

# **Effizienz technique, croissance économique et égalité régionale en Chine : une approche de frontières stochastiques**

Rui HAO\* , Nong ZHU\*\*

Mai 2006

## **Résumé**

En appliquant la méthode de frontières stochastiques aux données provinciales, nous avons décomposé la croissance économique en Chine sur la période 1978-2003 en trois éléments : le progrès technique (déplacements de la frontière de production), le changement d'efficacité (rapprochements ou non par rapport à la frontière), et l'accumulation du capital physique (mouvements le long de la frontière). Ensuite, nous avons procédé à une analyse des effets de ces composantes en termes de croissance et de convergence régionale. Les résultats mettent en évidence que le changement d'efficacité domine la première phase des réformes et l'accumulation du capital devient le déterminant prépondérant de la croissance depuis le début des années 1990, tandis que la contribution du progrès technique reste limitée sur l'ensemble de la période étudiée. Parmi ces trois éléments, le changement d'efficacité a été le seul facteur favorable au processus de convergence. Cependant, ce rôle positif s'est affaibli au cours du temps en raison de l'augmentation des coûts d'imitation de connaissances techniques et de l'absence des mécanismes parfaits de marché dans les zones intérieures aussi moins développées. Les provinces de la zone Ouest risquent d'être marginalisées. Sans intervention publique, la Chine sera confrontée à un problème de piège de sous-développement et à une accélération de l'aggravation des écarts régionaux. Par ailleurs, nos analyses cherchent à apporter une contribution au récent débat sur la convergence de la productivité globale des facteurs (PGF). Le progrès technique s'est avéré non-neutre, ce qui indique que celui-ci s'est produit le plus souvent dans les provinces développées ayant un ratio capital/travail élevé. Par rapport aux provinces développées, les provinces en retard ont connu une plus forte amélioration de l'efficacité qui a plus que compensé leurs faibles progrès techniques. Ceci explique la convergence de la PGF entre les provinces chinoises.

Mots clés : Décomposition de la croissance, Frontières stochastiques, Changement d'efficacité, Convergence

Code JEL : O30, O47, R11

---

\* CERDI, Université d'Auvergne, 65, boulevard François Mitterrand, 63000 Clermont-Ferrand (France).  
E-mail : [rui.hao@u-clermont1.fr](mailto:rui.hao@u-clermont1.fr).

\*\* INRS-UCS, 3465 Durocher, Montréal (QC) H2X 2C6 (Canada). E-mail : [nong.zhu@ucs.inrs.ca](mailto:nong.zhu@ucs.inrs.ca).

## 1. Introduction

L'approche « standard » de comptabilité de la croissance inaugurée par Solow (1956, 1957) distingue deux grands facteurs explicatifs de la croissance: l'accumulation du capital et la productivité globale des facteurs (PGF), calculée comme un résidu. La PGF est considérée souvent comme une mesure du progrès technique (au sens large) qui représente une manne qui tombe du ciel « *Manne from Heaven* ». En supposant un rythme de progrès technique identique dans toutes les économies, cette approche attribue les différences en termes de taux de croissance du revenu par tête entre économies au niveau où ce revenu se situe par rapport à son sentier d'équilibre de long terme de l'économie : une économie enregistre un taux de croissance par tête d'autant plus élevé qu'elle est éloignée de son sentier, du fait de la productivité marginale décroissante du capital. En d'autres termes, l'économie converge vers son sentier d'équilibre de long terme. Néanmoins, comme l'indiquent des études empiriques, les différences de croissance entre économies s'expliquent pour une grande partie par celles de PGF (voir, par exemple, Easterly et Levine (2001)). Ainsi, une attention particulière devrait être accordée à la convergence de la PGF<sup>1</sup>. C'est dans cette lignée de recherche que des travaux récents cherchent à mettre en évidence la diffusion du progrès technique comme une source des forces qui sous-tendent la convergence (Dowrick et Nguyen (1989), Wolff (1991), Dollar et Wolff (1994), Bernard et Jones (1995), Dougherty et Jorgenson (1996, 1997), Dowrick et Rogers (2002), Miller et Upadhyaya (2002)).

Par rapport à l'approche traditionnelle de comptabilité de la croissance, l'approche de frontières de production permet de décomposer l'évolution de la PGF en deux effets : effets liés au changement d'efficacité et ceux liés au progrès technique (au sens étroit). Ces deux effets ont des implications politiques très différentes et peuvent s'associer à l'analyse de la convergence, d'après Lucas (1988), Lau et Brada (1990), Fecher et Pestieau (1993), Färe *et al.* (1994), ainsi que Rau et Coelli (1998). Le changement d'efficacité reflète les mouvements vers la frontière (l'output dit « *best-practice* »), et correspond donc au rattrapage par les économies en retard vers la frontière technologique. Le progrès technique signifie désormais les déplacements de la frontière elle-même, induits par les innovations technologiques dans les économies « leaders ». La convergence ou non de la PGF va dépendre de l'arbitrage entre ces deux effets.

Cette approche de frontières est particulièrement pertinente pour l'analyse des trajectoires de croissance suivies par les provinces chinoises depuis les réformes. Amorcées en 1978 dans le secteur agricole, les réformes économiques en Chine ont été progressivement étendues à l'ensemble de l'économie. Les réformes ont été poussées par la motivation d'améliorer les inefficiences structurelles des activités économiques intrinsèques au système de planification centralisée. Les changements institutionnels et technologiques résultant des réformes ont augmenté l'efficacité de l'utilisation des ressources existantes et les productions des provinces se rapprochent dès lors de leurs frontières potentielles. En outre, la transition du régime vers une économie largement axée sur le marché peut également contribuer à la croissance de la PGF via les stimulations pour les innovations technologiques. Grâce à la croissance de la PGF mais aussi à l'intensification capitaliste, la Chine a connu une

---

<sup>1</sup> À ce propos, Stokey (1994, pp.51) indique que : « *It would be interesting, and perhaps valuable for policy purposes, to know how much of the conditional convergence is due to technological catching-up* ». Bernard and Jones (1996, pp.1043) soulignent que : « *We think that future work on convergence should focus much more carefully on technology ... How much the convergence that we observe is due to convergence in technology versus convergence in capital-labor ratios?* ». Voir également Temple (1999) et Islam (2003).

évolution remarquable avec un taux de croissance annuel du PIB réel par tête de l'ordre de 9%. Cependant, le décollage économique n'élimine pas les disparités régionales persistantes. Les provinces chinoises bénéficient de façon peu harmonieuse de cette croissance rapide. Dans ce contexte, l'objet de la présente étude est donc de proposer une analyse des rôles de différents éléments de croissance dans le processus de la croissance économique et de la convergence régionale. Pour ce faire, nous décomposerons la croissance de la productivité du travail (PIB/travailleur) de 30 provinces chinoises sur la période 1978-2003. La méthodologie retenue pour la décomposition est celle de frontières stochastiques qui permet de distinguer les deux voies à travers lesquelles les réformes ont favorisé la croissance de la PGF. Notre étude, bien que proche de celle de Kumar et Russell (2002) ainsi que de Henderson et Russell (2001), s'en distingue par le choix méthodologique. En effet, ces auteurs utilisent une des méthodes de frontières non-paramétriques, soit la méthode *DEA* (*Data Envelopment Analysis*).

La suite de notre analyse s'organise de la manière suivante. La section 2 présente le principe de la décomposition. La section 3 discute le modèle économétrique. La section 4 expose les données utilisées. La section 5 analyse les principaux résultats obtenus. Enfin, la section 6 conclut.

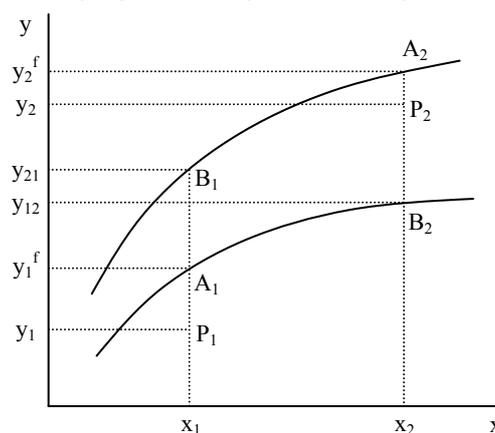
## 2. Décomposition de la croissance : méthodologie

Dans cette section, nous développons un modèle théorique dans le cadre de frontières de production pour décomposer la croissance de l'output<sup>2</sup>. Cette approche relâche l'hypothèse de l'approche standard de comptabilité de la croissance supposant que les productions se situent nécessairement sur la frontière. Deux éléments contributifs de la PGF sont identifiés : le progrès technique dû à l'innovation ou l'invention de nouvelles technologies par les économies « *best-practice* » ou leaders, et le changement d'efficacité suite à l'imitation ou

l'adoption de technologie par les économies en retard ou suiveuses. La croissance de l'output se décompose alors en trois éléments : le changement d'efficacité (rapprochements ou non par rapport à la frontière), le progrès technique (déplacements de la frontière elle-même) et l'effet de l'accroissement d'intrant (mouvements le long de la frontière). Le principe de cette décomposition est illustré dans le graphique 1 (voir également Nishimizu et Page (1982), Kalirajan *et al.* (1996)).

Etant donnée la technologie de chaque période, les points  $P_1$  et  $P_2$  correspondent aux productions observées  $y_1$  et  $y_2$  au temps 1 et 2 respectivement, alors que les frontières (les outputs potentiels)  $y_1^f$  et  $y_2^f$  sont désignées par les points  $A_1$  et  $A_2$ . Le point  $B_1$  correspond à la production supposée  $y_{21}$  avec l'intrant du temps 1 et la technologie du temps 2, et le point  $B_2$  à la production  $y_{12}$  avec l'intrant du temps 2 et la technologie du temps 1.

Graphique 1 : Principe de la décomposition



Source : Graphique emprunté à Wu (2000).

<sup>2</sup> L'output est la productivité du travail ( $y$ ) dans cette étude, mesurée par le PIB par travailleur ( $Y/L$ ).

Le ratio établi entre la production observée et l'output potentiel pour chaque période fournit un indicateur de l'efficacité technique<sup>3</sup> :

$$TE_t = y_t / y_t^f \quad (1)$$

Dès lors, la croissance de l'output peut s'écrire comme le produit du changement d'efficacité multiplié par le rapport de l'output potentiel au temps 2 sur celui au temps 1 :

$$\frac{y_2}{y_1} = \frac{y_2 / y_2^f}{y_1 / y_1^f} \cdot \frac{y_2^f}{y_1^f} = \frac{TE_2}{TE_1} \cdot \frac{y_2^f}{y_1^f} \quad (2)$$

En multipliant le numérateur et le dénominateur du rapport de l'output potentiel ( $\frac{y_2^f}{y_1^f}$ ) par  $y_{12}$  et  $y_{21}$  alternativement, nous obtenons :

$$\frac{y_2^f}{y_1^f} = \frac{y_2^f}{y_{12}} \cdot \frac{y_{12}}{y_1^f} \quad (3)$$

$$\frac{y_2^f}{y_1^f} = \frac{y_{21}}{y_1^f} \cdot \frac{y_2^f}{y_{21}} \quad (4)$$

L'équation (3) décompose le rapport de l'output potentiel en : (i) progrès technique ( $B_2 \rightarrow A_2$ ) mesuré par le déplacement de la frontière à l'intrant  $x_2$ , et (ii) effet de l'accroissement d'intrant ( $A_1 \rightarrow B_2$ ) sous l'état technologique 1. L'équation (4) le décompose en : (i) progrès technique ( $A_1 \rightarrow B_1$ ) mesuré par le déplacement de la frontière à l'intrant  $x_1$ , et (ii) effet de l'accroissement d'intrant ( $B_1 \rightarrow A_2$ ) sous l'état technologique 2. En l'absence de l'hypothèse du progrès technique neutre<sup>4</sup>, ces deux décompositions ne donnent pas les mêmes résultats. Nous adoptons alors la décomposition idéale au sens de *Fisher*, c'est-à-dire que le progrès technique (ou l'effet de l'accroissement d'intrant) est calculé comme la moyenne géométrique de ses deux mesures basées sur les deux périodes (d'après *Caves et al.* (1982), *Färe et al.* (1994), *Coelli et al.* (1997)). Il s'ensuit que :

$$\frac{y_2^f}{y_1^f} = \left( \frac{y_2^f}{y_{12}} \frac{y_{21}}{y_1^f} \right)^{1/2} \cdot \left( \frac{y_{12}}{y_1^f} \frac{y_2^f}{y_{21}} \right)^{1/2} \quad (5)$$

En substituant cette expression dans l'équation (2), nous obtenons finalement la décomposition tripartite de la croissance de la manière suivante :

<sup>3</sup> Cette étude emploie la mesure de l'efficacité technique en output (*output-oriented technical efficiency*). En fait, l'efficacité technique peut être mesurée soit en output, écart output observé et output potentiel, soit en inputs si l'on fixe l'output et que l'on cherche à regagner la frontière en réduisant les quantités de facteurs utilisées. Nous nous limiterons dans cette étude à la mesure la plus utilisée dans la littérature empirique des frontières paramétriques, à savoir la mesure en output. Pour une présentation plus détaillée des mesures de l'efficacité technique, Cf. par exemple *Fried et al.* (1993) et *Coelli et al.* (1997).

<sup>4</sup> Nos résultats suggèrent que l'hypothèse du progrès technique neutre au sens de *Hicks* a été rejetée. Ceci confirme l'idée que le progrès technique a lieu souvent dans les économies plus riches ou leaders.

$$\frac{y_2}{y_1} = \frac{TE_2}{TE_1} \cdot \left( \frac{y_2^f}{y_{12}} \frac{y_{21}}{y_1^f} \right)^{1/2} \cdot \left( \frac{y_{12}}{y_1^f} \frac{y_2^f}{y_{21}} \right)^{1/2} = ce \cdot ct \cdot ck \quad (6)$$

où  $ce$  désigne le changement d'efficacité,  $ct$  le progrès technique, et  $ck$  l'effet de l'accroissement d'intrant, ou l'accumulation du capital (l'intensification capitaliste, l'effet de « *capital deepening* ») dans cette étude. Nous allons ci-après montrer comment effectuer cette décomposition dans la pratique.

Nous reprenons le modèle proposé par Battese et Coelli (1995), soit le modèle de frontières avec facteurs explicatifs de l'inefficacité<sup>5</sup>. Ce modèle présente un avantage en ce sens qu'il permet non seulement de donner les mesures du changement d'efficacité et du progrès technique, mais aussi de tenir compte des facteurs éventuels ayant des effets sur l'inefficacité technique. La relation de production de frontières stochastiques est définie par :

$$\ln(y_{it}) = f(x_{it}, t, \beta) + v_{it} - u_{it}, \quad i=1,2,\dots,N \text{ et } t=1,2,\dots,T \quad (7)$$

où  $y_{it}$  représente l'output,  $x_{it}$  les intrants,  $f(\cdot)$  la forme fonctionnelle appropriée (par exemple, de type *translog* ou *Cobb-Douglas*),  $t$  le temps chronologique,  $\beta$  le vecteur des paramètres inconnus à estimer.  $v_{it} - u_{it}$  est le terme d'erreur aléatoire,  $v_{it}$  étant le bruit blanc et  $u_{it}$  l'effet d'inefficacité non-négatif distribué indépendamment selon une distribution normale tronquée, soit  $u_{it} \sim N(m_{it}, \sigma_u^2)$ .

L'équation des effets d'inefficacité technique est déterminée par :

$$u_{it} = z_{it} \delta + \omega_{it} \quad (8)$$

où  $z_{it}$  est le vecteur des variables qui sont soupçonnées d'avoir une influence sur l'inefficacité d'une économie,  $\delta$  le vecteur de leurs paramètres à estimer et  $\omega_{it}$  est une variable asymétrique suivant une distribution normale tronquée de moyenne zéro et de variance  $\sigma_u^2$ .

L'estimation de ce modèle de frontières stochastiques, c'est-à-dire de l'équation (7) et (8), peut être obtenue à l'aide des procédures du maximum de vraisemblance. Ceci est programmé dans FRONTIER élaboré par Coelli. L'indice d'efficacité technique pour l'économie  $i$  à la période  $t$  est défini par  $TE_{it} = E(\exp(-u_{it}) | \varepsilon_{it})$  avec  $\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it}$ . Les prédictions de tels indices sont fournies directement par FRONTIER. Nous pouvons donc calculer le changement d'efficacité technique entre deux périodes de la façon suivante<sup>6</sup> :

$$\text{Changement d'efficacité} = TE_{i2}/TE_{i1} \quad (9)$$

En dérivant l'équation (7) par rapport à  $t$ , nous pouvons obtenir la mesure du progrès technique. Il en résulte que, comme indiqué plus haut, le changement technologique entre deux périodes s'exprime comme la moyenne géométrique du progrès technique de ces deux périodes, soit :

$$\text{Progrès technique} = \left\{ \left[ 1 + \frac{\partial f(x_{i1}, t_1, \beta)}{\partial t_1} \right] \times \left[ 1 + \frac{\partial f(x_{i2}, t_2, \beta)}{\partial t_2} \right] \right\}^{1/2} \quad (10)$$

<sup>5</sup> Celui-ci s'appelle aussi le modèle des effets d'efficacité technique (*technical efficiency effects model*).

<sup>6</sup> Cf. Coelli *et al.* (1997), pp.233-234.

Etant donné  $ce$ ,  $ct$  et le rapport  $y_2/y_1$ ,  $ck$  pourrait être calculé d'après l'équation (6)<sup>7</sup>. Par conséquent, nous avons obtenu les trois éléments de la croissance de l'output, ce qui permet d'évaluer leurs contributions respectives à la croissance et leurs effets sur la convergence.

### 3. Spécification du modèle économétrique

La méthodologie ici retenue pour la décomposition de la croissance, à savoir l'approche de frontières stochastiques, nécessite une spécification particulière de la forme de la fonction de production (voir l'équation (7)). Puisqu'il n'est pas possible de juger *a priori* la spécification qui correspond au bon processus générateur des données, nous effectuons les régressions à partir de la fonction de production de type *translog*, puis cherchons la forme fonctionnelle appropriée au travers des tests du rapport de vraisemblance<sup>8</sup>. Nous utilisons ensuite cette spécification choisie pour décomposer la croissance.

Une version en panel de la fonction de production de type *translog* est la suivante :

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_K \ln K_{it} + \beta_L \ln L_{it} + (\frac{1}{2})\beta_{KK}(\ln K_{it})^2 + (\frac{1}{2})\beta_{LL}(\ln L_{it})^2 + \beta_{KL} \ln K_{it} \ln L_{it} + \beta_{Kt} \ln K_{it} t + \beta_{Lt} \ln L_{it} t + \beta_t + \beta_{it} t^2 + v_{it} - u_{it} \quad (11)$$

où  $Y$ ,  $K$ , et  $L$  correspondent au volume de l'output, du capital et du travail,  $t$  désigne le temps chronologique.

Si nous supposons l'hypothèse de rendements d'échelle constants (REC)<sup>9</sup>, alors nous avons :

$$\beta_K + \beta_L = 1, \beta_{Kt} + \beta_{Lt} = 0, \beta_{KK} + \beta_{KL} = \beta_{LL} + \beta_{KL} = 0 \quad (12)$$

En intégrant l'équation (12) dans l'équation (11), nous obtenons, après quelques manipulations, l'équation de la fonction de production à estimer comme suit :

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_K \ln k_{it} + (\frac{1}{2})\beta_{KK}(\ln k_{it})^2 + \beta_{Kt} \ln k_{it} t + \beta_t + \beta_{it} t^2 + v_{it} - u_{it} \quad (13)$$

ainsi que l'équation des effets d'inefficience technique à estimer:

$$u_{it} = \delta_1 d_1 + \delta_2 d_2 + \delta_3 d_3 + \delta_4 d_1 t + \delta_5 d_2 t + \delta_3 d_3 t + \omega_{it} \quad (14)$$

où  $y$  correspond à la productivité du travail (PIB par travailleur) et  $k$  au ratio capital/travail (capital par travailleur),  $d_j$ ,  $j=1,2,3$  sont les variables binaires indiquant respectivement l'appartenance à la zone Est, Centre et Ouest de la Chine, et la valeur 0 dans les autres cas.

<sup>7</sup> Notons que le produit  $ce-ct$  représente l'indice Malmquist de PGF (*Malmquist TFP Index*). Cet indice peut être calculé également par l'approche non-paramétrique de frontières de production, par exemple, la méthode *DEA* (*Data Envelopment Analysis*). Voir notamment Berger et Humphrey (1997) et Coelli *et al.* (1997) pour une comparaison entre l'approche paramétrique de frontières et celle non-paramétrique.

<sup>8</sup> Le calcul de la statistique du rapport de vraisemblance peut s'opérer comme suit :

$$RV = -2 \{ \ln[\text{vraisemblance}(H_0)] - \ln[\text{vraisemblance}(H_1)] \}$$

qui suit asymptotiquement une loi du chi-deux ayant comme degrés de liberté le nombre de restrictions sous l'hypothèse nulle. Coelli *et al.* (1997, pp.201) valide l'utilisation de cette statistique pour tester l'équation correspondant au bon processus générateur des données.

<sup>9</sup> Il semble que cette hypothèse de rendements d'échelle constants soit forte. Cependant, nous l'imposons pour éclaircir le principe de la décomposition illustré dans le graphique 1.

#### 4. Données

Le modèle ci-dessus a été appliqué à un échantillon couvrant les 30 provinces chinoises au cours de la période de 1978-2003. Les données sur la municipalité de Chongqing récemment établie ne sont disponibles qu'à partir de l'année 1996. Nous l'avons donc rassemblé avec la province d'origine du Sichuan. Cette base de données provient essentiellement du « *Comprehensive Statistical Data and Materials on 50 years of New China* » (1999). Nous l'avons ensuite complétée, pour les années les plus récentes, à partir du « *China Statistical Yearbook* » (2000 à 2004). Pour les observations manquantes, nous faisons appel au « *China regional Economy : A Profile of 17 Years of Reform and Opening-up* » (1996) et au « *The Gross Domestic Product of China 1952-1995* » (1997). Dans ce qui suit, nous présentons brièvement les traitements associés aux variables utilisées dans cette étude.

Output,  $Y_{it}$

L'output est mesuré par le Produit Intérieur Brut (PIB) en valeur réelle par province et par année. Les données du PIB réel sont en *yuan* constants de 1995.

Stock de capital physique,  $K_{it}$

La quantité de capital physique est calculée par la méthode de l'inventaire permanent (*perpetual inventory method*) dont l'expression est caractérisée par

$$K_{i,t} = K_{i,t-1}(1-\delta) + I_{i,t}$$

où  $I_{i,t}$  représente l'investissement en capital fixe par province et par année mesuré en prix constants de 1995,  $\delta$  caractérise le taux de dépréciation annuel du capital supposé égal à 9,6% pour toutes les provinces<sup>10</sup>. Le calcul des stocks de capital physique concerne par ailleurs le choix de l'année initiale ainsi que l'estimation du capital pour cette année,  $K_{i,0}$ . Le choix de l'année initiale, bien qu'arbitraire, est particulièrement important parce que les calculs du capital pour les années suivantes dépendront de la valeur de capital estimée à cette année. Etant donnée la période d'analyse 1978-2003, la sélection de l'année 1952 au lieu de l'année 1978 comme année initiale se justifie donc par l'idée que l'estimation du capital à l'année plus lointaine va exercer une influence moins marquée sur les évaluations de capital aux années suivantes. Les données concernées ne sont disponibles qu'à partir de l'année 1952. Le stock de capital à l'année 1952 est estimé simplement par l'investissement à cette année divisé par 10%<sup>11</sup>.

Travail,  $L_{it}$

La force de travail est mesurée par le nombre de travailleurs employés par province et par année.

Après avoir obtenu  $Y_{it}$ ,  $K_{it}$  et  $L_{it}$ , nous pouvons calculer ainsi les données sur les variables telles que  $y_{it}$  et  $k_{it}$  dont les statistiques descriptives sont présentées dans le tableau 1. Nous constatons de fortes inégalités entre les trois désagréments spatiales (la zone Est, Centre et Ouest) et à l'intérieur de chaque zone.

---

<sup>10</sup> De nombreux travaux dans le domaine prennent la valeur de 5% comme le taux de dépréciation du capital, tant pour le cas de la Chine que pour les autres pays. Toutefois, dans leurs travaux récents, Zhang *et al.* (2004) ont effectué les calculs détaillés pour les stocks de capital physique des provinces chinoises. Il nous paraît plus opportun d'employer leurs résultats en ce qui concerne le taux de dépréciation de 9,6%.

<sup>11</sup> Cf. Zhang *et al.* (2004) pour la justification de cette estimation, voir précédente note 10.

**Tableau 1 : Statistiques descriptives des données de PIB/travailleur et de capital/travail en Chine, 1978-2003**

	Variables	Moyenne	Ecart-type	Coefficient de variation	Nombre d'observations
<b>Est</b> 12 provinces	<i>y</i>	12489,89	11536,82	0,92	312
	<i>k</i>	24411,76	28395,75	1,16	
<b>Centre</b> 9 provinces	<i>y</i>	7117,52	4692,51	0,66	234
	<i>k</i>	11105,06	8550,14	0,77	
<b>Ouest</b> 9 provinces	<i>y</i>	5341,57	3549,11	0,66	234
	<i>k</i>	11899,80	9838,12	0,83	
<b>National</b> 30 provinces	<i>y</i>	8733,68	8566,35	0,98	780
	<i>k</i>	16666,16	20319,06	1,22	

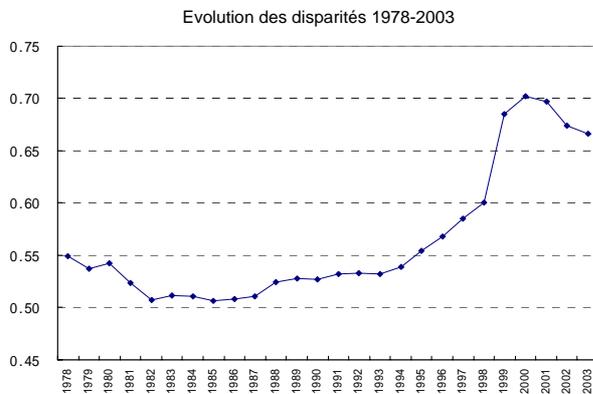
*Note* : La variable *y* signifie le PIB/travailleur et la variable *k* le ratio capital/travail. Le coefficient de variation est défini comme étant le rapport Ecart-type/Moyenne. Selon la régionalisation tripartite adoptée dans le 7<sup>e</sup> plan quinquennal chinois (1986-1990), la « zone Est » est constituée de 12 provinces (Beijing, Tianjin, Hebei, Liaoning, Shanghai, Jiangsu, Zhejiang, Shandong, Fujian, Guangdong, Guangxi, Hainan), la « zone Centre » de 9 provinces (Shanxi, Mongolie intérieure, Jilin, Heilongjiang, Anhui, Jiangxi, Henan, Hubei, Hunan) et la « zone Ouest » de 9 provinces (Sichuan, Guizhou, Yunnan, Tibet, Shaanxi, Gansu, Qinghai, Ningxia, Xinjiang). La zone Est est classifiée également comme la « zone côtière », tandis que la zone Centre et la zone Ouest sont souvent regroupées dans la catégorie dite « intérieure ».

*Source* : National Bureau of Statistics of China, calculs des auteurs.

Le graphique 2 donne l'examen du coefficient de variation du PIB par travailleur au niveau de l'ensemble de l'échantillon au cours de la période 1978-2003, ce qui permet de donner un aperçu global de l'évolution des disparités régionales. La courbe présente une tendance à la convergence du sens de  $\sigma$  entre provinces jusqu'à la fin des années 1980, puis à la divergence au cours des années 1990.

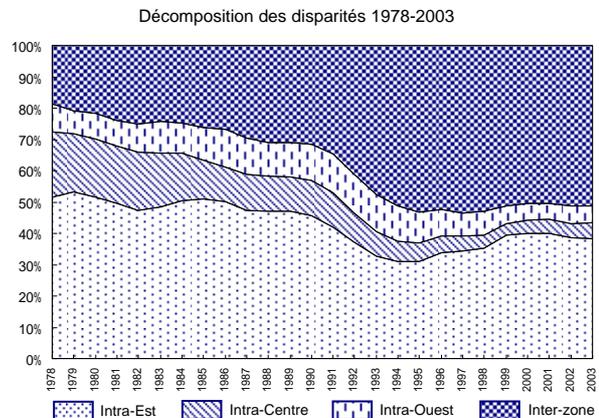
A l'aide de l'indicateur de *Theil* (Shorrocks (1980)), les disparités globales ont été décomposées en disparités inter-zones et intra-zones, leurs contributions respectives étant illustrées dans le graphique 3. Il est constaté que la contribution des disparités intra-Centre et celle des disparités intra-Ouest restent limitées et stables pour l'ensemble de la période. Expliquant initialement la majeure partie de la disparité globale, la contribution des disparités intra-Est tend à s'affaiblir (de 51,5% à 38,3% entre 1978 et 2003). A l'inverse, la contribution des disparités entre zones s'est fortement accélérée (de 18,5% à 51,3% entre 1978 et 2003). En particulier, c'est à partir du début des années 1990 que les disparités inter-zones se sont substituées aux disparités intra-Est comme le facteur dominant des disparités globales.

**Graphique 2 : Coefficient de variation du PIB/travailleur**



*Source* : Calculs des auteurs.

**Graphique 3 : Indicateur de Theil du PIB/travailleur**



*Source* : Calculs des auteurs.

## 5. Résultats empiriques

L'analyse empirique se déroulera en trois parties. Dans un premier temps, la spécification des équations utilisées pour la décomposition de la croissance sera déterminée par les tests du rapport de vraisemblance. Dans un second temps, nous allons décomposer la croissance de la productivité du travail en trois éléments par la méthode discutée dans la section 2. Nous procédons ensuite à un questionnement sur les rôles de ces éléments en termes de croissance et de convergence. Enfin, nous examinons l'évolution de la convergence du changement d'efficacité.

### 5.1 Estimations et tests du modèle de frontières stochastiques

L'application du modèle économétrique de frontières stochastiques conduit aux résultats présentés dans le tableau 2. Cinq estimations ont été effectuées par la méthode du maximum de vraisemblance. La régression 1 découlant des équations (13) et (14) nous servira de spécification de référence où la fonction de production est de type *translog*. Ces équations sont par la suite reestimées lorsque certaines des variables ont été omises, les résultats étant donnés dans les colonnes marquées par les régressions 2-5.

Un premier résultat important qui ressort du tableau 2 concerne le test sur l'existence ou non des effets d'inefficacité technique tel que :

$$H_0 : \gamma = 0 \quad \text{contre} \quad H_1 : \gamma > 0 \quad \text{avec} \quad \gamma \equiv \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2), \quad 0 \leq \gamma \leq 1$$

La statistique calculée est supérieure à la valeur critique lue<sup>12</sup> pour les cinq régressions. L'hypothèse nulle de l'absence des effets d'inefficacité technique a été ainsi rejetée. Dès lors, l'intégration du terme d'inefficacité dans le terme d'erreur aléatoire se justifie pour le modèle étudié.

Un deuxième résultat important concerne la détermination de la forme fonctionnelle qui correspond au bon processus générateur des données. Cela porte sur la sélection parmi les régressions concurrentes selon la statistique du rapport de vraisemblance qui suit une loi du chi-deux standard. Tout d'abord, le test de la régression 2 contre la régression 1 indique que la variable  $(\ln k)^2$  doit être éliminée de la spécification de référence. En effet, si nous calculons l'élasticité à partir du coefficient  $\ln k$  et la mettons à zéro, le point de détournement des  $\ln k$  satisfera à  $-0,310 + 0,088 \ln k^* + 0,010 t = 0$ . Comme  $t \in [1, 26]$ , alors  $\ln k^* \in [0,591, 3,416]$ . Puisque toutes les valeurs des données sur  $\ln k$  sont supérieures à  $\ln k^*$ , l'omission de  $(\ln k)^2$  nous apparaît raisonnable.

Le test de la régression 3 contre la régression 2 consiste à justifier l'inclusion de la variable  $(\ln k)t$  qui reflète le progrès technique non-neutre au sens de *Hicks*. La statistique obtenue s'élevant à 216,789 et étant supérieure à la statistique lue 14,067 à 7 degrés de liberté, nous rejetons l'hypothèse nulle du choix de la régression 3. Du fait que cette variable doit être incluse dans la fonction de production, le progrès technique est caractérisé ainsi par la non-neutralité au sens de *Hicks*. Les avancées technologiques majeures semblent avoir eu lieu souvent dans les principales provinces développées.

---

<sup>12</sup> Il faut noter que la statistique de ce test est distribuée selon une loi du chi-deux mixte (*mixed chi-square distribution*) dont les valeurs critiques sont présentées dans le tableau 1 des travaux de Kodde et Palm (1986). Cf. Coelli *et al.* (1997, pp.214).

**Tableau 2 : Estimations et tests du modèle de frontières stochastiques**

Variable dépendante :  $\ln y = \ln(\text{PIB}/\text{travailleur})$

Variable	Coefficient	Régression 1	Régression 2	Régression 3	Régression 4	Régression 5
Constante	$\beta_0$	8,370*** (5,057)	5,431*** (20,663)	2,387** (2,406)	2,745*** (19,640)	4,309*** (4,342)
$\ln k$	$\beta_1$	-0,310 (-0,769)	0,409*** (13,299)	0,705*** (5,366)	0,680*** (47,621)	0,464*** (2,867)
$(\ln k)^2$	$\beta_2$	0,044** (1,778)				
$(\ln k)t$	$\beta_3$	0,010** (2,082)	0,017*** (10,001)			0,015 (0,183)
$t$	$\beta_4$	-0,091** (-2,227)	-0,157*** (-12,629)	-0,008 (-0,181)	0,003 (0,808)	-0,118 (-0,140)
$t^2$	$\beta_5$	-0,000* (-1,618)	-0,001** (-2,110)	0,001 (0,667)		-0,000 (-0,058)
$d_1$	$\delta_1$	0,822*** (15,800)	0,821*** (14,510)	-0,028 (-0,029)	0,508*** (6,009)	-0,184 (-0,186)
$d_2$	$\delta_2$	0,985*** (16,743)	0,981*** (16,251)	-0,097 (-0,098)	0,496*** (4,966)	-0,164 (-0,165)
$d_3$	$\delta_3$	1,213*** (20,526)	1,169*** (22,398)	0,486 (0,597)	0,804*** (9,780)	0,353 (0,371)
$d_{1t}$	$\delta_4$	-0,035*** (-7,642)	-0,042*** (-8,521)	-0,016 (-0,051)	-0,031*** (-6,358)	
$d_{2t}$	$\delta_5$	-0,048*** (-8,909)	-0,054*** (-9,780)	-0,028 (-0,058)	-0,028*** (-5,074)	
$d_{3t}$	$\delta_6$	-0,036*** (-11,683)	-0,036*** (-11,967)	-0,003 (-0,202)	-0,018*** (-4,669)	
<b>Paramètres</b>						
sigma-carré ( $\sigma_u^2 + \sigma_v^2$ )		0,048*** (11,279)	0,054*** (13,089)	0,078 (0,314)	0,059*** (9,926)	0,067 (0,105)
Gamma ( $\gamma$ )		0,974*** (40,457)	0,955*** (46,808)	0,703 (0,707)	0,746*** (13,449)	0,331 (0,331)
log(vraisemblance)		220,567	219,352	110,957	144,266	100,541
Nombre de restrictions (degrés de liberté)		7	7	7	7	4
Nombre d'observations		780	780	780	780	780
<b>Tests <sup>a</sup></b>						
<i>Test sur les effets d'efficacité technique <sup>b</sup></i>						
$H_0 : \gamma = 0$		-5,362	-12,211	-49,007	-49,009	-12,211
$H_1 : \gamma > 0$		220,567	219,352	110,957	144,266	100,541
Statistique du RV		451,859**	463,126**	319,928**	386,551**	225,504**
Valeur critique <sup>d</sup>		13,401	13,401	13,401	13,401	8,761
Résultat du test		rejeter $H_0$	rejeter $H_0$	rejeter $H_0$	rejeter $H_0$	rejeter $H_0$
<i>Test sur la spécification du modèle <sup>c</sup></i>						
$H_0$		Régression 2		Régression 3	Régression 4	Régression 5
$H_1$		Régression 1		Régression 2	Régression 2	Régression 2
Statistique du RV		2,431		216,789**	150,171**	237,622**
Valeur critique <sup>d</sup>		14,067		14,067	14,067	9,488
Résultat du test		accepter $H_0$		rejeter $H_0$	rejeter $H_0$	rejeter $H_0$
En faveur de		Régression 2		Régression 2	Régression 2	Régression 2

Notes : Les  $t$  de Student sont indiquées entre parenthèses. \*\*\* résultat significatif au seuil de 1% ; \*\* résultat significatif au seuil de 5% ; \* résultat significatif au seuil de 10%.

<sup>a</sup> : La statistique de test du RV est définie par  $RV = -2 \{ \ln[\text{vraisemblance}(H_0)] - \ln[\text{vraisemblance}(H_1)] \}$ .

<sup>b</sup> : Ce test permet de tester l'existence ou non des effets d'inefficacité technique dans le modèle étudié. La statistique du test suit une loi du chi-deux mixte (*mixed chi-square distribution*) avec la valeur critique trouvée dans le tableau 1 des travaux de Kodde et Palm (1986).

<sup>c</sup> : Ce test est utilisé pour sélectionner la spécification satisfaisante du modèle. La statistique du test est distribuée selon une loi du chi-deux standard.

<sup>d</sup> : Les valeurs critiques présentées ici sont au seuil de 5%.

La régression 4 implique une fonction de production de type *Cobb-Douglas*. Le résultat du test met en évidence que cette forme fonctionnelle n'est pas une bonne représentation pour nos données.

Le dernier test amène à valider les trois variables explicatives croisées,  $d_{jt}$ , dans l'estimation de l'équation des effets d'inefficience technique. La statistique calculée (237,622) est supérieure à celle lue, ce qui conduit à rejeter l'hypothèse nulle que la régression 5 représente le bon processus générateur des données.

En conclusion, la spécification dans la régression 2 apparaît comme la bonne représentation du processus générateur des données. La décomposition de la croissance ci-après sera réalisée à partir des résultats de cette régression.

D'autres enseignements intéressants peuvent être tirés du tableau 2 quant aux différences régionales pour améliorer les inefficiences. En dérivant l'équation des effets d'inefficience technique par rapport à  $d_1$ ,  $d_2$  et  $d_3$ , respectivement, nous aurons :

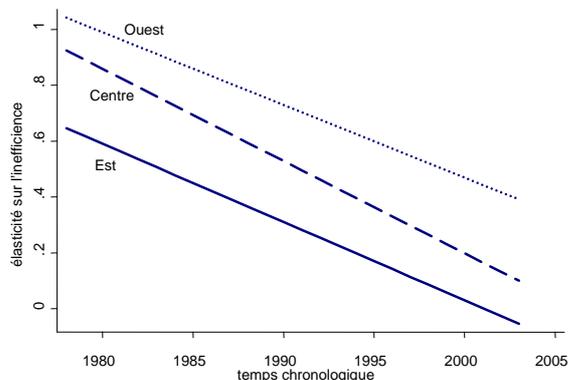
- Elasticité de l'appartenance à la zone Est sur l'inefficience =  $0,821-0,042t$
- Elasticité de l'appartenance à la zone Centre sur l'inefficience =  $0,981-0,054t$
- Elasticité de l'appartenance à la zone Ouest sur l'inefficience =  $1,169-0,036t$

Nous constatons alors que les inefficiences de ces trois zones tendent à diminuer dans le temps (voir graphique 4). Toutefois, les performances concernant la réduction des inefficiences sont différentes entre les zones. Calculons maintenant la différence entre élasticité Est et élasticité Centre ainsi que celle entre élasticité Centre et élasticité Ouest :

- Différence entre élasticité Centre et celle Est :  $0,160-0,012t > 0$
- Différence entre élasticité Ouest et celle Centre :  $0,188+0,018t > 0$

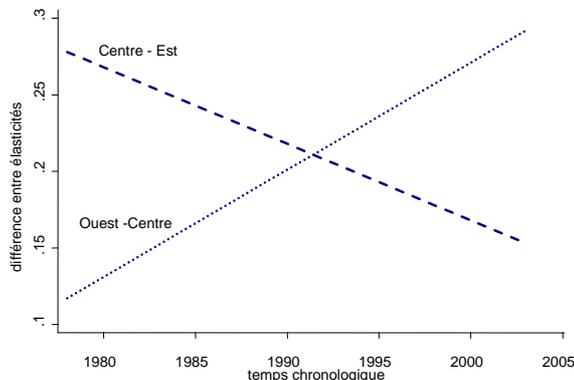
Il apparaît, dès lors, que les inefficiences à la zone Centre sont plus importantes que celles à la zone Est, pendant que les inefficiences à la zone Ouest sont plus importantes que celles à la zone Centre. De plus, la différence entre Est et Centre tend à décroître, tandis que la différence entre Centre et Ouest tend à augmenter (voir graphique 5). Ces résultats révèlent un processus de rattrapage vers la zone Est de la zone Centre et une situation peu optimiste pour les provinces de la zone Ouest.

**Graphique 4 : Elasticités des zones sur les inefficiences**



Source : Calculs des auteurs.

**Graphique 5 : Différences entre élasticités**



Source : Calculs des auteurs.

## 5.2 Décomposition tripartite de la croissance

A partir des résultats de la régression 2, la croissance de la productivité du travail (PIB/travailleur) a été décomposée en trois éléments avec la méthodologie présentée dans la section 2. L'analyse de la  $\sigma$ -convergence ayant mis en évidence l'existence d'un processus de convergence jusqu'au début des années 1990<sup>13</sup>, il convient de découper l'ensemble de la période 1978-2003 en deux sous-périodes, soit les années 1978-1990 et 1990-2003. Les résultats de la décomposition sont montrés par le tableau 3<sup>14</sup>.

Tableau 3 : Décomposition tripartite de la croissance

Province	$y_2/y_1 = ce \cdot ct \cdot ck$											
	1978-2003				1978-1990				1990-2003			
	$y_2/y_1$	<i>ce</i>	<i>ct</i>	<i>ck</i>	$y_2/y_1$	<i>ce</i>	<i>ct</i>	<i>ck</i>	$y_2/y_1$	<i>ce</i>	<i>ct</i>	<i>ck</i>
Beijing	5,61	0,73	1,00	7,67	2,01	0,82	0,99	2,45	2,79	0,89	1,01	3,11
Tianjin	9,17	1,51	1,01	6,00	1,90	1,12	1,00	1,69	4,82	1,35	1,01	3,53
Hebei	7,33	2,13	0,99	3,48	1,89	1,68	0,98	1,15	3,87	1,26	0,99	3,09
Liaoning	5,66	1,79	1,00	3,15	1,69	1,33	1,00	1,27	3,35	1,35	1,00	2,48
Shanghai	9,24	1,03	1,01	8,87	2,10	0,95	1,00	2,20	4,40	1,08	1,02	4,00
Jiangsu	14,05	1,87	0,99	7,59	2,73	1,43	0,98	1,95	5,14	1,31	1,00	3,94
Zhejiang	13,11	2,29	0,99	5,77	2,65	1,83	0,98	1,47	4,95	1,25	1,00	3,98
Fujian	10,99	2,37	0,99	4,67	2,53	1,70	0,99	1,51	4,34	1,39	1,00	3,13
Shandong	9,75	2,24	0,99	4,40	2,30	1,63	0,98	1,43	4,25	1,37	0,99	3,13
Guangdong	12,81	2,21	0,99	5,85	3,08	1,89	0,98	1,65	4,16	1,17	1,00	3,58
Guangxi	5,03	3,22	0,99	1,58	1,58	1,67	0,99	0,95	3,19	1,92	0,98	1,68
Hainan	8,48	2,70	1,00	3,15	2,30	1,50	1,00	1,54	3,68	1,80	1,00	2,04
<b>Est<sup>a</sup></b>	<b>9,27</b>	<b>2,01</b>	<b>1,00</b>	<b>5,18</b>	<b>2,23</b>	<b>1,46</b>	<b>0,99</b>	<b>1,61</b>	<b>4,08</b>	<b>1,35</b>	<b>1,00</b>	<b>3,14</b>
Shanxi	5,73	1,97	0,99	2,94	1,91	1,71	0,98	1,14	3,00	1,15	0,99	2,63
Mongolie int.	7,24	2,08	0,99	3,52	2,16	1,68	0,98	1,31	3,35	1,24	0,99	2,73
Jilin	6,11	1,95	0,99	3,15	1,54	1,36	0,99	1,15	3,96	1,43	0,99	2,79
Heilongjiang	4,07	1,36	1,00	3,00	1,54	0,99	1,00	1,56	2,64	1,37	1,00	1,93
Anhui	6,50	2,93	0,98	2,26	1,94	1,49	0,98	1,32	3,35	1,96	0,98	1,74
Jiangxi	7,37	2,51	0,98	3,00	1,94	1,92	0,97	1,04	3,79	1,31	0,98	2,96
Henan	6,26	2,73	0,98	2,33	2,16	1,83	0,98	1,20	2,90	1,49	0,98	1,98
Hubei	8,86	2,74	0,99	3,26	2,27	2,02	0,98	1,14	3,90	1,36	0,99	2,90
Hunan	5,59	2,56	0,98	2,22	1,76	1,61	0,98	1,12	3,17	1,59	0,98	2,02
<b>Centre<sup>a</sup></b>	<b>6,41</b>	<b>2,31</b>	<b>0,99</b>	<b>2,85</b>	<b>1,91</b>	<b>1,62</b>	<b>0,98</b>	<b>1,22</b>	<b>3,34</b>	<b>1,43</b>	<b>0,99</b>	<b>2,41</b>
Sichuan	6,47	2,86	0,99	2,30	1,91	1,86	0,98	1,04	3,39	1,53	0,98	2,24
Guizhou	4,30	2,74	0,98	1,60	1,84	1,86	0,98	1,01	2,34	1,47	0,98	1,62
Yunnan	5,19	3,00	0,99	1,75	2,09	2,46	0,98	0,86	2,49	1,22	0,98	2,08
Tibet	6,56	1,57	0,97	4,30	2,11	1,80	0,96	1,22	3,11	0,87	0,98	3,66
Shaanxi	5,34	2,40	0,99	2,25	2,05	1,58	0,99	1,31	2,61	1,52	0,99	1,73
Gansu	4,45	2,80	0,99	1,61	1,38	1,74	0,98	0,81	3,22	1,61	0,98	2,04
Qinghai	3,73	1,36	1,00	2,74	1,49	1,25	0,99	1,20	2,51	1,09	1,00	2,31
Ningxia	4,16	2,02	1,00	2,06	1,85	1,65	1,00	1,12	2,25	1,23	1,00	1,84
Xinjiang	7,68	1,70	1,00	4,52	2,73	1,65	0,99	1,67	2,81	1,03	1,00	2,73
<b>Ouest<sup>a</sup></b>	<b>5,32</b>	<b>2,27</b>	<b>0,99</b>	<b>2,57</b>	<b>1,94</b>	<b>1,76</b>	<b>0,99</b>	<b>1,14</b>	<b>2,75</b>	<b>1,28</b>	<b>0,99</b>	<b>2,25</b>
<b>National<sup>a</sup></b>	<b>7,23</b>	<b>2,18</b>	<b>0,99</b>	<b>3,70</b>	<b>2,05</b>	<b>1,60</b>	<b>0,99</b>	<b>1,35</b>	<b>3,46</b>	<b>1,35</b>	<b>0,99</b>	<b>2,65</b>
Coef. de variation	0,38	0,28	0,01	0,52	0,20	0,21	0,01	0,28	0,23	0,19	0,01	0,28
Contribution (%) <sup>b</sup>		39,39	-0,51	66,14		65,47	-1,40	41,81		24,18	-0,81	78,51

Notes : <sup>a</sup> : Cela signifie les moyennes à la zone Est, Centre, Ouest et à la Chine, respectivement.

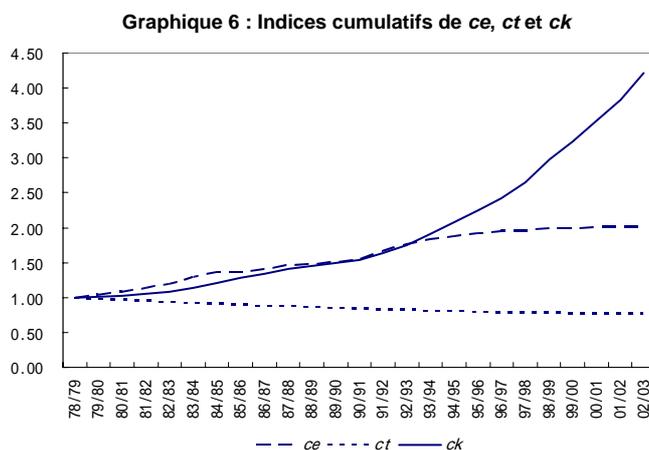
<sup>b</sup> : La contribution de chaque élément à la croissance est calculée par  $\ln(ce, ct \text{ ou } ck) / \ln(y_2/y_1)$  dont les résultats sont en %.

<sup>13</sup> En outre, de nombreuses études ont montré le résultat similaire, voir par exemple Jian *et al.* (1996), Démurger *et al.* (2002), ainsi que Cai *et al.* (2002).

<sup>14</sup> Il faut cependant garder à l'esprit un certain nombre de limites aux résultats obtenus. En particulier, l'omission du capital humain nous invite à être très prudent. Nous effectuons donc une autre analyse en intégrant la variable du capital humain dans notre modèle. La description des données du capital humain et les résultats sont donnés en annexe A. Les principales conclusions obtenues sont similaires à celles de la présente analyse.

Les observations des résultats révèlent des enseignements importants sur les rôles de ces trois éléments en matière de croissance et de convergence. En premier lieu, pour ce qui est de la croissance des provinces chinoises, l'impact du progrès technique (*ct*) demeure d'un ordre de grandeur limité sur l'ensemble de la période. Sa contribution à la croissance, qui reflète principalement l'effet des innovations technologiques, est toujours négative<sup>15</sup>. Etant initialement le déterminant essentiel de la croissance, la contribution du changement d'efficacité technique (*ce*) s'est affaiblie fortement dans le temps (passant de 65,47% sur 1978-1990 à 24,18% sur 1990-2003). En revanche, la contribution de l'accumulation du capital (*ck*) s'est accélérée très fortement, cette accélération est particulièrement marquée et sa contribution devient nettement supérieure à celle du changement d'efficacité sur la période 1990-2003. Cela implique qu'au début des années 1990, l'investissement en capital a été le moteur principal de la croissance chinoise.

Cette évolution de la contribution de *ct*, *ce* et *ck* est plus manifeste si nous traçons un graphique des indices cumulatifs (enchaînés). Les résultats des indices cumulatifs (présentés en annexe B) sont illustrés par le graphique 6.



En second lieu, la comparaison entre zones concernant les contributions respectives de *ce*, *ct* et *ck* permet de fournir des enseignements en termes de convergence. Une telle comparaison est résumée dans le tableau 4.

**Tableau 4 : Comparaison entre contribution à la croissance de ce, ct et ck des différentes zones**

	1978-2003	En faveur de	1978-1990	1990-2003
<i>ce</i>	Centre > Ouest > Est	convergence	Ouest > Centre > Est	Centre > Est > Ouest
<i>ct</i>	Est > Ouest > Centre	divergence	Est > Ouest > Centre	Est > Centre > Ouest
<i>ck</i>	Est > Centre > Ouest	divergence	Est > Centre > Ouest	Est > Centre > Ouest

Pour la zone Est, la part du progrès technique (*ct*) dans la croissance est relativement élevée par rapport à celle des autres zones. Ce constat n'a rien d'étonnant : rappelons que, dans la régression 2, les coefficients de *t* et de *t*<sup>2</sup> sont négatifs, tandis que le coefficient de  $(\ln k)t$  est positif. Pour avoir un progrès technique positif,  $\ln k$  doit être suffisamment élevé. Ainsi, ce sont les provinces avec le ratio capital/travail plus élevé (souvent celles plus riches) qui possèdent un taux plus important du progrès

<sup>15</sup> La reconstruction du régime économique peut retarder le progrès technique (voir Färe et al. (1995), Portes (1992), et Reynold (1987)).

technique. Il apparaît, dès lors, que le progrès technique exerce une influence défavorable sur le processus de convergence des provinces chinoises.

Une évaluation similaire peut être tirée quant à la part de l'accumulation du capital ( $ck$ ). Le niveau de la part de  $ck$  de la zone Est est toujours beaucoup plus élevé que celui de la zone Centre et Ouest. Du fait que les provinces prospères ont bénéficié davantage de l'effet d'accumulation du capital (*capital deepening*), une tendance à la divergence est envisagée.

Concernant le changement d'efficacité technique ( $ce$ ), son effet sur la convergence est contraire à celui du progrès technique et de l'accumulation du capital. Malgré sa contribution décroissante à la croissance, le changement d'efficacité, qui correspond aux transferts ou à l'assimilation de connaissances technologiques, constitue toutefois un facteur majeur de convergence : sur l'ensemble de la période, les zones Centre et Ouest disposent d'une part de  $ce$  dans la croissance plus élevée que la zone Est. Ce constat reflète le processus de rattrapage des provinces en retard au travers de la diffusion technologique, ce qui est cohérent avec les résultats obtenus par Démurger (2000). Cet auteur montre en effet des effets de voisinage, qui suggèrent la possibilité d'une diffusion progressive du progrès économique à partir des régions les plus avancées dans la modernisation et le processus de réformes. Il faut noter désormais que la zone Ouest, ayant le niveau le plus élevé de la part de  $ce$  sur la période 1978-1990, est tombée au dernier ordre sur la période 1990-2003 (voir tableau 4). Ce changement d'ordre aboutit à l'affaiblissement de l'effet favorable sur la convergence du changement d'efficacité<sup>16</sup>.

### 5.3 Evolution de l'effet du changement d'efficacité sur la convergence

Comme nous l'avons vu, parmi les trois composantes de la croissance chinoise, le changement d'efficacité est le seul facteur favorisant un processus de convergence. Ceci est confirmé par les coefficients de corrélation présentés dans le tableau 5.

**Tableau 5 : Coefficients de corrélation entre  $\ln(\text{PIB}/\text{travailleur initial})$  et  $\ln ce$ ,  $\ln ct$ ,  $\ln ck$  ainsi que  $\ln pgf$**

	$\ln ce$	$\ln ct$	$\ln ck$	$\ln pgf$
$\ln y_0$	-0,455	0,771	0,547	-0,272
Nombre d'obs.	750	750	750	750

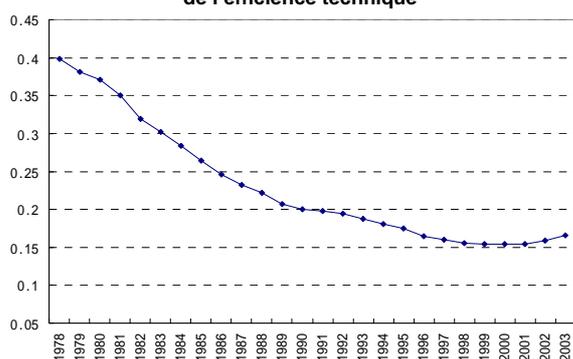
Notes : Tous les coefficients de corrélation sont significatifs au seuil de 1%. L'indice de la PGF est égal au produit de  $ce$  par  $ct$ , tel que  $pgf = ce \cdot ct$ .

Pour analyser l'évolution de l'impact positif de l'efficacité technique sur la convergence, nous avons eu recours au diagnostic basé sur son coefficient de variation (la  $\sigma$ -convergence). Le graphique 7 témoigne d'une tendance globale à la résorption des disparités due au changement d'efficacité, résultat en conformité avec celui obtenu plus haut. Forte dans un premier temps, cette diminution des écarts régionaux s'est ralentie cependant dès le début des années 1990<sup>17</sup>.

<sup>16</sup> Ceci confirme également l'observation dégagée du graphique 7 : la zone Ouest risque d'être marginalisée en ce qui concerne la diffusion de technologie.

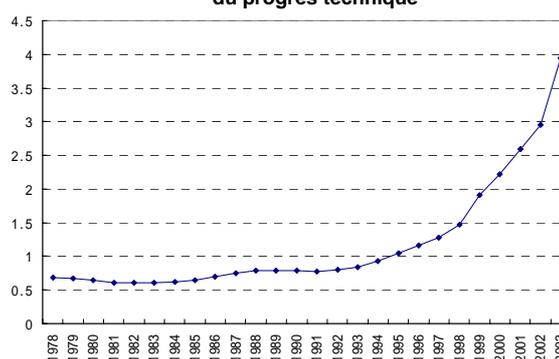
<sup>17</sup> Nous avons effectué l'estimation de la  $\beta$ -convergence, où le taux de croissance imputable au changement d'efficacité est la variable indépendante et  $\ln(\text{PIB}/\text{travailleur})$  initial la variable explicative. Les résultats mettent en évidence que la période 1978-1990 a connu une vitesse de convergence attribuée au changement d'efficacité égale à 5,80%, cette vitesse s'est réduite à 3,93% sur la période 1990-2003 (voir annexe C). Cette manière de procéder est cependant mise en doute parce que  $\ln(\text{PIB}/\text{travailleur})$  initial n'est pas une bonne proxy de l'écart technologique entre provinces.

**Graphique 7 : Coefficient de variation de l'efficacité technique**



Source : Calculs des auteurs.

**Graphique 8 : Coefficient de variation du progrès technique**



Source : Calculs des auteurs.

Deux raisons expliquent cet affaiblissement. Tout d'abord, le concept du changement d'efficacité est étroitement lié à l'idée que les économies peu développées imitent ou adoptent les avancées technologiques et les connaissances qui ont été découvertes et utilisées dans les économies plus développées. Les coûts d'imitation sont supposés être inférieurs à ceux de l'innovation, ce qui tend à engendrer un profil de convergence : les économies suiveuses tendent à croître d'autant plus vite que l'écart qui les sépare des économies avancées est grand (Barro et Sala-I-Martin (1997)). Cependant, ce processus peut être conditionnel, en ce sens que le taux de croissance dépend des écarts technologiques, des niveaux de stock de capital humain, des politiques gouvernementales, des choix de technologies appropriées localement, ainsi que d'autres variables qui influencent le coût d'imitation (Basu et Weil (1998), Acemoglu et Zilibotti (2001)). En conséquence, bien que les zones intérieures (Centre et Ouest) aient bénéficié, dans la première période des réformes, des transferts de technologies supérieures et d'expertise en termes de gestion et de management au coût d'imitation moins élevé, leurs niveaux faibles de stock de capital humain et de travailleurs qualifiés freinent de plus en plus la capacité d'absorption locale des améliorations technologiques<sup>18</sup>. L'effet de l'apprentissage par l'imitation (*learning by watching*)<sup>19</sup> dans ces zones s'est réduit au fil du temps. Le processus de convergence dû au rattrapage technologique, malgré le caractère absolu pour l'instant, est susceptible d'être conditionnel dans le futur. Il apparaît, dès lors, que l'intervention de l'Etat visant à faciliter la transmission des connaissances techniques serait nécessaire.

L'efficacité technique représente également une meilleure utilisation des ressources et des capacités de production. Le régime chinois avant les réformes était marqué par une planification centralisée, dans laquelle l'allocation des ressources n'a pas suivi les avantages comparatifs des provinces. Le niveau de développement des provinces n'a pas reflété leurs capacités respectives de développement. Les réformes, déclenchées en 1978, se sont concentrées sur l'introduction du système d'incitation pendant la première période. Cette période favorise en particulier les zones intérieures (Centre et Ouest) qui ont été les premiers lieux d'expérimentation des réformes. Par exemple, le

<sup>18</sup> En outre, Miller et Upadhyay (2000) soulignent qu'il existe un effet de seuil (*threshold effect*) en ce sens que le degré d'ouverture conditionne l'impact favorable de capital humain sur la diffusion technologique. Cohen (2001) montre également qu'une économie ouverte accroît considérablement le rendement du capital humain. Dans notre cas, outre les dotations insuffisantes en capital humain, le degré d'ouverture faible dans les zones intérieures limite l'impact de capital humain sur le transfert de technologies.

<sup>19</sup> Il existe plutôt un effet de l'apprentissage par la pratique (*learning by doing*) pour la zone Est. Etant le premier lieu d'ouverture à l'extérieur de la Chine, la zone Est doit consacrer plus d'efforts et de ressources pour l'assimilation des connaissances techniques de l'étranger. Cela entraîne donc un coût plus élevé que celui de l'apprentissage par l'imitation (*learning by watching*) dans les zones intérieures (Centre et Ouest).

système de la responsabilité des ménages était instauré à l'origine des provinces de l'Anhui et du Sichuan, et l'autonomie aux entreprises étatiques était accordée initialement à la province du Sichuan. Cependant, à partir du milieu des années 1980, la Chine a préconisé une stratégie séquentielle de développement en accordant la priorité à la zone côtière (Est)<sup>20</sup>. Les investissements d'Etat et le flux d'investissements directs étrangers (IDE) continuent à privilégier la zone Est. La promotion des exportations dans cette zone permet de placer les entreprises locales dans un environnement concurrentiel et par la suite d'accroître leur efficacité. La spécialisation entraîne ainsi une bonne capacité de cette zone à réallouer les facteurs entre différents secteurs d'activités pour profiter de ses avantages comparatifs et s'adapter aux conditions changeantes du marché. A l'inverse, les zones intérieures bénéficient peu de l'ouverture sur cette période des réformes. La mise en place retardée du système de marché et l'absence de mobilité des facteurs de production dans ces zones deviennent de plus en plus les goulets d'étranglement pour capter des gains de l'efficacité productive. Par conséquent, l'impact favorable sur la convergence régionale produit par l'amélioration de l'efficacité technique via la meilleure réallocation des ressources s'affaiblit au fil du temps.

Nos analyses cherchent par ailleurs à apporter une contribution au récent débat sur la convergence de la PGF. Dans notre cadre d'analyse de frontières, la PGF (le progrès technique au sens large) se décompose en progrès technique au sens étroit et changement d'efficacité, soit :  $pgf = ct \cdot ce$ . Les résultats mettent en évidence que le progrès technique s'est avéré non-neutre. Ceci indique que le progrès technique s'est produit le plus souvent dans les provinces développées ayant un ratio capital/travail élevé. Par rapport aux provinces développées, les provinces en retard ont connu une plus forte amélioration de l'efficacité qui a plus que compensé leurs faibles progrès techniques. Ceci explique la convergence de PGF entre les provinces chinoises (voir le tableau 5 dans lequel il est constaté que le gain de PGF est négativement corrélé avec le PIB/travailleur initial). Néanmoins, nous constatons dans le graphique 8, que la courbe représentative du coefficient de variation du progrès technique révèle une accélération forte de la tendance à la divergence sur les années récentes. Combinée avec le constat établi de l'affaiblissement de la convergence du changement d'efficacité, cette accélération a abouti à un effet décroissant, bien qu'encore positif, de la PGF sur la convergence.

## 6. Conclusion

Notre analyse de la croissance de 30 provinces chinoises entre 1978 et 2003, fondée sur une approche de frontières stochastiques, nous permet d'identifier trois éléments fondamentaux pour la compréhension du processus de croissance et de rattrapage en Chine : le changement d'efficacité technique ( $ce$ ), le progrès technique ( $ct$ ) et l'accumulation du capital physique ( $ck$ ).

En matière de croissance, les résultats suggèrent que la contribution du changement d'efficacité technique à la croissance domine la première phase des réformes et l'accumulation du capital physique devient le déterminant dominant de la croissance depuis le début des années 1990, tandis que la contribution du progrès technique reste limitée et négative sur l'ensemble de la période étudiée.

---

<sup>20</sup> Cette stratégie était préconisée officiellement dans le 7<sup>e</sup> plan quinquennal (1986-1990). Dès 1990, la stratégie de développement régional a été ajustée pour mettre un accent sur la considération de l'égalité régionale. Néanmoins, l'impact de cette nouvelle stratégie semble être ambigu, la zone Est continue à bénéficier d'une discrimination positive (Giroir, 1999).

Concernant la convergence, le changement d'efficacité, parmi les trois éléments considérés, semble être le seul facteur de la croissance qui contribue à la convergence régionale. Grâce à la diffusion de changements technologiques et institutionnels, les zones moins développées (Centre et Ouest) tendent à croître plus vite que la zone développée (Est). L'analyse de la  $\sigma$ -convergence indique que cet effet positif sur la convergence s'affaiblit désormais au fur et à mesure de la progression des réformes et risque d'être conditionnel à l'avenir. Nous proposons deux explications pour cet affaiblissement, l'une est l'augmentation des coûts d'imitation de connaissances techniques pour les zones intérieures, l'autre est l'établissement retardé du mécanisme de marché pour l'allocation des ressources dans les zones intérieures. L'intervention de l'Etat se justifie alors en ce sens qu'il consacre ses efforts à la transmission du progrès technique, à la formation de capital humain, à l'ouverture économique, à la mobilité des facteurs de production, ainsi qu'à la construction des infrastructures physiques et institutionnelles. Sans intervention publique, la Chine sera confrontée à une image peu optimiste d'évolution des inégalités entre provinces.

## Références

- ACEMOGLU D. ET F. ZILIBOTTI (2001), "Productivity Differences," *Quarterly Journal of Economics*, 116: 563-606.
- AIGNER D. J., C. A. K. LOVELL ET P. SCHMIDT (1977), "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models," *Journal of Econometrics*, 6: 21-37.
- BARRO R.J. ET X. SALA-I-MARTIN (1997), "Technological Diffusion, Convergence, and Growth," *Journal of Economic Growth*, 2: 1-26.
- BASU S. ET D. N. WEIL (1998), "Appropriate Technology and Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 113: 1025-1054.
- BATTESE, G. E. ET T. J. COELLI (1995), "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production for Panel Data," *Empirical Economics*, 20: 325-332.
- BERGER A. N. ET D. B. HUMPHREY (1997), "Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Directions for Future Research," *Working Paper*, Wharton Financial Institutions Center, University of Pennsylvania.
- BERNARD A. B. ET C. I. JONES (1995), "Productivity and Convergence across U.S. Industries," *Working papers 95-4*, Department of Economics, Massachusetts Institute of Technology.
- BERNARD A. B. AND C. I. JONES (1996), "Technology and Convergence," *The Economic Journal*, 106(437): 1037-1044.
- CAI F., D. WANG ET Y. DU (2002), "Regional Disparity and Economic Growth in China: The Impact of Labor Market Distortions," *China Economic Review*, 13(2-3): 197-212.
- CAVE D. W., L. R. CHRISTENSEN ET W. E. DIEWERT (1982), "The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output and Productivity," *Econometrica*, 50: 1393-1414.
- COELLI T. J., D. S. P. RAO ET G. E. BATTESE (1997), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Kluwer Academic Publishers.
- COHEN D. (2001), "Fear of Globalization: the Human Capital Nexus," Annual Bank Conference on Development Economics, World Bank, Washington, D. C.
- DEMURGER S. (2000), "Ouverture et Croissance Economique en Chine," Etudes du Centre de Développement, série *Croissance à long terme*, OCDE, Paris.
- DÉMURGER S., J. D. SACHS, W. T. WOO, S. BAO, G. CHANG ET A. MELLINGER (2002), "Geography, Economic Policy and Regional Development in China," *Asian Economic Paper*, 1(1): 146-197.
- DOLLAR D. ET E. N. WOLFF (1994), "Capital Intensity and TFP Convergence in Manufacturing, 1963-1985," dans W. J. Baumol, R. R. Nelson et E. N. Wolf (Eds.), *Convergence of Productivity: Cross National Studies and Historical Evidence*, New York : Oxford University Press.
- DOUGHERTY C. ET D. W. JORGENSON (1996), "International Comparison of Sources of Growth," *American Economic Review*, 86: 25-29
- DOUGHERTY C. ET D. W. JORGENSON (1997), "There is No Silver Bullet: Investment and Growth in the G7," *National Institute Economic Review*, 162: 57-74.
- DOWRICK S. ET D. NGUYEN (1989), "OECD Comparative Economic Growth 1950-1985 : Catch-up and Convergence," *American Economic Review*, 79: 1010-1030.

- DOWRICK S. ET M. ROGERS (2002), "Classical and Technological Convergence: Beyond the Solow-Swan Growth Model," *Oxford Economic Papers*, 54: 369-385.
- EASTERLY W. ET R. LEVINE (2001), "What Have We Learned from a Decade of Empirical Research on Growth? It's Not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models," *World Bank Economic Review*, 15: 177-219.
- FARE R., S. GROSSKOPF, M. NORRIS ET Z. ZHANG (1994), "Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries," *American Economic Review*, 84(1): 66-83.
- FECHER F. ET P. PESTIEAU (1993), "Efficiency and Competition in OECD Financial Services," dans H. Fried, C. A. K. Lovell et S. Schmidt (Eds.), *The Measurement of Productive Efficiency*, 374-385, New York : Oxford University Press.
- FRIED H., C. A. K. LOVELL ET S. SCHMIDT (1993), *The Measurement of Productive Efficiency*, New York : Oxford University Press.
- GIROIR G. (1999), "Processus de Développement et Dynamiques Régionales en Chine," Chapitre 7, dans J-P. Larivière (Eds.), *La Chine et les Chinois de la Diaspora*, CNED-SEDES.
- HALL R. ET C. JONES (1999), "Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker Than Others?" *Quarterly Journal of Economics*, 114: 83-116.
- HENDERSON D. J. ET R. R. RUSSELL (2001), "Human Capital and Convergence: A Production-Frontier Approach," *Riverside Working Papers*, University of California.
- ISLAM N. (2003), "What Have We Learnt from the Convergence Debate?" *Journal of Economic Surveys*, 17(3): 309-358.
- JIAN T., J. D. SACHS ET A. M. WARNER (1996), "Trends in Regional Inequality in China," *China Economic Review*, 7(1): 1-21.
- KALIRAJAN K. P., M. B. OBWONA ET S. ZHAO (1996), "A Decomposition of Total Factor Productivity Growth: The Case of Chinese Agricultural Growth Before and After Reforms," *American Journal of Agricultural Economics*, 78: 331-338.
- KODDE, D. A. ET F. C. PALM (1986), "Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions," *Econometrica*, 54: 1243-1249.
- KUMAR S. ET R. R. RUSSELL (2002), "Technological Change, Technological Catch-up, and Capital Deepening: Relative Contributions to Growth and Convergence," *American Economic Review*, 92: 527-548.
- LAU K. T. ET J. C. BRADA (1990), "Technological Progress, Technical Efficiency in Chinese Industrial Growth: A Frontier Production Function Approach," *Chinese Economic Review*, 1: 113-124.
- LUCAS R. E. (1988), "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, 22: 3-42.
- MILLER S. M. ET M. P. UPADHYAY (2000), "The Effects of Openness, Trade Orientation, and Human Capital on Total Factor Productivity," *Journal of Development Economics*, 63: 399-423.
- MILLER S. M. ET M. P. UPADHYAY (2002), "Total Factor Productivity and the Convergence Hypothesis," *Journal of Macroeconomics*, 24: 267-286.
- NATIONAL BUREAU OF STATISTICS OF CHINA (1996), *China Regional Economy: A Profile of 17 Years of Reform and Opening-up*, Beijing : China Statistics Press.
- NATIONAL BUREAU OF STATISTICS OF CHINA (1997), *The Gross Domestic Product of China 1952-1995*, Beijing : China Statistics Press.
- NATIONAL BUREAU OF STATISTICS OF CHINA (1999), *Comprehensive Statistical Data and Materials on 50 years of New China*, Beijing : China Statistics Press.
- NATIONAL BUREAU OF STATISTICS OF CHINA (2000 à 2004), *China Statistical Yearbook*, Beijing : China Statistics Press.
- RAO D. S. P. ET COELLI T. J. (1998), "A Cross-Country Analysis of GDP Growth, Catch-up and Convergence in Productivity, and Inequality," *Working Paper 98-5*, Centre for Efficiency and Productivity Analysis (CEPA).
- NISHIMIZU M. ET J. M. PAGE (1982), "Total Factor Productivity Growth, Technological Progress and Technical Efficiency Change: Dimensions of Productivity Change in Yugoslavia, 1965-78," *Economic Journal*, 92: 920-936.
- SHORROCKS A. F. (1980), "The Class of Additively Decomposable Inequality Measures," *Econometrica*, 48(3): 613-625.
- SOLOW M. R. (1956), "A Contribution to the Theory of Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 70(1): 65-94.
- SOLOW M. R. (1957), "Technical Change and the Aggregate Production Function," *Review of Economics and Statistics*, 39(3): 312-320.
- STOKEY N. L. (1994), "Sources of Economic Growth: Comments on Barro and Lee," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40: 47-57.
- TEMPLE J. (1999), "The New Growth Evidence," *Journal of Economic Literature*, 37(1): 112-156.
- WOLFF E. N. (1991), "Capital Formation and Productivity Convergence," *American Economic Review*, 81: 565-579.
- WU Y. (2000), "Is China's Economic Growth Sustainable? A Productivity Analysis," *China Economic Review*, 11(3): 278-296.
- ZHANG J., G. Y. WU ET J. P. ZHANG (2004), "Capital Stock Estimation of Chinese Provinces," *Economic Research Journal*, 10: 35-44, en chinois.

## Annexe A : Décomposition de la croissance avec l'intégration du capital humain

### Les données sur la variable de capital humain ( $H_{it}$ )

Nous adoptons l'approche proposée par Hall et Jones (1999, pp.89) pour calculer le stock de capital humain. Cette approche porte sur le rendement d'éducation obtenu par l'estimation de la formulation standard due à Mincer (*Mincer wage regression*). Le travailleur effectif est régi par :

$$\hat{L}_{it} = H_{it} L_{it} = e^{\phi(\varepsilon_{it})} L_{it}$$

où  $(.)$  est supposée être une fonction linéaire par morceaux (*piecewise*) avec une pente de 13,4% pour les premières quatre années d'éducation, de 10,1% pour les quatre années suivantes, et de 6,8% pour les années au-delà de huitième année.  $\varepsilon_{it}$  représente le nombre d'années d'éducation moyen, soit :  $\varepsilon_{it} = 5s_1 + 8s_2 + 11s_3 + 15s_4$ , où  $s_{i,i=1,2,3,4}$  désignent les proportions de la population avec la scolarité de l'école primaire, du collège, du lycée et de l'université, respectivement.

### La décomposition quadripartite de la croissance

$$\frac{y_2}{y_1} = \frac{\frac{Y_2}{H_2 L_2}}{\frac{Y_1}{H_1 L_1}} \cdot \frac{H_2}{H_1} = \frac{\hat{y}_2}{\hat{y}_1} \cdot \frac{H_2}{H_1} = \frac{T\hat{E}_2}{T\hat{E}_1} \cdot \left( \frac{\hat{y}_2^f}{\hat{y}_1^f} \cdot \frac{\hat{y}_{21}}{\hat{y}_1^f} \right)^{1/2} \cdot \left( \frac{\hat{y}_{12}}{\hat{y}_1^f} \cdot \frac{\hat{y}_2^f}{\hat{y}_{21}} \right)^{1/2} \cdot \frac{H_2}{H_1} = ce \cdot ct \cdot ck \cdot ch$$

où  $ch$  représente la part du capital humain dans la croissance,  $HL$  exprime le travailleur effectif, et les chapeaux sur les variables signifient la valeur « effective », c'est-à-dire  $y = \text{PIB}$  par travailleur effectif,  $k = \text{capital physique}$  par travailleur effectif. Cette méthode de décomposition quadripartite s'inspire des travaux de Henderson et Russell (2001).

**Tableau A.1 : Estimations et tests du modèle de frontières stochastiques avec l'intégration du capital humain**

Variable dépendante :  $\ln y_{\text{chapeau}} = \ln(\text{PIB}/\text{travailleur effectif})$

Variable	Coefficient	Régression 1	Régression 2	Régression 3	Régression 4	Régression 5
Constante	$\beta_0$	10,244*** (10,489)	5,268*** (23,146)	2,765*** (27,221)	2,712*** (19,974)	4,011*** (19,097)
$\ln k_{\text{chapeau}}$	$\beta_1$	-1,272*** (-4,815)	0,355*** (12,407)	0,670*** (49,348)	0,646*** (44,233)	0,418*** (14,687)
$(\ln k_{\text{chapeau}})^2$	$\beta_2$	0,115*** (6,389)				
$(\ln k_{\text{chapeau}})t$	$\beta_3$	-0,008** (-1,968)	0,019*** (11,959)			0,013*** (7,195)
$t$	$\beta_4$	0,087*** (3,171)	-0,146*** (-13,379)	-0,030*** (-4,135)	0,005** (1,779)	-0,064*** (-5,509)
$t^2$	$\beta_5$	-0,000 (-0,043)	-0,001*** (-3,571)	0,001*** (5,207)		-0,001*** (-4,192)
$d_1$	$\delta_1$	0,073 (0,437)	0,756*** (13,934)	0,668*** (8,971)	0,484*** (5,946)	-0,386*** (-67,737)
$d_2$	$\delta_2$	0,192*** (2,746)	0,916*** (14,968)	0,669*** (7,759)	0,467*** (4,962)	-0,138** (-1,729)
$d_3$	$\delta_3$	0,447*** (11,522)	1,087*** (19,975)	0,889*** (13,444)	0,766*** (9,651)	0,308*** (17,060)
$d_1t$	$\delta_4$	-0,028** (-2,250)	-0,038*** (-8,916)	-0,052*** (-6,913)	-0,031*** (-6,221)	
$d_2t$	$\delta_5$	-0,023*** (-3,764)	-0,049*** (-9,578)	-0,050*** (-5,335)	-0,025*** (-4,689)	
$d_3t$	$\delta_6$	-0,007*** (-2,563)	-0,033*** (-10,861)	-0,026*** (-6,636)	-0,016*** (-4,729)	
<b>Paramètres</b>						
sigma-carré ( $\sigma_u^2 + \sigma_v^2$ )		0,038*** (9,306)	0,049*** (13,021)	0,067*** (10,107)	0,055*** (10,439)	0,043*** (27,392)
Gamma ( $\gamma$ )		0,169* (1,718)	0,936*** (41,191)	0,828*** (24,768)	0,723*** (13,421)	0,052*** (30,877)
log(vraisemblance)		206,071	240,207	178,306	164,790	243,971
Nombre de restrictions (degrés de liberté)		7	7	7	7	4
Nombre d'observations		780	780	780	780	780
<b>Tests <sup>a</sup></b>						
<i>Test sur les effets d'efficience technique <sup>b</sup></i>						
$H_0 : \gamma = 0$		21,784	15,944	-28,814	-28,862	15,944
$H_1 : \gamma > 0$		206,071	240,207	178,306	164,790	243,971
Statistique du RV		368,573**	448,525**	414,240**	387,303**	456,055**
Valeur critique <sup>d</sup>		13,401	13,401	13,401	13,401	8,761
Résultat du test		rejeter $H_0$	rejeter $H_0$	rejeter $H_0$	rejeter $H_0$	rejeter $H_0$
<i>Test sur la spécification du modèle <sup>c</sup></i>						
$H_0$		Régression 1		Régression 3	Régression 4	Régression 2
$H_1$		Régression 2		Régression 2	Régression 2	Régression 5
Statistique du RV		68,271**		123,802**	150,833**	7,530
Valeur critique <sup>d</sup>		14,067		14,067	14,067	9,488
Résultat du test		rejeter $H_0$		rejeter $H_0$	rejeter $H_0$	accepter $H_0$
En faveur de		Régression 2		Régression 2	Régression 2	Régression 2

Notes : Les  $t$  de Student sont indiquées entre parenthèses. \*\*\* résultat significatif au seuil de 1%, \*\* résultat significatif au seuil de 5%, \* résultat significatif au seuil de 10%.

<sup>a</sup> : La statistique de test du RV est définie par  $RV = -2 \{ \ln[\text{vraisemblance}(H_0)] - \ln[\text{vraisemblance}(H_1)] \}$ .

<sup>b</sup> : Ce test permet de tester l'existence ou non des effets d'efficience techniques dans le modèle étudié. La statistique du test suit une loi du chi-deux mixte (*mixed chi-square distribution*) avec la valeur critique trouvée dans le tableau 1 des travaux de Kodde et Palm (1986).

<sup>c</sup> : Ce test est utilisé pour sélectionner la spécification satisfaisante du modèle. La statistique du test est distribuée selon une loi du chi-deux standard.

<sup>d</sup> : Les valeurs critiques présentées ici sont au seuil de 5%.

Tableau A.2 : Décomposition quadripartite de la croissance

$$y_2/y_1 = ce \cdot ct \cdot ck \cdot ch$$

Province	1978-2003					1978-1990					1990-2003				
	$y_2/y_1$	<i>ce</i>	<i>ct</i>	<i>ck</i>	<i>ch</i>	$y_2/y_1$	<i>ce</i>	<i>ct</i>	<i>ck</i>	<i>ch</i>	$y_2/y_1$	<i>ce</i>	<i>ct</i>	<i>ck</i>	<i>ch</i>
Beijing	5,61	0,75	1,00	6,71	1,11	2,01	0,86	1,00	2,51	0,93	2,79	0,87	1,01	2,65	1,20
Tianjin	9,17	1,46	1,01	5,77	1,08	1,90	1,12	1,01	1,84	0,91	4,82	1,30	1,01	3,09	1,18
Hebei	7,33	2,03	0,99	3,27	1,11	1,89	1,63	0,99	1,24	0,94	3,87	1,24	0,99	2,66	1,18
Liaoning	5,66	1,68	1,01	3,16	1,06	1,69	1,28	1,01	1,39	0,94	3,35	1,31	1,00	2,26	1,13
Shanghai	9,24	1,02	1,01	8,26	1,08	2,10	0,97	1,01	2,31	0,92	4,40	1,05	1,02	3,52	1,17
Jiangsu	14,05	1,82	0,99	6,81	1,14	2,73	1,41	0,99	1,93	1,02	5,14	1,29	1,00	3,55	1,12
Zhejiang	13,11	2,18	1,00	5,29	1,14	2,65	1,75	0,99	1,51	1,02	4,95	1,25	1,00	3,55	1,12
Fujian	10,99	2,16	1,00	4,39	1,16	2,53	1,61	0,99	1,57	1,01	4,34	1,35	1,00	2,81	1,15
Shandong	9,75	2,12	0,99	4,04	1,15	2,30	1,57	0,99	1,47	1,01	4,25	1,35	0,99	2,78	1,14
Guangdong	12,81	2,10	0,99	5,79	1,06	3,08	1,85	0,99	1,73	0,98	4,16	1,14	1,00	3,38	1,09
Guangxi	5,03	2,94	0,99	1,61	1,07	1,58	1,58	1,00	1,06	0,95	3,19	1,86	0,99	1,53	1,13
Hainan	8,48	2,46	1,00	3,24	1,06	2,30	1,42	1,01	1,67	0,96	3,68	1,73	1,00	1,93	1,10
<b>Est<sup>a</sup></b>	<b>9,27</b>	<b>1,89</b>	<b>1,00</b>	<b>4,86</b>	<b>1,10</b>	<b>2,23</b>	<b>1,42</b>	<b>1,00</b>	<b>1,69</b>	<b>0,97</b>	<b>4,08</b>	<b>1,31</b>	<b>1,00</b>	<b>2,81</b>	<b>1,14</b>
Shanxi	5,73	1,91	0,99	2,82	1,07	1,91	1,63	0,99	1,19	1,00	3,00	1,17	0,99	2,42	1,07
Mongolie Int.	7,24	2,02	0,99	3,29	1,10	2,16	1,63	0,99	1,36	0,99	3,35	1,24	0,99	2,45	1,12
Jilin	6,11	1,85	1,00	3,01	1,10	1,54	1,31	0,99	1,22	0,97	3,96	1,41	0,99	2,49	1,13
Heilongjiang	4,07	1,26	1,00	2,83	1,14	1,54	0,96	1,00	1,62	0,99	2,64	1,32	1,00	1,74	1,15
Anhui	6,50	2,72	0,99	2,18	1,11	1,94	1,43	0,99	1,37	1,00	3,35	1,91	0,98	1,61	1,11
Jiangxi	7,37	2,37	0,98	2,73	1,16	1,94	1,80	0,98	1,07	1,03	3,79	1,32	0,98	2,62	1,12
Henan	6,26	2,62	0,99	2,23	1,09	2,16	1,77	0,99	1,27	0,98	2,90	1,48	0,98	1,79	1,11
Hubei	8,86	2,57	0,99	3,08	1,12	2,27	1,92	0,99	1,23	0,97	3,90	1,34	0,99	2,54	1,16
Hunan	5,59	2,39	0,99	2,04	1,16	1,76	1,53	0,99	1,18	0,99	3,17	1,57	0,98	1,76	1,17
<b>Centre<sup>a</sup></b>	<b>6,41</b>	<b>2,19</b>	<b>0,99</b>	<b>2,69</b>	<b>1,12</b>	<b>1,91</b>	<b>1,55</b>	<b>0,99</b>	<b>1,28</b>	<b>0,99</b>	<b>3,34</b>	<b>1,42</b>	<b>0,99</b>	<b>2,16</b>	<b>1,13</b>
Sichuan	6,47	2,64	0,99	2,23	1,11	1,91	1,72	0,99	1,09	1,03	3,39	1,54	0,98	2,07	1,08
Guizhou	4,30	2,52	0,99	1,61	1,07	1,84	1,74	0,99	1,10	0,97	2,34	1,45	0,98	1,49	1,11
Yunnan	5,19	2,70	0,99	1,77	1,09	2,09	2,23	0,99	0,94	1,00	2,49	1,21	0,98	1,91	1,09
Tibet	6,56	1,49	0,98	3,95	1,14	2,11	1,70	0,97	1,23	1,04	3,11	0,88	0,98	3,30	1,10
Shaanxi	5,34	2,22	0,99	2,15	1,13	2,05	1,49	1,00	1,38	1,00	2,61	1,49	0,99	1,57	1,13
Gansu	4,45	2,55	0,99	1,61	1,10	1,38	1,57	0,99	0,86	1,04	3,22	1,62	0,98	1,91	1,06
Qinghai	3,73	1,24	1,00	2,76	1,09	1,49	1,14	1,00	1,26	1,03	2,51	1,08	1,00	2,20	1,05
Ningxia	4,16	1,80	1,01	2,14	1,08	1,85	1,48	1,01	1,21	1,02	2,25	1,21	1,00	1,76	1,06
Xinjiang	7,68	1,59	1,00	4,42	1,09	2,73	1,55	1,00	1,71	1,03	2,81	1,02	1,00	2,58	1,06
<b>Ouest<sup>a</sup></b>	<b>5,32</b>	<b>2,08</b>	<b>0,99</b>	<b>2,52</b>	<b>1,10</b>	<b>1,94</b>	<b>1,62</b>	<b>0,99</b>	<b>1,20</b>	<b>1,02</b>	<b>2,75</b>	<b>1,28</b>	<b>0,99</b>	<b>2,09</b>	<b>1,08</b>
<b>National<sup>a</sup></b>	<b>7,23</b>	<b>2,04</b>	<b>1,00</b>	<b>3,51</b>	<b>1,11</b>	<b>2,05</b>	<b>1,52</b>	<b>0,99</b>	<b>1,42</b>	<b>0,99</b>	<b>3,46</b>	<b>1,33</b>	<b>0,99</b>	<b>2,40</b>	<b>1,12</b>
Coef. de variation	0,38	0,27	0,01	0,49	0,03	0,20	0,20	0,01	0,27	0,04	0,23	0,19	0,01	0,27	0,04
Contribution (%) <sup>b</sup>		36,04	0,00	63,47	5,28		58,33	-1,40	48,85	-1,40		22,97	-0,81	70,53	9,13

Note : <sup>a</sup> : Cela signifie les moyennes à la zone Est, Centre, Ouest et à la Chine, respectivement.

<sup>b</sup> : La contribution de chaque élément à la croissance est calculée par  $\ln(ce, ct \text{ ou } ck) / \ln(y_2/y_1)$  dont les résultats sont en %.

## Annexe B : Indices cumulatifs (enchaînés)

**Tableau B : Indices cumulatifs du changement d'efficacité (*ce*), du progrès technique (*ct*), de l'accumulation de capital (*ck*), ainsi que de la productivité globale des facteurs (*pgf*)**

année	<i>ce</i>	<i>ct</i>	<i>ck</i>	<i>pgf</i> <sup>a</sup>
1978/1979	1,000	1,000	1,000	1,000
1979/1980	1,046	0,986	1,018	1,031
1980/1981	1,077	0,971	1,025	1,045
1981/1982	1,135	0,956	1,051	1,085
1982/1983	1,193	0,941	1,085	1,123
1983/1984	1,296	0,927	1,139	1,201
1984/1985	1,362	0,913	1,210	1,244
1985/1986	1,361	0,900	1,275	1,226
1986/1987	1,407	0,889	1,343	1,250
1987/1988	1,472	0,877	1,406	1,292
1988/1989	1,483	0,866	1,450	1,285
1989/1990	1,505	0,855	1,490	1,287
1990/1991	1,557	0,844	1,539	1,314
1991/1992	1,669	0,833	1,632	1,390
1992/1993	1,763	0,823	1,751	1,451
1993/1994	1,831	0,813	1,906	1,489
1994/1995	1,873	0,805	2,077	1,507
1995/1996	1,921	0,797	2,245	1,530
1996/1997	1,956	0,790	2,427	1,545
1997/1998	1,970	0,784	2,652	1,544
1998/1999	1,987	0,778	2,977	1,547
1999/2000	1,999	0,774	3,237	1,548
2000/2001	2,011	0,771	3,526	1,549
2001/2002	2,011	0,767	3,826	1,543
2002/2003	2,002	0,765	4,221	1,531

Notes : Les indices cumulatifs sont calculés sur la base des indices obtenus des décompositions pour toutes les deux années voisines de l'ensemble de la période 1978-2003.

<sup>a</sup> : L'indice de la PGF est égal au produit de *ce* par *ct*, tel que  $pgf = ce \cdot ct$ .

## Annexe C : Estimations de la convergence absolue

**Tableau C.1 : Estimations de la convergence absolue du changement d'efficience**

Variable dépendante :  $g_{ce} = \ln ce$

Méthode d'estimation : MCQG (moindres carrés quasi-généralisés)

Variable	1978-2003	1978-1990	1990-2003
Constante	0,262*** (0,000)	0,381*** (0,000)	0,303*** (0,000)
$\ln y_0$	-0,027*** (0,000)	-0,042*** (0,000)	-0,031*** (0,000)
<i>Vitesse de convergence</i>	4,391%	5,802%	3,934%
Nombre d'observation	750	360	390
Test d'hétéroscédasticité du RV	128,03 (0,000)	78,53 (0,000)	115,92 (0,000)
Test d'autocorrélation dû à Wooldridge	79,037 (0,000)	61,593 (0,000)	156,709 (0,000)

Note : Les *p-value* sont indiquées entre parenthèses. \*\*\* résultat significatif au seuil de 1%. La méthode d'estimation de MCQG a été utilisée pour corriger l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation des erreurs.

**Tableau C.2 : Estimations de la convergence absolue de la PGF**

Variable dépendante :  $g_{pgf} = \ln pgf = \ln ce - ct$

Méthode d'estimation : MCQG (moindres carrés quasi-généralisés)

Variable	1978-2003	1978-1990	1990-2003
Constante	0,160*** (0,000)	0,260*** (0,000)	0,178*** (0,000)
$\ln y_0$	-0,016*** (0,000)	-0,029*** (0,000)	-0,018 *** (0,000)
<i>Vitesse de convergence</i>	2,072%	3,526%	2,072%
Nombre d'observation	750	360	390
Test d'hétéroscédasticité du RV	134,37 (0,000)	77,95 (0,000)	123,42 (0,000)
Test d'autocorrélation dû à Wooldridge	75,301 (0,000)	59,067 (0,000)	156,262 (0,000)

Note : Les *p-value* sont indiquées entre parenthèses. \*\*\* résultat significatif au seuil de 1%. La méthode d'estimation de MCQG a été utilisée pour corriger l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation des erreurs.