix des intrants agricoles, tantôt subventionnés tantôt taxés, sont mal connus, ce qui contraint à ne pas tenir compte de cet aspect pourtant important de la politique agricole.



Comme la dépréciation réelle de la monnaie accroît la compétitivité des producteurs nationaux vis-à-vis de l'étranger, il est possible qu'elle s'accompagne d'une diminution de la protection et inversement en cas d'appréciation réelle. Cette réaction dépend logiquement du niveau initial de protection et n'est pas nécessairement symétrique en cas de hausse et de baisse du taux de change. Il se peut donc qu'elle ne soit pas de même ampleur pour les deux types de production (agricole et industrielle). La question est alors de savoir dans quelle mesure la politique de protection relative de la production agricole et de la production industrielle a été influencée, non seulement par l'évolution relative des prix internationaux en devises des biens agricoles et industriels, mais aussi par le taux de change réel. Nous faisons l'hypothèse que la protection de l'industrie étant traditionnellement supérieure à celle de l'agriculture, elle a eu tendance à diminuer plus vite lorsque le taux de change s'est déprécié et simultanément à augmenter plus vite quand le taux de change s'est apprécié. Ceci constituerait une voie de transmission indirecte du taux de change réel sur les prix relatifs de l'industrie et de l'agriculture et donc sur la disparité des revenus entre la ville et la campagne.

#### ***L'évolution relative de la productivité des deux secteurs***

L'évolution relative des revenus tirés de l'industrie et de l'agriculture ne dépend pas seulement des prix relatifs mais aussi de la croissance relative de la productivité des deux secteurs. Un facteur fondamental à considérer ici est la croissance beaucoup plus rapide de la productivité industrielle que de la productivité agricole à partir de 1990 (cf. graphique 7 représentant l'évolution de la productivité du travail dans l'industrie et l'agriculture).



L'évolution du taux de change réel a-t-elle joué un rôle dans cette différence ? Nous avons ailleurs fait l'hypothèse d'une relation positive entre la hausse du taux de change réel et l'efficacité, notamment dans les entreprises industrielles (Guillaumont Jeanneney et Hua, 2006). L'argumentation est double. L'appréciation réelle de la monnaie correspond à une hausse du prix des biens non échangeables internationalement par rapport aux biens échangeables. Comme le travail non qualifié est le bien non échangeable par excellence, l'appréciation du taux de change réel correspond à une augmentation de sa rémunération réelle<sup>7</sup>. Cette augmentation est susceptible d'induire une amélioration de la productivité des travailleurs dans un pays où la rémunération des travailleurs non qualifiés est encore faible.

L'hypothèse d'une relation croissante entre la rémunération des travailleurs et leur productivité a été développée dès les années cinquante par Leibenstein (1957) qui considérait que dans les pays en développement une rémunération trop faible du travail pouvait altérer la santé et la capacité au travail des ouvriers et montrait que la motivation des travailleurs agit sur l'efficacité de la combinaison productive, ce qu'il appelait "efficacité-X" (Leibenstein, 1966). Cet effet peut intervenir pour la population pauvre, qu'il s'agisse de paysans ou de salariés de l'industrie.

Un autre effet concerne plus particulièrement le secteur industriel. L'augmentation de la rémunération des travailleurs, induite par l'appréciation réelle, concerne aussi les travailleurs qualifiés ; on peut donc supposer qu'elle tend à ralentir l'expatriation de ces travailleurs (Harris, 2001). Or la Chine souffre d'une « fuite des cerveaux » importante et on observe à l'heure actuelle un retour dans les zones urbaines de chinois expatriés en raison

<sup>7</sup> en termes de biens échangeables et donc aussi de biens de consommation, composés des deux types de biens.

d'une meilleure rémunération. De plus il est possible que l'appréciation réelle exerce un effet globalement favorable sur la productivité des entreprises industrielles par une intensification de la concurrence étrangère. Les firmes peuvent être contraintes à fermer leurs usines les moins efficaces ; il s'agirait en quelque sorte d'un phénomène de « destruction créatrice », bénéficiant aux entreprises les plus performantes. Il se peut aussi que l'appréciation réelle pousse les entreprises à améliorer leur efficacité technique dans un contexte de monopole ou d'oligopole collusoire (Krugman, 1989).

L'argument est le suivant. Les managers ne touchent qu'une partie du profit qui pourrait être engendré par une meilleure gestion ou un effort plus important, une part du profit supplémentaire allant aux propriétaires de l'entreprise : en situation de monopole ils ne choisissent donc pas l'effort qui maximise le profit. Comme le disait Marshall « le meilleur profit d'un monopole est une vie tranquille ». Dans une situation d'oligopole (due à l'introduction de concurrents étrangers, voire dans le cas de la Chine, de concurrents installés dans d'autres provinces), les managers vont choisir un niveau d'effort plus important, non seulement parce qu'à court terme cela pourrait accroître le profit, mais aussi parce que la réduction des coûts dissuade les entreprises concurrentes de produire et évite une baisse du prix du bien. « A cause de ce rendement stratégique, il existe un bénéfice additionnel induit par l'effort qui peut avoir pour effet de pousser l'effort plus près de son niveau optimum »<sup>8</sup>

Enfin il se peut aussi que l'appréciation du taux de change réel exerce un effet favorable sur le progrès technique parce que, en réduisant le coût relatif des importations d'équipement et en augmentant les salaires, elle favorise une production plus capitaliste et l'adoption d'innovations technologiques liées à l'importation de machines étrangères<sup>9</sup>.

Nous faisons ici l'hypothèse que l'appréciation réelle peut contribuer à accroître la productivité relative du travail dans les zones urbaines par rapport à la campagne, la dépréciation réelle ayant l'effet inverse, ce qui constitue un deuxième canal indirect de transmission du taux de change réel à la disparité des revenus.

Les variables identifiées ici ne résument qu'imparfaitement les facteurs susceptibles d'influencer la disparité des revenus entre la ville et la campagne. Ainsi dans notre étude antérieure nous avons introduit le niveau relatif d'éducation primaire, qui ne s'était d'ailleurs pas révélé significatif. On pourrait aussi songer à différentes mesures des infrastructures.

---

<sup>8</sup> Voir Krugman (1989) p. 133.

<sup>9</sup> L'effet du taux de change réel sur le progrès technique nous paraît plus incertain.

Cependant on peut considérer que l'influence de ces variables s'exerce essentiellement à travers la productivité déjà prise en compte<sup>10</sup>.

### 2.3. Le modèle à estimer

Les hypothèses théoriques précédentes peuvent être modélisées schématiquement de la manière suivante.

A la ville comme à la campagne, le revenu réel par tête « y » peut être exprimé par l'identité suivante :

$$y = \frac{Y}{P_c \cdot N} = \frac{P \cdot Q}{P_c \cdot N}$$

avec Y revenu nominal

P les prix à la production

P<sub>c</sub> prix à la consommation

Q la valeur ajoutée allant aux ménages, rémunérant principalement le travail

N population

En appelant :

P<sub>nt</sub> et P<sub>t</sub> prix à la production des biens non échangeables et échangeables<sup>11</sup>,

P<sub>cnt</sub> et P<sub>ct</sub> prix à la consommation des biens non échangeables et échangeables

α et β la part des biens non échangeables dans la production et la consommation,

il vient que  $P = P_{nt}^\alpha P_t^{1-\alpha}$  et  $P_c = P_{cnt}^\beta P_{ct}^{1-\beta}$ .

En définissant le taux de change réel comme le rapport des prix des biens non échangeables sur le prix des biens échangeables, que l'on suppose identique pour les biens

produits et les biens consommés, soit :  $\rho = \frac{P_{nt}}{P_t}$  ou  $\frac{P_{cnt}}{P_{ct}}$ , et sachant que le prix des biens

échangeables est une fonction du prix international (exprimé en yuans)  $P^*$  multiplié par le taux de protection θ, soit :  $P_t = f(P_t^* \cdot \theta)$  et  $P_{ct} = g(P_{ct}^* \cdot \theta_c)$ , il vient :

$$y = \frac{f(P_t^* \cdot \theta) \cdot \rho^\alpha \cdot Q}{g(P_{ct}^* \cdot \theta_c) \cdot \rho^\beta \cdot N}$$

<sup>10</sup> Dans notre étude précédente nous n'avions pas introduit dans notre estimation la productivité relative, mais seulement un trend censé capter les changements structurels du système productif.

<sup>11</sup> Soit l'indice t pour *tradable* et l'indice nt pour *non tradable* selon l'expression en langue anglaise devenue habituelle.

On peut exprimer la valeur ajoutée distribuée aux ménages  $\frac{Q}{N}$  comme une fonction de la productivité du travail  $L$ , soit  $\frac{Q}{N} = h(L)$ .

On peut alors exprimer la disparité des revenus entre la zone urbaine  $u$  et la zone rurale  $r$ , soit  $D$ , comme le rapport du revenu par tête calculé pour chaque zone. En passant en logarithmes, on obtient une équation de la disparité des revenus, soit :

$$\ln D = \gamma_1 \ln \frac{P_{ur}^*}{P_{rr}^*} + \gamma_2 \ln \frac{\theta_u}{\theta_r} + \gamma_3 \ln \rho + \gamma_4 \ln \frac{L_u}{L_r} + \gamma_5 \ln \frac{P_{cr}^* \theta_{cr}}{P_{cu}^* \theta_{cu}}$$

où  $\gamma_3 = (\alpha_u - \alpha_r) + (\beta_r - \beta_u)$

Ainsi la disparité des revenus par tête entre la ville et la campagne  $D$  est fonction des termes de l'échange internationaux entre les biens produits en ville et à la campagne, le taux de protection relatif de ces biens, le taux de change réel dont l'élasticité dépend de la part relative des biens non échangeables produits et consommés à la ville ou à la campagne et enfin du rapport des productivités du travail dans chaque zone. Le dernier terme de l'équation, correspondant au rapport du prix des biens de consommation échangeables à la campagne et à la ville, disparaît de l'équation si l'on suppose que ce prix, qui dépend des prix à l'étranger et du taux de protection, est identique dans les deux zones. L'équation à estimer devient :

$$\ln D = \gamma_1 \ln \frac{P_{ur}^*}{P_{rr}^*} + \gamma_2 \ln \frac{\theta_u}{\theta_r} + \gamma_3 \ln \rho + \gamma_4 \ln \frac{L_u}{L_r} \quad (\text{Eq. 1})$$

Le rapport des prix internationaux de la production à la ville et à la campagne sera assimilé au rapport des prix industriels et agricoles sur les marchés internationaux et les taux de protection pour les deux zones aux taux de protection des biens manufacturés et des biens agricoles. La productivité du travail sera assimilée en ville à la productivité dans l'industrie et à la campagne à la productivité agricole.

Afin d'analyser si l'impact du taux de change sur la disparité des revenus diffère dans les provinces côtières et les provinces de l'intérieur, nous ajouterons une variable égale au produit du taux de change réel et d'une variable muette égale à 1 pour les provinces côtières. De même, pour vérifier la symétrie entre l'impact de l'appréciation et celui de la dépréciation réelle de la monnaie, nous multiplierons le taux de change réel par une variable muette égale à 1 les années où le taux de change réel s'est apprécié, soit durant les années 1988, 1989, de 1995 à 1998, 2000, 2001 et 2004.

D'autre part, il est possible qu'à partir de 1994 la libération de l'agriculture renforçant l'influence des prix de marché ou un éventuel rapprochement des types de production entre

les campagnes et les villes ait contribué à atténuer l'impact du taux de change sur la disparité entre la ville et la campagne. Aussi introduisons nous une variable muette multiplicative du taux de change pour les années 1885-1994.

Nous estimerons ensuite le rapport des prix à la consommation en ville et à la campagne en fonction du taux de change réel afin de tester l'hypothèse selon laquelle la part des biens non échangeables dans la consommation rurale est plus importante que dans la consommation urbaine, de telle sorte que ce rapport de prix est une fonction décroissante du taux de change réel.

Enfin, afin de tester si le taux de change réel a pu influencer indirectement la disparité entre la ville et la campagne en agissant sur la politique de protection relative de l'industrie et de l'agriculture ou sur les productivités relatives du travail dans ces deux secteurs, nous estimerons deux équations complémentaires reliant ces variables au taux de change réel. Ensuite nous substituerons dans l'équation de la disparité des revenus la part de ces variables de contrôle qui ne sont pas expliquées elles-mêmes par le taux de change réel, ce qui permet d'estimer l'effet direct et indirect du taux de change réel sur la disparité des revenus.

Ainsi allons nous estimer trois équations supplémentaires

$$\ln \frac{P_{Cu}}{P_{Cr}} = \lambda \ln \rho + trend \quad (\text{Eq.2})$$

$$\ln \frac{\theta_u}{\theta_r} = \phi \ln \rho + \phi \ln \frac{P_u^*}{P_r^*} + trend \quad (\text{Eq. 3})$$

$$\ln \frac{L_u}{L_r} = \chi \ln \rho + trend \quad (\text{Eq..4})$$

Nous introduirons dans ces équations les mêmes variables muettes multiplicatives de  $\rho$  que dans l'équation 1

### 3. L'estimation économétrique

L'estimation (en panel) couvre la période 1985-2005 et concerne 29 provinces. Toutes les variables sont calculées aux prix de l'année 2000 et exprimées en logarithmes (voir annexe pour la définition et les sources des variables ).

#### 3.1 Le calcul des variables

La disparité des revenus réels entre la ville et la campagne est égale au rapport entre le revenu réel urbain par tête et le revenu réel rural par tête. Le revenu urbain se réfère, selon la définition *du State Statistical Bureau* de la Chine, au revenu disponible des familles urbaines, c'est-à-dire le revenu total moins l'impôt sur le revenu, les taxes sur la propriété et les

cotisations sociales. Le revenu rural, correspondant au revenu net des familles rurales, est le revenu total des familles rurales dont ont été déduits la dépense consacrée aux activités productives, l'amortissement du capital fixe, les taxes et les cadeaux à des parents et amis habitant hors de la zone rurale. Ils sont respectivement déflatés par les prix à la consommation en ville et à la campagne.

Le taux de change réel, considéré ici comme le prix relatif des biens non échangeables et échangeables internationalement, est mesuré approximativement par un indice du taux de change effectif réel. Les indices des taux de change effectifs réels des provinces chinoises ont été calculés, sur la base 2000=100, comme le rapport entre l'indice de prix à la consommation de la province considérée et la moyenne des indices de prix à la consommation de ses quinze premiers partenaires commerciaux étrangers<sup>12</sup> (définis en fonction de l'origine géographique des importations en 1998<sup>13</sup>), tous les prix étant exprimés dans la même monnaie<sup>14</sup>. Ainsi une hausse du taux de change effectif réel correspond à une appréciation de la monnaie chinoise ou une baisse du prix relatif des biens échangeables.

Comme jusqu'en 1993 il existait deux taux de change en Chine, le taux officiel et le taux swap, le cours de change du yuan en dollars a été calculé pour la période 1985-1993 comme une moyenne pondérée de ces deux taux de change, la pondération découlant du taux de rétention des devises. Le taux de change nominal pondéré du Renminbi vis-à-vis du dollar calculé avant 1994 n'est pas identique pour toutes les provinces parce que le cours de change «swap» différait d'une province à l'autre (Khor, 1993). Bien que pour le reste de la période d'estimation les provinces chinoises aient eu le même taux de change nominal, désormais unique, leur taux de change effectif réel a évolué de façon différente, en raison de la diversité de leurs partenaires commerciaux étrangers et de la disparité de leur taux d'inflation.

<sup>12</sup> Nous avons dû éliminer malheureusement quelques pays de l'ex-union soviétique pour lesquels nous ne disposons pas de données de taux de change.

<sup>13</sup> Année pour laquelle nous avons pu nous procurer l'origine des importations des différentes provinces auprès de *China's Customs General Administration*. Nous supposons ainsi que les pays partenaires de chaque province restent les mêmes durant toute la période. Nous avons aussi utilisé des taux de change réels calculés avec des pondérations différentes chaque année en appliquant aux provinces la même pondération définie au niveau de l'ensemble de la Chine ; l'hypothèse d'une similitude des pondérations est peu satisfaisante compte tenu de la dimension de la Chine et de la spécialisation des provinces, ce qui a été confirmé par les résultats économétriques (non présentés ici).

<sup>14</sup>  $TCER = \prod_{i=1}^{15} (TCN_{ic} \frac{P_c}{P_{fi}})^{\alpha_i}$ , où TCER représente le taux de change effectif réel du Renminbi,  $TCN_{ic}$  est le taux de change bilatéral nominal du Renminbi en termes de la monnaie du pays partenaire  $i$  avec  $i=1, \dots, 15$ .  $P_c$  et  $P_{fi}$  correspondent aux indices de prix à la consommation de la province chinoise et du pays  $i$ .  $\alpha_i$  représente la pondération accordée à chaque partenaire en fonction de l'origine des importations en 1998, avec  $\sum \alpha_i = 1$ .



Les termes de l'échange internationaux (en dollars) des biens industriels et des biens agricoles sont approchés par le rapport du prix mondial des biens manufacturés des pays en développement et du prix mondial des biens alimentaires. Le ratio relatif de protection des biens industriels et agricoles est le rapport entre le taux de protection industrielle et le taux de protection agricole. Le taux de protection des biens industriels est mesuré par le rapport entre le prix des produits industriels chinois et la valeur unitaire des biens manufacturés à l'exportation pour les pays en voie de développement, convertie en yuans, tandis que le taux de protection des biens agricoles est mesuré par le rapport entre les prix d'achat des produits agricoles à la ferme et la valeur unitaire des produits agricoles chinois à l'exportation exprimée en dollars et là encore convertie en monnaie chinoise.

Le ratio relatif des productivités urbaine et rurale est calculé comme la productivité du travail dans l'industrie, divisée par la productivité du travail dans l'agriculture. La productivité du travail dans l'industrie est approchée par le PIB réel (aux prix de l'année 2000) du secteur secondaire divisé par le nombre d'employés de ce secteur<sup>15</sup>. La production du travail agricole est calculée comme la production agricole en termes réels divisée par le nombre d'employés dans ce secteur.

Enfin, nous avons introduit trois variables muettes qui prennent respectivement les valeurs 1 pour les provinces côtières, pour les années 1985-1994 et pour les années de l'appréciation du renminbi.

### **3.2. La méthode économétrique**

Le test Im-Pesaran-Shin de stationnarité est appliqué à toutes les variables en données panel, sauf pour la variable termes de l'échange qui n'est qu'une série temporelle. Le ADF test est alors utilisée pour cette dernière variable. Les résultats de ces tests conduisent à rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité des variables.

Les résultats de Breusch et Pagan LM test et du test spécifique de Hausman indiquent que nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse d'un modèle à effets fixes (voir le bas des tableaux 2 à 5). Le principal problème économétrique potentiel est celui de l'endogénéité des variables explicatives, difficulté que l'on rencontre dans toutes les estimations sur données macroéconomiques en raison du biais de simultanéité, des erreurs de mesure des variables (problème particulièrement aigu en Chine) et du risque de variables omises. Comme les

---

<sup>15</sup> Il aurait été naturellement préférable d'utiliser la production industrielle, mais celle-ci a changé de contenu dans les années quatre-vingt-dix, ce qui ne permet pas d'avoir une série homogène dans le temps.

résultats du test du Durbin-Wu-Hausman ne nous permettent pas de rejeter l'endogénéité des variables explicatives (voir le bas des trois tableaux suivants), nous avons traité ce problème et celui de l'hétérogénéité structurelle des provinces en ayant recours à l'estimateur système du Modèle des Moments Généralisés (MMG) à une étape de Blundel et Bond (1998).

**Tableau 1. Test de stationnarité de Im-Pesaran-Shin des variables**

	<i>Panel t-statistiques<sup>a</sup></i>	P-value
Inégalité des revenus réels par tête urbain et rural	-7.994	0.000
Taux de change effectif réel	-3.846	0.000
Termes de l'échange des biens industriels et agricoles	-3.555	0.007
Ratio des taux de protection industrielle et agricole	-3.822	0.000
Ratio des productivités industrielle et rurale	-3.768	0.000

*Notes : a : sauf pour termes de l'échange (ADF test).*

Cette méthode d'estimation en système combine une équation en niveau où les variables retardées en premières différences servent d'instruments et une équation en premières différences où les instruments sont les variables retardées en niveau. Blundel et Bond ont en effet montré que cet estimateur est plus performant que celui en premières différences d'Arellano et Bond (1991) qui donne des résultats biaisés dans des échantillons finis lorsque les instruments sont faibles. Aux variables retardées nous avons ajouté d'autres variables instrumentales. En effet Guillaumont Jeanneney et Hua (2002) ont montré que par application du principe de Balassa-Samuelson aux provinces chinoises qui commercent simultanément avec d'autres provinces et avec l'étranger, le taux de change effectif réel de chaque province est une fonction du rapport de son PIB d'une part à celui de l'ensemble de la Chine et d'autre part au PIB moyen de ses partenaires commerciaux étrangers<sup>16</sup>. La validité des instruments est testée en utilisant les tests de sur-identification de Sargan. Les résultats ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de validité des variables retardées en niveau et en différences comme instruments. Les instruments sont ainsi indépendants des termes d'erreur.

### 3.3 Les résultats

Le tableau 2 donne les résultats de l'estimation de la disparité des revenus, lorsqu'on introduit telles quelles toutes les variables de contrôle précédemment définies. L'élasticité du taux de change effectif réel permet de mesurer l'impact direct qui résulte de la variation du prix des biens non échangeables par rapport aux biens échangeables tant pour les biens produits que pour les biens consommés dans les deux zones. On constate que les résultats sont

<sup>16</sup> Source : FMI *Statistiques financières internationales*.

bien conformes au modèle théorique, les coefficients de l'estimation avec instrumentation des variables étant supérieurs à ceux de l'estimation en within.

L'appréciation du taux de change tend à réduire la disparité des revenus entre la ville et la campagne (tandis que la dépréciation exerce l'effet inverse) seulement dans les provinces de l'intérieur puisque le coefficient du taux de change réel multiplié par une variable muette « provinces côtières » est égal à 0,31 du même ordre de grandeur en valeur absolue que celui du taux de change réel toutes provinces confondues et de signe inverse (-0,33). La variable multiplicative, taux de change réel par les années d'appréciation, n'est pas significative, ce qui suggère que l'impact des variations du taux de change réel à la hausse et à la baisse est identique. Enfin le coefficient, certes faible (-0,03), du taux de change réel multiplié par une variable égal à 1 dans la première partie de la période d'estimation (soit avant 1994) est négatif (comme le coefficient du taux de change réel) et significatif, ce qui suggère une légère diminution de l'impact du taux de change réel sur la disparité des revenus dans la deuxième période<sup>17</sup> et pourrait signifier que les types de production et de consommation à la ville et la campagne (ou le partage entre les biens échangeables ou non) ont eu légèrement tendance à se rapprocher.

Les tableaux suivants permettent d'approfondir les canaux de transmission du taux de change réel à la disparité des revenus entre la ville et la campagne. Ainsi le tableau 3 présente la régression du rapport des prix à la consommation sur le taux de change réel. Le signe négatif et la valeur significative de l'élasticité indiquent que vraisemblablement les ménages urbains consomment proportionnellement moins de biens non échangeables dont le prix relatif s'élève avec l'appréciation du taux de change que les ménages ruraux, et ceci est valable tant pour les provinces côtières que pour les provinces de l'intérieur. La valeur absolue du coefficient plus élevée avant 1994 suggère que la différence des modes de consommation entre la ville et la campagne semble avoir été plus forte dans la première période et, comme elle atténue l'impact du taux de change réel sur la disparité, cela pourrait contribuer à expliquer que l'effet du taux de change réel sur la disparité soit légèrement plus faible dans la période récente.

Les estimations suivantes permettent de montrer que le rapport des taux de protection dépend négativement des termes de l'échange internationaux industrie/agriculture et positivement du taux de change réel. Le souci de la compétitivité de l'industrie s'amplifie dans les périodes d'appréciation du taux de change plus que celui de la compétitivité de

---

<sup>17</sup> Les résultats du test de chow permettent en fait de rejeter l'hypothèse que les coefficients sont identiques pour les deux périodes.

l'agriculture, moins concurrencée par l'extérieur. Ce phénomène est plus marqué dans les provinces côtières où sont particulièrement localisées les industries légères concurrencées par l'extérieur alors que plusieurs provinces de l'intérieur sont spécialisées dans l'industrie lourde. L'estimation des productivités relatives indique un effet important et positif du taux de change réel, ce qui laisse penser que l'appréciation réelle pourrait avoir un effet positif sur la productivité dans l'industrie<sup>18</sup> peut-être plus marqué dans les provinces de l'intérieur.

Lorsqu'on introduit dans l'estimation de la disparité des revenus entre la ville et la campagne les deux variables de contrôle précédentes purgées de l'effet du taux de change réel, on s'aperçoit que l'effet de l'appréciation du taux de change réel (favorable relativement au monde rural dans les provinces de l'intérieur) est sans doute atténué (l'élasticité passe de -0,43 à -0,38 dans la dernière colonne des tableaux 2 et 5). Dans les provinces côtières il se peut que l'appréciation réelle devienne relativement favorable à la ville (la protection dont bénéficie l'industrie étant là renforcée).

#### 4. Conclusion

Notre analyse montre que les effets de l'appréciation réelle de la monnaie chinoise sur l'inégalité du revenu par tête entre la ville et la campagne sont symétriques de ceux de la dépréciation. D'autre part ils sont loin d'être négligeables. Si l'on se réfère aux seuls effets directs fonction de la modification des prix relatifs, et à la dernière colonne du tableau 2, une appréciation réelle du renminbi de 20% (qui n'est pas invraisemblable) entraînerait une diminution du ratio du revenu par tête à la ville et à la campagne dans les provinces de l'intérieures de 8,4%. Ce ratio pourrait ainsi passer de 3.29 en 2005 à 3.02. Si l'on tient compte des effets indirects, la baisse serait un peu moins sensible, soit de 7,6%.

Cet effet de la hausse du taux de change réel favorable à une répartition plus égalitaire des revenus dans les provinces de l'intérieur où l'inégalité est la plus forte ne saurait à lui seul emporter la décision des autorités chinoises de réévaluer leur monnaie, mais il en constitue un argument positif.

---

<sup>18</sup> Mathématiquement ce résultat pourrait aussi signifier que l'appréciation exerce un effet négatif sur la productivité agricole par un phénomène de découragement des paysans concurrencés par l'extérieur ; mais cette interprétation est contraire à l'idée qu'en Chine les biens agricoles sont majoritairement des biens non échangeables.

Tableau 2. Effets directs du taux de change réel sur la disparité des revenus urbains/ruraux

	Effet fixe	System GMM	Effet fixe	System GMM	Effet fixe	System GMM	Effet fixe	System GMM	Effet fixe	System GMM
Taux de change réel	-0.07* (-1.81)	-0.22*** (-7.34)	-0.20*** (4.50)	-0.33*** (-5.24)	-0.12*** (-3.24)	-0.22*** (-4.70)	-0.07* (-1.81)	-0.21*** (-1.62)	-0.25*** (-6.01)	-0.43*** (-3.33)
Taux de change réel*provinces côtières			0.33*** (6.18)	0.31*** (2.87)					0.33*** (6.64)	0.56** (2.07)
Taux de change réel* variable muette avant 1994					-0.02*** (-3.37)	-0.03*** (-5.38)			-0.02*** (-8.34)	-0.03*** (-5.66)
Taux de change réel* variable muette des années d'appréciation							0.000 (0.02)	-0.0003 (-0.09)		
Rapport des taux de protection industrielle/agricole	0.22 (2.24)	0.28** (2.43)	0.23*** (5.80)	0.27*** (2.28)	0.20*** (5.06)	0.29*** (2.66)	0.22*** (5.23)	0.23* (1.78)	0.21*** (5.51)	0.28*** (2.74)
Termes de l'échange international des biens industriels et agricoles	0.77*** (11.02)	0.59*** (5.93)	0.77*** (11.3)	0.60*** (6.04)	0.45*** (5.90)	0.45*** (5.78)	0.77*** (10.95)	0.63*** (6.19)	0.15*** (6.00)	0.43*** (5.85)
Rapport des productivités du travail industrie/agriculture	0.05*** (3.84)	0.12*** (2.51)	0.05*** (3.71)	0.12*** (2.84)	0.01 (1.03)	-0.04 (-1.00)	0.05*** (3.81)	0.12*** (2.56)	0.01 (0.79)	-0.03 (-0.82)
Breusch et Pagan LM test <sup>b</sup>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Test spécifique de Hausman <sup>b</sup>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
DWH test d'endogénéité <sup>b</sup>		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00
Test de suridentification de Sargan <sup>b</sup>		0.99		0.989		0.991		0.989		0.987

Notes : b. P value. t-statistiques corrigés de l'hétéroscédasticité par la procédure de White sont indiqués entre parenthèses. \*\*\*=significatif au seuil de 1% ; \*\*=significatif au seuil de 5% ; \*=significatif au seuil de 10%. Toutes les variables sont exprimées en logarithmes naturels.

Tableau 3. Le canal de transmission du taux de change réel par les prix à la consommation

Variable dépendante	Rapport des prix à la consommation ville/campagne							
	within	GMM	within	GMM	Within	GMM	within	GMM
Taux de change réel	-0.09***	-0.09***	-0.08***	-0.22**	-0.12***	-0.11***	-0.10***	-0.09***
	(-10.23)	(-7.11)	(-7.05)	(-1.97)	(-11.7)	(-8.95)	(-10.73)	(-7.41)
Taux de change réel* provinces côtières			-0.05***	0.37				
			(-2.97)	(1.34)				
Taux de change réel* variable muette avant 1994					-0.009***	-0.01***		
					(-5.34)	(-5.34)		
Taux de change réel* variable muette des années d'appréciation							0.005***	0.005***
							(6.06)	(8.59)
Trend	0.005***	0.005***	0.005***	0.005***	0.002***	0.002***	0.004***	0.004***
	(18.8)	(6.43)	(18.9)	(5.43)	(3.55)	(3.49)	(16.06)	(5.75)
Breusch et Pagan LM test <sup>b</sup>	0.00		0.00		0.00		0.00	
Test spécifique de Hausman <sup>b</sup>	0.00		0.00		0.00		0.05	
DWH test d'endogénéité <sup>b</sup>		0.000		0.00		0.000		0.000
Test de suridentification de Sargan <sup>b</sup>		0.298		0.8414		0.8343		0.4833

Notes : b. P value. t-statistiques corrigés de l'hétéroscedasticité par la procédure de White sont indiqués entre parenthèses.

\*\*\*=significatif au seuil de 1% ; \*\*=significatif au seuil de 5% ; \*=significatif au seuil de 10%. Toutes les variables sont exprimées en logarithmes naturels.

Tableau 4. Les canaux de transmission du taux de change réel via les autres variables explicatives

Variable dépendante	Rapport des taux de protection industrielle /agricole								
	within	GMM	within	GMM	Within	GMM	within	GMM	
Taux de change réel	0.45*** (14.28)	0.27*** (10.34)	0.43*** (11.7)	0.18*** (3.64)	0.46*** (13.1)	0.32*** (12.79)	0.45*** (15.1)	0.27*** (10.12)	
Taux de change réel* provinces côtières			0.03 (0.61)	0.22** (1.92)					
Taux de change réel* variable muette avant 1994					0.005 (0.85)	0.02*** (5.20)			
Taux de change réel* variable muette des années d'appréciation							-0.02*** (-7.32)	-0.02*** (-15.5)	
Termes de l'échange international des biens industriels et agricoles		-0.81*** (-12.30)		-0.72*** (-10.83)		-0.73*** (-10.9)		-0.70*** (10.9)	
Trend	-0.002*** (-2.23)	0.007** (2.38)	-0.002** (2.23)	0.001** (2.31)	-0.002 (-0.45)	0.02*** (4.52)	0.0002 (0.30)	0.01*** (3.04)	
Breusch et Pagan LM test <sup>b</sup>	0.00		0.00		0.00		0.00		
Test spécifique de Hausman <sup>b</sup>	0.08		0.08		0.10		0.06		
DWH test d'endogénéité <sup>b</sup>		0.000		0.000		0.000		0.000	
Test de suridentification de Sargan <sup>b</sup>		0.993		0.992		0.992		0.994	
			Rapport des productivités du travail industrie/agriculture						
Taux de change réel	0.59*** (6.79)	0.50*** (8.97)	0.54*** (5.28)	0.69*** (6.89)	0.46*** (4.80)	0.45*** (5.65)	0.59*** (6.80)	0.57*** (9.53)	
Taux de change réel* provinces côtières			0.13 (0.86)	-0.34* (-1.75)					
Taux de change réel* variable muette avant 1994					-0.04*** (-2.89)	-0.04** (-2.24)			
Taux de change réel* variable muette des années d'appréciation							-0.003 (-0.44)	-0.002 (-0.29)	
Trend	0.03*** (12.6)	0.03*** (7.15)	0.03*** (12.57)	0.03*** (7.15)	0.02*** (2.93)	0.02*** (2.63)	0.03*** (12.02)	0.03*** (6.73)	
Breusch et Pagan LM test <sup>b</sup>	0.00		0.00		0.00		0.00		
Test spécifique de Hausman <sup>b</sup>	0.11		0.07		0.10		0.09		
DWH test d'endogénéité <sup>b</sup>		0.002		0.000		0.00		0.00	
Test de suridentification de Sargan <sup>b</sup>		0.994		0.993		0.992		0.994	

Notes : voir tableau 2.

Tableau 5. Effets totaux du taux de change réel sur la disparité des revenus urbains/ruraux

	Effet fixe	System GMM	Effet fixe	System GMM	Effet fixe	System GMM	Effet fixe	System GMM	Effet fixe	System GMM
Taux de change réel	0.01 (0.03)	-0.08** (-1.99)	-0.11*** (-2.58)	-0.15*** (-3.24)	-0.06* (-1.67)	-0.15*** (-3.85)	0.01 (0.33)	-0.08* (-1.81)	-0.19*** (-4.58)	-0.38*** (-3.09)
Taux de change réel*provinces côtières			0.33*** (6.18)	0.31*** (2.87)					0.33*** (6.64)	0.63** (2.25)
Taux de change réel* variable muette avant 1994					-0.02*** (-3.37)	0.04 (1.54)			-0.02*** (-8.34)	-0.02*** (-3.48)
Taux de change réel* variable muette des années d'appréciation							0.000 (0.02)	-0.0003 (-0.09)		
Rapport des taux de protection industrielle/agricole	0.22 (2.24)	0.28** (2.43)	0.23*** (5.80)	0.27*** (2.28)	0.20*** (5.06)	0.29*** (2.66)	0.22*** (5.23)	0.23* (1.78)	0.21*** (5.51)	0.28*** (2.74)
Termes de l'échange international des biens industriels et agricoles	0.77*** (11.02)	0.59*** (5.93)	0.77*** (11.3)	0.60*** (6.04)	0.45*** (5.90)	0.45*** (5.78)	0.77*** (10.95)	0.63*** (6.19)	0.15*** (6.00)	0.43*** (5.85)
Rapport des productivités du travail industrie/agriculture	0.05*** (3.84)	0.12*** (2.51)	0.05*** (3.71)	0.12*** (2.84)	0.01 (1.03)	-0.04 (-1.00)	0.05*** (3.81)	0.12*** (2.56)	0.01 (0.79)	-0.03 (-0.82)
Breusch et Pagan LM test <sup>b</sup>	0.00		0.00		0.00		0.00		0.00	
Test spécifique de Hausman <sup>b</sup>	0.00		0.00		0.00		0.00		0.00	
DWH test d'endogénéité <sup>b</sup>		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00
Test de suridentification de Sargan <sup>b</sup>		0.99		0.989		0.991		0.989		0.987

Notes : b. P value. t-statistiques corrigés de l'hétéroscédasticité par la procédure de White sont indiqués entre parenthèses. \*\*\*=significatif au seuil de 1% ; \*\*=significatif au seuil de 5% ; \*=significatif au seuil de 10%. Toutes les variables sont exprimées en logarithmes naturels.



### Références

- Guillaumont Jeanneney (1993) “Les difficultés de mesure du taux de change réel : l’exemple du Sénégal ,” *Revue d’économie du développement*, n°1, 91-108.
- Guillaumont Jeanneney S. et P.Hua (1999) “Taux de change réel, industrialisation rurale et biais urbain en Chine,” *Revue d’économie du développement*, n°1-2, 131-157.
- Guillaumont Jeanneney S. et P.Hua (2001) “ How Does Real Exchange Rate Influence Income Inequality between Urban and Rural Areas in China ?” *Journal of Development Economics*, vol.64, 529-545.
- Harris Richard G. (2001) “Is there a Case for Exchange Rate Induced Productivity Declines” in (ed.) L. Schembri *Re-Visiting the Case for Flexible Exchange Rates*, Ottawa, Bank of Canada, , 277-309.
- Krugman P. (1989), “Surévaluation et accélération des productivités : un modèle spéculatif,” in Laussel D. and C. Montet (Eds.), *Commerce international et concurrence parfaite*, Paris, Economica, 121-135.
- Leibenstein H., (1957), *Economic Backwardness and Economic Growth*, New-York, Wiley.
- Leibenstein H., (1966), “Allocative Efficiency versus X-Efficiency,” *American Economic Review*, June, 392-415.
- OECD (2005) *Review of Agricultural Policies: China*, OCDE Publishing.
- Ravallion M. and S. Chen (2007) “China’s (Uneven) Progress against Poverty,” *Journal of Development Economics*, vol.82, 1-42.

## Annexe: Définitions et sources des variables

Nom de la variable	mode de calcul	la source
D : disparité des revenus entre la ville et la campagne	revenu réel par tête urbain divisé par revenu réel par tête rural (prix constants 2000)	China Statistical Yearbook
$\rho$ : taux de change effectif réel	prix à la consommation d'une province par rapport au prix moyen de ses partenaires, exprimé dans la même monnaie	FMI, <i>International Financial Statistics</i> <i>Direction of Trade</i> Khor, 1993
$\frac{P_u^*}{P_r^*}$ : termes de l'échange internationaux (en dollars) des biens industriels et des biens agricoles	rapport du prix mondial des biens manufacturés des pays en développement et du prix mondial des biens alimentaires	<i>International Trade Statistics Yearbook</i> <i>Monthly Bulletin of Statistics des Nations Unies</i> FMI, <i>International Financial Statistics</i>
$\frac{\theta_u}{\theta_r}$ : ratio relatif de protection des biens industriels et agricoles	rapport entre le taux de protection industrielle et le taux de protection agricole	<i>China Statistical Yearbook</i> , <i>China Yearbook of Rural Household Survey</i>
$\frac{Q_u}{N_u}$ / $\frac{Q_r}{N_r}$ : ratio relatif des productivités industrielle et rurale	rapport entre la productivité du travail dans l'industrie et la productivité du travail dans l'agriculture	China Statistical Yearbook
$\frac{Q_u}{N_u}$ : productivité du travail dans l'industrie	PIB réel du secteur secondaire divisé par le nombre d'employés de ce secteur	China Statistical Yearbook
$\frac{Q_r}{N_r}$ : production du travail agricole	production agricole en termes réels divisée par le nombre d'employés dans ce secteur.	China Statistical Yearbook