

# L'état de santé converge-t-il entre les provinces chinoises ?

Chunli MA<sup>1</sup>, CERDI-IDREC, Université d'Auvergne, FRANCE

## *Résumé*

La période de transition en Chine a été marquée par une amélioration substantielle de l'état de santé. Cependant, cette amélioration ne s'est pas réalisée au même rythme ni au même niveau dans les différentes provinces. Ceci nous a conduit à nous interroger sur les modalités d'évolution de l'état de santé de la population chinoise. Une étude statistique des taux de mortalité des enfants montre que l'état de santé converge en terme de dispersion absolue. Ce n'est, en revanche, plus le cas lorsque nous examinons la dispersion relative de cet indicateur. Cette  $\sigma$ -convergence de l'état de santé n'est non plus justifiée en termes de taux d'incidence des maladies infectieuses sous la surveillance gouvernementale.

La partie économétrique de cet article fait appel à la théorie de la  $\beta$ -convergence. L'indicateur de santé est transformé en indice d'accomplissement « logistique » pour tenir compte du rendement décroissant de la santé. Les résultats montrent que l'état de santé, mesuré par le taux de mortalité des enfants, converge conditionnellement entre les provinces, alors que la morbidité des maladies infectieuses converge de façon non conditionnelle. L'augmentation du revenu par tête a contribué à l'amélioration de l'état de santé de la population chinoise, tandis que les dépenses publiques de santé joue un rôle indéterminé.

**Mots-clés : convergence, mortalité infantile, maladies contagieuses, Chine**

---

<sup>1</sup> Coordonnées de l'auteur : Chunli MA, CERDI-CNRS, 65, Boulevard François-Mitterrand, 63000 Clermont-Ferrand, France. Tel : 0033 4 73 17 74 18, Email : c.ma@u-clermont1.fr.

## **Introduction**

Durant sa période de transition d'une économie planifiée vers une économie de marché, la Chine a enregistré des améliorations substantielles en matière de l'état de santé de la population. A titre d'exemple, l'espérance de vie à la naissance a augmenté continuellement, passant de 57 ans en 1957 à 67,9 en 1981, puis à 68,6 en 1990 avant d'atteindre à 71,4 ans en 2000 (YPHC, 1999 ; CPSY, 2002). Cependant, l'amélioration de l'état de santé ne s'est pas réalisée au même rythme ni au même degré dans les différentes provinces. On constate une forte disparité en matière de l'état de santé d'une province à l'autre. Cela nous conduit à nous interroger sur les modalités d'évolution (convergent ou divergent) de l'état de santé entre les provinces chinoises durant la période des réformes. Il y a convergence lorsque l'état de santé de la population des provinces en retard améliore plus vite que celui des provinces avancées en cette matière. Deux questions sont posées dans cet article : est-ce que l'état de santé converge ou diverge entre les provinces ? Dans le cas d'une convergence, est-ce une convergence conditionnelle, non conditionnelle ou une convergence des clubs ? Pour répondre à ces questions, nous ferons appel à la théorie de la convergence et aux études empiriques sur les déterminants de l'état de santé.

Ce papier sera organisé de la façon suivante. Tout d'abord, nous discutons la mesure de l'état de santé de la population chinoise dans l'époque de réformes. Puis, nous examinons la  $\sigma$  -convergence de l'état de santé entre les provinces dans la section 2. Ensuite, nous développons le modèle de la  $\beta$  -convergence dans la section 3. Enfin, nous présentons les résultats et les interprétations de l'étude empirique de la  $\beta$  -convergence dans le cas de la Chine dans la section 4 et la conclusion se trouve dans la dernière section.

### **1. Mesure de l'état de santé de la population chinoise**

Durant la période de transition, la Chine a connu une forte croissance économique, avec un taux de croissance annuel du produit intérieur brut (PIB) par tête de 8,14% entre 1978 et 2000 (à yuan constant de 1978) (CSY, 2001). On constate alors de profonds changements dans les conditions socio-économiques de la Chine. Le taux de natalité, qui était de 34,03‰ en 1957, a chuté à 14,03‰ en 2000 (CSY, 2001). La part de la population âgée de plus de 65 ans était de 4,9% en 1982, alors qu'elle représentait 7,4% de la population en 1999 (CSY, 2000). En même temps, le nombre moyen de membres d'un ménage a diminué. De plus, l'éducation de la population s'améliore au cours du temps. Le nombre de personnes dans la population ayant acquis une éducation secondaire (collèges et lycées) a augmenté de 314 à 451 par 1000 personnes entre 1990 et 2000, et celui ayant acquis une éducation universitaire (supérieure au

baccalauréat, soit très sélective en Chine) de 14 à 36 par 1000 personnes (CSY, 2001). Dans ce contexte de développement socio-économique, l'état de santé de la population chinoise s'est énormément amélioré au cours du temps. L'espérance de vie à la naissance, établie à plus de 70 ans en 2000 (CPSY, 2002) montre que la Chine est entrée dans la période de maladies dégénératives (man-made diseases) selon la théorie de transition épidémiologique proposée par Omran (1971). Cependant, l'amélioration de l'état de santé ne s'est pas réalisée systématiquement dans tous les domaines de la santé. On constate encore une haute sévérité des maladies infectieuses. A titre d'exemple, nous constatons une recrudescence de la tuberculose pulmonaire dans les années récentes. Elle figure parmi les dix causes principales de mortalité de la population chinoise rurale durant la période 1986-1998 (YPHC, 1987-1999).

Nous examinons deux types d'indicateurs de santé dans cet article. Le premier concerne la mortalité des enfants (à savoir le taux de mortalité infantile et le taux de mortalité infanto-juvénile). Il reste un bon indicateur de santé dans la mesure où le niveau absolu du développement économique est encore faible et que la variation de cet indicateur est sensible aux changements socio-économiques en Chine pendant les années de réformes (Sun et al., 1994). Le second concerne la morbidité des maladies infectieuses (à savoir le taux d'incidence total des 23 maladies infectieuses sous la surveillance gouvernementale). Etant donnée la haute sévérité des maladies infectieuses, cet indicateur nous permettra de collecter des informations supplémentaires sur l'état de santé de la population chinoise.

## **2. $\sigma$ -convergence de l'état de santé entre les provinces**

La  $\sigma$ -convergence est définie par Sala-i-Martin (1995) comme la tendance à la réduction dans la dispersion des niveaux de la variable d'intérêt au cours du temps, soit  $\sigma_{t+T} < \sigma_t$ , où  $\sigma_t$  est l'écart type de la variable. Elle fournit un aperçu global de l'évolution des écarts interrégionaux sans s'interroger sur les forces qui sous-tendent le processus de convergence.

En Chine, le taux de mortalité infantile (TMI) a connu une réduction tendancielle au cours du temps. En 1958, il était de 80,8‰. Puis, il a diminué à 34,7‰ en 1981, avant d'atteindre à 28,4‰ en 2000 (YPHC, 2003). La dispersion absolue de cet indicateur a également diminué entre les provinces dans le temps. Comme le montre l'écart type du TMI, sa dispersion absolue était de 23,97‰ et 20,32‰ respectivement en 1981 et 1989 (MSP, 1995). Puis durant la décennie 1990, la dispersion absolue du TMI est tombée continuellement de 15,10‰ (1992) à 8,81‰ (2000) (L'annexe 1). L'état de santé mesuré par le TMI a donc convergé en terme de la dispersion absolue.

Cependant, cette tendance de convergence n'est pas aussi évidente si nous examinons le degré de sa dispersion relative, mesuré par son coefficient de variation<sup>2</sup>. En fait, le coefficient de variation, qui était de 59% en 1981, est passé à 65% en 1989 (MSP, 1995). Il a ensuite fluctué au début de la décennie 1990, avant de se stabiliser autour de 46,8% dans les années suivantes (L'annexe 1).

Les disparités observées dans l'état de santé trouvent, pour une large part, leurs sources dans la position géographique des provinces. On regroupe donc les provinces en trois régions<sup>3</sup> selon le plan géoéconomique de la Chine. On constate alors que le TMI a évolué de façon distincte d'une région à l'autre (L'annexe 1). A titre d'exemple, au niveau moyen, le TMI est presque deux fois moins élevé à l'Est qu'à l'Ouest. La dispersion absolue reste faible à l'Est et au Centre. Mais la tendance à la baisse dans ces deux régions n'est pas aussi évidente qu'à l'Ouest. Quant à la dispersion relative, elle a connu une diminution puis une remontée dans toutes les trois régions. De ce fait, le TMI n'a pas connu une convergence évidente au niveau régional.

Un examen du taux de mortalité des enfants de moins de cinq ans montre des résultats similaires. Ainsi, l'état de santé, mesuré par le taux de mortalité des enfants, montre une tendance à la convergence si l'on tient compte de sa dispersion absolue entre les provinces. Cependant, l'évolution de sa dispersion relative ne montre pas une telle tendance, que ce soit au niveau des provinces ou des régions.

La liste des maladies infectieuses<sup>4</sup> sous la surveillance gouvernementale est établie selon la fréquence et la sévérité de la maladie. Le taux d'incidence de toutes les 19 maladies infectieuses sous la surveillance était de 2076,2 (pour 100 000 personnes) en 1980. Ce chiffre a diminué à 337,71 en 1989. Après 1990, suite au réajustement de la liste sous la surveillance,

---

2 Le coefficient de variation, noté CV, correspond à l'écart type de la distribution exprimé en pourcentage de la moyenne de la distribution. L'objectif du coefficient de variation est de fournir un indice quantitatif permettant de comparer le taux de dispersion de distributions dans certaines situations où leur échelle de mesure respective ne sont pas comparables.

<sup>3</sup> Selon le plan géoéconomique, les provinces chinoises sont traditionnellement regroupées en 3 Régions. La Région Est comprend Beijing, Tianjin, Hebei, Liaoning, Shanghai, Zhejiang, Jiangsu, Shandong, Fujian, Guangdong, Guangxi et Hainan. La Région Centre comprend Heilongjiang, Jilin, Shanxi, Neimenggu, Henan, Jiangxi, Anhui, Hubei et Hunan. Le reste constitue la Région Ouest, y compris Sichuan, Chongqing, Yunnan, Guizhou, Tibet, Shaanxi, Gansu, Qinghai, Ningxia et Xinjiang.

<sup>4</sup> Avant 1990, 19 maladies contagieuses sont à déclarer obligatoirement, soit peste, cholera, diphtérie, fièvre cérébrospinal, coqueluche, scarlatine, rougeole, grippe, dysenterie, fièvre typhoïde et paratyphoïde, hépatite virale, poliomyélite, encéphalite B, malaria, leishmaniose, forest tick-born encephalitis, tsutsugamushi disease, fièvre hémorragie épidémique et leptospirose. A partir de 1990, 9 nouveaux types de maladies contagieuses (soit sida, blennorragie, syphilis, rage, anthrax, brucelloses, fièvre typhus, kala azar et fièvre dengue) ont remplacé 5 anciens (soit fièvre cérébrospinal, grippe, dysenterie, leishmanioses et maladie tsutsugamushi). La liste a ensuite été élargie pour y inclure le tétanos et la tuberculoses pulmonaires à partir de 1996.

le taux d'incidence total des 23 maladies désormais figurant dans la liste était de 235,11 pour 100 000 personnes en 1992, avant de diminuer sans cesse jusqu'à 135,98 pour 100 000 personnes en 2002. La morbidité des maladies infectieuses a diminué au cours du temps.

Elle a également connu des variations importantes entre les provinces. L'écart type du taux d'incidence des 23 maladies infectieuses a d'abord diminué de 146,35 à 68,81 entre 1991 et 1995, avant de remonter à 99,74 en 1998. Le coefficient de variation, qui mesure la dispersion relative de l'indicateur, a connu une évolution similaire. Celui-ci diminue de 47,06% à 33,44% entre 1991 et 1994 puis remonte à 46,60% en 1998 (RASP, 1991-2000). Par conséquent, le taux d'incidence des maladies infectieuses sous la surveillance gouvernementale ne converge pas pendant la période de notre étude.

Au niveau régional, c'est au Centre de la Chine que les maladies infectieuses recensées par le Ministère ont connu le taux de morbidité le plus faible. La dispersion absolue et la dispersion relative de cet indicateur ont toutes les deux diminué au cours du temps dans cette région. Au contraire, à l'Est et à l'Ouest, le niveau moyen, l'écart type et le coefficient de variation de ce taux de l'incidence ont tous diminué au début de la décennie 1990 et puis remonté dans les années suivantes.

## **2 β –convergence et l'état de santé**

Les études de la β -convergence trouvent leur origine dans le modèle de croissance néo-classique (Barro, 1995). Traditionnellement, la β -convergence correspond à l'hypothèse que le taux de croissance du revenu par tête dépend négativement de sa valeur atteinte antérieurement en raison d'un phénomène de rendements décroissants. Si nous supposons que le principe des rendements décroissants s'applique tout aussi bien à la (production de) survie en matière de santé qu'à la production de biens, il est alors possible de tester la relation entre la variation de la survie et sa valeur initiale. Etant donné la fonction suivante :

$$\Delta H_t = H_t - H_{t-1} = \alpha + \beta H_{t-1} + \gamma Z_t + \mu_t, \quad (1)$$

avec  $H_t$  indicateur de l'état de santé, fonction de sa valeur initiale,  $H_{t-1}$  et d'un vecteur de variables socio-économiques,  $Z_t$ . Par conséquent, l'état de santé à l'état régulier sera déterminé par la fonction suivante :

$$H_t^* = -(\alpha/\beta) - (\gamma/\beta) Z_t \quad (2)$$

$\alpha$ ,  $\beta$  et  $\gamma$  sont des coefficients à estimer.

Selon la théorie de la β -convergence, si  $\beta$  est significativement négatif et  $\gamma$  est égal à 0, l'état de santé a une convergence absolue. En d'autres termes, l'état de santé converge vers un

niveau de long terme identique, quelles que soient les conditions initiales des provinces. Les provinces en retard en matière de l'état de santé tendent à s'améliorer plus vite que les provinces avancées.

Dans le cas où  $\beta$  est significativement négatif et  $\gamma$  est significativement différent de 0, l'état de santé satisfait l'hypothèse de convergence conditionnelle. Cette hypothèse suggère que, parmi toutes les provinces similaires en termes de caractéristiques structurelles socio-économiques (par exemple, en termes de préférences, de taux de croissance démographique ou de politique publique), le taux de variation de l'état de santé est une fonction décroissante de son niveau initial. L'état de santé a un taux d'amélioration d'autant plus élevé qu'il est éloigné de son état régulier. L'hypothèse de convergence conditionnelle est étroitement liée à l'idée que l'état de santé se caractérise par un équilibre régulier unique et globalement stable.

Plusieurs études empiriques transversales ont testé l'existence de « convergence » dans l'état de santé, l'état de santé étant mesuré par l'espérance de vie (Ram, 1998 et Hobijn et Franses, 2001) ou la survie des enfants (Anand et Ravallion, 1993 et Guillaumont et Grigoriou, 2003). Parmi ces études, Ram (1998) met en évidence une convergence de l'espérance de vie conditionnée positivement sur le revenu réel par tête, tandis que Guillaumont et Grigoriou (2003) obtiennent une convergence de la survie des enfants conditionnée sur le revenu réel et les politiques macro-économiques. L'ensemble de ces études tend à montrer l'existence d'une convergence conditionnelle et non absolue l'état de santé. En outre, ces études mettent également en évidence le rôle potentiel des politiques macro-économiques dans les déterminants de l'état de santé. Dans la mesure où aucune étude jusqu'à présent n'a tenté d'examiner l'hypothèse de convergence sur des données chinoises, il nous a paru pertinent (i) de combler ce vide en procédant à une analyse de la convergence en Chine (ii), et ce, tout en tenant compte des spécificités chinoises et notamment de la diversité provinciale.

En effet, les disparités socioéconomiques sont importantes dans les provinces chinoises. A titre d'exemple, la disponibilité des établissements de santé, la distribution de la population, l'urbanisation, l'accès à l'eau potable, sont tous étroitement liés à la localisation de la province. Il est donc évident que le système dynamique des provinces en matière de l'état de santé est caractérisé par l'existence d'équilibres multiples et localement stables. Dans ce cas-là, l'hypothèse de convergence (conditionnelle) des clubs à partir des notions de polarisation, trappe à pauvreté et « clustering », serait préférable à celle de convergence conditionnelle. Sous cette hypothèse, l'état de santé de la population des provinces où les caractéristiques structurelles sont identiques converge vers un niveau de long terme identique pour autant que

les conditions initiales de ces provinces soient suffisamment proches. D'où notre hypothèse que l'état de santé de la population chinoise converge au niveau régional et à vitesse différente parmi les régions. Afin de tester cette hypothèse, nous introduisons une variable muette région (notée  $D_i$ ) dans l'équation (1) :

$$dH_t = H_t - H_{t-1} = \alpha + \beta H_{t-1} + \beta' H_{t-1} * D_i + \gamma Z_t + \mu_t \quad (3)$$

Si  $\beta'$  est significativement différent de 0 parmi les régions, alors l'hypothèse de convergence des clubs est justifiée.

Dans l'ensemble des estimations qui suivent l'état de santé,  $H_t$ , sera mesuré par le taux de mortalité des enfants et le taux d'incidence des 23 maladies infectieuses. Or, s'agissant de ces deux indicateurs de santé (comme d'autres indicateurs du développement humain), un problème préalable se pose du fait de la nature « bornée » de leur valeur absolue. Il en résulte que la « convergence » en matière de santé se différencie fondamentalement de la convergence en matière de revenu (Hobijn et Franses, 2001 ; Guillaumont et Grigoriou, 2003). Il est donc nécessaire de trouver d'abord une façon pertinente de mesurer l'indicateur d'intérêt. Etant donné qu'il est d'autant plus difficile de l'améliorer que l'on s'approche de sa limite, nous aurons recours à l'indice de performance de l'indicateur concerné. Pour ce faire, nous transformons la valeur absolue de l'indicateur en indice d'accomplissement « logistique »<sup>5</sup> selon la méthode développée par Kakwani (1993 et 1995) et Bhalla et Glewwe (1986) :

$$F(S_i) = \text{Ln}(S_i/M_i).$$

$M_i$ , indicateur de santé,  $S_i$ , taux de survie et  $S_i = 1 - M_i$ .

La fonction d'accomplissement ainsi définie se caractérise par trois propriétés importantes : elle est croissante par rapport à  $S_i$  ; elle est convexe sur  $S_i$  et la valeur de l'indice ainsi calculé n'a plus de limite quand  $S$  s'approche de sa borne maximum.

Deux variables seront introduites dans la régression comme variables de contrôle : le revenu annuel par tête et les dépenses publiques de santé.

L'augmentation du revenu de par son impact sur la qualité de vie (en termes notamment de nutrition, logement, etc.) réduit les « maladies de pauvreté ». Elle favorise également l'accessibilité aux soins auparavant découragée par la non solvabilité des patients. Tout cela favorise l'amélioration de l'état de santé. Nous attendons donc un effet positif de cette variable sur l'amélioration de l'état de santé, comme ce qu'ont montré plusieurs études de

---

<sup>5</sup> Etant donné le taux de survie,  $S_i$ , et  $S_i = 1 - M_i$ , l'indice d'accomplissement « logistique » est calculé selon  $F(S_i) = \text{Ln}(S_i/(\max(S) - S_i))$ . D'où une mesure approchée (quand  $\max(S)=1$  ou  $\min(M)=0$ ),  $F(S_i) = \text{Ln}(S_i/M_i)$ .

déterminants de la mortalité des enfants (voir, parmi d'autres, Filmer et Pritchett, 1999 ; Audibert et Mathonnat, 2000 ; Wang, 2003 ; Gupta et al., 2002 ; Guillaumont et Grigoriou, 2003). Néanmoins, par manque de données provinciales concernant le revenu disponible, nous utilisons le PIB annuel réel par tête.

Les dépenses publiques de santé<sup>6</sup> en Chine permettent le financement du fonctionnement des établissements de santé publics, tels que les hôpitaux publics généraux, les centres de santé primaires, les centres anti-épidémiologiques et les centres de protection des mères et des enfants, etc. L'efficacité de ces dépenses publiques de santé réside d'abord dans le mode de distribution intrasectorielle des ressources, puisque les interventions sanitaires les plus efficaces en termes de coût sont souvent celles du caractère préventif (Sahn et Bernier, 1993 ; Pradhan, 1996). L'efficacité des dépenses publiques de santé dépend également positivement du lien entre les dépenses publiques et l'amélioration de l'état de santé de la population. Dans le cas où les ressources sont distribuées en faveur des services de soins primaires (c'est-à-dire les services de soins préventifs et de simples soins curatifs) et que le lien est fort, les dépenses publiques de santé sont supposées avoir un impact positif sur l'amélioration de l'état de santé. Cependant, dans la plupart des pays en voie de développement, comme en Chine, l'allocation des ressources publiques était excessivement distribuée en faveur des services de soins curatifs (Pradhan, 1996 ; Filmer et Pritchett, 1999 ; Gupta et al., 2002). Le lien entre les dépenses publiques et l'état de santé est faible (Filmer et al., 1998 ; Filmer et Pritchett, 1999). Selon eux, l'impact des dépenses publiques sur l'état de santé est déterminé par une chaîne composée de quatre éléments successifs : allocation du budget, efficacité du secteur public, impact du marché sur la demande de services par les consommateurs et impact des services de soins sur l'état de santé. Si l'un de ces maillons est faible, alors l'impact total sera faible. A titre d'exemple, les centres de santé dans les zones rurales n'ont pas toujours d'intérêt à se moderniser à cause de leur faible capacité financière, de leur petit volume d'activités et de leur capacité technique limitée (Gu, 1998). Cela a limité leur capacité à fournir les soins de santé primaires et urgents nécessaires avec une qualité donnée. Les ressources publiques attribuées dans ces centres de santé ont donc moins de chance d'avoir un gain en termes de l'amélioration de l'état de la santé. Beaucoup d'études

---

<sup>6</sup> Elles désignent uniquement la part de dépenses publiques de santé pour la cause de santé publique dans ce papier. En réalité, les dépenses publiques de santé en Chine sont très complexes. Normalement, elles comprennent trois parties : celle pour la cause de santé publique, celle d'investissement de santé et celle pour l'assurance-maladie. La part d'investissement est attribuée pour la construction des grandes infrastructures telle que la création d'un hôpital public, et celle de l'assurance-maladie pour le bien-être des fonctionnaires. Puisque les données provinciales de ces deux dernières parties ne sont pas disponibles, on étudie seulement les dépenses publiques de santé pour la cause de santé publique.

empiriques ont montré que les dépenses publiques de santé ont un impact soit faible soit statistiquement non significatif sur l'état de santé mesuré par le taux de mortalité infantile (TMI) ou le taux de mortalité des enfants de moins de cinq ans (TM5) (Kim & Moody, 1992 ; McGuire et al., 1993 ; Musgrove, 1996 ; Filmer et al., 1998 ; Filmer & Pritchett, 1999). L'impact des dépenses publiques de santé sur l'état de santé est donc supposé indéterminé dans notre analyse.

### **3 Résultats et interprétations**

Les estimations sont faites à partir des données en panel du niveau provincial, couvrant la période 1992-1998. Ces données sont extraites du « Rapport annuel de la santé en Chine », des « Annuaire statistiques de la Chine », des « Annuaire de la santé publique » et des « Annuaire de la population chinoise ». Une description statistique des variables se trouve dans l'annexe 3.

La relation de causalité réciproque est évidente entre les dépenses publiques de santé et l'état de santé de la population. C'est le même cas pour la relation entre l'état de santé de la population et le revenu disponible annuel par tête des habitants, du fait que la santé est l'un des aspects les plus importants du capital humain. On instrumente donc ces deux variables avec, parmi d'autres variables retardées, deux variables exogènes, c'est-à-dire la longueur des autoroutes par kilomètre carré (soit un indicateur d'infrastructures) et le revenu public par tête du gouvernement provincial.

Les résultats économétriques sont présentés dans le tableau 1.

L'existence de la convergence de l'état de santé est confirmée au niveau national, puisque le coefficient devant la variable dépendante retardée est significativement négatif (l'équation 1). C'est-à-dire, plus son niveau initial est élevé, moins vite sera l'amélioration de l'état de santé. La vitesse de convergence<sup>7</sup> est 0,092 au niveau national pendant les années de notre étude. Autrement dit, 9,2 pour cent de l'écart entre l'état actuel et l'état régulier de la survie des enfants de moins d'un an disparaît en un an. Les provinces en retard en matière de l'état de santé ont donc la possibilité de résorber la moitié de la trajectoire initiale en 7,5 ans.

Conformément à notre hypothèse, la vitesse de convergence varie d'une région à l'autre (l'équation 2). Dans la région Est, elle est de 0,078 durant les années de notre étude, tandis qu'elle augmente à 0,081 et 0,092 respectivement dans la Région Centre et la Région Ouest.

---

<sup>7</sup> La vitesse de convergence,  $\lambda$ , est calculée comme suit,  $\lambda = -\ln(1+\beta)/T$ , où  $\beta$  est le coefficient devant la variable dépendante retardée et  $T$  la période d'étude. La moitié du temps pour résorber la distance entre son niveau initial et son état régulier,  $t^*$ , est la solution qui satisfait la condition  $e^{-\lambda t^*} = 0,5$ . Prenant logarithme naturel,  $t^* = -\ln(0,5)/\lambda$ .

Par conséquent, afin de rattraper la moitié de leur retard, les provinces de l'Est ont besoin de 8,89 ans et ceux du Centre 8,55 ans.

**Tableau 1 Convergence de l'état de santé en termes d'indice d'accomplissement « logistique » (estimations avec GMM système)**

Variables	Enfants de moins d'un an		Enfants de moins de cinq ans		Maladies infectieuses	
	Eq. 1	Eq. 2	Eq. 3	Eq. 4	Eq. 5	Eq. 6
Variable dépendante retardée ( $H_{t-1}$ )	-0,226 (3,00)		-0,309 (3,70)		-0,522 (3,54)	
$H_{t-1}$ *DummyRegion_Est		-0,232 (2,92)		-0,268 (2,97)		-0,42 (3,94)
$H_{t-1}$ *DummyRegion_Centre		-0,253 (2,24)		-0,277 (2,20)		-0,425 (4,12)
$H_{t-1}$ *DummyRegion_Ouest		-0,264 (2,58)		-0,309 (2,56)		-0,447 (4,39)
PIB par tête ( $\text{Ln}Y_{it}$ )	0,208 (2,72)	0,179 (2,51)	0,287 (3,63)	0,197 (3,03)	0,196 (1,88)	0,042 (0,49)
Dépenses publiques de santé par tête ( $\text{Ln}Gh_{it}$ )	0,01 (0,16)	-0,013 (0,17)	-0,039 (0,67)	-0,012 (0,18)	-0,258 (1,95)	-0,159 (1,66)
Constant	-0,819 (2,51)	-0,466 (1,28)	-1,096 (3,27)	-0,531 (1,59)	2,264 (2,55)	2,71 (3,98)
Nombre d'observations	110	110	110	110	112	112
Sargan test	0,219	0,895	0,296	0,887	0,31	0,28
AR(1)	0,005	0,044	0,004	0,021	0,013	0,006
AR(2)	0,896	0,924	0,772	0,684	0,245	0,086

Notes : Les estimations sont faites pour 29 provinces, avec Chongqing et Tibet exclus.

La valeur absolue des statistiques t de Student est indiquée entre parenthèses.

Les instruments utilisés pour l'estimation en GMM sont  $\Delta H_{t-1}$ ,  $\Delta \text{Ln}Y_{it-1}$ ,  $\Delta \text{Ln}Gh_{it-1}$ ,  $\Delta \text{Ln}Yg_{it}$  (recettes publiques par tête des provinces) et  $\Delta \text{Ln}Lr_{it}$  (longueur des autoroutes par kilomètre carré) pour les équations en niveau,  $H_{t-2}$ ,  $\text{Ln}Y_{it-2}$ ,  $\text{Ln}Gh_{it-2}$ ,  $\text{Ln}Yg_{it-1}$ ,  $Lr_{it-1}$  et les retards suivants pour les équations en différence.

Par ailleurs, la convergence a été conditionnelle dans tous ces cas puisque le revenu annuel par tête, une des variable de contrôle, est toujours statistiquement significatif. L'état de santé, mesuré par la survie des enfants de moins d'un an, converge à son état régulier déterminé par les facteurs structurels sociaux et économiques.

Dans ce processus, l'augmentation du revenu annuel par tête a contribué positivement à l'amélioration de la survie des enfants. Plus la croissance économique est rapide, meilleure est la survie des enfants de moins d'un an (Anand et Ravallion, 1993 ; Guillaumont et Grigoriou, 2003 et Griogoriou et al., 2003). Le coefficient devant les dépenses publiques de santé n'est pas statistiquement significatif.

Les estimations sur la survie des enfants de moins de cinq ans nous donnent des résultats similaires, bien que la vitesse de convergence devienne moins vite (l'équation 3 et 4). Cela justifie la robustesse de nos résultats. Ainsi, l'état de santé, mesuré par le taux de mortalité des enfants, converge entre les provinces. La vitesse de convergence varie d'une région à l'autre. Par ailleurs, c'est une convergence conditionnelle vers l'état régulier déterminé par des facteurs structurels.

Pour étudier le cas des maladies infectieuses, nous avons transformé leur taux d'incidence en indice d'accomplissement « logistique » de la même façon que le TMI afin de tenir compte du rendement décroissant de la santé. Les résultats<sup>8</sup> montrent que le taux d'incidence des maladies infectieuses converge également dans les années 1990 (l'équation 5). La vitesse de convergence est supérieure à celle avec la survie des enfants, soit 0,185 pour l'ensemble des provinces. Elle varie également entre les régions (l'équation 6).

Cependant, les variables de contrôle, le revenu par tête ou les dépenses publiques de santé, ne sont plus statistiquement significatives. Cela semble dire que l'impact de ces deux facteurs est moins fort pour le gain de performance en matière de traitement des maladies infectieuses que son effet positif et évident sur la survie des enfants. Au lieu de converger conditionnellement, l'état de santé, mesuré par la morbidité des maladies infectieuses, a eu une convergence absolue durant les années étudiées.

Cependant, l'interprétation des résultats doit rester prudente. D'abord, les erreurs de mesure de l'état de santé pourraient être importantes en Chine (Wang, 2003). Ensuite, la liste des maladies infectieuses sous la surveillance gouvernementale ne comprend que des grandes maladies infectieuses traditionnelles. Elle ne peut pas refléter de façon complète la présence et la sévérité de toutes les maladies infectieuses. Par ailleurs, puisque c'est un indicateur synthétisé, il cache des informations sur la morbidité spécifique d'une maladie. Par exemple, le taux d'incidence total des 23 maladies sous la surveillance gouvernementale a diminué au cours du temps. Cependant, le taux d'incidence de la tuberculose pulmonaire a tendu à la hausse. Son taux d'incidence spécifique était de 32,73 par 100 000 personnes en 1997. Puis, il a continué à monter pour atteindre à 44,06 par 100 000 personnes en 2001 (YPHC, 2003).

## **Conclusion**

Dans le contexte de changements profonds socio-économiques durant la période de réformes, l'état de santé de la population chinoise a connu des améliorations substantielles. Cependant,

---

<sup>8</sup> Nous avons utilisé les mêmes procédures économétriques que précédemment (GMM système).

cette amélioration ne s'est pas réalisée au même rythme dans toutes les provinces. L'examen de l'écart type de la mortalité des enfants et du taux d'incidence des maladies infectieuses montre que l'état de santé a une tendance de convergence au cours du temps. Cependant, le coefficient de variation de ces indicateurs, qui mesure leur dispersion relative, ne montre pas un tel résultat évident.

Les estimations empiriques font appel à la théorie de la  $\beta$  –convergence. Les résultats montrent que l'état de santé, mesuré par la survie des enfants, converge entre les provinces vers son état régulier déterminé par des facteurs socio-économiques durant les années 1990. La vitesse de convergence varie parmi les régions. Et dans ce processus, le revenu annuel réel a joué un rôle positif et les dépenses publiques de santé un rôle indéterminé. La survie des enfants montre donc une évolution de convergence conditionnelle des clubs au niveau régional. Quant aux maladies infectieuses, les estimations empiriques montrent l'existence d'une convergence absolue. La vitesse de convergence varie également d'une région à l'autre.

## **Bibliographie**

- Anand, Sudhir et Ravallion, Martin (1993), « Human development in poor countries : on the role of private incomes and public services », *Journal of Economic Perspectives*, Vol.7, No.1, winter 1993, pages 133-150.
- Audibert, Martine et Mathonnat, Jacky (2000), « Does external openness influence the infant mortality rates? An econometric investigation for the Chinese provinces », *Health and system Science*, Vol. 4, pages 65-90.
- Banque mondiale (1993), « Rapport sur le développement dans le monde : investir dans la santé », Oxford University Press, New York, NY.
- Barro, Robert (1995), « Economic growth », McGraw-Hill.
- Bhalla, Surjit S. et Glewwe, Paul (1986), « Growth and equity in developing countries : a reinterpretation of the Sri Lankan experience », *The World Bank Economic Review*, Vol.1, No.1, pages 35-63.
- Filmer, D & Pritchett, L. (1999), « The impact of public spending on health : does money matter? », *Social science & medicine*, Vol.49, pages 1309-1323.
- Filmer, D., Hammer, J. & Pritchett, L. (1998), « Health policy in poor countries : weak links in the chain », Policy research working paper No.1874, World Bank, Washington, DC.
- Gu, xingyuan (1998), « Intervention study on health financing system in China's poor rural area », Shanghai Medical University Press.
- Guillaumont, Patrick et Grigoriou, Christopher (2003), « La fonction dynamique de survie : convergence versus stratégie de développement », 26ème journées des économistes français de la santé, « santé et développement », CERDI-IDREC, Université d'Auvergne, Clermont-Ferrand, France, 9-10 janvier 2003.
- Gupta, S., Verhoeven, M. & Tiongson, E.R. (2002), « The effectiveness of government spending on education and health care in developing and transition economies », *European journal of political economy*, Vol.18, pages 717-737.
- Hobijn, Bart et Franses, P.H. (2001), « Are living standards converging », *Structural Change and Economic Dynamics*, Vol.12, pages 171-200.
- Kakwani, N. (1993), « Performance in living standards : an international comparison », *Journal of Development Economics*, Vol.41, pages 307-336.
- Kakwani, N. (1995), « Structural adjustment and performance in living standards in developing countries », *Development and Change*, Vol.26, pages 469-502.
- Kim, K & Moody, P.M. (1992), « More resources better health ? a cross national perspective », *Social science & medicine*, Vol.34, pages 837-842.
- McGuire, A., Parkin, D. & Gerard, K. (1993), « Econometric analysis of national health expenditures : can positive economics help answer normative questions ? », *Health economics*, Vol. 2, pages 113-126.
- Musgrove, P. (1996), « Public and private roles in health : theory and financing patterns », World Bank discussion paper, No.339, Washington, DC.
- Omran, AR. (1971), « The epidemiologic transition: a theory of the epidemiology of population change », *Milbank Fund Quarterly*, Vol.49, pages 509-538.

- Pradhan, S. (1996), « Evaluation public spending : a framework for public expenditure reviews », World Bank discussion paper No.323, Washington, DC.
- Ram, Rati (1998), « Forty years of the life span revolution : an exploration of the roles of convergence, income and policy », *Economic Development and Cultural Change*, Vol.46, No. 4, July 1998, pages 849-857.
- Sab, Randa et Smith, Stephen C. (2001), « Humain capital convergence : international evidence », IMF Working paper, pages 33.
- Sab, Randa et Smith, Stephen C. (2002), « Humain capital convergence : a joint estimation approach », IMF Staff papers, Vol.49, No.2, pages 200-211.
- Sahn, D. et Bernier, R. (1993), « Evidence from Africa on the intrasectoral allocation of social sector expenditures », Cornell Food and Nutrition Policy Program working paper No.45, Cornell University, Ithaca.
- Sala-i-Martin, X. (1995), « The classic approach to convergence analysis », CEPR Discussion paper, No. 1254, Londres.
- Sun, K. et al. (1994), « The population of China towards the 21st century », China Statistical Press, Beijing, P.R.China.
- Wang, Limin (2001), « Determinants of child mortality in LDCs : empirical findings from demographic and health surveys », *Health policy*, Vol.65, pages 277-299.
- CSY: china statistical yearbook, publié par China statistical publishing house, versions diverses.
- RASP: Rapport annuel de la santé publique, publié par le Ministère de la santé publique, versions diverses.
- YPHC: yearbook of public health in China, publié par public health publishing house, versions diverses.
- CPSY: china population statistical yearbook, publié par china population publishing house, versions diverses.
- MSP (1995), « mortality data of china population », China population publishing house, 1995.

## Annexe

### Annexe 1 Variation du taux de mortalité infantile entre les provinces chinoises

<i>tmi</i>	<i>Obs,</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart type</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>	<i>CV</i>
<i>National</i>						
1981	28	40,42	23,97	16,10	115,00	59,30
1989	30	30,90	20,32	8,80	96,20	65,75
1992	30	25,44	15,10	10,14	80,01	59,36
1993	28	23,82	14,78	9,93	73,87	62,04
1994	30	22,95	11,79	9,07	53,94	51,36
1995	30	22,19	10,39	8,20	49,48	46,81
1996	30	23,35	10,90	9,54	50,28	46,66
1997	31	22,72	10,50	6,53	48,05	46,22
1998	31	22,07	10,35	6,10	46,45	46,88
2000	31	18,88	8,81	4,55	38,58	46,68
<i>Région Est</i>						
1981	11	23,93	6,42	16,10	35,50	26,82
1989	12	18,08	10,06	8,80	44,00	55,67
1992	12	18,27	10,03	10,14	47,08	54,89
1993	12	14,41	3,09	9,93	18,58	21,42
1994	12	14,38	3,39	9,07	21,28	23,61
1995	12	14,35	4,10	8,20	23,97	28,60
1996	12	14,97	4,46	9,54	25,72	29,77
1997	12	14,30	4,65	6,53	24,30	32,53
1998	12	14,19	5,16	6,10	22,95	36,34
2000	12	11,96	4,29	4,55	19,61	35,86
<i>Région Centre</i>						
1981	9	34,86	10,56	19,90	50,50	30,29
1989	9	26,87	8,67	18,40	43,00	32,27
1992	9	20,79	3,26	16,86	26,69	15,70
1993	8	19,92	3,59	15,52	25,32	18,03
1994	9	19,85	2,80	16,70	24,78	14,12
1995	9	19,61	3,16	15,74	26,21	16,11
1996	9	23,18	8,54	15,24	42,85	36,84
1997	9	22,66	7,50	14,09	39,46	33,08
1998	9	21,62	6,79	14,69	37,15	31,39
2000	9	18,67	6,62	11,76	32,25	35,45
<i>Région Ouest</i>						
1981	8	69,35	24,62	38,70	115,00	35,50
1989	9	52,04	22,67	22,00	96,20	43,56
1992	9	39,63	18,69	19,75	80,01	47,15
1993	8	41,85	16,55	22,16	73,87	39,56
1994	9	37,47	11,03	22,72	53,94	29,44
1995	9	35,22	8,20	22,72	49,48	23,27
1996	9	34,71	8,92	21,81	50,28	25,71
1997	10	32,87	9,07	19,08	48,05	27,58
1998	10	31,94	9,61	16,76	46,45	30,08
2000	10	27,36	7,31	15,90	38,58	26,72

## Annexe 2 Variation de l'incidence des 24 maladies infectieuses recensées

<i>mcill</i>	<i>Obs,</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart type</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>	<i>CV</i>
<b><i>National</i></b>						
1991	30	310,99	146,35	136,40	884,29	47,06
1992	30	256,03	99,41	128,29	580,55	38,83
1993	30	216,19	89,16	84,41	481,92	41,24
1994	30	208,17	69,60	88,83	339,90	33,44
1995	30	200,14	68,81	93,25	359,85	34,38
1996	30	196,94	77,11	91,23	371,48	39,15
1997	30	206,25	97,30	84,47	463,71	47,18
1998	31	214,04	99,74	91,25	477,42	46,60
2000	31	177,14	77,51	76,53	352,04	43,76
<b><i>Région Est</i></b>						
1991	12	270,92	104,00	142,81	426,50	38,39
1992	12	252,27	96,17	128,30	388,61	38,12
1993	12	230,48	90,05	84,41	355,03	39,07
1994	12	210,38	79,33	88,83	330,57	37,71
1995	12	190,29	74,81	93,25	306,11	39,31
1996	12	184,09	76,08	91,23	323,52	41,33
1997	12	186,54	91,64	84,47	374,24	49,12
1998	12	190,32	87,51	91,25	385,77	45,98
2000	12	177,51	78,02	89,98	309,60	43,95
<b><i>Région Centre</i></b>						
1991	9	264,66	104,69	136,40	469,53	39,56
1992	9	214,04	68,40	128,29	341,88	31,96
1993	9	169,13	51,41	103,74	258,60	30,40
1994	9	169,09	46,71	118,91	248,82	27,62
1995	9	169,05	44,81	114,97	239,04	26,51
1996	9	155,61	42,65	105,71	234,32	27,41
1997	9	151,61	33,05	101,31	206,23	21,80
1998	9	152,86	29,77	102,07	185,91	19,47
2000	9	121,25	23,08	76,53	155,54	19,04
<b><i>Région Ouest</i></b>						
1991	9	410,73	189,20	260,73	884,29	46,06
1992	9	303,03	118,06	185,21	580,55	38,96
1993	9	244,19	106,51	132,01	481,92	43,62
1994	9	244,29	59,45	181,32	339,90	24,34
1995	9	244,38	63,43	167,52	359,85	25,96
1996	9	255,39	75,92	155,01	371,48	29,72
1997	9	287,15	101,85	178,72	463,71	35,47
1998	10	297,56	103,75	166,12	477,42	34,87
2000	10	227,00	78,91	121,56	352,04	34,76

### Annexe 3 Description statistique des variables

Variable	Obs.	Moyen	Ecart type	Min.	Max.
<i>Etat de santé :</i>					
Taux de mortalité infantile (%)	228	21,80	10,40	4,55	50,28
Taux de mortalité des enfants de moins de 5 ans (%)	229	27,77	13,23	6,17	64,92
Taux d'incidence des maladies contagieuses recensées (1/100 000)	290	212,61	85,91	76,53	469,53
Taux de mortalité due aux maladies contagieuses recensées (1/100 000)	290	0,46	0,42	0,04	3,53
<i>Variables de contrôle ou d'instrument :</i>					
PIB par tête (yuan constant 1991)	290	3713	2803	904	19917
Financement public de la santé par tête (yuan constant 1991)	145	10,2	6,3	4,0	41,6
Revenu public par tête du gouvernement provincial (yuan constant 1991)	290	431,1	496,5	86,6	3656,8
Longueur des autoroutes par kilomètre carré (kilomètres)	272	73,3	129,8	0,1	774,6